

X11ARMMI version 2000

une mise à jour de la

MÉTHODE DE DÉSAISONNALISATION

X11ARMMI/88

Développée par
Estela Bee Dagum

- FONDEMENTS ET GUIDE D'UTILISATION -

Centre de recherche et d'analyse des séries chronologiques
Statistique Canada - Ottawa - Canada - K1A 0T6
Juillet 2000

PRÉFACE

PARTIE A

CHAPITRE I	- AMÉLIORATIONS APPORTÉES A LA VERSION 2000	1
	- X11ARMMI/88 - PERFECTIONNEMENTS, FONDEMENTS ET SPÉCIFICATIONS	1
SECTION 1.	Introduction	1
SECTION 2.	Perfectionnements apportés B la fonction de prévision	2
2.1	Série de modPles ARMMI intégrés	2
2.2	Horizon de prévision variable	3
2.3	Extrapolation rétrospective	3
2.4	Niveaux d'acceptation pour les critPres d'ajustement et de prévision	4
2.5	Valeurs d'autocorrélation des résidus	4
2.6	Itération nulle pour les estimations des paramPtres des modPles fournis par l'utilisateur	4
2.7	Suppression automatique des variations imputables aux jours ouvrables et de l'effet de Pâques avant la modélisation par processus ARMMI	4
SECTION 3.	Perfectionnements apportés B la fonction de désaisonnalisation	4
3.1	Estimation de l'effet de Pâques	4
3.1.1	Procédure d'identification des valeurs extrLmes	6
3.2	Accroissement de la précision des filtres asymétriques de Henderson	7
3.3	Sélection automatique des filtres saisonniers de l'option implicite basés sur le rapport global I/S	7
3.4	Rééchelonnement de la série initiale	9
3.5	Ajustements préalables temporaires et permanents des valeurs initiales	9
3.6	Graphiques des variations irréguliPres imputables aux jours ouvrables selon le type de mois	9
3.7	Imprimés choisis par l'utilisateur	9
3.8	Fichier des statistiques	9
3.9	Fichier des coefficients préalables pour jours ouvrables	9
CHAPITRE II	- FONDEMENTS DE LA MÉTHODE DE DÉSAISONNALISATION X11ARMMI	11
SECTION 1.	Introduction	11
SECTION 2.	ModPles et extrapolations ARMMI	13
SECTION 3.	Choix des modPles ARMMI	15
	L'option automatisée ARMMI	15
	Identification de modPles ARMMI par l'utilisateur	17
	- Faible khi-carré	18
	- Application d'un trop grand nombre de différences	18
	- Erreurs d'extrapolation élevées	18
SECTION 4.	Propriétés fondamentales des moyennes mobiles du X11ARMMI	19
	Principales étapes de la production d'une série désaisonnalisée	19
	Propriétés fondamentales des filtres de lissage linéaires bilatéraux (coefficients centraux) du X11ARMMI	20
	Propriétés fondamentales des filtres de lissage linéaires unilatéraux (coefficients terminaux) du X11ARMMI	22

SECTION 5. Avantages du X11ARMMI par rapport B la variante X-11 de la Census Method II	23
SECTION 6. Autres améliorations incorporées B la version automatisée du X11ARMMI	24
- Test F de la présence d'un mouvement saisonnier - Tableau B1	24
- Test de la présence d'un mouvement saisonnier évolutif - Tableau D8	24
- Test composé de la présence d'un mouvement saisonnier identifiable - Tableau D8	25
- Test de la présence d'un mouvement saisonnier résiduel - Tableau D11	25
- Test du caractPre aléatoire des résidus par le périodogramme cumulé normalisé	25
- Tableau D11A, oj les totaux annuels des valeurs désaisonnalisées sont égaux aux totaux annuels des données brutes	26
- Ensemble de statistiques de contrôle de la qualité	26
Tableaux	27
Graphiques	27
ModPle Logarithmique	27
Autres caractéristiques du X11ARMMI/80	28
CHAPITRE III - L'AJUSTEMENT DES SÉRIES SYNTHÉTIQUES	29
CHAPITRE IV - SPÉCIFICATIONS DU X11ARMMI --- Notations et symboles	31
Spécifications du X11ARMMI mensuel	32
PART A. Ajustements préalables	32
PART B. Estimation préliminaire de la variation imputable aux jours ouvrables et des coefficients des jours ouvrables	37
PART C. Estimation finale de la variation imputable aux jours ouvrables	45
PART D. Estimation finale des facteurs de l'ajustement en fonction de l'effet de Pâques	48
PART B. Estimation préliminaire de pondération applicable aux valeurs extrLmes	50
PART C. Estimation finale des coefficients de pondération applicable aux valeurs extrLmes	52
PART D. Estimation finale des facteurs saisonniers, de la tendance-cycle, de la composante irréguliPre et de la série désaisonnalisée, corrigée des variations imputables aux jours ouvrables, de l'effet de Pâques et des facteurs préalables d'ajustement permanent	53
PART E. Série brute et série finale corrigée des facteurs saisonniers, des variations imputables aux jours ouvrables, de l'effet de Pâques et des facteurs préalables d'ajustement permanent, modifiées	55
PART F. Moyenne mobile MDC et mesures statistiques récapitulatives	56
PART G. Graphiques	60
Spécifications de la procédure variable d'estimation de la tendance-cycle	61
Spécifications de la procédure variable d'estimation des facteurs saisonniers	61
Spécifications du X11ARMMI (multiplicatif et additif ou log-additif) trimestriel	62
CHAPITRE V - MOYENNES MOBILES FIXES DU X11ARMMI	63
Moyennes mobiles servant B l'estimation des facteurs saisonniers	63
Tableau explicatif I. Moyennes mobiles fixes utilisées pour l'estimation des facteurs saisonniers	63
Tableau explicatif II. Ensemble des coefficients substitutifs correspondants aux moyennes mobiles fixes dont le nombre de coefficients est plus grand que le nombre de rapports S-I disponibles	64
Moyennes mobiles servant B l'estimation de la tendance-cycle	65
Tableau explicatif III. Moyennes mobiles fixes utilisées pour l'estimation de la tendance-cycle	65

BIBLIOGRAPHIE	67
<u>PARTIE B</u>	
GUIDE D'UTILISATION DU X11ARMMI Version 2000	68
NOTE POUR L'UTILISATEUR DU MICRO-ORDINATEUR	70
SECTION 1. Introduction	71
SECTION 2. Conventions du programme X11ARMMI	71
SECTION 3. Méthodes d'accPs au X11ARMMI	71
SECTION 4. Index des commandes du X11ARMMI	74
SECTION 5. Commandes relatives B l'ENTRÉE	74
SECTION 6. Commandes et options relatives B la DÉSAISONNALISATION et aux modPles ARMMI . . .	74
SECTION 7. Options relatives B l'AJUSTEMENT PRÉALABLE	74
SECTION 8. Options relatives B la MODIFICATION DES VALEURS EXTRKMES	74
SECTION 9. Options relatives B l'AJUSTEMENT EN FONCTION DES JOURS OUVRABLES	74
SECTION 10. Options relatives B l'AJUSTEMENT POUR TENIR COMPTE DE L'EFFET DE PÂQUES	74
SECTION 11. Ajustement des TOTAUX ANNUELS	74
SECTION 12. Options relatives aux MOYENNES MOBILES	74
SECTION 13. Options relatives B la SORTIE	74
SECTION 14. Commandes et options relatives B la COMPOSITION	74
SECTION 15. Commandes DIVERSES	74
ÉCHANTILLONS D'IMPRIMÉS	103
EXEMPLE 1 (Série échantillon trimestrielle avec un identificateur d'année B 2 chiffres (format 3)) .	105
EXEMPLE 2 (Composition)	113
EXEMPLE 3 (Série de flux mensuelle traitée avec une extrapolation de 36 mois (dépassant l'an 2000), un ajustement de l'effet de Pâques B l'aide de l'option ETENDUE fixé B 9 jours par l'utilisateur et l'extraction des valeurs extrLmes)	123

PRÉFACE DE LA version 2000 DU PROGRAMME

La variante X11 du logiciel de désaisonnalisation Census Method II, qui est le noyau du programme X11ARMMI/88, fut développée au cours des années 60 alors que l'an 2000 était encore bien loin. Aussi le calendrier utilisé par défaut lors de certains calculs ne s'étendait pas au-delà de 1999 et un identificateur annuel à deux chiffres était alors suffisant. La version 2000 du X11ARMMI remédie à ces problèmes tout en permettant encore l'utilisation d'identificateurs annuels à deux chiffres. Deux nouveaux formats à quatre chiffres ont également été ajoutés pour satisfaire aux nouveaux besoins.

La sortie de cette nouvelle version est l'occasion d'apporter plusieurs modifications au programme. Certaines corrigent quelques petites erreurs alors que d'autres augmentent la convivialité du logiciel. La liste de ces changements est présentée au début du chapitre I.

La version 2000 du X11ARMMI résulte d'un travail d'équipe assidu de la part des membres du Centre de recherche et d'analyse en séries chronologiques. Nous remercions tout spécialement Paul Wong pour avoir diligemment programmé les changements et France Guindon pour avoir consciencieusement préparé cette nouvelle version corrigée du manuel. Mentionnons aussi l'importante contribution de Dominique Ladiray qui a aidé à corriger certaines incohérences observées entre le codage du X11ARMMI et les spécifications paraissant dans le chapitre 4. Dominique Ladiray, qui est administrateur de l'INSEE en France, a réalisé ce travail pendant un séjour à Statistique Canada.

PRÉFACE DU PROGRAMME X11ARMMI/88

Le X11ARMMI est le fruit de plusieurs années de recherches effectuées par le personnel de la Division des séries chronologiques - Recherche et Analyse, et de mes travaux personnels. La recherche portait sur les problèmes qu'ont connus la plupart des séries chronologiques pendant cette décennie en raison d'importants changements institutionnels, technologiques, économiques et de l'évolution du comportement.

La méthode X11ARMMI est une version améliorée du programme X11ARMMI/80, qui comprend de nouvelles options, en plus de toutes celles qui étaient offertes par le dernier. Parmi les divers perfectionnements, la méthode X11ARMMI/88 présente deux autres modèles ARMMI pour le programme d'extrapolation automatique, l'estimation de l'effet de Pâques, la sélection variable automatique des moyennes mobiles saisonnières, des modifications a priori permanentes, la suppression automatique des variations imputables aux jours ouvrables et/ou de l'effet de Pâques avant la modélisation par processeur ARMMI, de nouveaux graphiques et des imprimés choisis par l'utilisateur.

J'aimerais remercier tout spécialement les collaborateurs suivants: Kim Chiu, qui a écrit la version pour micro-ordinateur et introduit les nouveaux changements dans la version de l'unité centrale, Mike Cheng, qui a rédigé le préprocesseur des deux versions basés sur des mots clés, Guy Huot, qui a planifié et coordonné la mise en oeuvre des deux nouveaux perfectionnements et la rédaction du guide d'utilisation, ainsi que Marietta Morry, qui a planifié et coordonné les essais. Je remercie également John Higginson, Pierre Cholette, Helen Fung, Paul Wong, Sean House, Maria Andrassy-Bitto et France Guindon de l'aide précieuse qu'ils ont apportée lors des diverses étapes de la réalisation de ce travail.

Mme Estela Bee Dagum, D.Ph., Directrice
Division des séries chronologiques - Recherche et analyse
Statistique Canada
Octobre 1988

PART A

**AMÉLIORATIONS APPORTÉES
A LA version 2000**

**X11ARMMI/88
PERFECTIONNEMENTS,
FONDEMENTS ET SPÉCIFICATIONS**

CHAPITRE I

AMÉLIORATIONS APPORTÉES A LA VERSION 2000

1. Les formats intégrés du X11ARMMI qui n'utilisent que deux chiffres pour identifier les années restent valides. Le programme produira en un identificateur B quatre chiffres en utilisant l'algorithme suivant:
 - S Si l'identificateur B 2 chiffres est plus petit ou égal B 25 (incluant 00), les 2 premiers chiffres de l'identificateur B 4 chiffres seront égaux B 20.
 - S Si l'identificateur B 2 chiffres est plus grand que 25, les 2 premiers chiffres de l'identificateur B 4 chiffres seront égaux B 19.
2. Un nouveau format utilitaire CANSIM a été intégré au X11ARMMI afin de permettre la lecture des séries CANSIM dont les années comportent un identificateur B 4 chiffres. Le mot-clé d'option d'entrée est "CANSIM2" (A8,I4,I2,2X,I4,I2,2X,12E16.10,1X,I1,12X) et celui du format de sortie est "7" (c.-B-d.: PERF 7 (tab1, Id1, dec1, tab2, Id2, dec2, ...)).
3. Deux nouveaux formats sont disponibles
 - S Le "format 8" est un format d'entrée et de sortie des données qui s'écrit: (A8,I4,6F11.0,2X/12X,6F11.0,2X) pour les séries mensuelles et (A8,I4,4F11.0,24X) lorsqu'elles sont trimestrielles. L'identificateur de l'année comprend 4 chiffres et celui de la série compte 8 caractères justifiés B gauche.
 - S Le "format 6" (9F12.0), permet une sortie des données en colonne. Un maximum de 9 tableaux peut être sorti.
4. Il y a maintenant 3 options TOTAUX: TOT 0, TOT 1 ET TOT 2. TOT 0, l'option par défaut, préserve les totaux annuels de la série désaisonnalisée. TOT 2 contraint les totaux annuels de la série désaisonnalisée à être égaux B ceux de la série originale du tableau A1. TOT 1 s'emploie généralement lorsque la série est modifiée de façon permanente par des facteurs préalables d'ajustement et que l'utilisateur veut que les totaux annuels de la série désaisonnalisée soient égaux B ceux de la nouvelle série modifiée du tableau A3. Toutefois, B défaut de facteurs préalables permanents d'ajustement, TOT 1 donne les mêmes résultats que TOT 2. Lors de la désaisonnalisation de séries agrégées, l'option TOTAL appliquée B la première série ajustée indirectement s'applique également B toutes les séries de l'agrégat.
5. Le programme produit un nouveau fichier (STAT) qui contient les mesures statistiques se rapportant aux composantes de chaque série.

Les clients qui ont acquis le programme X11ARMMI avant 1990 remarqueront que nous avons introduit un module de Pâques B effet graduel décrit B la page 4 de ce manuel. Les mots-clés d'option se trouvent aux pages 90 et 91.

Nous avons corrigé une erreur d'identification et de remplacement des valeurs extrêmes, aussi les estimations peuvent être légèrement différentes de ce qu'elles étaient auparavant selon les séries.

La description des changements apportés B la version 2000 est surlignée en gris tout au long du manuel.

SECTION 1. Introduction

Au cours des années 1980, plusieurs événements B caractère économique et institutionnel ont modifié la tendance des composantes des séries chronologiques, ce qui a créé de nouveaux problèmes relatifs B l'exactitude et B l'utilité des données désaisonnalisées. Parmi ces événements, signalons notamment la forte récession de 1981-1982, l'adoption de nouveaux règlements gouvernementaux qui autorisent les commerces

B rester ouverts plus longtemps et/ou B ouvrir leurs portes le dimanche, ainsi que le fait que Pâques est tombée plus tôt que d'habitude (en 1980, 1983, 1985, 1986 et 1988). Pour résoudre ces problPmes, la Division des séries chronologiques - Recherche et analyse s'est livrée B un travail considérable de recherche, qui a abouti B de nouveaux perfectionnements et B l'application de ces derniers B la version X11ARMMI/88.

Le programme X11ARMMI/88 qui, comme la méthode X11ARMMI (décrit dans les chapitres II et III de cette publication), a été mis au point par Dagum (1980), exécute trois fonctions fondamentales, soit 1) la prévision; 2) la désaisonnalisation; et 3) la composition des séries originales et désaisonnalisées. Les derniers perfectionnements touchent les deux premiPres fonctions principales.

Les perfectionnements apportés B la fonction de prévision du programme X11ARMMI/88 sont les suivants: 1) une nouvelle série de modPles ARMMI intégrés; 2) des horizons de prévision variables; 3) l'extrapolation rétrospective des séries de moins de sept ans uniquement; 4) de nouveaux niveaux d'acceptation pour les critPres d'ajustement et d'extrapolation; 5) l'impression des autocorrélations des résidus en provenance de modPles ARMMI intégrés; 6) l'itération nulle pour les estimations des paramPtres des modPles fournis par l'utilisateur; et 7) la suppression automatique des variations liées aux jours ouvrables et de l'effet de Pâques (s'il y a lieu) avant la modélisation par processus ARMMI.

La fonction de désaisonnalisation de la méthode X11ARMMI/88 comprend: 1) l'estimation de l'effet de Pâques; 2) l'accroissement de la précision des filtres asymétriques de la tendance cycle de Henderson; 3) la sélection des filtres saisonniers B l'aide de l'option implicite basée sur un rapport global de saisonnalité mobile I/S; 4) le réechelonnement de la série initiale; 5) l'ajustement a priori, temporaire et permanent des valeurs initiales; 6) des graphiques des variations irréguliPres imputables aux jours ouvrables selon le type de mois; et 7) des imprimés choisis par l'utilisateur.

Comme le X11ARMMI/80, cette nouvelle série pour 1988 peut Ltre appliquée en deux modes, c'est-B-dire 1) avec extrapolations ARMMI (ce qui constitue B présent l'option implicite) et 2) sans extrapolation ARMMI. Dans le dernier cas, les estimations des diverses composantes des séries chronologiques se rapprochent de celles obtenues par la variante X-11 de la Census Method II (Shiskin, Young et Musgrave, 1967), mais Census ne leur sont pas nécessairement égales. L'écart est principalement attribuable aux différences dans la définition et le remplacement des valeurs extrLmes et B l'accroissement de la précision des filtres asymétriques saisonniers et de la tendance-cycle.

SECTION 2. Perfectionnements apportés B la fonction de prévision

2.1 Série de modPles ARMMI intégrés

Compte tenu des événements importants B caractPre social et économique du début des années 1980, il était important de vérifier si les modPles inclus dans le programme X11ARMMI/80 étaient encore pertinents. Chiu, Higginson et Huot (1985) ont réalisé une étude portant sur un échantillon de 190 séries saisonniPres qui ont pris fin en 1983 et qui avaient trait B 11 secteurs de l'économie canadienne.

Ces auteurs ont évalué l'efficacité d'un ensemble de sept modPles ARMMI (y compris les trois déjà inclus dans le programme X11ARMMI/80) en fonction des huit critPres suivants: le pourcentage d'erreur absolue moyenne de prévision pour les trois derniPres années, la variable khi-carré pour le test du caractPre aléatoire des résidus, la présence d'un nombre insuffisant ou d'un trop grand nombre de différences, la stabilité, l'inversibilité, l'existence d'une corrélation entre les paramPtres et la présence de valeurs de paramPtres faibles. Bien qu'ils ne soient pas mutuellement indépendants, ces critPres ont été utiles pour évaluer la qualité de l'ajustement et la validité de la prévision pour chaque modPle.

Cette étude a permis de déterminer les quatre modPles les plus efficaces:

- (1) - (0,1,1) (0,1,1)_s
- (2) - (0,1,2) (0,1,1)_s
- (3) - (2,1,0) (0,1,1)_s
- (4) - (0,2,2) (0,1,1)_s

Les modPles sont exprimés suivant la notation classique de Box et Jenkins où p et P désignent respectivement l'ordre des paramètres autorégressifs ordinaires et des paramètres autorégressifs saisonniers, q et Q indiquent respectivement l'ordre de la moyenne mobile ordinaire et de la moyenne mobile saisonnière; d et D désignent respectivement l'ordre des différences ordinaires et des différences ordinaires et des différences saisonnières.

Le taux de succès combiné pour les trois premiers modPles variait de 97%, pour les séries sur la main-d'oeuvre, à 21%, pour les séries sur le commerce extérieur. Le taux était jugé somme toute acceptable compte tenu du fait que le Canada avait subi une dure récession pendant deux des trois années testées. En outre, il était clair que le taux de succès du modPle (1) était beaucoup moindre que le taux qu'avaient obtenu Lothian et Morry (1978) avec des séries se terminant en 1977. Quant au quatrième modPle (0,2,2) (0,1,1), on a constaté qu'il ajustait bien une grande catégorie de séries (celles caractérisées par une variation brusque de la tendance) que tous les autres modPles ne pouvaient ajuster convenablement (des résultats similaires ont été observés par Lothian et Morry, 1978).

La nouvelle expérimentation a permis de constater que deux autres modPles, (0,1,2) (0,1,1)_s et (2,1,0) (0,1,1)_s, se prLtaient également bien à l'extrapolation et à l'ajustement d'une grande catégorie des séries. On a alors décidé de conserver les trois modPles ARMMI déjà inclus dans le programme et d'ajouter les deux nouveaux modPles. On a gardé le modPle (2,1,2) (0,1,1)_s parce qu'il était le plus efficace en ce qui concerne la prévision.

Il n'est pas plus coûteux d'exécuter le programme X11ARMMI/88 avec cinq modPles plutôt que trois puisque ces modPles sont testés successivement dans l'ordre indiqué plus haut, le modPle (2,1,2) (0,1,1) venant en dernier. Autrement dit, si le modPle (1) convient, le programme ne teste pas les autres, mais dans le cas contraire, il teste le modPle (2) et ainsi de suite.

Dans le cas de la version pour micro-ordinateur X11ARMMI/88, on ne teste pas automatiquement le modPle (2,1,2) (0,1,1), ce qui augmenterait trop la durée des tests des quatre autres modPles. Si on le désire, on peut toujours demander de tester ce modPle avec l'option du modPle fourni par l'utilisateur.

2.2 Horizon de prévision variable

Ce sous-programme permet à l'utilisateur de choisir la valeur de l'horizon de prévision jusqu'à trois ans (36 mois ou 12 trimestres), l'option implicite étant d'un an. La valeur de l'horizon de prévision est étroitement liée au problème qui consiste à minimiser les révisions imputables aux changements apportés aux filtres, problème qui a été longuement discuté par Dagum (1982.a, 1982.b) et Dagum et Laniel (1987).

Dagum (1982.c) a étudié le problème des révisions apportées aux filtres courants et à d'autres filtres non synthétiques lorsqu'on effectue l'extrapolation d'une, de deux et de trois années de données à l'aide des trois modPles ARMMI intégrés dans le programme X11ARMMI/80, soit (0,1,1) (0,1,1)₁₂, (0,2,2) (0,1,1)₁₂ et (2,1,2) (0,1,1)₁₂ avec plusieurs combinaisons de valeurs de paramètres. Elle a montré que l'extrapolation d'une année de données engendrait le plus fort gain en ce qui a trait à la révision des filtres; l'extrapolation de deux années de données produisait un léger gain additionnel et, enfin, l'extrapolation de trois années ne donnait rien de plus. Huot et coll. (1986) ont repris cette étude pour l'étendre au filtre courant en utilisant quatre modPles: (0,1,1) (0,1,1)₁₂, (2,1,0) (0,1,1)₁₂, (0,1,2) (0,1,1)₁₂ et (0,2,2) (0,1,1)₁₂. Ces auteurs ont analysé l'effet de divers horizons de prévision sur les révisions totales pour certaines valeurs de paramètres. Les résultats de leur analyse ont montré que l'horizon de prévision optimal (c'est-à-dire celui qui minimise les révisions de filtre) varie en fonction des valeurs de paramètres du modPle. Ainsi, pour le modPle (0,1,1) (0,1,1)₁₂, où $\theta = 0.50$ et $\Theta = 0.90$, les révisions du filtre sont minimisées pour un horizon de prévision de 24 mois. En revanche, pour de faibles valeurs de Θ (disons $\Theta = 0.40$), l'horizon de prévision devrait être inférieur à un an. Ces résultats viennent confirmer l'affirmation selon laquelle plus la valeur de Θ est élevée, plus le mouvement saisonnier est stable et, par conséquent, plus la valeur de l'horizon de prévision risque d'être élevée.

2.3 Extrapolation rétrospective

Une autre modification de l'option automatisée d'extrapolation ARMMI concerne l'extrapolation rétrospective. Le programme X11ARMMI/80 permettait à l'utilisateur d'effectuer l'extrapolation rétrospective d'une année de données pour toutes les séries de moins de 15 ans. Bien qu'en règle générale, l'extrapolation rétrospective améliore le processus de désaisonnalisation, elle a pour inconvénient d'engendrer des révisions permanentes des composantes estimées de la première année des séries. De plus, l'extrapolation rétrospective entraîne une révision des valeurs désaisonnalisées courantes des séries de 8, 9 et 10 ans parce que les valeurs obtenues par ce genre d'extrapolation varient en fonction des valeurs de paramètres des modèles ARMMI. Pour que l'on puisse dire que les avantages de l'extrapolation rétrospective surpassent ses inconvénients, il faut utiliser des séries de moins de 7 ans car l'extrapolation rétrospective permet d'appliquer un filtre symétrique aux observations du centre de la série.

2.4 Nouveaux niveaux d'acceptation pour les critères d'ajustement et de prévision

Les critères d'ajustement et d'extrapolation s'appliquant aux modèles ARMMI intégrés définis par Dagum (1981) ont été assouplis. Le pourcentage d'erreur absolue moyenne (PEAM) de prévision est passé de 12% à 15%, et le seuil de signification de la distribution khi-carré du test de Ljung et Box (1978) pour le caractère aléatoire des résidus est de 5% au lieu de 10%. Ces modifications des critères d'acceptation n'influent aucunement sur les avantages des extrapolations ARMMI, mais permettent une utilisation plus fréquente des options automatisées ARMMI.

2.5 Valeurs d'autocorrélation des résidus

On imprime les valeurs d'autocorrélation des résidus provenant des modèles ARMMI de l'option automatique jusqu'à un décalage temporel de deux ans.

Ce renseignement est crucial pour l'utilisateur qui désire modifier les modèles ARMMI qui ne conviennent pas en raison d'une très faible valeur de probabilité P^2 ou de la présence d'un trop grand nombre de différences.

2.6 Itération nulle pour les estimations des paramètres des modèles fournis par l'utilisateur

Cette option permet aux utilisateurs de conserver les valeurs de paramètres de leurs modèles ARMMI estimées par d'autres programmes informatiques.

2.7 Suppression automatique des variations imputables aux jours ouvrables et de l'effet de Pâques avant la modélisation par processus ARMMI

Les estimations des variations imputables aux jours ouvrables données par le programme X11ARMMI/88, qui sont décrites au chapitre 4, reposent sur un modèle de régression conçu par Young (1965) et identique au modèle utilisé par le programme X11ARMMI/80 et par la variante X-11 de la Census Method II. Les modèles ARMMI habituels ne peuvent pas détecter les variations imputables aux jours ouvrables. De même, l'estimation de l'effet de Pâques suppose un comportement déterministe que les modèles ARMMI ne peuvent pas reproduire. Par conséquent, ces deux sources de variations sont éliminées automatiquement de la série initiale avant la modélisation par processus ARMMI (le cas échéant).

SECTION 3. Derniers perfectionnements apportés B la fonction de désaisonnalisation

3.1 Estimation de l'effet de Pâques

Le programme X11ARMMI/80 ne permet pas d'estimer l'effet de la fLte de Pâques sur une série soumise B ce type de variation. Ce genre de fLte mobile peut créer d'importantes distorsions dans les variations d'un mois (et d'un trimestre) B l'autre, lorsqu'elle tombe en mars ou au tout début d'avril. Au cours de la présente décennie, Pâques est tombée en mars ou pendant la premiPre semaine d'avril en 1980, 1983, 1985, 1986 et 1988. L'arrivée trPs hâtive de Pâques en 1986 a eu des répercussions sérieuses sur les séries portant sur le commerce international, et particulièrement sur celles relatives aux importations, qui ont subi une baisse en mars puis une hausse en avril, ceci étant df au fait que les formulaires de douane de la fin de mars n'ont été traités qu'en avril B cause de la fermeture des bureaux de douane B l'occasion de Pâques. Dans ce cas, l'effet de Pâques est immédiat en ce sens que le changement de niveau d'activité ne se manifeste que pendant la période de congé. Afin de tenir compte de ce type d'effet, on a intégré le modPle ci-dessous dans le programme X11ARMMI/88.

$$E_i = 1/2 \left[f(Z_i) \frac{\sum_{j=1}^{10M} (I_{i,j+1} - I_{i,j})}{n_M} + \frac{\sum_{j=1}^{10A} (I_{i,j+1} + I_{i,j})}{n_A} \right] \quad (3.1)$$

- oj Z_i = nombre de jours entre le dimanche de Pâques de l'année i et le 22 mars (date avant laquelle Pâques ne peut jamais tomber)
- $f(Z_i)$ = 1 si $Z_i \leq 9$ (Pâques tombe en mars)
- $f(Z_i)$ = 0 si $Z_i > 9$ (Pâques tombe en avril)
- I_{ij} = résidus estimés dans la premiPre itération du X11ARMMI et qui sont supposés Ltre soumis B l'effet de Pâques (E_i); i désigne l'année et j le mois de mars (par conséquent, j+1 désigne avril)
- n_M = nombre d'années oj Pâques est tombée en mars
- n_A = nombre d'années oj Pâques est tombée en avril.

Il existe un autre effet de Pâques qui se manifeste non seulement pendant la période de congé proprement dite mais plusieurs jours, voire plusieurs semaines avant. Cet effet graduel peut se manifester dans les séries sur le commerce de détail, par exemple les chocolats, les fleurs, les vêtements pour dames. Afin de tenir compte de ce type d'effet de Pâques, on a mis au point un nouveau modèle (voir Dagum, Huot et Morry, 1988).

On suppose dans ce modèle que l'effet croît (ou décroît) linéairement sur une période de "k" jours précédant Pâques, c'est-à-dire:

$$\begin{aligned}
 f(Z_i) &= 1 && \text{if } Z_i \neq 9 && \text{(Pâques tombe en mars)} \\
 f(Z_i) &= \frac{k + 9 - Z_i}{k} && \text{if } 9 < Z_i < k + 9 && \text{(Pâques tombe en avril avant le } k \text{ d'avril)} \\
 f(Z_i) &= 0 && \text{if } Z_i \geq 9 + k && \text{(Pâques tombe le ou après le } k \text{ d'avril)}
 \end{aligned}$$

où Z_i représente le nombre de jours entre le dimanche de Pâques et le 22 mars (date avant laquelle Pâques ne peut jamais tomber) de l'année i .

La valeur estimée \hat{E}_i est obtenue de la façon suivante:

$$\hat{E}_i = 1/2 \left[f(Z_i) \frac{\sum_{j \in M} (I_{i,j+1} - I_{i,j})}{n_M} - \frac{\sum_{j \in LA} (I_{i,j+1} - I_{i,j})}{n_{LA}} \right]$$

- où
- $I_{i,j}$ résidus estimés dans la première itération du X11ARMMI et qui sont supposés être soumis à l'effet de Pâques E_i ;
 - i désigne l'année
 - j désigne mars
 - $j+1$ désigne avril
 - n_M nombre d'années où Pâques est tombée en mars
 - n_{LA} nombre d'années où Pâques est tombée en avril (le ou après le k -th d'avril)
 - M sous-ensemble d'années où Pâques est tombée en mars
 - LA sous-ensemble d'années où Pâques est tombée tardivement avril.

Le nombre de jours précédant Pâques peut être spécifié par l'utilisateur (de 1 à 9 jours) ou peut être estimé par le programme (c'est-à-dire que le programme choisit la valeur de 'k' qui minimise la somme du carré de l'erreur entre les valeurs observées et ajustées). Les facteurs utilisés pour estimer les variations dus à l'effet de Pâques sont les suivants:

$$\begin{aligned} \text{Facteur}_i \text{ pour mars} &= 1 - \hat{E}_i && \text{multiplicatif} \\ &= -\hat{E}_i && \text{additif} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Facteur}_i \text{ pour avril} &= 1 + \hat{E}_i && \text{multiplicative} \\ &= \hat{E}_i && \text{additive} \end{aligned}$$

On utilise un test de F afin de vérifier si ces variations sont significatives.

$$\text{Diff}_i = (I_{i,j\%1} - I_{i,j})$$

$$\overline{\text{Diff}}_M = \frac{1}{n_M} \sum_{iOM} (I_{i,j\%1} - I_{i,j})$$

$$\overline{\text{Diff}}_{LA} = \frac{1}{n_{LA}} \sum_{iOLA} (I_{i,j\%1} - I_{i,j})$$

$$\overline{\text{Diff}} = \frac{1}{n_M + n_{LA}} \sum_{iOM \text{ ou } iOLA} \text{Diff}_i$$

et ce test de F est calculé de la façon suivante:

$$F_{1, n_M+n_{LA}-2} = \frac{1}{n_M+n_{LA}-2} \left(\frac{n_M(\overline{\text{Diff}}_M - \overline{\text{Diff}})^2 + n_{LA}(\overline{\text{Diff}}_{LA} - \overline{\text{Diff}})^2}{\sum_{iOM \text{ ou } iOLA} (\text{Diff}_i - \overline{\text{Diff}})^2 - [n_M(\overline{\text{Diff}}_M - \overline{\text{Diff}})^2 + n_{LA}(\overline{\text{Diff}}_{LA} - \overline{\text{Diff}})^2]} \right)$$

Ce module de Pâques offre aux utilisateurs une option supplémentaire. Les valeurs extrêmes du module (les résidus dont la valeur dépasse la limite de 2σ) peuvent, si l'utilisateur le demande au programme, être exclus: de l'estimation de l'effet de Pâques, du test de signification F, et (s'il y a lieu) de l'estimation par le programme de la valeur k. Cette option ne permet d'exclure que les valeurs extrêmes présentes les années où Pâques se produit tardivement en avril (les années où Pâques se produit en mars étant trop peu nombreuses pour que le programme puisse réussir à estimer ces valeurs extrêmes).

Cette procédure d'identification des valeurs extrêmes s'utilise d'une certaine façon avec le module à effet immédiat. On a alors recours au module à effet graduel où la valeur $k=1$ et à l'option permettant l'identification des valeurs extrêmes.

3.1.1 Procédure d'identification des valeurs extrêmes

On calcule la déviation standard de la différence entre mars et avril des années où Pâques est tombé tardivement en avril:

$$\sigma_{LA} = \sqrt{\frac{\sum_{iOLA} (I_{i,j\%1} - I_{i,j})^2 - \frac{1}{n_{LA}} \left(\sum_{iOLA} (I_{i,j\%1} - I_{i,j}) \right)^2}{n_{LA} - 1}}$$

où $I_{i,j}$ représente les résidus estimés dans la première itération du X11ARMMI.

Lorsque l'effet de Pâques est calculé, on exclut du calcul les années pour lesquelles

$$*(I_{i,j\%1} - I_{i,j}) - (\overline{I_{i,j\%1} - I_{i,j}})^* > 2\sigma_{LA}.$$

3.2 Accroissement de la précision des filtres asymétriques de Henderson

Les coefficients de pondération de tous les filtres asymétriques de la tendance-cycle inclus dans le X11ARMMI/80 sont ceux de la variante X-11 de la Census Method II. Comme ces coefficients n'ont que trois chiffres, le degré de précision des estimations est limité. On n'utilisait pas de coefficients de pondération plus précis car on ignorait comment ces coefficients avaient été calculés par Shiskin, Young et Musgrave (1967).

Une étude de Laniel (1985) donne une formule qui nous permet de reproduire exactement pour les coefficients terminaux du filtre de Henderson de 13 termes les mêmes valeurs que celles incorporées dans la variante X-11, ce qui fait que l'on peut désormais calculer les coefficients de pondération B n'importe quel degré de précision. La formule qui sert au calcul de ces coefficients est fondée sur la minimisation de la révision quadratique moyenne (RQM) entre l'estimation finale (obtenue par l'application d'un filtre symétrique) et l'estimation préliminaire (obtenue par l'application d'un filtre asymétrique), sous réserve que la somme des coefficients de pondération soit égale B un. On suppose que, vers la fin de la série, les valeurs désaisonnalisées correspondent B la somme d'une tendance-cycle linéaire et d'une variation irrégulière purement aléatoire, identiquement distribuée selon une loi normale NID. $(0, \sigma_a^2)$. L'équation dont se sert Laniel (1985) est

$$E [r_t^{(i,m)}]^2 = C_1^2 (t - \sum_{j=-i}^m h_{ij}(t-j))^2 + \sigma_a^2 \sum_{j=-m}^m (h_{mj} - h_{ij})^2 \quad (3.2.1)$$

où h_{mj} et h_{ij} sont les coefficients du filtre symétrique (central) et des filtres asymétriques respectivement; $h_{ij}=0$ pour $j=-m, \dots, -i-1$, C_1 est la pente de la droite et σ_a^2 désigne la variance due au bruit.

La relation entre C_1 et σ_a^2 est telle que:

$$I/C = (4\sigma_a^2/\pi)^{\frac{1}{2}} / C_1 \quad (3.2.2)$$

Dans la variante X-11 de la Census Method II comme dans le programme X11ARMMI, le rapport I/C (rapport du bruit au signal) détermine la longueur du filtre de la tendance-cycle de Henderson qui doit être appliqué. Par conséquent, si nous posons $t=0$ et $m=6$ pour les coefficients terminaux du filtre de Henderson de 13 termes, nous avons:

$$\frac{E r_0^{(i,6)}}{\sigma_a^2} = \frac{4}{\pi(I/C)^2} \left(\sum_{j=-i}^6 h_{ij} \right)^2 + \sum_{j=-6}^6 (h_{6j} - h_{ij})^2 \quad (3.2.3)$$

Avec un rapport I/C=3.5 (situation la plus bruyante lorsque le filtre de 13 termes est appliqué), Laniel (1985) a obtenu les mêmes coefficients terminaux que ceux de la variante X-11 de la Census Method II. Ces coefficients ont été calculés pour les autres filtres de Henderson en utilisant, pour les séries trimestrielles, I/C=3.5 pour le filtre de 5 termes et I/C=7 pour le filtre de 7 termes et, pour les séries mensuelles, I/C=.99 pour le filtre de 9 termes et I/C=7 pour le filtre de 23 termes. Ces coefficients de pondération sont maintenant inclus dans le programme X11ARMMI/88.

3.3 Sélection automatique des filtres saisonniers de l'option implicite basée sur le rapport global de saisonnalité mobile I/S

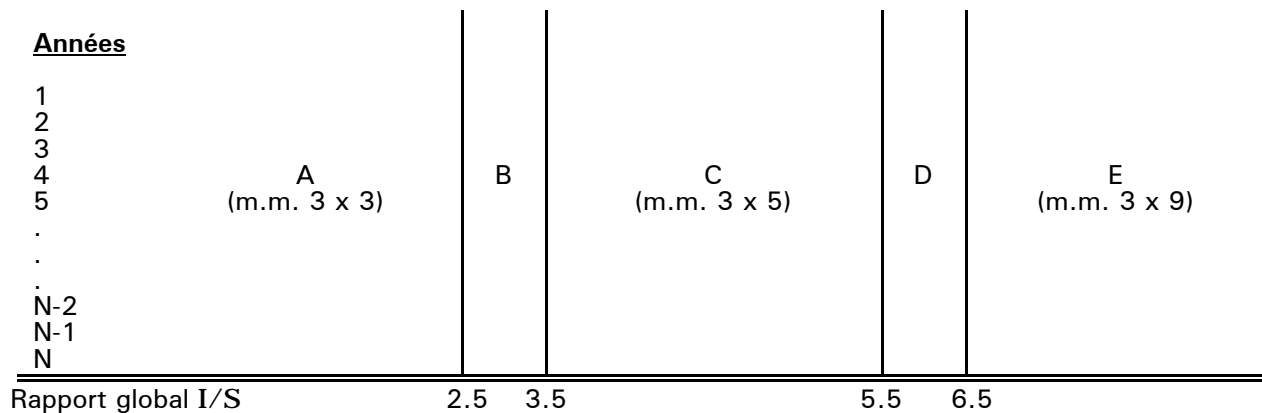
Le programme informatique X11ARMMI/80 choisit automatiquement une moyenne mobile pondérée de 5 termes et une autre de 7 termes (m.m.3x3 et m.m.3x5, respectivement) comme filtres saisonniers, chaque fois que l'on applique l'option implicite. Toutefois, Lothian (1984) a démontré qu'en fonction du rapport de saisonnalité mobile (RSM) donné par la valeur du rapport global irrégulier-saisonnier (I/S) indiqué au tableau F2, il se peut que d'autres moyennes mobiles saisonnières conviennent mieux pour une série donnée. Lothian (1984) présente les intervalles suivants:

<u>Moyenne</u>	<u>Intervalle du RSM (I/S) pour des séries de moins de 15 ans</u>	<u>Intervalle du RSM (I/S) pour des séries de plus de 15 ans</u>
3-termes	0.0 - 2.3	0.0 - 2.1
3 x 3	2.3 - 4.1	2.1 - 3.8
3 x 5	4.1 - 5.2	3.8 - 5.0
3 x 9	5.2 - 6.5	5.0 - 6.9
Terme N simple	6.5 - 7.1	6.9 - 7.1

Le problème que pose l'intégration des valeurs ci-haut dans une option automatisée réside dans la nécessité d'effectuer d'autres révisions superflues des valeurs qui se trouvent près des limites de l'intervalle. Il suffit d'avoir quelques valeurs extrêmes qui ne sont pas bien définies et/ou remplacées pour obtenir des valeurs I/S ne changera pas lors de l'addition de nouvelles observations tant qu'une année complète de données ne sera pas écoulée.

- (1) On calcule le rapport global I/S ne changera pas lors de l'addition de nouvelles observations tant qu'une année complète de données ne sera pas écoulée. I/S ne changera pas lors de l'addition de nouvelles observations tant qu'une année complète de données ne sera pas écoulée.
- (2) On se sert des largeurs de bande plutôt que des limites données par Lothian (1984). Comme l'indique la figure 1 ci-dessous, le processus de sélection se fait de la manière suivante:
 - (a) Si le rapport global I/S pour toute la série jusqu'à la dernière année complète N, inclusivement tombe dans l'ensemble A ($I/S \leq 2.5$) on utilise une m.m.3x3; s'il tombe dans l'ensemble C ($3.5 \leq I/S \leq 5.5$) on se sert d'une m.m.3x5, et s'il tombe dans l'ensemble E ($I/S \geq 6.5$), on emploie une m.m.3x9.
 - (b) Si le rapport global I/S pour toute la série jusqu'à la dernière année complète N inclusivement tombe soit dans l'ensemble B soit dans l'ensemble D, on omet la dernière année de données et on recalcule le rapport I/S pour déterminer s'il tombe alors dans l'ensemble A, C, ou E. Si le rapport I/S tombe encore dans les ensembles B ou D, on omet une autre année de données et on recalcule le rapport I/S. On emploie ce processus pour les cinq dernières années et, si le rapport I/S ne tombe pas dans les ensembles A, C ou E, on utilise la m.m.3x5.

Figure 1 - Critères de sélection de la moyenne mobile saisonnière par l'option implicite



Comme le sous-programme de la tendance-cycle variable, la sélection automatique des filtres saisonniers de l'option implicite ne fonctionne que dans la partie D du programme. Pour les parties B et C, on suit les mêmes étapes que celles du programme X11ARMMI/80. En outre, cette nouvelle option ne s'applique pas aux séries qui comptent moins de cinq années complètes.

3.4 Rééchelonnement de la série initiale

Cette option permet de modifier l'échelle des valeurs de la série initiale si elles sont trop élevées ou trop faibles.

3.5 Ajustements B priori temporaires et permanents des valeurs initiales

Le programme X11ARMMI/80 ne permettait que l'ajustement a priori temporaire des valeurs initiales en ce sens que ces ajustements étaient réintroduits dans les données désaisonnalisées finales. Le remplacement a priori temporaire des valeurs initiales vise surtout B fournir une série de base plus lisse pour l'estimation des composantes.

Par ailleurs, il existe des cas où il convient de procéder B des ajustements B priori permanents des valeurs initiales. Dans ces cas, les ajustements permanents ne sont pas réintroduits dans le produit final. Cette option nous permet de noter les ajustements permanents apportés B la série initiale. Elle est très utile dans le cas des séries soumises aux effets de la fête de Pâques et d'autres fêtes mobiles, effets que l'on ne désire pas voir apparaître dans les séries ajustées finales.

Le nouveau programme X11ARMMI/88 permet l'utilisation de chaque type de modification B priori.

3.6 Graphiques des variations irrégulières imputables aux jours ouvrables selon le type de mois

Le programme X11ARMMI/88 produit maintenant sur demande des graphiques qui illustrent les variations irrégulières imputables aux jours ouvrables pour les 22 types de mois. Ces graphiques permettent de vérifier si les coefficients des jours de la semaine estimés par le programme produisent des variations raisonnables liées aux jours ouvrables pour chaque mois. Ils permettent aussi de déceler les cas où il y a eu une coupure dans la tendance des variations imputables aux jours ouvrables.

Cette option n'est pas offerte dans la version pour micro-ordinateur du X11ARMMI.

3.7 Imprimés choisis par l'utilisateur

Cette option du programme X11ARMMI permet B l'utilisateur de choisir les tableaux qu'il désire faire imprimer, le maximum étant fixé B vingt (20) tableaux.

3.8 Fichier des statistiques

La version 2000 du X11ARMMI produit un fichier de sortie supplémentaire. Celui-ci contient une sélection de tests et de diagnostics statistiques portant sur les modèles ARMMI et les composantes des séries. Ce fichier permet B l'utilisateur de visualiser rapidement les options appliquées aux séries et la qualité de l'ajustement.

3.9 Fichier des coefficients préalables pour jours ouvrables

La version 2000 du X11ARMMI nous fournit ce fichier lorsqu'un ensemble de séries est traité pour jours ouvrables. Il contient la liste de l'ensemble des coefficients journaliers de correction B priori des effets de jours ouvrables issus de la régression.

CHAPITRE II*

FONDEMENTS DE LA MÉTHODE DE DÉSAISONNALISATION X11ARMMI

SECTION 1. Introduction

La majorité des méthodes de désaisonnalisation conçues jusqu'à présent sont fondées sur des modèles temporels à une variable. On les préfère aux autres techniques parce qu'elles sont simples à appliquer: l'utilisateur n'a pas besoin de bien connaître le domaine d'étude pour pouvoir s'en servir.

Les tentatives d'analyse causale de la saisonnalité ont été plutôt rares et aucune d'entre elles n'a dépassé le stade expérimental. Mengershausen (1939), pour ne citer que lui, a bien essayé de faire une régression mensuelle du mouvement saisonnier sur un ensemble de variables exogènes (météorologiques et sociales) afin de construire un modèle explicatif, mais ses résultats empiriques ne se sont pas révélés très probants.

Les méthodes de désaisonnalisation des séries temporelles à une variable visent, elles, à estimer le mécanisme qui est à l'origine des observations à partir de l'hypothèse simple que la série se compose d'un élément systématique, qui est une fonction bien déterminée du temps, et d'un élément aléatoire, qui obéit à une loi de probabilité (Anderson, 1971 et Dagum, 1974). Il est également supposé que la distribution de la composante aléatoire est la même sur tous les intervalles possibles, avec une moyenne et une variance constantes et sans autocorrélation. Dans son fameux théorème, démontré en 1938, Herman Wold a prouvé que cette décomposition était possible.

On relève deux grandes catégories de techniques d'estimation (Dagum, 1978.b et 1979.b):

les méthodes de régression; et

les moyennes mobiles, aussi appelées filtres linéaires de lissage.

Les méthodes de régression sont fondées sur le postulat que le mouvement saisonnier et les autres composantes systématiques, la tendance et le cycle, sont des fonctions déterministes du temps sur toute la période d'observation.

Par contre, les techniques fondées sur les moyennes mobiles, tout en supposant que les composantes des séries temporelles sont des fonctions régulières du temps, postulent qu'il est impossible de trouver des fonctions simples qui en donnent une bonne approximation sur tout l'intervalle considéré. Il est implicitement reconnu que la tendance, le cycle et le mouvement saisonnier sont stochastiques plutôt que déterministes.

La plupart des méthodes de désaisonnalisation officiellement adoptées par les organismes statistiques gouvernementaux appartiennent à la catégorie des moyennes mobiles. Citons: la variante X-11 de la Method II du Bureau du recensement des États-Unis; la méthode de désaisonnalisation du BLS; la méthode Burman de la Banque d'Angleterre; la méthode ASA II de Berlin; la méthode du Bureau statistique de la Communauté économique européenne de Bruxelles; et la méthode du Bureau central de Planification des Pays-Bas. Ces techniques ont souvent fait l'objet de critiques parce que le schéma de composition qu'elles appliquent à la série d'origine ne s'appuie sur aucun modèle explicite et parce que leurs estimations des observations les plus récentes ne sont pas aussi fiables que celles des observations centrales (Kuiper, 1976 et Dagum, 1976.b).

Pour pouvoir dire que les moyennes mobiles ne se fondent sur aucun modèle explicite, il faut considérer l'intervalle entier de la série, car si ces méthodes font bien appel à certains postulats sur les composantes des séries temporelles, ceux-ci ne sont valides qu'à l'intérieur de la bande de lissage; ils ont donc un caractère local.

Quant à l'autre problème, il est inhérent à toutes les techniques linéaires de lissage, puisque les n premières et les n dernières observations ne peuvent être lissées par l'ensemble de coefficients symétriques qui est appliqué aux observations centrales. Par conséquent, il faut réviser les estimations des observations courantes lorsqu'on ajoute des données à la série d'origine. Mais les utilisateurs des données désaisonnalisées

n'apprécient guPre ces fréquentes révisions, particulièrement lorsqu'elles sont importantes ou qu'elles modifient la direction du mouvement général de la série désaisonnalisée. En fait, il faut bien reconnaître que le contrôle de l'activité économique devient un exercice très hasardeux si les données sur lesquelles les décisions sont fondées risquent d'être révisées de façon appréciable chaque fois que l'on obtient de nouveaux renseignements.

La méthode **X11ARMMI** de Statistique Canada mise au point par Dagum (1975 et 1978.c) ne souffre d'aucune des deux lacunes en question. Elle associe un modèle **ARMMI** à la série et, minimisant l'erreur quadratique moyenne des estimations, minimise donc aussi les révisions qu'il faut apporter aux facteurs saisonniers.

Le **X11ARMMI** consiste fondamentalement à :

1. Modéliser la série d'origine au moyen de processus autorégressifs à moyennes mobiles intégrées (modèles **ARMMI**) du type Box et Jenkins (1970);
2. Effectuer l'extrapolation d'une année de données brutes à chaque extrémité de la série au moyen des modèles **ARMMI** qui ajustent bien la série d'origine et fournissent de bonnes projections. Cette opération d'extrapolation "prospective" et "rétrospective" permet de prolonger la série observée aux deux extrémités.
3. Désaisonnaliser la série ainsi prolongée au moyen des filtres de la variante X-11 de la Method II (Shiskin, Young et Musgrave (1967)). L'utilisateur peut toutefois remplacer la moyenne centrée de 12 termes qui sert à calculer l'estimation préliminaire de la tendance-cycle par un filtre centré de 24 termes, mis au point par Cholette (1979), qui donne de meilleurs résultats sur les séries dont le cycle est à la fois très important et court (moins de trois ans) ou dont la tendance change brusquement de niveau.

Le bloc **ARMMI** incorporé au programme X-11 joue un rôle très important dans l'estimation des facteurs saisonniers prévus et courants lorsque la saisonnalité évolue rapidement et de façon stochastique, phénomène qui se retrouve souvent dans les indicateurs économiques clés (Dagum, 1978.a). Comme la série est prolongée, les filtres appliqués par le X-11 pour désaisonnaliser les observations courantes et produire les prévisions saisonnières sont plus proches des filtres utilisés pour les observations centrales. Par conséquent, le degré de fiabilité des estimations courantes de la série prolongée est supérieur à ce qu'il est pour la série de longueur initiale, et l'importance des révisions diminue considérablement. On arrive aux mêmes conclusions lorsqu'on compare cette nouvelle méthode à d'autres procédés de désaisonnalisation fondés sur les moyennes mobiles (Kuiper, 1976).

Pour les séries canadiennes et américaines, on a constaté que le biais des facteurs saisonniers prévus de 12 mois (quatre trimestres) diminuait d'environ 30%; et la valeur absolue de l'erreur totale, de 20% (Kuiper, 1976, Farley et Zeller, 1976, et Dagum, 1978.b). En pourcentage, les réductions enregistrées pour les mois (trimestres) de sommets et de creux sont plus fortes que la moyenne pour l'année.

Pierce (1978) a montré que les extrapolations **ARMMI** font du **X11ARMMI** une méthode de désaisonnalisation à erreur quadratique moyenne minimum et que, en ce sens, ces extrapolations minimisent les révisions qu'il faut apporter aux résultats de toute procédure de désaisonnalisation par moyenne mobile. Geweke (1978) arrive à des conclusions semblables en extrapolant les valeurs futures d'une série à l'aide du spectre de celle-ci et d'un modèle **ARMMI**.

Lorsque la saisonnalité d'une série est assez stable, l'amélioration est particulièrement notable si la tendance-cycle croît rapidement ou que la dernière année comporte un point de retournement. En effet, les coefficients finals appliqués à la tendance-cycle dans le **X11ARMMI**, sont formés par combinaison des coefficients symétriques de Henderson et des coefficients asymétriques du modèle **ARMMI** qui sert à l'extrapolation. Comme ces coefficients varient selon le modèle **ARMMI** ajusté sur la série, ils réussissent à saisir les mouvements les plus récents et il y a bien peu de chances qu'ils ne reproduisent pas un retournement. Par conséquent, on obtient de meilleures estimations des facteurs saisonniers et irréguliers (ou différences), dont il suffit ensuite de faire la moyenne pour produire des valeurs stables.

Le **X11ARMMI** a aussi l'avantage d'offrir un modPle statistique s'appliquant B toute la série. Or, l'existence d'un modPle qui ajuste bien les données garantit le respect du postulat fondamental de la désaisonnalisation, l'existence d'un schéma de composition s'appliquant B la série. Si une série ne peut Ltre identifiée par un modPle **ARMMI** (nous considérons ici les modPles autorégressifs (AR), B moyennes mobiles (MM) et les modPles autorégressifs B moyennes mobiles (ARMM) comme des sous-classes), qui décrit simplement la structure générale de la série en fonction de ses valeurs passées et de perturbations aléatoires retardées, toute décomposition en tendance, cycle et mouvement saisonnier devient douteuse. En fait, s'il est impossible d'ajuster une série au moyen d'un modPle **ARMMI**, cela peut trPs bien vouloir dire que la série est soit déterministe soit engendrée par un processus presque purement aléatoire, ou qu'elle est si fortement perturbée par des éléments accidentels que sa composante systématique n'est pas identifiable.

Enfin, le **X11ARMMI** produit des extrapolations trPs utiles des données brutes. La projection B une période d'avance, en particulier, du fait qu'elle présente une erreur quadratique moyenne minimum, peut servir de repPre pour l'établissement de chiffres provisoires. Cette propriété se révPle particulièremnt utile pour les producteurs de données brutes qui doivent se fonder sur des observations incomplPtes, comme c'est souvent le cas dans les séries de flux.

SECTION 2. ModPles et extrapolations ARMMI

L'une des étapes les plus critiques de tout effort d'amélioration des chiffres désaisonnalisés produits par le programme X-11 (ou par toute méthode de désaisonnalisation utilisant des moyennes mobiles) est le choix de la méthode d'extrapolation B utiliser pour prolonger la série d'origine. Nous avons fondé notre choix sur les critPres suivants (Dagum, 1978.b):

- La méthode d'extrapolation devait appartenir B la classe "la plus simple" au chapitre de la description de la réalité. On voulait éviter d'introduire des variables explicatives pour plutôt décrire la série simplement au moyen de ses valeurs antérieures et de perturbations aléatoires retardées. C'était en fait nécessaire pour faciliter l'incorporation de la méthode d'extrapolation au programme X-11, puisque toute la procédure devait Ltre automatisée.
- Les modPles identifiés devaient Ltre assez robustes pour tolérer l'incorporation d'une ou deux années de données, et les extrapolations ne devaient pas changer de façon marquée lorsque les valeurs des paramPtres étaient légèremnt modifiées. Ce critPre a été imposé pour éviter les changements fréquents de modPles et les révisions appréciables qui sPment la confusion chez les utilisateurs des données désaisonnalisées.
- Les extrapolations devaient reproduire assez bien tous les mouvements de la série au cours d'une année, mais il n'était pas nécessaire que les niveaux correspondent, l'objectif final de l'extrapolation n'étant pas de produire des données servant aux prises de décisions mais d'améliorer la désaisonnalisation des chiffres courants.
- Les extrapolations devaient Ltre les meilleures possibles, c'est-B-dire avoir l'erreur quadratique moyenne la plus faible, afin qu'on puisse les utiliser, au moins les données B une période d'avance, comme repPres pour la production de données provisoires B partir d'observations incomplPtes.
- La méthode devait comporter le moins de paramPtres possible. Ainsi, les principales caractéristiques de la série seraient résumées en un petit nombre de paramPtres.

Nous avons été amenés B choisir une méthode d'extrapolation B une variable et, parmi les diverses techniques déjB bien établies, les modPles **ARMMI** (modPles autorégressifs B moyennes mobiles intégrés) du type Box et Jenkins (1970). Il a en effet été constaté que les modPles **ARMMI** constituent, pour une grande classe de séries, des procédures d'extrapolation trPs puissantes (Newbold et Granger, 1974, et Reid, 1975).

Ces modPles combinent deux des concepts fondamentaux de la prévision. Le premier, symbolisé par **AR**, est l'autorégression et le second, dénoté par **MM**, la technique des moyennes mobiles; le **I** représente l'opération

"d'intégration" ou de sommation des modèles stationnaires ajustés sur les données après application de certaines différences afin d'obtenir des modèles convenant aux données non stationnaires.

Dans la notation de Box et Jenkins, l'expression représentant le modèle multiplicatif général **ARMMI** pour une série comportant une composante saisonnière est $(p,d,q) (P,D,Q)_s$, où d et D sont les ordres des différences ordinaire et saisonnière qui sont appliquées à la série d'origine afin de la rendre stationnaire. La structure statistique de la série ne devant pas dépendre du temps, il faut que le modèle soit stable. Pour corriger la série d'une variation continue de niveau due à une tendance à la hausse ou à la baisse, une différence d'ordre un ($d = 1$) est appliquée à la série d'origine Z_t ; la nouvelle série s'écrit alors, $W_t = Z_t - Z_{t-1}$. On écrit $W_t = (1-B)Z_t$, où B est l'opérateur de retard tel que $B^n Z_t = Z_{t-n}$. Dans les cas plus complexes où l'instabilité est de nature déterministe ou stochastique, des différences d'ordre supérieur sont appliquées. Pour corriger la série d'une saisonnalité stable, la puissance de la différence saisonnière, D , est posée égale à un, et la série transformée devient $W_t = Z_t - Z_{t-s} = (1-B^s)Z_t$, où s , la périodicité saisonnière, est égale à 12 si les données sont mensuelles et à 4 si elles sont trimestrielles. Pour supprimer les autres processus saisonniers, on applique des différences saisonnières d'ordre supérieur.

Les symboles P et p concernent les paramètres autorégressifs ordinaires et saisonniers. En d'autres termes, ils indiquent de combien de périodes Z_t est retardée. Si $p = 1$, la variable dépendante Z_t est retardée d'une période, c'est-à-dire Z_{t-1} , et si $P = 1$, Z_t est aussi retardée d'une période, mais sur le plan saisonnier, c'est-à-dire Z_{t-s} . À ces variables retardées sont affectés les paramètres d'autorégression ϕ et Φ respectivement, qui mesurent l'incidence sur Z_t de la valeur observée à la période antérieure (mois, trimestre) et de la valeur observée l'année précédente pour le mois ou le trimestre correspondant.

Les symboles Q et q concernent les paramètres de moyenne mobile et indiquent de combien de périodes les résidus observés sont retardés. Si $q = 1$, les résidus a_t sont retardés d'une période, c'est-à-dire a_{t-1} ; si $Q = 1$, les résidus a_t sont également retardés d'une période, mais sur le plan saisonnier cette fois, c'est-à-dire a_{t-s} . À ces résidus retardés sont affectés les paramètres θ et Θ respectivement qui mesurent l'incidence sur Z_t des résidus de la période (mois, trimestre) précédente et de la période correspondante de l'année précédente.

Par conséquent, dans les modèles **ARMMI**, la variable Z_t est fonction de variables dépendantes retardées et de résidus retardés a_t . Par exemple, le modèle **ARMMI** $(0,1,1) (0,1,1)_4$ de Z_t se réduit à

$$(1-B)(1-B^4) Z_t = (1-\theta B)(1-\Theta B^4) a_t \quad (1)$$

$$\text{ou} \quad Z_t = Z_{t-1} + Z_{t-4} - Z_{t-5} + a_t - \theta a_{t-1} - \Theta a_{t-4} + \theta \Theta a_{t-5} \quad (2)$$

L'équation (2) signifie que la série Z_t est égale à la valeur Z_{t-1} du trimestre précédent, plus la différence entre la valeur du trimestre correspondant et celle du trimestre précédent pour l'année précédente, plus le résidu courant et les résidus retardés.

De façon approximative, on peut dire que θ mesure l'effet des résidus sur l'évolution future de la tendance cycle et Θ , leur effet sur le mouvement saisonnier postérieur.

Les paramètres θ et Θ , prennent des valeurs entre -1 et 1. Quand ils sont tous deux égaux à un, l'incidence des résidus sur l'évolution future de la série est maximum: le processus est alors déterministe. Lorsqu'ils sont tous deux nuls, les résidus n'ont qu'une influence transitoire ou instantanée, et le processus est alors fortement stochastique.

Le processus d'estimation de Z_t illustré par le modèle (1) est bien connu des statisticiens, qui se servent souvent d'une méthode assez semblable pour obtenir une projection qu'ils compareront ensuite à un chiffre qu'ils sont en train de vérifier.

Les valeurs des paramètres d'autorégression ϕ et Φ et celles des paramètres de moyennes mobiles θ et Θ changent avec la série; cela confère une grande souplesse aux modèles **ARMMI** et leur permet de reproduire assez bien le mouvement systématique d'une grande classe de séries.

Il existe plusieurs formulations de la fonction d'extrapolation des modPles **ARMMI**, mais la forme des différences finies est la plus utile pour les calculs. Le lecteur qui désire obtenir des renseignements détaillés sur les propriétés et les postulats fondamentaux des modPles **ARMMI** consultera les ouvrages suivants: Box et Jenkins (1970) et Granger et Newbold (1977).

SECTION 3. Choix des modPles **ARMMI** dans la version automatisée **X11ARMMI/80**

L'option automatisée **ARMMI**

Les modPles **ARMMI** utilisés par le programme **X11ARMMI/80** doivent répondre à deux critères: bien ajuster les données et produire des projections "raisonnables" pour les trois dernières années d'observation. Par "raisonnables", nous entendons des projections dont l'erreur absolue moyenne est inférieure à 5% si la série est régulière (par exemple, l'emploi chez les hommes adultes) et à 12% si la série est très irrégulière (par exemple, l'emploi chez les adolescents du sexe masculin).

Nous avons testé plus de 250 séries temporelles économiques pour vérifier la valeur de ces critères. Les résultats montrent que ces normes sont en fait très restrictives, puisqu'à plusieurs reprises, même en acceptant une erreur d'extrapolation plus élevée, nous avons obtenu avec le **X11ARMMI/80** des facteurs saisonniers courants et extrapolés plus fiables que ceux du **X-11**.

Il est recommandé de faire l'identification du modPle **ARMMI** après avoir extrait les extrêmes de la série. Cette recommandation prend encore plus de poids si des valeurs extrêmes ont été enregistrées au cours des années les plus récentes, car on court alors le risque de voir rejeter de bons modPles: en effet, s'il se trouve des extrêmes dans les trois dernières années, l'erreur absolue moyenne d'extrapolation dépassera le niveau d'acceptation prescrit.

Pour savoir si un modPle ajuste bien les données, nous utilisons le test du khi-carré mis au point par Box et Pierce (1970), avec l'ajustement de la variance prévu pour les petits échantillons. L'hypothèse nulle, à savoir que les résidus sont aléatoires, est testée au seuil de 10%; il y a contrôle des paramètres estimés afin d'éviter l'emploi d'un trop grand nombre de différences.

À partir des critères d'ajustement et d'extrapolation ci-dessus, trois modPles **ARMMI** ont été choisis et incorporés au programme **X-11** pour former le programme automatisé **X11ARMMI/80**. L'utilisateur peut fournir son propre modPle ou, si sa série compte au moins cinq ans, s'en remettre à l'option **ARMMI**. Signalons que si une série s'étend sur plus de 15 ans, seules les 15 dernières années serviront à faire l'ajustement et les extrapolations **ARMMI**. L'option **ARMMI** vérifie si l'un des trois modPles incorporés répond aux critères prescrits. Si oui, le modPle choisi est celui qui présente l'erreur d'extrapolation la plus faible. Le programme ajoute alors automatiquement une année d'extrapolations à la série et désaisonnalise les données.

Si aucun des modPles n'est acceptable, le programme imprime un message annonçant que les valeurs extrapolées n'ont pas été incorporées à la série brute. Dans le cas de séries de flux, sur les importations, le commerce de détail, etc., qui sont parfois fortement marquées par des variations accidentelles induites par des grèves et le nombre de jours ouvrables, par exemple, il est recommandé de supprimer les anomalies de ce genre avant d'employer l'option **ARMMI** ou d'identifier le modPle **ARMMI**. Le programme offre une option qui permet de remplacer les valeurs extrêmes de la série par les valeurs de la fonction du modPle **ARMMI** qui lors de la première itération a satisfait aux directives. La série ainsi modifiée est ajustée par le même modPle pour produire les extrapolations. Les $2(p + P_{xs} + d + D_{xs})$ observations en début de série ne seront cependant pas modifiées même s'il s'y trouvait une valeur extrême. Par exemple, pour le modPle mensuel (0,1,1) (0,1,1)₁₂ les 26 premières observations ne peuvent être modifiées.

Si les trois modPles de l'option **ARMMI** sont rejetés, l'utilisateur devrait tenter de déterminer ce qui a provoqué ce rejet. Si c'est l'erreur extrapolée moyenne d'une seule année, les modPles indiqués dans l'imprimé restent valables pourvu que l'année en question ait été marquée par des phénomènes inhabituels, par exemple, une grave récession. Il y aurait alors lieu de présenter de nouveau le meilleur modPle en utilisant l'autre option du programme, celle qui permet à l'utilisateur d'identifier son propre modPle **ARMMI**.

Dans l'option automatisée, trois modPles **ARMMI** servent B la désaisonnalisation des séries de composition multiplicative (traitement ordinaire ou logarithmique), $\log (0,1,1) (0,1,1)_s$, $\log (0,2,2) (0,1,1)_s$ et $\log (2,1,2) (0,1,1)_s$ tandis que pour les séries additives, le choix se fait entre $(0,1,1) (0,1,1)_s$, $(0,2,2) (0,1,1)_s$ et $(2,1,2) (0,1,1)_s$.

Pour constituer le premier ensemble, nous avons testé 12 modPles **ARMMI** B l'aide de valeurs extrapolées **hors échantillon** portant sur les quatre derniPres années; nous avons utilisé 174 séries temporelles économiques de 15 années, trimestrielles et mensuelles.

Voici les 12 modPles considérés:

1. $(1,1,1) (1,1,1)_s$
2. $(2,1,2) (0,1,1)_s$
3. $(2,0,1) (0,1,2)_s$
4. $(1,1,2) (0,1,2)_s$
5. $(2,0,0) (0,1,1)_s$
6. $(1,1,2) (1,0,2)_s$
7. $(2,1,1) (0,1,2)_s \log$
8. $(0,1,2) (1,1,2)_s \log$
9. $(0,1,1) (0,1,1)_s \log$
10. $(0,1,1) (0,2,2)_s \log$
11. $(0,2,2) (0,1,1)_s \log$
12. $(2,1,1) (0,1,1)_s \log$

Les 174 séries que nous avons utilisées provenaient des domaines suivants: le systPme des comptes nationaux, le secteur de l'industrie manufacturiPre, les prix, le travail, la construction, le commerce intérieur et les finances.

A l'origine, les modPles avaient été classés selon la façon dont ils avaient ajusté les séries et satisfait B deux des critPres d'acceptation, le test khi-carré au seuil de 1% et un test fondé sur la valeur absolue moyenne de prévision, dont le seuil critique était 10% (Lothian et Morry, 1978.a). Lors de nouvelles expérimentations, nous avons haussé le seuil du khi-carré B 10% et l'erreur de prévision absolue moyenne des trois derniPres années B 12% (Dagum, 1979.a).

Nous avons constaté que l'ajustement et les extrapolations du modPle 2 étaient bons dans 73% des cas. Le modPle 11 donnait des résultats acceptables pour 19% des séries que le modPle 2 ne traitait pas bien (soit 5% du total). Quant aux séries auxquelles ne s'appliquaient ni le modPle 2 ni le 11, certaines (2% du nombre total) pouvaient Ltre traitées par le modPle 9. Par conséquent, les modPles 2, 11 et 9 arrivaient, ensemble, B ajuster 80% des séries, 1% seulement des séries restantes étaient ajustées correctement par l'un ou l'autre des modPles restants, tandis qu'aucun des 12 autres modPles ne donnait de résultats acceptables pour les autres séries (19%).

L'objectif de l'automatisation est de trouver des modPles convenant B une grande variété de séries, au moindre cof t, c'est-B-dire que la procédure obtenue doit faire appel B un petit ensemble de modPles s'appliquant B une grande classe de séries économiques.

Nous avons classé les modPles en fonction de la taille de leur erreur moyenne d'extrapolation pour chacune des 174 séries; nous avons ainsi constaté que lorsque les modPles 9 et 11 réussissaient B satisfaire aux conditions ci-dessus, l'un des deux se classait toujours au premier rang. De ce fait, nous n'avons inclus que ces modPles dans la premiPre opération d'ajustement; le modPle 2 n'est employé que si ni le modPle 9 ni le 11 ne donnent de résultats acceptables.

Nous avons testé les 12 mLmes modPles sur un échantillon plus vaste de 305 séries, B partir de valeurs extrapolées **appartenant B l'échantillon** et avons constaté que les trois meilleurs modPles étaient $(2,1,2) (0,1,1)_s$, $(2,0,1) (0,1,2)_s$ et $\log(2,1,2) (0,1,2)_s$ (Dagum, 1978.c). Pour cet ensemble de trois modPles, l'erreur moyenne d'extrapolation **hors échantillon** concernant les 174 séries susmentionnées était proche de l'erreur

obtenue pour les trois modPles choisis; les deux ensembles satisfaisaient aux critPres d'acceptation. Toutefois, nous avons préféré les modPles 2, 9 et 11 parce qu'ils comportent moins de paramPtres. Qui plus est, la pondération de l'un des modPles **MMI**, $\log(0,1,1)$ $(0,1,1)_s$ ressemble B celle de l'option additive standard du programme X-11, comme l'ont montré Cleveland et Tiao (1976). On a inclus la transformation logarithmique parce que dans la plupart des séries testées, le schéma de composition de la tendance, du cycle, des variations saisonniPres et des aléas était multiplicatif.

Pour les séries de composition additive, le choix se fait entre les modPles non logarithmiques $(0,1,1)$ $(0,1,1)_s$, $(0,2,2)$ $(0,1,1)_s$ et $(2,1,2)$ $(0,1,1)_s$. Bien que les deux premiers modPles n'appartiennent pas B l'ensemble initialement testé, d'autres expériences faites sur des séries de composition additive ont montré que la transformation logarithmique aggravait B la fois l'erreur moyenne de prévision et la probabilité du test khi-carré. En outre, il était clair que si l'option additive était appliquée B une série comportant des valeurs négatives ou nulles, l'option automatisée serait fatalement réduite au seul modPle non logarithmique $(2,1,2)$ $(0,1,1)_s$ si des modifications n'y étaient pas apportées. Pour plus de renseignements sur le choix des modPles, les indices de l'application d'un trop grand nombre de différences et les autres modifications apportées depuis la premiPre expérience, le lecteur est renvoyé B Dagum (1979.a).

L'option d'extrapolation **ARMMI** fait imprimer:

- Les modPles testés, formulés de la façon classique (p,d,q) $(P,D,Q)_s$ expliquée B la section 2 ci-dessus.
- Les modifications apportées aux données avant l'essai des modPles.
- Le pourcentage absolu moyen d'erreur dans les extrapolations des trois derniPres années et la moyenne pour ces trois années. Si l'erreur moyenne de prévision (**EMP**) d'un modPle dépasse 12%, celui-ci est rejeté.
- La probabilité associée au test khi-carré de l'hypothPse nulle du caractPre aléatoire des résidus. Si cette probabilité est inférieure B 10%, l'option **ARMMI** rejette le modPle.
- Le coefficient de détermination R^2 .
- Les valeurs des paramPtres estimés, dans l'ordre suivant: premiPrement, les paramPtres ordinaires d'autorégression φ , dont le nombre est donné par p ; deuxiPmement, les paramPtres saisonniers d'autorégression Φ , dont le nombre est donné par P ; troisiPmement, les paramPtres ordinaires de moyenne mobile θ , dont le nombre est donné par q ; et quatriPmement, les paramPtres saisonniers de moyenne mobile Θ , dont le nombre est donné par Q .
- Si la somme des paramPtres ordinaires de moyenne mobile ou des paramPtres saisonniers de moyenne mobile dépasse .90, cela est signe que le nombre de différences est excessif. En pareil cas, le modPle est rejeté.

Si plusieurs des modPles incorporés B l'option automatisée satisfont aux critPres d'acceptation, le programme utilise celui qui donne les meilleurs résultats pour calculer une année d'extrapolations rétrospectives. Celles-ci sont testées B peu prPs de la mLme façon que les extrapolations prospectives sauf que le seuil de rejet de l'erreur absolue moyenne est fixé B 18%. Ce relPvement de la borne supérieure d'acceptation vient de ce que les erreurs d'extrapolation sont toutes exprimées en pourcentage du niveau de la série et que dans la plupart des série, le niveau a plus que doublé au cours des 10 derniPres années. En outre, lorsque la série compte au moins 11 ans, l'influence des extrapolations rétrospectives sur les facteurs saisonniers courants est mineure.

Le programme offre également une option qui ne produit que des extrapolations prospectives.

Identification de modPles **ARMMI** par l'utilisateur

Dans l'option automatisée, les critPres d'acceptation d'un modPle **ARMMI** sont trPs restrictifs. Si la marge d'échec est "faible", l'utilisateur peut quand mLme appliquer le meilleur des trois modPles, s'il le juge convenable pour sa série. Par marge d'échec faible, nous entendons un khi-carré au-delB de 5% mais en-deçB

de 10%; et, pour les séries trPs irréguliPres seulement, une erreur moyenne de prévision entre 12% et 15%. Si aucun des trois modPles n'est acceptable, mLme en ce sens, l'utilisateur devrait essayer d'identifier un nouveau modPle. TrPs souvent, cette opération nécessitera quelques modifications mineures aux modPles de l'option automatisée. Voici diverses rPgles qui ont permis d'améliorer l'ajustement et l'extrapolation dans un trPs grand nombre de cas.

- **Faible khi-carré.** Cela veut dire que les résidus du modPle ajusté sont autocorrélés. TrPs souvent, cela se produit parce que la transformation logarithmique est inutile (si elle a été appliquée) ou vice versa. Pour arranger les choses, il suffit de faire passer de nouveau le modPle en modifiant la transformation. Dans d'autres cas, cette faible valeur résulte de l'application d'un trop grand nombre de différences et, une fois ce défaut corrigé de la façon présentée ci-dessous, le modPle devient adéquat.
- **Application d'un trop grand nombre de différences.** L'application d'un trop grand nombre de différences mPne B l'annulation de paramPtres, ce qui suggPre d'utiliser un modPle en comptant moins. Par exemple, si les estimations de paramPtres ordinaires de moyenne mobile du modPle (0,2,2) (0,1,1)₄ sont $\theta_1 = 1.3$ et $\theta_2 = 0.3$, le programme rejettera le modPle parce que leur somme est supérieure B .90, ce qui est signe d'un trop grand nombre de différences. En fait, le modPle (0,2,2) (0,1,1)₄ peu s'écrire:

$$(1 - B)^2(1 - B^4) Z_t = (1 - 1.3B + 0.3B^2)(1 - \Theta B^4) a_t, \quad (3)$$

où Θ est le paramPtre saisonnier de moyenne mobile et $s=4$, la périodicité saisonniPre. Le membre de droite de l'équation (3) peut Ltre mis en facteurs de la façon suivante:

$$(1 - 1.3B + 0.3B^2)(1 - \Theta B^4) = (1 - B)(1 - 0.3B)(1 - \Theta B^4) \quad (4)$$

En remplaçant le second membre de (3) par (4) on obtient:

$$(1 - B)(1 - B^4) Z_t = (1 - 0.3B)(1 - \Theta B^4) a_t. \quad (5)$$

Or, l'équation (5) correspond au modPle (0,1,1)(0,1,1)₄. Comme l'estimation des paramPtres n'est pas exacte, le modPle produit par l'annulation des paramPtres n'est pas toujours le bon. Souvent, il faut y apporter certaines modifications. Dans notre exemple, si le modPle (0,1,1)(0,1,1)₄ ne convient pas, on peut obtenir un bon modPle en ajoutant simplement un paramPtre ordinaire de moyenne mobile pour pallier la suppression totale de la différence ordinaire (1-B); cela produit le modPle (0,1,2)(0,1,1)₄. La mLme chose se produit si le paramPtre saisonnier de moyenne mobile Θ dépasse .90. En pareil cas, le modPle (5) se réduit B:

$$(1 - B) Z_t = (1 - 0.3B) a_t \quad (6)$$

L'équation (6) correspond au modPle (0,1,1). L'annulation suggPre que: il n'y a aucune saisonnalité dans la série; ou la saisonnalité présente est surtout **déterministe**. Dans le premier cas, on peut confirmer le fait en examinant les tests de saisonnalité du programme **X11ARMMI/80**. S'ils révPlent que la série est marquée par des phénomPnes saisonniers, l'utilisateur peut avoir recours B un modPle plus simple, comportant seulement un paramPtre saisonnier de moyenne mobile, disons (0,1,1)(0,0,1) pour produire les extrapolations. Que l'option **ARMMI** soit appliquée ou non, il est recommandé de désaisonnaliser la série B l'aide des moyennes mobiles conçues pour les séries B saisonnalité stable.

- **Erreurs d'extrapolation élevées.** En général, si on arrive B augmenter la valeur du khi-carré et/ou B supprimer les différences excessives, les erreurs d'extrapolation diminuent. Toutefois, si tel n'est pas le cas, l'utilisateur devrait identifier son propre modPle au moyen de n'importe quel programme informatique permettant de faire l'identification et l'estimation de modPles **ARMMI**. Le Groupe de la désaisonnalisation de Statistique Canada possPde les programmes **APCORR**, pour l'identification des modPles, et **TYMPAC**, pour leur estimation.

SECTION 4. Propriétés fondamentales des moyennes mobiles du X11ARMMI

Principales étapes de la désaisonnalisation

Les principales étapes du programme de désaisonnalisation **X11ARMMI** coïncident avec celles de la variante X-11 de la Census Method II (Shiskin, Young et Musgrave, 1967) qui figurent dans l'appendice A. Les grandes différences entre les deux techniques sont: (i) l'addition d'une année d'extrapolations, produite par un module **ARMMI**, à une ou aux deux extrémités de la série, lorsque l'option **ARMMI** est employée; (ii) l'incorporation d'une option permettant de remplacer la moyenne mobile centrée de 12 termes servant à l'estimation préliminaire de la tendance-cycle par une moyenne mobile centrée de 24 termes (Leser, 1963 et Cholette, 1979); et (iii) la désaisonnalisation des séries courtes, de trois ou quatre ans, se fait avec l'option de saisonnalité stable seulement.

Le **X11ARMMI** peut traiter les séries chronologiques de composition multiplicative, additive ou log-additive, c'est-à-dire:

1. ModPle multiplicatif: $O_t = C_t S_t I_t$ et $\sum_{j=1}^{12} \frac{S_t}{n} = 1$
2. ModPle additif: $O_t = C_t + S_t + I_t$ et $\sum_{j=1}^{12} S_t = 0$
3. ModPle log additif: $\log O_t = \log C_t + \log S_t + \log I_t$ et $\prod_{j=1}^{12} S_t = 1$

où O_t représente la série brute, C_t la tendance-cycle, S_t la composante saisonnière et I_t les aléas.

Pour faire l'estimation, le programme applique différentes moyennes mobiles les unes après les autres; le tout comprend 13 étapes, qui sont répétées deux fois.

Voici les 13 étapes de l'option standard du programme informatique:

1. Calcul des rapports entre la série d'origine et une moyenne mobile centrée de 12 termes (m.m. 2x12, c'est-à-dire une moyenne de 2 termes d'une moyenne de 12 termes) pour obtenir la première estimation des composantes saisonnière et irrégulière (SI).
2. Application d'une moyenne mobile pondérée de 5 termes (m.m. 3x3) aux rapports saisonniers-irréguliers (SI) de chaque mois, pour obtenir une estimation préliminaire des facteurs saisonniers.
3. Application d'une moyenne mobile centrée de 12 termes aux facteurs préliminaires obtenus à l'étape 2 pour toute la série. Comme il manque six valeurs aux deux extrémités de cette moyenne, on répète la première (dernière) valeur de la moyenne mobile six fois. On ajuste les facteurs de façon que leur somme soit (approximativement) égale à 12 sur n'importe quelle période de 12 mois en les divisant par la moyenne centrée de 12 termes.
4. Division des rapports saisonniers-irréguliers (SI) par les estimations du facteur saisonnier pour obtenir une estimation de la composante irrégulière.
5. Calcul d'un écart-type mobile sur cinq ans (σ) des estimations de la composante irrégulière et test des valeurs irrégulières de l'année centrale de la période de cinq ans par rapport à 2.5σ . Élimination des valeurs dépassant 2.5σ (extrêmes), puis nouveau calcul du σ mobile sur cinq ans. Attribution d'un coefficient de pondération nul aux valeurs irrégulières dépassant 2.5σ et d'un coefficient égal à un (coefficient intégral) aux valeurs en-deçà de 1.5σ . Attribution d'un coefficient de pondération entre 0 et 1, selon une gradation linéaire, aux valeurs irrégulières entre 2.5σ et 1.5σ .
6. Les limites σ employées pour les deux premières années sont celles qui ont été calculées pour la troisième; quant aux limites utilisées pour les deux dernières années, ce sont les limites σ qui ont été établies pour l'année précédant l'avant-dernière année. Pour remplacer un rapport extrême apparaissant dans les données de l'une ou l'autre des deux premières ou dernières années, le programme fait la moyenne du produit du rapport par son coefficient de pondération et des trois rapports à pondération intégrale les plus proches pour le même mois.
7. Application d'une moyenne mobile pondérée de 5 termes aux rapports SI de chaque mois, après élimination des valeurs extrêmes, afin d'estimer une première fois les facteurs saisonniers.

8. Application des opérations de l'étape 3 aux facteurs calculés B l'étape 7.
9. Division de la série d'origine par l'étape 8 pour obtenir la série désaisonnalisée préliminaire.
10. Application d'une moyenne mobile de Henderson de 9, 13 ou 23 termes B la série désaisonnalisée et division de la série d'origine par la tendance-cycle pour obtenir une deuxième estimation des rapports SI (Dans la première itération, seule la moyenne de 13 termes est appliquée.)
11. Application d'une moyenne mobile pondérée de 7 termes (m.m. 3x5) aux rapports SI de chaque mois afin d'obtenir une deuxième estimation de la composante saisonnière.
12. Répétition de l'étape 3.
13. Division de la série d'origine par les facteurs saisonniers de l'étape 11 afin d'obtenir la série désaisonnalisée.

A l'aide d'une approximation linéaire de la Census Method II, Allan Young (1968) est arrivé B la conclusion qu'il faut utiliser une moyenne mobile de 145 termes pour estimer un facteur saisonnier B l'aide de coefficients de pondération centraux si la tendance-cycle est ajustée par une moyenne mobile de Henderson de 13 termes. Pour estimer les 72 premiers et derniers facteurs saisonniers (six ans), il a eu recours B des coefficients de pondération asymétriques terminaux. Il convient cependant de souligner que les coefficients de pondération attribués aux observations plus éloignées sont très petits et que, par conséquent, on peut très bien approximer une série en prenant seulement la moitié du nombre total de termes plus un. Donc, si on utilise une moyenne mobile de 145 termes pour estimer le mouvement saisonnier de l'observation centrale, on obtiendra une bonne approximation avec seulement 73 termes, c'est-à-dire six années d'observations. Les propriétés des filtres du programme X-11 sont étudiées en détail dans Dagum (1976.a et 1978.b), et les propriétés stochastiques des filtres du **X11ARMMI** sont analysées dans Dagum (1979.c). Nous nous contenterons donc ici d'un bref exposé sur les séries mensuelles, mais les conclusions que nous tirons s'appliquent aussi aux séries trimestrielles.

Propriétés fondamentales des filtres de lissage linéaires bilatéraux (coefficients centraux) du X11ARMMI

Les filtres linéaires de lissage de la variante X-11 et du **X11ARMMI** qui servent B la désaisonnalisation peuvent être classés, selon la distribution de leurs coefficients de pondération, en filtres symétriques (bilatéraux) et asymétriques (unilatéraux). Les moyennes mobiles symétriques servent B estimer les valeurs qui se trouvent au centre de la bande de lissage de longueur $2n+1$, et les moyennes mobiles asymétriques, B estimer les n premières et dernières observations. Dans les deux cas, la somme des coefficients de pondération est égale B un, et, par conséquent, le filtrage ne fait pas varier la moyenne de la série initiale¹.

Il est essentiel que le filtre soit conçu de façon B ne pas provoquer de déplacement dans le temps des composantes ajustées par rapport aux valeurs d'entrée; en d'autres termes, le filtre ne doit pas engendrer de déphasage². Les moyennes mobiles symétriques ne déphasent pas certaines composantes de la série initiale et en déphasent d'autres de $\pm 180^\circ$. Pareil déplacement correspond, si l'on veut, B une inversion de polarité, ce qui signifie que les maximums deviennent des minimums et vice versa. En d'autres termes, les sommets (creux) initiaux sont transformés en creux (sommets) B la sortie.

En pratique, cependant, tout se passe comme si le déphasage engendré par les moyennes mobiles symétriques était nul. En effet, les sinusoides qui sont déphasés de $\pm 180^\circ$ par le filtrage sont des cycles de courte

1 La somme des coefficients de pondération d'un filtre détermine le rapport entre la moyenne de la série lissée et la moyenne de la série initiale (non ajustée), dans la mesure où ces moyennes sont calculées sur une période suffisamment longue pour assurer des résultats stables.

2 En analyse spectrale, la phase est un paramètre sans dimension qui mesure le déplacement d'une sinusoïde par rapport B l'origine dans le temps. Comme la courbe se répète périodiquement, la phase peut être limitée B $\pm 180^\circ$. La phase est fonction de la fréquence de la sinusoïde, qui est elle-même égale B l'inverse de la durée, ou période, nécessaire B une oscillation complète.

périodicité (un an au plus), et les moyennes mobiles tendent à les éliminer ou à réduire leur importance de façon appréciable.

La moyenne mobile centrée de 12 termes. Dans une série de composition additive s'étalant sur 13 mois, la moyenne mobile centrée de 12 termes qui sert à calculer la première estimation de la tendance-cycle (étape 1) reproduit exactement le point central de la tendance si celle-ci est linéaire; par ailleurs, elle élimine les composantes saisonnières stables. Par contre, si le mode de composition est multiplicatif, ce filtre n'arrive pas à reproduire qu'une tendance constante liée à une saisonnalité stable.

Ce filtre a comme principal inconvénient de ne pas reproduire les sommets et les creux des cycles courts (deux ou trois ans); si les variations irrégulières ne sont faibles, il ne lissera pas bien les données. Par exemple, si on filtre une sinusoïde d'une périodicité de trois ans et d'une amplitude de 100 à l'aide de cette moyenne mobile, la sinusoïde obtenue aura une périodicité égale, mais une amplitude de 82.50; si la périodicité est de deux ans, le filtrage réduira l'amplitude de 75. Il faut que la périodicité soit de cinq ans au moins pour que l'aplatissement devienne négligeable. Toutefois, comme les variations conjoncturelles de la plupart de séries économiques temporelles proviennent surtout de variations cycliques longues de 40 mois ou plus (Davis, 1941), ce filtre donne en général une bonne estimation préliminaire de la tendance-cycle.

La moyenne mobile centrée de 24 termes. Le **X11ARMMI/88** offre la possibilité d'appliquer une moyenne mobile centrée de 24 termes aux séries qui sont dominées par des fluctuations cycliques courtes (deux ou trois ans) ou dont la tendance passe brusquement d'un niveau à un autre. Ce filtre est une version modifiée du filtre de Leser (1963) fait par Cholette (1979). Ses propriétés ressemblent à celles du "filtre idéal d'extraction de la saisonnalité" dont a parlé Macaulay (1931).

Les amplitudes des sinusoïdes de deux et trois ans sont réduites de seulement 18% et 5% respectivement.

En outre, ce filtre extrait de la série une plus grande partie de la variation irrégulière que le filtre centré de 12 termes. Malheureusement, à mesure que l'on s'éloigne de l'observation centrale, les estimations des 12 points extrêmes se dégradent. De ce fait, dans le **X11ARMMI**, seuls les coefficients asymétriques qui servent à estimer les six points précédant et suivant l'observation centrale sont utilisés. Les six premières et dernières observations ne sont pas traitées, comme pour la moyenne centrée de 12 termes. Les coefficients asymétriques appliqués aux observations 7 à 12 et 14 à 19 ont les mêmes propriétés spectrales que le filtre centré de 24 termes, sauf qu'ils engendrent de petits déphasages.

Les moyennes mobiles de Henderson de 9, 13 et 23 termes. Les moyennes mobiles de Henderson ont été créées à partir de formules de sommation employées surtout par les actuaires. Essentiellement, ces formules sont des combinaisons de différences et de sommes qui, si l'on ne tient pas compte des différences supérieures à un ordre donné, reproduisent les fonctions auxquelles elles sont appliquées. Cette méthode a l'avantage de faire dépendre les valeurs lissées d'un grand nombre d'observations, dont les erreurs s'annulent, du moins en très grande partie. Ces filtres présentent également l'intéressante propriété de reproduire exactement les paraboles du deuxième et du troisième degré et de mieux lisser les données stochastiques, non mathématiques, que les coefficients de pondération qui donnent le point central d'une parabole du deuxième degré ajustée par la méthode des moindres carrés. Reconnaissant que le lissage produit par le filtre dépend de celui du diagramme de pondération, Robert Henderson (1916) a mis au point une formule qui fait de la somme des carrés des différences d'ordre trois de la série lissée un minimum, quel que soit le nombre de termes.

Les moyennes mobiles de Henderson servent à améliorer l'estimation de la tendance-cycle (étape 10). Grâce à elles, on parvient au même résultat qu'en lissant la valeur centrale d'une parabole du troisième degré ajustée par une formule des moindres carrés pondérés telle que la pondération des écarts soit aussi lisse que possible.

Comme la tendance-cycle est censée suivre une fonction cubique sur un court intervalle (un à deux ans environ), ces filtres sont très bien adaptés aux séries temporelles économiques.

Les filtres de Henderson utilisés dans le programme **X11ARMMI** n'éliminent pas la composante saisonnière, mais comme ils sont appliqués à des données déjà désaisonnalisées, cette lacune n'a pas d'importance. Par ailleurs, ils respectent de façon remarquable les sinusoïdes de périodicité supérieure à un an. Ainsi, la

moyenne mobile de Henderson de 13 termes, qui est la plus fréquemment utilisée, ne réduit pas l'amplitude des courbes sinusoïdales de périodicité de 20 mois et plus qui représentent les variations de la tendance-cycle. Par contre, elle élimine presque toutes les variations irrégulières qui peuvent être représentées par des courbes sinusoïdales de trPs courte périodicité (six mois ou moins).

Les moyennes mobiles pondérées de 5 termes (3x3) et de 7 termes (3x5). La moyenne mobile pondérée de 5 termes est une moyenne mobile de 3 termes d'une moyenne mobile de 3 termes (m.m.3x3). De même, la moyenne mobile de 7 termes est une moyenne mobile de 3 termes d'une moyenne mobile de 5 termes (m.m. 3x5). Ces deux filtres sont appliqués aux rapports (différences) saisonniers-irréguliers de chaque mois, sur un intervalle de plusieurs années. Leurs coefficients de pondération étant tous positifs, ils reproduisent la valeur centrale d'une droite à l'intérieur de leur bande de lissage. Cette propriété permet au programme **X11ARMMI** d'estimer une saisonnalité variant de façon linéaire sur un intervalle de cinq ou sept ans. Ces filtres peuvent donc approximer de façon tout à fait convenable des variations saisonnières progressives dont l'évolution n'est pas linéaire pendant la totalité de la période couverte par la série (plus de sept ans).

La moyenne mobile pondérée de 5 termes (m.m. 3x3) est un filtre trPs souple, qui peut suivre des changements de direction assez rapides, mais comme sa bande de lissage est courte, les fluctuations irrégulières doivent être faibles pour que le lissage des rapports SI soit bon.

La moyenne pondérée de 7 termes (m.m. 3x5), moins souple, sert à l'estimation finale des facteurs saisonniers. Pour les séries dont la composante irrégulière est plus grande, le **X11ARMMI** prévoit un autre ensemble de coefficients de pondération, appliqué sur des intervalles plus longs, qui produit des facteurs saisonniers plus lisse.

Propriétés fondamentales des filtres de lissage linéaires unilatéraux (coefficients terminaux) du X11ARMMI

Tout procédé basé sur les moyennes mobiles interdit, de par sa nature même, le lissage des n premiers et des n derniers points d'une série avec l'ensemble de coefficients symétriques qui est appliqué aux valeurs centrales. Dans le **X11ARMMI**, les chiffres désaisonnalisés courants et les prévisions du facteur saisonnier sont le fruit d'un double filtrage: (i) les filtres unilatéraux des modèles **ARMMI** servent à l'extrapolation des données brutes et (ii) les filtres du programme X-11 utilisés pour désaisonnaliser la série. Comme les premiers changent d'une série à l'autre, la procédure d'extrapolation est trPs souple. Ces filtres réussissent à reproduire les mouvements les plus récents de la série, en particulier les mouvements saisonniers qui évoluent trPs rapidement.

Les filtres du X-11 qui sont appliqués à la série brute **prolongée** pour estimer la tendance-cycle sont bilatéraux. Comme ils arrivent à reproduire tous les points de retournement et n'introduisent aucun déphasage, ils donnent une bonne estimation des variations cycliques.

Les filtres du X-11 qui servent à estimer les facteurs saisonniers sont unilatéraux, mais ressemblent plus aux filtres symétriques qui sont appliqués aux observations centrales. Donc, avec seulement une année de données extrapolées, on peut employer les filtres du X-11 qui servent à l'ajustement saisonnier courant pour établir les prévisions du facteur saisonnier.

C'est la conjugaison des filtres fixes du X-11 (les mêmes d'une série à l'autre) et des filtres variables des modèles **ARMMI** (différents d'une série à l'autre) qui donne au **X11ARMMI** sa supériorité sur le X-11 pour la désaisonnalisation courante.

SECTION 5. Avantages du X11ARMMI/80 par rapport B la variante X-11 de la Census Method II

Voici les principaux avantages du X11ARMMI/80 par rapport B la variante X-11:

1. Il fournit un modPle statistique qui donne des informations utiles sur la qualité des données brutes. L'existence d'un modPle qui ajuste bien la série d'origine, mLme s'il ne satisfait pas aux critPres d'extrapolation, garantit le respect du principe le plus fondamental de la désaisonnalisation, l'existence d'un schéma de composition de la série. En d'autres termes, si, pour une série donnée, il est impossible d'identifier un modPle **ARMMI** (**AR**, **MM** ou **ARMMI**) qui décrit simplement la série en fonction des valeurs antérieures et de perturbations aléatoires retardées, toute décomposition en tendance-cycle, composante saisonniPre et facteur accidentel devient suspecte et peut prLter le flanc B la critique. En fait, pareille lacune peut faire mLme douter de la façon dont les observations ont été effectuées (par exemple, on peut penser que l'intervalle d'échantillonnage a été mal choisi).

Si la série peut Ltre ajustée par un modPle **ARMMI**, il est aussi possible de calculer l'espérance et la variance de la série initiale et, par conséquent, d'établir des intervalles de confiance pour les observations. Ainsi, on peut identifier les cas erratiques, en particulier vers la fin de la série.

2. L'extrapolation B une période d'avance fournie par les modPles **ARMMI** est trPs utile: son erreur quadratique moyenne étant minimum, elle peut servir de valeur de projection ou de repPre pour l'établissement de chiffres provisoires.
3. Si on utilise les facteurs saisonniers courants pour calculer les données désaisonnalisées courantes, il n'est pas nécessaire de réviser la série plus de deux fois. Dans bien des cas, une révision seulement fournira des facteurs saisonniers "finals" au sens statistique.
4. L'erreur totale introduite dans les facteurs saisonniers prévus et courants est réduite de façon appréciable, pour tous les mois. En général, on observe, pour les séries canadiennes et américaines, une diminution du biais d'environ 30% et une baisse de 20% de la valeur absolue de l'erreur totale.

On peut avancer beaucoup de raisons pour expliquer la baisse appréciable de l'erreur entachant les facteurs saisonniers courants et prévus. Pour calculer les facteurs prévus, le X11ARMMI/80 combine deux genres de filtres: (i) les filtres des modPles autorégressifs B moyennes mobiles intégrées (**ARMMI**), qui servent B obtenir des extrapolations des données brutes; et (ii) les filtres de la variante X-11 de la Census Method II, qui permettent de calculer les premiers facteurs saisonniers révisés. De la sorte, les prévisions des facteurs saisonniers sont tirées d'extrapolations des données brutes au moyen d'un ensemble de moyennes mobiles dont les coefficients de pondération sont, malgré leur asymétrie, plus proches des coefficients appliqués aux observations centrales que ceux de la fonction de prévision de la variante X-11.

5. En outre, l'estimation de la tendance-cycle pour la derniPre observation est effectuée B l'aide d'une combinaison des coefficients des moyennes mobiles symétriques de Henderson, qui peuvent reproduire une fonction cubique sur toute leur bande de lissage, et des coefficients de pondération du modPle **ARMMI** utilisé pour l'extrapolation. Comme ce dernier ensemble de coefficients est spécifique au modPle **ARMMI** ajusté sur la série, il peut saisir les mouvements les plus récents, et on obtient donc une meilleure estimation de la tendance-cycle en combinant les deux pondérations. C'est particuliPrement vrai lorsque l'année comporte des points de retournement, parce que le programme X-11 applique des filtres de Henderson asymétriques, qui ne peuvent estimer de façon convenable qu'une tendance linéaire.
6. Enfin, l'addition d'une ou deux années de chiffres extrapolés (donc sans valeurs extrLmes) permet d'obtenir une meilleure estimation de la variance des facteurs irréguliers, donc d'améliorer de façon notable l'identification et le remplacement des extrLmes, qui, comme chacun sait, peuvent altérer gravement les estimations produites par les filtres linéaires de lissage. Les mLmes remarques s'appliquent aux facteurs saisonniers courants, sauf que dans leur cas, les filtres saisonniers sont plus proches des filtres centraux que dans le cas des prévisions. De ce fait, le nombre de révisions est, lui aussi, fortement réduit. Il a été constaté que dans la version automatisée, le meilleur compromis consiste le plus souvent B ajouter une année de prévisions et une année d'extrapolations rétrospectives.

SECTION 6. Autres améliorations incorporées B la version automatisée du X11ARMMI/80

Outre le processus de sélection du modPle **ARMMI** exposé B la section 3, une série de nouveaux tests statistiques, de tableaux et de graphiques a été incorporée B la version automatisée du **X11ARMMI/80**. Les tests permettent d'évaluer la qualité de la série initiale et la fiabilité de la désaisonnalisation. Dans les pages qui suivent, nous présentons un bref exposé de ces améliorations.

- Test F de la présence d'un mouvement saisonnier - Tableau B1

Ce test se fonde sur une analyse B un facteur de la variance des rapports (différences) **SI** ; il ressemble B celui du X-11 qui sert B déterminer la présence d'une composante saisonniPre stable (tableau D8). La seule différence entre les deux tests réside dans le fait que, dans notre test, l'estimation de la tendance-cycle est effectuée directement B partir de la série initiale, grâce B une moyenne mobile centrée de 12 termes. Pour extraire la tendance-cycle de la série initiale, les données brutes sont divisées par la tendance estimée (modPle multiplicatif) ou la tendance est soustraite de la série d'origine (modPle additif).

La valeur du rapport de F est imprimé dans le tableau B1. F est le quotient de deux variances: (i) la variance "mensuelle" ou "trimestrielle" principalement basée sur les facteurs saisonniers; et, (ii) la variance "résiduelle" qui est concentrée sur les facteurs irréguliers.

Comme plusieurs des hypothPses de base du test F risquent d'ltre violées, le seuil de rejet de l'hypothPse nulle (l'absence de toute saisonnalité significative) est de un pour mille.

- Test de la présence d'un mouvement saisonnier évolutif - Tableau D8

Ce test est fondé sur une analyse B deux facteurs de la variance des rapports (différences) **SI** du tableau D8 (Higginson, 1975). Il permet de déterminer si la série présente une saisonnalité mobile de phase stable et d'amplitude variant graduellement.

La variance totale des rapports (différences) **SI** est, par hypothPse, la somme de:

- 1 σ_m^2 , la variance "mensuelle" ou "trimestrielle", qui mesure principalement la grandeur de la saisonnalité. Elle est égale B la somme des carrés des différences entre la moyenne des facteurs saisonniers-irréguliers de chaque mois et la moyenne totale, corrigée du nombre de degrés de liberté approprié.
2. σ_y^2 , la variance "annuelle", qui mesure principalement l'évolution de la saisonnalité d'une année B l'autre. Elle est égale B la somme des carrés des différences entre la moyenne des facteurs saisonniers-irréguliers de chaque année et la moyenne totale des facteurs saisonniers-irréguliers, pour tout le tableau, corrigée du nombre de degrés de liberté approprié.
- 3 σ_r^2 , la variance "résiduelle", qui est égale B la variance totale moins la somme des variances "mensuelle" ou "trimestrielle" et "annuelle".

Le rapport F qui détermine si l'hypothPse d'une saisonnalité mobile sera acceptée ou non est le quotient de la variance "annuelle" par la variance "résiduelle".

Pour calculer la variance dans un modPle additif, il faut toujours prendre les facteurs saisonniers et irréguliers en valeur absolue, sinon la moyenne annuelle est nécessairement nulle. Dans un modPle multiplicatif, les rapports saisonniers-irréguliers sont remplacés par les écarts absolus entre les valeurs des **SI** et 100, c'est-B-dire par ***SI-100***. Alors que dans le test précédent, un F élevé est en faveur de l'hypothPse testée (saisonnalité mesurable), dans le présent test, une statistique F élevée est mauvais signe. La valeur du F, qui permet de savoir si la composante saisonniPre de la série évolue ou non, figure au tableau D8.

- **Test composé de la présence d'un mouvement saisonnier identifiable - Tableau D8**

Ce test est une combinaison du test de saisonnalité mobile, du test F de saisonnalité stable et du khi-carré de Kruskal-Wallis (un test non paramétrique qui vise, lui aussi, à vérifier si la saisonnalité est stable).

Il a pour principal objet de déterminer si la saisonnalité de la série est "identifiable" ou non. Par exemple, si le processus saisonnier évolue très rapidement, il est fort probable qu'on n'arrivera pas à bien estimer les facteurs saisonniers, tout simplement parce qu'ils ne seront pas bien identifiés par le **X11ARMMI/80**.

Fondamentalement, le test consiste à combiner les valeurs F des trois tests précédents de la façon suivante:

1. Si le test F_S (S pour saisonnalité stable) se solde par un rejet au seuil de 0.1%, l'hypothèse nulle, à savoir que la saisonnalité n'est pas identifiable, est acceptée.
2. Si le test (1) entraîne l'acceptation de l'hypothèse de saisonnalité stable, mais que le test F_M impose le rejet de l'hypothèse de saisonnalité mobile au seuil de 5%, alors la valeur F_M est combinée à la valeur F_S tirée de (1) de la façon suivante:

$$T_1 = \frac{7}{F_M \& F_S} \quad \text{et} \quad T_2 = \frac{3F_M}{F_S}$$

on fait ensuite la moyenne simple de T_1 et T_2 . Si cette moyenne est supérieure ou égale à un, l'hypothèse nulle, à savoir que la saisonnalité n'est pas identifiable, est acceptée.

3. Si le test (1) réussit et que le résultat du test F_M est acceptable au seuil de signification de 5%, mais que le résultat du test des deux T est un rejet ou que le test de Kruskal-Wallis se solde par le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%, le programme indique que la série comporte probablement un mouvement saisonnier identifiable.
4. Si les résultats de tous les tests, F_S , F_M et khi-carré de Kruskal-Wallis appartiennent à la région de rejet, alors l'hypothèse nulle est, bien sûr, rejetée, et le programme imprime que la série comporte un mouvement saisonnier identifiable.

En outre, il imprime automatiquement les messages susmentionnés au bas du tableau D8.

Pour plus de renseignements, le lecteur est renvoyé à Lothian et Morry (1978.b).

- **Test de la présence d'un mouvement saisonnier résiduel - Tableau D11.**

Il s'agit d'un test F appliqué aux valeurs du tableau D11, pour tout l'intervalle de la série et pour les trois dernières années. L'effet de la tendance est éliminé par une différence du premier ordre retardée de trois périodes (pour les séries mensuelles et d'une période pour les trimestrielles) (c'est-à-dire, \hat{O}_t & \hat{O}_{t-3} où \hat{O}_t représente les valeurs du tableau D11). Deux rapports F sont imprimés à la fin du tableau, ainsi qu'un message indiquant s'il reste ou non une influence saisonnière, dans les chiffres des trois dernières années et dans la série entière (Higginson, 1976).

- **Test du caractère aléatoire des résidus par le périodogramme cumulé normalisé**

La variante X-11 de la Census Method II teste l'autocorrélation des résidus estimés du tableau D13 au moyen de la durée moyenne dans la même direction. Ce test non paramétrique, mis au point par W.A. Wallis et G.H. Moore (1941), est fondé sur le nombre de points de retournement. Il n'est efficace que pour tester le caractère aléatoire des résidus contre l'hypothèse d'un processus autorégressif du premier ordre, de la forme $I_t = \rho I_{t-1} + e_t$ où I_t représente les erreurs, ρ le coefficient d'autocorrélation et e_t un processus purement aléatoire.

Si les résidus d'une série infinie sont purement aléatoires, la durée moyenne dans la même direction sera égale à 1.50. Pour une série de 120 observations, cette statistique appartiendra à l'intervalle 1.36 et 1.75 au niveau de confiance de 95%. Si la durée moyenne dépasse 1.75, l'autocorrélation est positive et si elle est inférieure à 1.36, l'autocorrélation est négative.

Toutefois, ce test ne permet pas de détecter l'existence de composantes périodiques dans les résidus, ce qui se produit lorsqu'on désaisonnalise des séries plutôt longues ou lorsque les variations relatives de la composante saisonnière sont petites par rapport à celles de la composante irrégulière. Pour tester l'hypothèse de l'indépendance des résidus contre l'hypothèse de la présence d'un processus périodique, nous avons incorporé au programme **X11ARMMI/80**, le périodogramme cumulé normalisé de Box et Jenkins (1970).

Les valeurs du périodogramme cumulé normalisé sont données dans un tableau et tracées sur un graphe. En étudiant celui-ci, il devient possible de déterminer si les aléas comportent des éléments périodiques ou non.

Si les résidus sont un échantillon d'un processus purement aléatoire et si la taille de l'échantillon tend vers l'infini, alors le périodogramme cumulé normalisé tendra à coïncider avec la diagonale du carré dans lequel il s'inscrit.

Pour évaluer les écarts du périodogramme par rapport aux résultats théoriques qu'on obtiendrait si les résidus étaient purement aléatoires, on utilise le test de Kolmogorov-Smirnov. Il permet de déterminer la nature des périodicités cachées qui n'ont pas été éliminées de la composante irrégulière, qu'elles soient saisonnières ou cycliques; il fournit des renseignements qui complètent ceux du test de la présence d'un mouvement saisonnier résiduel. (Pour une explication simple de ce test voir, Dagum, Lothian et Morry, 1975).

- **Tableau D11A, où les totaux annuels des valeurs désaisonnalisées sont égaux aux totaux annuels des données brutes**

Ce nouveau tableau présente une série désaisonnalisée modifiée de façon que les totaux annuels des valeurs désaisonnalisées soient égaux à ceux des données brutes.

L'écart entre les deux totaux annuels est distribué entre les valeurs désaisonnalisées du tableau D11 de façon à préserver les mouvements de mois en mois ou de trimestre en trimestre dans la série désaisonnalisée initiale. Il s'agit ici de minimiser le carré des différences d'ordre un des écarts annuels exprimés sous forme de différences ou de rapports. Pour plus de renseignements, voir Huot (1975) et Cholette (1978).

- **Ensemble de statistiques de contrôle de la qualité**

La version du X-11 mise au point à Statistique Canada en 1975 comportait deux statistiques, appelées Q_1 et Q_2 , qui donnaient une idée de l'importance et de la nature des composantes irrégulière et saisonnière respectivement. Ces statistiques et les postulats de base les concernant ont été présentés dans Huot et De Fontenay (1973).

Depuis, les recherches se sont poursuivies et ont permis de réduire l'ensemble à une statistique seulement, Q , qui englobe aussi plusieurs autres mesures (Lothian et Morry, 1978.c), pour la plupart tirées des mesures récapitulatives du tableau F2. Ces statistiques prennent des valeurs entre 0 et 3, mais seules les valeurs inférieures à un sont jugées acceptables. Voici la liste des données qui servent à produire le Q final:

1. La contribution relative de la composante irrégulière sur trois mois (tableau F2B), dénotée $M1$.
2. La contribution relative de la composante irrégulière à la partie stationnaire de la variance (tableau F2F), dénotée $M2$.

3. La valeur du rapport I/C (rapport de la valeur absolue moyenne du pourcentage mensuel ou trimestriel de variation de la composante irrégulière B la valeur correspondante pour la tendance-cycle) servant au choix des moyennes mobiles de Henderson (tableau D7), dénotée M3 et imprimée dans le tableau F2E.
4. La valeur de la durée moyenne dans la même direction pour le mouvement irrégulier (tableau F2D), dénotée M4.
5. Le MDC ou TDC (c'est-à-dire le nombre de mois ou de trimestres qu'il faut pour que la variation absolue moyenne de la tendance-cycle dépasse la variation absolue moyenne de la composante irrégulière), (tableau F2E), dénoté M5.
6. Le rapport global de saisonnalité mobile I/S, qui correspond à la moyenne des rapports mensuels de saisonnalité mobile tirés du tableau D9, dénoté M6. (Il s'agit du rapport de la valeur absolue moyenne du pourcentage annuel de variation du mouvement irrégulier B la valeur correspondante pour le mouvement saisonnier.)
7. L'ampleur de la saisonnalité stable par rapport à celle de la saisonnalité mobile (tests du tableau D8), dénotée M7 et imprimée dans le tableau F2I.
8. Une mesure de la variation annuelle de la composante saisonnière dans toute la série (tableau D10), dénotée M8.
9. Le mouvement linéaire moyen de la composante saisonnière dans toute la série (tableau D10), dénoté M9.
10. MML que 8 mais pour les années récentes seulement, dénotée M10.
11. MML que 9 mais pour les années récentes seulement, dénoté M11.

- Tableaux

Deux tableaux, B20 et C20, présentent les valeurs extrêmes obtenues par décomposition du mouvement irrégulier I' des tableaux B13 et C13 respectivement. Dans les modèles additifs, les extrêmes sont égaux $B I(1-W)$ et dans les modèles multiplicatifs, $B I/(1+W(I'-1))$.

Un autre nouveau tableau, D16, présente l'effet total imputable aux facteurs saisonniers et aux variations relatives aux jours ouvrables.

- Graphiques

Voici les nouveaux graphiques offerts:

Le graphique G1, où sont portées les valeurs de la série initiale (comme en A1 ou en B1 si la série a subi un ou des ajustements préalables) ainsi que les extrapolations prospectives et rétrospectives produites par l'option **ARMMI**. Y figurent aussi les valeurs de la série initiale après le traitement des extrêmes du tableau E1.

Un graphique (G6) correspondant au test du périodogramme cumulé sur le caractère aléatoire des résidus.

- Modèle logarithmique

Une nouvelle option permet à l'utilisateur de décomposer la série initiale en une relation additive entre les logarithmes des composantes; il s'agit de l'équivalent additif du modèle multiplicatif (Lothian, 1978).

- **Autres caractéristiques du X11ARMMI/80**

1. La variante X-11 de la Census Method II ne traite pas la fin des séries de la même façon que leur début. De ce fait, lorsqu'on inverse l'ordre des observations, l'opération de désaisonnalisation donne des résultats différents. Cette taille tient à un léger manque d'homogénéité dans l'identification des extrêmes. Cet effet a été supprimé dans le programme **X11ARMMI/80**.
2. Le programme produit un tableau, F3, qui présente les nouvelles statistiques de contrôle de la qualité.
3. Des images de la carte de contrôle principale et des cartes **ARMMI** apparaissent sur la page couverture de l'imprimé.
4. Le tableau F2 contient plusieurs nouvelles mesures statistiques récapitulatives. Pour les séries mensuelles, le programme calcule les 14 premières autocorrélations des facteurs irréguliers finals (pour les séries trimestrielles, il calcule les six premières). Il donne aussi une approximation de la contribution des composantes à la partie stationnaire de la variance. (Pour rendre la série stationnaire, on en extrait une tendance linéaire, si le modèle est additif, ou exponentielle, s'il est multiplicatif.) Les résultats de tous les tests d'analyse de la variance effectués par le programme sont imprimés, accompagnés des probabilités pertinentes. Le rapport I/C du tableau D12 est également imprimé.
5. Les fonctions de distribution normale, khi-carré, F et T ont été incorporées au programme. Tous les tests se fondent maintenant sur les valeurs de ces distributions.
6. On a incorporé au programme trimestriel un sous-programme de sélection de la tendance-cycle qui comprend les filtres de Henderson de 5 et de 7 termes et une opération d'ajustement préalable.
7. Si la série est ajustée au préalable, sauf pour les jours ouvrables le tableau D11 devient égal au quotient du tableau A1 divisé par D10 dans la version multiplicative et à la différence (A1 - D10) dans la version additive.
8. Si le MDC (ou le TDC) est un nombre pair, la moyenne mobile MDC est centrée par calcul de la moyenne de deux moyennes mobiles MDC.
9. Le programme comporte deux nouvelles options d'impression: la première produit un imprimé abrégé comptant de trois à cinq tableaux seulement et la seconde, un imprimé analytique.
10. Les statistiques de contrôle de la qualité concernant chaque série désaisonnalisée sont enregistrées et apparaissent à la fin de l'imprimé. De la sorte, l'utilisateur peut évaluer rapidement la fiabilité de la désaisonnalisation.
11. On a élargi l'éventail des formats possibles à l'entrée et à la sortie et ajouté de nouveaux formats pour les coefficients de l'ajustement préalable.
12. Le nombre des décimales sur l'imprimé de sortie est maintenant déterminé indépendamment du nombre de décimales fournis à l'entrée.
13. Si les données d'entrée sont stockées sur bande (ou sur disque), l'utilisateur peut employer une option qui permet au programme de lire la bande, à la recherche de la série possédant l'identificateur demandé. Une autre option fait rembobiner la bande et reprendre la recherche.
14. Tous les coefficients pondération des moyennes mobiles (sauf les coefficients terminaux des moyennes de Henderson) sont calculés à partir des formules explicites.

CHAPITRE III*

L'AJUSTEMENT DES SÉRIES SYNTHÉTIQUES

Par synthétique on entend ici une série qui résulte de l'addition, de la soustraction, de la multiplication ou de la division de plusieurs séries composantes affectées de coefficients constants de pondération, égaux ou différents. A cause du caractère non linéaire du processus de composition ou des méthodes de désaisonnalisation des séries, les résultats des désaisonnalisations directe et indirecte sont différents. La première méthode consiste à procéder d'abord à la composition des séries brutes, puis à la désaisonnalisation du résultat synthétique et la deuxième, à désaisonnaliser d'abord les composantes pour ensuite former la série synthétique désaisonnalisée. Afin de savoir s'il vaut mieux désaisonnaliser une série synthétique de façon directe ou indirecte, on étudie souvent le lissage produit des deux façons. La somme des carrés des différences d'ordre un de la série est un critère classique de mesure à cet égard. Il s'agit de:

$$R_1 = \sum_t (\hat{X}_t - \hat{X}_{t-1})^2 \quad (7)$$

où \hat{X}_t est la série visée. Plus R_1 est élevé, moins la série \hat{X}_{t-1} sera lisse.

L'emploi de ce critère est justifié par le fait que le filtre des différences d'ordre un élimine la plupart des variations de longue périodicité (tendance et cycle). Lothian et Morry (1977) ont découvert que le critère R_1 est lié à l'importance des révisions qu'il faut apporter à la série désaisonnalisée. Toutefois, la façon dont le critère R_1 définit la régularité d'une série exclut de cette relation les cycles de courte périodicité: pour pallier cette lacune, Dagum (1979) présente une nouvelle mesure de l'irrégularité d'une série R_2 fondée sur le filtre de 13 termes de Henderson. Il s'agit de:

$$R_2 = \sum_t (\hat{X}_t - H\hat{X}_t)^2 = \sum_t [(I-H)\hat{X}_t]^2 \quad (8)$$

où $I-H$ est le complément du filtre de Henderson.

Ces deux mesures, sous forme de moyenne (et exprimées en pourcentage pour les compositions multiplicatives), ont été incorporées au programme X11ARMMI et servent à la désaisonnalisation directe et indirecte des séries synthétiques. D'ordinaire, elles donnent des résultats cohérents en faveur d'une méthode. Toutefois, si les séries composantes sont fortement influencées par des variations cycliques de courte périodicité, on peut obtenir des résultats contradictoires; en pareil cas, il est préférable d'utiliser R_2 pour choisir la procédure qui lisse le mieux les données désaisonnalisées.

* Ce chapitre est tiré de "La Méthode de désaisonnalisation X11ARMMI" de Dagum, (1980)

CHAPITRE IV

SPÉCIFICATIONS DU X11ARMMI

Notation et symboles

Description	ModPle multiplicatif	ModPle additive ou log additif
<p>La série originale (O) comprend une composante tendance-cycle (C), une composante saisonnière (S), une composante jours ouvrables (D), et les aléas (I'').</p> <p>Les aléas (I'') incluent des variations dues aux jours fériés, aux grèves, etc. (Il est possible d'éliminer ces variations en effectuant un ajustement préalable permanent (P') et (ou) temporaire (P'') de la série, l'effet de Pâques (H), des valeurs extrêmes (E) et un résidu aussi appelé irréguliers véritables (I). Les valeurs extrêmes sont celles qui dépassent 2.5σ. Si l'option 'remplacement du type ARMMI des valeurs extrêmes' est choisie, ces valeurs extrêmes sont remplacées par leurs valeurs correspondantes de la fonction finale du modPle ARMMI choisi. L'estimation des composantes dans les parties C et D du programme nécessite une pondération des irréguliers non modifiés (I). Il y a alors attribution d'un coefficient de pondération variant linéairement entre 0.0 et 1.0 aux facteurs irréguliers entre 2.5σ et 1.5σ. Les irréguliers en deçà de 1.5σ reçoivent un poids de 1.0.</p> <p>Il se peut que d'autres limites conviennent mieux pour répondre à des besoins spéciaux (voir le guide d'utilisation).</p>	<p>$O=CSI''D$;</p> <p>$D=D_pD_r$;</p> <p>D_p= Facteurs préliminaires de l'ajustement en fonction des jours ouvrables;</p> <p>D_r= Les variations résiduelles imputables aux jours ouvrables après l'ajustement préalable D_p (ou encore toutes variations imputables aux jours ouvrables s'il n'y a pas eu d'ajustement préalable);</p> <p>$I''=P'P''EHI$;</p> <p>$I''=P''EHI$;</p> <p>Lors de la première exécution de ce programme, $I'=EHI$ si l'effet de Pâques (H) est présent. Lors de la seconde exécution, $I'=EI$.</p> <p>o j</p> <p>$E= I'-1.0 >2.5\sigma_T$;</p> <p>$I^w=1.0+w(I'-1.0)$;</p> <p>o j</p> <p>$w =0.0$ quand $I'-1.0 >2.5\sigma_T$ $=1.0$ quand $I'-1.0 <1.5\sigma_T$ $=2.5- I'-1.0 /\sigma_T$</p> <p>quand $1.5\sigma_T \leq I'-1.0 \leq 2.5\sigma_T$.</p> <p>En général, si U = la limite σ supérieure et L = la limite σ inférieure,</p> <p>$w' \frac{1.0}{U \& L} [U \& \frac{ I' \& 1.0 }{\sigma_T}]$</p> <p>quand $L\sigma_T \leq I'-1.0 \leq U\sigma_T$.</p> <p>NOTE: La moyenne de la composante irrégulière (I) est ici 1.000 bien que cette composante soit imprimée en termes de pourcentage de moyenne 100. Les composantes saisonnière et de jours ouvrables et les facteurs préalables sont également exprimés en pourcentage.</p>	<p>$O=C+S+I''+D$;</p> <p>$D=D_p+D_r$;</p> <p>(D_p n'est pas disponible pour le modPle additif, c.-à-d.: $D_p = 0$)</p> <p>$I''=P'+P''+E+H+I$;</p> <p>$I''=P''+E+H+I$;</p> <p>Lors de la première exécution de ce programme, $I'=E+H+I$, si l'effet de Pâques (H) est présent. Lors de la seconde exécution, $I'=E+I$.</p> <p>o j</p> <p>$E=*I'^w>2.5\sigma'_T$;</p> <p>$I^w=I^w$</p> <p>o j</p> <p>$w =0.0$ quand $I' >2.5\sigma_T$ $=1.0$ quand $I' <1.5\sigma_T$ $=2.5- I' /\sigma_T$</p> <p>quand $1.5\sigma_T \leq I' \leq 2.5\sigma_T$.</p> <p>En général, si U = la limite σ supérieure et L = la limite σ inférieure,</p> <p>$w' \frac{1.0}{U \& L} [U \& \frac{ I' }{\sigma_T}]$</p> <p>quand $L\sigma_T \leq I' \leq U\sigma_T$.</p>

SPÉCIFICATIONS du X11ARMMI mensuel

PARTIE A. Ajustements préalables

Cette partie est une description des divers ajustements préalables auxquels l'utilisateur doit soumettre la série originale, lorsque nécessaire, pour accroître l'efficacité des estimateurs des facteurs de l'ajustement en fonction des jours ouvrables, des facteurs saisonniers et de l'effet de Pâques.

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
	<u>NOTA</u> : Les explications concernant le modPle additif ou log additif sont (soulignées)		
A1. Série originale	Série mensuelle brute.	$O=CSI'D$	$O = C+S+I'+D$
A2. Facteurs mensuels préalables d'ajustement permanent	Pour prendre en compte de façon <u>permanente</u> l'effet de certains jours fériés, modifier le niveau de la série, etc., l'utilisateur peut affecter les valeurs de la série de coefficients mensuels d'ajustement. La nouvelle série est donc modifiée de façon <u>permanente</u> et devient la base sur laquelle toutes les autres modifications seront apportées.	P'	P'
A3. Série originale ajustée en fonction de facteurs préalables d'ajustement permanent	Les données brutes A1 sont divisées par les coefficients de A2. (<u>Les coefficients A2 sont soustraits des données originales A1</u>).	$O/P'=CSI'D$	$O-P'=C+S+I'+D$
A4. Facteurs mensuels préalable d'ajustement temporaire	Pour prendre en compte <u>de façon temporaire</u> l'effet de certains jours fériés, modifier le niveau de la série, etc., l'utilisateur peut affecter les valeurs de la série de coefficients mensuels d'ajustement. La nouvelle série est donc modifiée <u>de façon temporaire</u> et devient la base sur laquelle toutes les autres modifications seront apportées. Ces <u>modifications temporaires</u> seront <u>réintroduites</u> dans la série finale désaisonnalisée et corrigée des variations imputables aux jours ouvrables et (ou) B l'effet de Pâques.	P''	P''
A5. Série originale ajustée en fonction de facteurs mensuels d'ajustement permanent (le cas échéant) et temporaire	Les données brutes A1 ou A3 (si l'on a utilisé des facteurs préalables d'ajustement permanent) sont divisées par les coefficients de A4 (<u>les coefficients A4 sont soustraits des données originales A1 ou A3</u>).	$O/P'P''=CSI'D$	$O-P'-P''=C+S+I'+D$

PARTIE A. Ajustements préalables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
A6. Coefficients préalables de pondération des jours de la semaine, fournis par l'utilisateur, et facteurs mensuels de l'ajustement en fonction des jours ouvrables	<p>Pour prendre en compte les variations imputables aux jours ouvrables, l'utilisateur peut introduire sept coefficients de pondération, B raison d'un par jour, B partir desquels le programme calcule les facteurs mensuels qui servent B diviser A1, A3 ou A5 (ou B soustraire les coefficients de ces données). Le programme choisit les sept coefficients de façon que leur somme soit 7.00 (0.00). Dans le modPle multiplicatif, les coefficients du mois civil sont calculés au moyen de la formule suivante:</p> $M_i = \frac{X_{1i}(D_{p1}) + \dots + X_{7i}(D_{p7})}{N_i}$ <p>et, dans le modPle log additif,</p> $M_i = X_{1i} b_{p1} + \dots + X_{7i} b_{p7}$ <p>o j M_i est le coefficient mensuel du mois i. X_{ji} est le nombre de fois que le jour j de la semaine revient au cours du mois i;</p> <p>$D_{pj} = D_{pi} + 1.0$ est le coefficient préalable des jours de la semaine pour le jour j de la semaine, N_i est égal B 31, 30 ou 28.25 (pour février) jours par mois. Si la variation imputable B la longueur du mois est prise en compte dans les facteurs des jours ouvrables, N_i est égal B 30.4375 pour tous les mois.</p>	<p>D_p</p> <p>$CSI'D/D_p = CSI'D_r$</p>	<p>D_p Non disponible pour le modPle additif</p> <p>Non disponible</p>

COEFFICIENTS DE PONDÉRATION DES JOURS DE LA SEMAINE ET FACTEURS MENSUELS FINALS DE L'AJUSTEMENT POUR TENIR COMPTE DES JOURS OUVRABLES, ESTIMÉS PAR LE PROGRAMME.

On obtient ces coefficients des jours de la semaine et facteurs finals lors d'une premiPre exécution du programme, qui comprend les étapes A1 B A6 et B1 B C20 décrites ci-dessous.

A7. Coefficients finals des jours de la semaine estimés par le programme	<p>MLmes opérations qu'en C15.</p> <p>NOTA: <u>Pour éviter de devoir procéder B des révisions superflues en raison des changements apportés aux paramPtres de régression chaque fois que l'on ajoute une nouvelle observation, on calcule les coefficients des jours de la semaine qui doivent s'appliquer pendant l'année courante t B l'aide d'une série de données se terminant en décembre de l'année t-1. Ces coefficients sont révisés lorsque l'on ajoute B la série une année complPte d'observations.</u></p> <p><u>Cependant, lorsque l'utilisateur corrige également la série de l'effet de Pâques, l'estimation de l'effet des jours de la semaine est recalculée chaque fois qu'une nouvelle observation est ajoutée B la série. Si l'utilisateur préfPre que les coefficients des jours de la semaine ne varie pas, il doit utiliser le mot-clé d'option PPJS plutôt que RJO. (Seulement pour les modPles multiplicatif ou log additif.)</u></p>	$[I'D_r] \ 6 \ D_r$	$[I'+D_r] \ 6 \ D_r$
--	---	---------------------	----------------------

PARTIE A. Ajustements préalables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
A8. Facteurs finals de l'ajustement pour tenir compte des jours ouvrables, estimés par le programme	MLmes opérations qu'en C16, uniquement lorsqu'on utilise les coefficients de régression des jours de la semaine.	$I'D_r/D_r=I'$	$[I'+D_r]-D_r=I'$
	MLmes opérations qu'en C18 lorsqu'on utilise les coefficients combinés préalables et les coefficients de régression des jours de la semaine.	$D=D_pD_r$	$D=D_p+D_r$ (pour le modèle log additif seulement)
		$I'D/D=I'$	$[I'+D]-D=I'$
A9. Ajustement de la série finale pour tenir compte des jours ouvrables	A1 est divisé par A6 (<u>A6 est soustrait de A1</u>). On utilise A3 et A8 si des ajustements préalables permanents ont été effectués.	$CSI''D/D=CSI''$	$[C+S+I''+D]-D= C+S+I''$

FACTEURS DE L'AJUSTEMENT MENSUEL POUR TENIR COMPTE DE LA FKTE DE PÂQUES, ESTIMÉS PAR LE PROGRAMME.

On obtient les facteurs de l'ajustement mensuel pour tenir compte de l'effet de Pâques lors d'une première exécution du programme, qui comprend les étapes A1 B A6 et B1 B D13 décrites ci-après.

A10. Utilisation d'un test F pour déterminer la présence de variations imputables B la fLte de Pâques	Afin de déterminer la présence de variations imputables B la fLte de Pâques, on applique un test F aux facteurs irréguliers <u>de mars et d'avril</u> tirés du tableau D13. Un message est imprimé pour indiquer la présence (ou l'absence) de l'effet de Pâques B un seuil de signification de 10%.		
A11. Facteurs finals de l'ajustement mensuel pour tenir compte de l'effet de Pâques	L'effet de Pâques est calculé en utilisant un modPle B effet graduel ou immédiat comme expliqué dans les spécifications de la section 3.1.	H	H
A12. Ajustement de la série finale pour tenir compte de l'effet de Pâques	A3 est divisé par A11 (<u>A11 est soustrait de A3</u>) si des ajustements préalables permanents ont été effectués.	$CSDI''/H$ $=CSDI''P''$ $=CSDP''IE$	$[C+S+D+I'']-H$ $=C+S+D+I'+P''$ $=C+S+D+P''+I+E$
A13. Facteurs mensuels combinés de l'ajustement en fonction des jours ouvrables et de l'effet de Pâques	Les facteurs des jours ouvrables tirés de A6 ou A8 sont multipliés (<u>additionnés</u>) par les facteurs de l'effet de Pâques tirés de A11.	DH	D+H
A14. Ajustement de la série finale combinée pour tenir compte des jours ouvrables et de l'effet de Pâques	A1 est divisé par A13 (<u>A13 est soustrait de A1</u>). On remplace A1 par A3 si des ajustements préalables permanents ont été effectués.	$CSDI''/DH$ $=CSI''P''$ $=CSP''IE$	$[C+S+D+I'']-[D+H]$ $=C+S+I'+P''$ $=C+S+D+P''+I+E$

PARTIE A. Ajustements préalables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
A15. ModPle d'extrapolation prospective ARMMI	Afin de prolonger la série par des prévisions fondées sur un horizon variable (l'option implicite ne permet que des prévisions pour un an), cinq modPles ARMMI classés par rang peuvent être automatiquement intégrés B la série d'origine ou, le cas échéant, B la série initiale ajustée par des facteurs préalable permanents (P'), des facteurs préalable temporaires (P''), des facteurs pour tenir compte des jours ouvrables (D) et des facteurs pour tenir compte de l'effet de Pâques (H). Dans le cas du modPle multiplicatif, on soumet la série de base B une transformation logarithmique, sauf pour le modPle (2,1,2) (0,1,1).	ModPles ARMMI classés par rang L(0,1,1) (0,1,1) _s L(0,1,2) (0,1,1) _s L(2,1,0) (0,1,1) _s L(0,2,2) (0,1,1) _s (2,1,2) (0,1,1) _s o j L = transformation logarithmique	(0,1,1) (0,1,1) _s (0,1,2) (0,1,1) _s (2,1,0) (0,1,1) _s (0,2,2) (0,1,1) _s (2,1,2) (0,1,1) _s
	<p>Le modPle choisi automatiquement pour fournir les prévisions est le premier qui satisfait B tous les critPres suivants: (1) le pourcentage absolu moyen d'erreur (PAME) dans les extrapolations des trois derniPres années est inférieur ou égal B 15%; (2) la probabilité associée au test khi-carré pour le caractPre aléatoire des résidus est supérieur B 5% et (3) il n'existe manifestement pas un trop grand nombre de différences. Aucun modPle n'est choisi automatiquement s'il ne répond pas B n'importe lequel des critPres précités. Ces critPres ne s'appliquent qu'aux cinq modPles offerts par le programme. Ils ne s'appliquent pas lorsque l'utilisateur fournit son propre modPle. L'utilisateur peut également demander que les valeurs extrLmes soient remplacées automatiquement par leurs valeurs correspondantes de la fonction du modPle ARMMI dans une premiPre itération. Ce traitement a priori des valeurs extrLmes s'effectue en comparant B ±2.5σ les résidus du modPle ARMMI ajusté qui satisfait aux critPres de sélection et en remplaçant les valeurs dépassant ±2.5σ par les valeurs correspondantes de la fonction. Ce mLme modPle, ajusté B la série dont les valeurs extrLmes ont été remplacées, fournit alors les prévisions.</p> <p><u>NOTA: Chaque fois que l'on utilise l'option implicite, le choix du modPle se fait B l'aide des données allant jusqu'B la derniPre année complPte pour éviter les révisions qu'entraîne une modification du modPle. On se sert alors du mLme modPle pendant toute l'année courante pour effectuer les révisions, mais on procPde B une nouvelle estimation des valeurs de paramPtes B l'aide de la série complPte.</u></p>		

PARTIE A. Ajustements préalables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
A16. ModPle d'extrapolation rétrospective ARMMI	Le choix de l'option du modPle fourni par l'utilisateur permet de prolonger cette série d'une année d'extrapolations rétrospectives. <u>NOTA: On ne peut produire des extrapolations rétrospectives que pour des séries d'au moins cinq ans et de moins de six ans.</u>		

PREMIERE EXÉCUTION DU PROGRAMME A LA DEMANDE DE L'UTILISATEUR:

- (A) Estimation par le programme des facteurs de l'ajustement en fonction des jours ouvrables; et(ou)
- (B) Estimation par le programme des facteurs de l'ajustement en fonction de l'effet de Pâques.

PARTIE B. Estimation préliminaire de la variation imputable aux jours ouvrables et des coefficients des jours ouvrables

Dans cette partie, des facteurs provisoires d'ajustements et des coefficients de pondération des jours ouvrables visant B diminuer les effets des extrLmes et des valeurs presque extrLmes sont tirés des données. Ces estimations sont raffinées et les coefficients finals, établis dans la partie C.

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif / log additif
		$M_i[Y]$ ou $M_{n \times m}[Y]$ représente une moyenne mobile B i termes appliquée B une série Y.	$M_i[Y]$ ou $M_{n \times m}[Y]$ représente une moyenne mobile B i termes appliquée B une série Y.
B1. Série initiale, ajustée au préalable ou non	Dans ce tableau figure la série brute, ajustée ou non au moyen des coefficients préalables présentés en A2 et(ou) en A4 et(ou) en A5 et A6. Le résultat d'un test F, effectué sur la série B3 (voir chapitre 1) et imprimé immédiatement aprPs le tableau B1, permet de vérifier tout de suite s'il y a ou non présence d'un mouvement saisonnier au seuil de 0.1%.	$CSI'D_r$	$C+S+I'+D_r$
B2. Tendance-cycle préliminaire	Une moyenne mobile centrée B 12 termes (moyenne B 2 termes d'une moyenne B 12 termes) de B1 est calculée pour estimer la tendance-cycle. Les 6 premiers et les 6 derniers points de la série seront imputés au stade B5. L'utilisateur peut également appliques B la série en B1 une moyenne mobile centrée de 24 termes (m.m. 2x24) pour calculer la premiPre estimation préliminaire de la tendance-cycle (voir chapitre II).	$M_{2 \times 12}[CSI'D_r]=C_1$	$M_{2 \times 12}[C+S+I'+D_r]=C_1$
B3. Rapports (<u>différences</u>) S-I non modifié(e)s	B1 est divisé par B2 (<u>B2 est soustrait de B1</u>) pour obtenir les rapports (<u>différences</u>) saisonniers(Pres)-irréguliers(Pres) (S-I).	$CSI'D_r/C_1=SI'D_r$	$(C+S+I'+D_r)-C_1=S+I'+D_r$
B4. Valeurs de remplacement pour les rapports (<u>différences</u>) S-I extrLmes	Une moyenne mobile pondérée B 5 termes (3x3) est appliquée B chaque rapport (<u>différence</u>) S-I mensuel(le) B3 pour estimer les facteurs saisonniers provisoires. Voir l'appendice B pour la liste des coefficients de pondération de la moyenne B termes (3x3). Une moyenne mobile centrée B 12 termes est appliquée aux facteurs provisoires de la série entiPre. Comme les six valeurs initiales et finales manquent, la premiPre et la derniPre valeur de la moyenne mobile sont reprises six fois chacune. Ensuite, pour que la somme des facteurs soit égale B 12.000 (0.000) (environ) sur n'importe quelle période de 12 mois, ceux-ci sont divisés par la moyenne mobile centrée B 12 termes (<u>la moyenne B 12 termes est soustraite des facteurs</u>).	$M_{3 \times 3}[SI'D_r]=S$ $S''=S'/M_{2 \times 12}(S')$	$M_{3 \times 3}[S+I'+D_r]=S$ $S''=S'-M_{2 \times 12}(S')$

PARTIE B. Estimation préliminaire de la variation imputable aux jours ouvrables et des coefficients des jours ouvrables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif / log additif
B4. Valeurs de remplacement pour les rapports (différences) S-I extrLmes - suite	<p>Les rapports S-I sont divisés par les estimations des facteurs saisonniers (<u>les estimations des facteurs sont soustraites des différences S-I</u>) pour obtenir une estimation de la composante irréguliPre.</p> <p>Un écart-type mobile sur cinq ans (σ) des estimations mensuelles de la composante irréguliPre est calculé, et les valeurs des facteurs irréguliers de l'année centrale de la période de cinq ans sont comparées B 2.5σ. Les valeurs dépassant 2.5σ (extrLmes) sont éliminées et le σ mobile sur cinq ans, recalculé. Noter que 1.5 et 2.5 sont utilisées par défaut. Cependant, l'utilisateur peut spécifier des valeurs comprises entre 0.1 et 9.9.</p> <p>Un coefficient nul est attribué aux facteurs irréguliers dépassant 2.5σ et un coefficient de 1.0 (pondération intégrale), aux facteurs irréguliers inférieurs B 1.5σ. Attribution d'un coefficient variant linéairement entre 0.0 et 1.0 aux facteurs irréguliers entre 2.5σ et 1.5σ.</p> <p>Dans le cas des valeurs qui ne reçoivent pas une pondération intégrale, les rapports (différences) S-I sont remplacé(e)s par une moyenne du produit du rapport (<u>de la différences</u>) par son coefficient de pondération et des deux rapports (différences) inférieur(e)s et supérieur(e)s les plus proches recevant une pondération intégrale pour ce mois. S'il n'existe pas 4 points du mLme mois ayant reçu une pondération intégrale, la valeur extrLme est remplacée par la moyenne des valeurs du mois.</p> <p>Pour les deux premiPres années, ce sont les limites σ de la troisiPme année qui sont utilisées et pour les deux derniPres, ce sont celles de l'avant-avant-derniPre année. Pour remplacer un rapport (<u>une différence</u>) extrLme dans l'une des deux années initiales ou finales, la moyenne du produit du rapport (<u>de la différence</u>) par son coefficient de pondération et des quatre rapports (différences) B pondération intégrale les plus proches, est utilisée.</p> <p>Les σ mobiles sur cinq ans et les valeurs de remplacement des rapports (différences) S-I extrLmes sont présentés au tableau B4.</p>	$S'I'D_r/S=I'D_r$	$(S+I'+D_r)-S=I'+D_r$
		$I'=I^w$ pour $*I'-1.0^*>1.5\sigma_1'$	$I'=I^w$ pour $*I'^*>1.5\sigma_1'$
		$S'I^wD_r$	$S'I^w+D_r$

PARTIE B. Estimation préliminaire de la variation imputable aux jours ouvrables et des coefficients des jours ouvrables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif / log additif
B5. Facteurs saisonniers	Une <u>moyenne pondérée B 5 termes</u> est appliquée aux rapports (<u>différences</u>) mensuel(le)s S-I extrLmes de B3 qui ont été remplacé(e)s par des valeurs B4, afin d'estimer les facteurs saisonniers provisoires.	$M_{3 \times 3}[SI^w D_r] = S'$	$M_{3 \times 3}[S+I^w + D_r] = S'$
	Les facteurs sont ajustés de façon que leur somme soit égale B 12.000 B l'aide d'une moyenne mobile centrée B 12 termes (voir le deuxiPme paragraphe de B4).	$S_1 = S' / M_{2 \times 12}(S')$	$S_1 = S' - M_{2 \times 12}(S')$
	Les six premiPres et demiPres valeurs de la série manquantes suite B l'emploi d'une moyenne mobile centrée B 12 termes pour la tendance-cycle B l'étape B2, sont remplacées par le facteur le plus proche pour le mois considéré.		
B6. Série désaisonnalisée	B1 est divisé par B5 (<u>B5 est soustrait de B1</u>) pour obtenir la série désaisonnalisée provisoire.	$CSI'D_r / S_1 = CI'D_r$	$(C+S+I^w + D_r) - S_1 = C+I^w + D_r$
B7. Tendance-cycle	Le programme de la tendance-cycle (modifié de façon que la moyenne pondérée Henderson B 13 termes soit choisie si $\bar{I}/\bar{C} > 0.99$) est appliqué B B6. Pour plus de renseignements sur le programme de la tendance-cycle, voir la note B la fin de ces spécifications.	$M_H[CI'D_r] = C_2$	$M_H[C+I^w + D_r] = C_2$
	Ajustement de la tendance-cycle pour tenir compte des grPves (facultatif). Les calculs facultatifs forment le reste de l'étape B7 ci-dessous permettent de réduire l'effet des extrLmes sur la tendance-cycle de B7. Ils peuvent s'avérer utiles si l'on ajuste des données modifiées par des grPves longues et importantes ou par d'autres événements spéciaux du mLme genre. Voir la note B la fin de ces spécifications sur la façon de choisir cette option.		
	La série désaisonnalisée est divisée par les estimations de la tendance-cycle fournies par le programme de la tendance-cycle (<u>ces estimations sont soustraites de la série désaisonnalisée</u>), pour obtenir une estimation de la composante irréguliPre.	$CI'D_r / C = I'D_r$	$(C+I^w + D_r) - C = I^w + D_r$
	Un écart-type mobile sur cinq ans (σ) des estimations mensuelles de la composante irréguliPre est calculé, les valeurs irréguliPres de l'année centrale de la période de cinq ans sont comparées B 2.5σ . Les valeurs dépassant 2.5σ sont éliminées et σ est recalculé.		

PARTIE B. Estimation préliminaire de la variation imputable aux jours ouvrables et des coefficients des jours ouvrables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
B7. Tendance-cycle - suite	<p>Un coefficient nul est attribué aux valeurs irréguliPres dépassant 2.5σ et un coefficient de 1.0 (pondération intégrale), aux valeurs irréguliPres inférieures B 1.5σ. Attribution d'un coefficient linéairement entre 0.0 et 1.0 aux valeurs irréguliPres entre 2.5σ et 1.5σ.</p> <p>Dans le cas des valeurs affectées d'un coefficient inférieur B 1.0, les valeurs désaisonnalisées sont remplacées par une moyenne du produit de chaque valeur par son coefficient et des deux valeurs désaisonnalisées inférieures et supérieures les plus proches affectées d'un coefficient 1.0.</p> <p>Pour les deux premiPres années, ce sont les limites σ de la troisiPme année qui sont utilisées et pour les deux derniPres années, ce sont celles de l'avant-avant-derniPre année. Pour remplacer une valeur extrLme dans n'importe laquelle des deux années initiales ou finales, la moyenne du produit de la valeur par son coefficient et des trois valeurs B pondération intégrale plus proches, est utilisée.</p> <p>Le programme de la tendance-cycle est appliqué aux valeurs désaisonnalisées corrigées des extrLmes pour estimer la valeur provisoire de la tendance-cycle qui apparaît dans B7.</p>	<p>$I'=I^w$</p> <p>pour $*I'-1.0* > 1.5\sigma_1'$</p> <p>$C_i^w D_r$</p> <p>$M_c[CI^w D_r]=C_2$</p>	<p>$I'=I^w$</p> <p>pour $*I' > 1.5\sigma_1'$</p> <p>$C+I^w+D_r$</p> <p>$M_c[C+I^w+D_r]=C_2$</p>
B8. Rapport (différences) S-I non modifié(e)s	MLmes opérations qu'en B3, mais ce sont les valeurs de la tendance-cycle figurant en B7 qui sont utilisées cette fois.	$CSI'D_r/C_2=SI'D_r$	$(C+S+I+D_r)-C_2= S+I+D_r$
B9. Valeurs de remplacement pour les rapports (différences) S-I extrLmes	MLmes opérations qu'en B4, mais cette fois, ce sont les rapports (différences) S-I de B8 qui sont utilisé(e)s, et l'estimation des facteurs saisonniers est faite par application d'une moyenne pondérée B 7 termes (3x5). Voir l'appendice B pour obtenir la liste des coefficients de pondération de la moyenne B 7 termes (3x5).	<p>$M_{3x5}[SI'D_r]=S'$</p> <p>$S_1=S'/M_{2x12}(S')$</p> <p>$SI'D_r/S_1=I'D_r$</p> <p>$I'=I^w$</p> <p>pour $*I'-1.0* > 1.5\sigma_1'SI^w D_r$</p>	<p>$M_{3x5}[S+I+D_r]=S'$</p> <p>$S_1=S'-M_{2x12}(S')$</p> <p>$(S+I+D_r)-S_1=I+D_r$</p> <p>$I'=I^w$</p> <p>pour $*I' > 1.5\sigma_1'S+I^w+D_r$</p>
B10. Facteurs saisonniers	<p>La moyenne pondérée B 7 termes (3x5) est appliquée B chacun(e) des rapports (différences) mensuel(le)s S-I dont les extrLmes ont été remplacés par les valeurs B9 correspondantes, pour estimer les facteurs saisonniers provisoires.</p> <p>Les facteurs sont ajustés de façon que leur somme soit égale B 12.000 B l'aide d'une moyenne mobile centrée B 12 termes (voir le deuxiPme paragraphe de B4).</p>	<p>$M_{3x5}[SI^w D_r]=S'$</p> <p>$S_2=S'/M_{2x12}(S')$</p>	<p>$M_{3x5}[S+I^w+D_r]=S'$</p> <p>$S_1=S'-M_{2x12}(S')$</p>
B11. Série désaisonnalisée	MLmes opérations qu'en B6, mais cette fois, ce sont les facteurs saisonniers de B10 qui sont utilisés.	$CSI'D_r/S_2=CI'D_r$	$(C+S+I+D_r)-S_2= C+I+D_r$

PARTIE B. Estimation préliminaire de la variation imputable aux jours ouvrables et des coefficients des jours ouvrables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
B12. Ne sert pas			
B13. Série des facteurs irréguliers	<p>B11 est divisé par B7 (<u>B7 est soustrait de B11</u>) pour obtenir la série des facteurs irréguliers provisoires.</p> <p>Ajustement pour tenir compte des jours ouvrables (facultatif). Les étapes B14 B16, B18 et B19 ne sont exécutées que si l'utilisateur désire effectuer un ajustement pour tenir compte des jours ouvrables B partir des renseignements par la série mensuelle. Si l'ajustement est fait B partir de renseignements externes, c'est le tableau A4 qui est utilisé. Diverses combinaisons de ces deux options sont présentées au chapitre III.</p>	$C'I'D_r/C_2=I'D_r$	$(C+I'+D_r)-C_2=I'+D_r$
B14. Valeurs irréguliPres extrLmes exclues de la régression en fonction des jours ouvrables	<p>Les valeurs irréguliPres de B13 sont triées en sept groupes, selon le jour de la semaine marquant le début de mois, pour le mois de 31 et de 30 jours. Pour le mois de février, la distinction est faite entre les années bissextiles et les autres. On distingue 15 types différents de mois.</p> <p>Pour les mois de 31 et de 30 jours et les mois de février non bissextiles, la moyenne de chaque groupe et les carrés des écarts entre les valeurs et ces moyennes sont calculés, puis la variance des 'jours ouvrables' (σ_t^2) sur toute la série est établie afin de déterminer les extrLmes. Les valeurs $2.5\sigma_t$ sont alors éliminées. (La limite σ incorporée au programme est 2.5, mais il est possible de spécifier sa propre limite dans la carte concernant les options. Voir le chapitre IV.</p> <p>Les moyennes et les σ_t sont recalculés, puis les valeurs dépassant $2.5\sigma_t$ sont éliminées. Dans le cas des mois de février bissextiles, les valeurs qui s'écartent de 1.0 (0.0) par plus de $2.5\sigma_t$ sont éliminées. Les extrLmes ainsi éliminés sont présentés au tableau B14. Ils ne sont pas pris en compte dans la régression en fonction des jours ouvrables présentée en B15.</p>	<p>For $*I'-1.0*>2.5\sigma_t$</p> <p>$I'D_r$ n'est pas inclus dans la régression</p>	<p>For $*I'>2.5\sigma_t$</p> <p>$[I'+D_r]$ n'est pas inclus dans la régression</p>
B15. Régression préliminaire en fonction des jours ouvrables	<p>Les sept coefficients de pondération des jours sont estimés par la méthode des moindres carrés B partir des valeurs irréguliPres de B13 (sans les extrLmes), B l'aide de la spécification suivante:</p> <p><u>ModPle multiplicatif:</u></p> $(ID_r)_i - 1.0 = \frac{\sum_{j=1}^n (ID_r)_j - 1.0}{N};$ <p>où $(ID_r)_i$ est la composante irréguliPre du mois i s'il y a une variation résiduelle imputable aux jours ouvrables;</p>	$[I'D_r] \delta D_r$	$[I'+D_r] \delta D_r$

PARTIE B. Estimation préliminaire de la variation imputable aux jours ouvrables et des coefficients des jours ouvrables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
B15. Régression préliminaire en fonction des jours ouvrables - suite	<p><u>ModPle additif:</u></p> $(I+D_p)_i = X_{1i} B_1 + X_{2i} B_2 + \dots + X_{7i} B_7 A_i;$ <p>o_j, $[I+D_p]_i$ est la composante irrégulière du mois i lorsqu'il y a une variation résiduelle imputable aux jours ouvrables;</p> <p>X_{ji} est le nombre de fois o_j le jour j de la semaine revient au cours du mois i;</p> <p>Lundi = 1, ..., Dimanche = 7;</p> <p>Les B_j sont les sept coefficients 'réels' des jours,</p> <p>et $\sum_{j=1}^7 B_j = 0$;</p> <p>N_i est égal à 31, 30 ou 28.25, si aucun ajustement préalable n'a été fait, selon le mois i compte 31 ou 30 jours ou est le mois de février. N_i est égal à la somme des coefficients préalables des jours (D_{pj}) du mois si un ajustement préalable a été fait;</p> <p>I_i est la valeur irrégulière 'réelle' pour le mois i.</p> <p>Soit b_j l'estimation des moindres carrés de B_j et σ_j, l'écart-type de b_j.</p> <p><u>ModPle multiplicatif:</u></p> <p>Si des coefficients préalables (D_{pj}) sont utilisés, ils sont combinés aux coefficients de la régression au moyen de la formule:</p> $D_j = b_j \prod D_{pj}$ <p>D_j représentant les coefficients combinés.</p> <p>S'il n'y a pas de coefficients préalables, les D_{pj} sont remplacés par 1.0. On calcule les valeurs</p> $t_j(p) = b_j / \hat{\sigma}_j \quad (j=1, \dots, 7)$ <p>qui sont les valeurs t permettant de savoir si les coefficients D_j sont significativement différents des coefficients préalables D_{pj} ou de 1.0 selon le cas, sont ensuite calculés. $\hat{\sigma}_j$ est aussi l'écart-type de D_j.</p> <p><u>ModPle additive:</u></p> $D_j = b_j \text{ et } t_j(0) = D_j / \hat{\sigma}_j \quad (j=1, \dots, 7),$ <p>où $t_j(0)$ est la valeur t qui permet de savoir si les D_j sont significativement différents de 0.0.</p>		

PARTIE B. Estimation préliminaire de la variation imputable aux jours ouvrables et des coefficients des jours ouvrables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
B15. Régression préliminaire en fonction des jours ouvrables - suite	<p>Si les valeurs t sont supérieures B 2.62, la valeur figurant dans les tableaux pour le niveau de 1%, un message imprimé en signale le caractPre significatif.</p> <p>$F' \sigma_D^2 / \sigma_R^2$ est calculé; σ_D^2 et σ_R^2 sont respectivement la variance expliquée par la régression et la variance résiduelle. Si le F calculé est supérieur B 2.95, la valeur figurant dans les tableaux pour le niveau de 1%, un message imprimé signale la présence d'une variation significative imputable aux jours ouvrables dans la série.</p>		
B16. Facteurs de l'ajustement en fonction des jours ouvrables tirés des coefficients de la régression	<p>Les facteurs d'ajustement pour les mois civils sont déterminés B partir de la formule:</p> <p><u>ModPle multiplicatif:</u></p> $M_i' \frac{X_{1i}(b_1\%1.0)\%X_{2i}(b_2\%1.0)\%..X_{7i}(b_7\%1.0)}{N_i};$ <p><u>ModPle additif:</u></p> $M_i' X_{1i}b_1\%X_{2i}b_2\%..X_{7i}b_7;$ <p>oj M_i est le facteur du mois i;</p> <p>N_i est égal B 31 ou 30 selon que le mois i est un mois de 31 ou de 30 jours. N_i est égal B 28.25 si le mois i est un mois de février, lorsqu'aucun ajustement préalable n'a été fait. N_i est égal B 29 dans le cas des mois de février bissextiles et B 28 dans le cas des mois non bissextiles, si un ajustement préalable a été fait.</p> <p>Les facteurs mensuels sont imprimés dans le tableau B16. B13 est divisé par ces facteurs (<u>ils sont soustraits de B13</u>) pour obtenir la composante irréguliPre sans la variation imputable aux jours ouvrables. Cette composante n'est pas imprimée.</p>	$I'D_r/D_r=I'$	$[(I'+D_r)]-D_r=I'$
B17. Coefficients préliminaires de pondération de la composante irréguliPre	<p>Un σ mobile sur cinq ans de la composante irréguliPre de B16 (ou de B13 si aucun ajustement n'est fait pour tenir compte des jours ouvrables) est calculé, et les valeurs irréguliPres de l'année centrale de la période de cinq sont comparées B 2.5σ.</p> <p>Pour les deux premiPres années, ce sont les limites σ de la troisiPme année qui sont utilisées et pour les deux derniPres années, ce sont celles de l'avant-avant-derniPre année.</p> <p>Les valeurs dépassant 2.5σ sont éliminées et le σ mobile sur cinq ans est recalculé.</p>		

PARTIE B. Estimation préliminaire de la variation imputable aux jours ouvrables et des coefficients des jours ouvrables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
B17. Coefficients préliminaires de pondération de la composante irréguliPre - suite	Un coefficient nul est attribué aux valeurs irréguliPres dépassant 2.5σ et un coefficient égal B 1.0 (pondération intégrale), aux valeurs irréguliPres inférieures B 1.5 σ . Attribution d'un coefficient variant linéairement entre 0.0 et 1.0 aux valeurs irréguliPres entre 2.5σ et 1.5σ , puis impression des σ mobiles sur cinq ans et des coefficients de la composante irréguliPre au tableau B17.	$[I']=w$	$[I']=w$
B18. Facteurs des jours ouvrables tirés des coefficients combinés des jours de la semaine	Les coefficients mensuels des jours ouvrables sont établis par combinaison des coefficients préalables et des coefficients estimés des jours figurant en B15, B l'aide de la formule présentée B l'étape B16, avec remplacement de $(b_j+1.0)$ par D_j .	$D=D_pD_r$	$D=D_p+D_r$ (log additif) Non disponible pour l'additif (B18 = B15)
B19. Ajustement pour tenir compte de la variation imputable aux jours ouvrables et de la variation préalable	B1 est divisé par B18 (<u>B18 est soustrait de A1</u>); A1 est cependant utilisé si aucun ajustement préalable n'a été effectué. Pour le schéma additif, $B19 = B1-B15$.	$CSI'D/D=CSI'$	$[C+S+I'+D]-D= C+S+I$
B20. Valeurs extrLmes	Ces valeurs extrLmes sont obtenues du tableau B13, ou du mouvement irrégulier corrigé des effets jours ouvrables issus de la régression (calculé mais non imprimé) au stade B16 selon les pondérations w du tableau B17 de la façon suivante: <u>ModPle multiplicatif:</u> $I'/(1+w(I'-1))$ <u>ModPle additif ou log additif:</u> $I'(1-w)$		

PREMIERE EXÉCUTION DU PROGRAMME A LA DEMANDE DE L'UTILISATEUR:

- (A) Estimation par le programme des facteurs de l'ajustement en fonction des jours ouvrables et (ou)
- (B) Estimation par le programme des facteurs de l'ajustement en fonction de l'effet de Pâques.

PARTIE C. Estimation finale de la variation imputable aux jours ouvrables

La série brute, ajustée pour tenir compte de la variation imputable aux jours ouvrables, est corrigée des valeurs extrêmes au moyen des coefficients figurant dans B17. Ces estimations améliorées servent à diviser la série brute (ou en sont soustraites), puis les facteurs finals de l'ajustement en fonction des jours ouvrables sont estimés à partir des valeurs irrégulières ainsi obtenues.

Numéro et titre du tableau	Modèles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		Modèle multiplicatif	Modèle additif ou log additif
C1. Série originale affectée des coefficients provisoires et ajustée pour tenir compte de la variation imputable aux jours ouvrables et de la variation préalable	La série brute, ajustée pour tenir compte de la variation imputable aux jours ouvrables et de la variation préalable (B19 ou B1 si l'option des jours ouvrables n'est pas employée) et des valeurs de correction du tableau B20.	$\{CSI^w[1.0+w(I'-1.0)]\}/I'$ $=CSI^w$	$[C+S+I']-I'(1.0-w)$ $=C+S+I^w$
C2. Tendance-cycle préliminaire	Mêmes opérations qu'en B2, mais C1 est utilisé cette fois.	$M_{2x12}[CSI^w]=C_3$	$M_{2x12}[C+S+I^w]=C_3$
C3. Ne sert pas			
C4. Rapport (différences) S-I modifié(e)s	C1 est divisé par C2 pour obtenir les rapports S-I ratios (<u>C2 est soustrait de C1 pour obtenir les différences S-I</u>).	$CSI^w/C_3=SI^w$	$C+S+I^w-C_3=S+I^w$
C5. Facteurs saisonniers	Mêmes opérations qu'en B5, mais cette fois, ce sont les rapports (différences) C4 qui sont employé(e)s.	$M_{3x3}[SI^w]=S_3$	$M_{3x3}[S+I^w]=S_3$
C6. Série désaisonnalisée	C1 est divisé par C5 (<u>C5 est soustrait de C1</u>), pour obtenir la série désaisonnalisée provisoire.	$CSI^w/S_3=CI^w$	$[C+S+I^w]-S_3=C+I^w$
C7. Tendance-cycle	Le programme de la tendance-cycle est appliqué à C6 pour obtenir une estimation provisoire de la tendance-cycle.	$M_H[CI^w]=C_4$	$M_H[C+I^w]=C_4$
C8. Ne sert pas			
C9. Rapports (différences) S-I modifié(e)s	C1 est divisé par C7 pour obtenir les rapports S-I (<u>C7 est soustrait de C1 pour obtenir les différences S-I</u>).	$CSI^w/C_4=SI^w$	$[C+S+I^w]-C_4=S+I^w$
C10. Facteurs saisonniers	Mêmes opérations qu'en B10, mais cette fois, ce sont les rapports (différences) S-I de C9 qui sont employé(e)s.	$M_{3x5}[SI^w]=S_4$	$M_{3x5}[S+I^w]=S_4$
C11. Série désaisonnalisée	La variation imputable aux jours ouvrables ainsi que les valeurs extrêmes et presque extrêmes sont réintroduites par division de B1 par C10 (<u>soustraction de C10 de B1</u>).	$CSI^w D_r / S_4 = CI^w D_r$	$[C+S+I^w+D_r]-S_4=C+I^w+D_r$
C12. Ne sert pas			

PARTIE C. Estimation finale de la variation imputable aux jours ouvrables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
C13. Série des valeurs irréguliPres	C11 est divisé par C7 (<u>C7 est soustrait de C11</u>) pour obtenir une estimation de la composante irréguliPre. Ajustement pour tenir compte de la variation imputable aux jours ouvrables (facultatif). Si le programme concernant les jours ouvrables est appliqué en B14 B B16 et B18 B B19, il est également appliqué en C14 B C16 et C18 B C19 pour améliorer les estimations.	$C1D_r / C_4 = I'D_r$	$[C+I'+D_r]-C_4=I'+D_r$
C14. Valeurs irréguliPres extrLmes exclues de la régression en fonction des jours ouvrables	Si le programme concernant les jours ouvrables est appliqué une autre fois, la variance est calculée B l'aide des 22 genres de facteurs mensuels des jours ouvrables présentés en B16 au lieu des moyennes des mois de 31 et 30 jours et des mois de février non bissextiles. Cela améliore le traitement des extrLmes, particulièrement dans le cas des mois de février bissextiles. Les valeurs extrLmes dépassant $2.5\sigma_t$ sont présentées en C14. $\sigma_t^2 \cdot \frac{1}{N_j} (C13-B16)^2$	Si $*I'-1.0* > 2.5\sigma_t$ $I'D_r$ est exclu de la régression	Si $*I' > 2.5\sigma_t$ $I'+D_r$ est exclu de la régression
C15. Régression finale en fonction des jours ouvrables	MLmes opérations qu'en B15, mais cette fois, les calculs sont fondés sur les valeurs de C13 (sans les extrLmes). A l'aide des écarts-types des sept coefficients de pondération des jours de la semaine, des estimations des écarts-types des M_i (facteurs d'ajustement concernant les jours du mois) sont calculé(e)s, de la façon suivante: <u>ModPle multiplicatif:</u> Pour les mois de 31 jours commençant le jour j de la semaine: $\hat{\sigma}_{M31} = \frac{1}{31} [\hat{\sigma}_j^2 \hat{\sigma}_{j\%1}^2 \hat{\sigma}_{1,j\%2}^2 \hat{\sigma}_{j,j\%1} \hat{\sigma}_{j,j\%2} \hat{\sigma}_{j\%1,j\%2}]^{1/2} ;$ Pour les mois de 30 jours commençant le jour j de la semaine: $\hat{\sigma}_{M30} = \frac{1}{30} [\hat{\sigma}_j^2 \hat{\sigma}_{j\%1}^2 \hat{\sigma}_{j,j\%1}]^{1/2} ;$ Pour les mois de février bissextiles: $\hat{\sigma}_{M29} = \frac{1}{29} \hat{\sigma}_i ;$ Pour les mois de février non bissextiles: $\hat{\sigma}_{M28} = 0 ; \quad \text{ou} \quad \hat{\sigma}_{j\%7} = \hat{\sigma}_j .$	$[ID_r] \hat{\sigma} D_r$	$[I+D_r] \hat{\sigma} D_r$

PARTIE C. Estimation finale de la variation imputable aux jours ouvrables - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
C15. Régression finale en fonction des jours ouvrables - suite et fin	<p>Si l'ajustement pour la longueur du mois est inclus dans le calcul des facteurs des jours ouvrables, le dénominateur de tous les $\hat{\sigma}_M$ est 30.4375.</p> <p>Comme, en pratique, les $\hat{\sigma}_M$ sont presque égaux, quelle que soit la longueur du mois, une seule estimation est fournie pour chacun des sept $\hat{\sigma}_{M31}$, $\hat{\sigma}_{M30}$ et $\hat{\sigma}_{M29}$.</p> <p><u>ModPle additif:</u></p> <p>MLmes opérations que pour le modPle multiplicatif, mais le dénominateur des $\hat{\sigma}_M$ est toujours 1.0 (plutôt que 31, 30, 29 ou 30.4375).</p>	$[(D_r)] \hat{\sigma}_M$	$[(I+D_r)] \hat{\sigma}_M$
C16. Facteurs finals de l'ajustement pour tenir compte des jours ouvrables, tirés des coefficients de la régression	MLmes opérations qu'en B16, mais cette fois, les facteurs servent à diviser C13 (<u>sont soustraits de C13</u>).	$I'D_r / D_r = I'$	$[I'+D_r]-D_r=I'$
C17. Coefficients finals de pondération de la composante irrégulière	MLmes opérations qu'en B17, mais cette fois, C16 (ou C3 si l'option des jours ouvrables n'est pas utilisée) est employé.	$[I']=w$	$[I']=w$
C18. Facteurs finals des jours ouvrables, tirés des coefficients combinés des jours de la semaine	MLmes opérations qu'en B18, mais cette fois, les estimations des coefficients résiduels finals figurant en C15 sont employées. Si la variation imputable B la longueur du mois est prise en compte dans les facteurs des jours ouvrables, N_i est égal à 30.4375 pour tous les mois. Cette option n'est pas offerte dans le modPle additif.	$D=D_p D_r$	<p>$D=D_p+D_r$ (log additif)</p> <p>Non disponible pour l'additif (C18 = C15)</p>
C19. Ajustement de la série initiale pour tenir compte de la variation imputable aux jours ouvrables et de la variation préalable	<p>B1 est divisé par C18 ou par A1 si aucun ajustement préalable n'est effectué.</p> <p>Pour le schéma additif, $C19=B1-C15$.</p>	$CSI''D/D=CSI''$	$[C+S+I''+D]-D=C+S+I''$
C20. Valeurs extrêmes	MLmes opérations qu'en B20, mais ce sont C13 et C17 qui sont utilisés.		

PREMIERE EXÉCUTION DU PROGRAMME A LA DEMANDE DE L'UTILISATEUR:

(A) Estimation par le programme des facteurs de l'ajustement en fonction de l'effet de Pâques.

PARTIE D. Estimation finale des facteurs de l'ajustement en fonction de l'effet de Pâques

La série brute corrigée, s'il y a lieu, de la variation imputable aux jours ouvrables est modifiée pour en exclure les valeurs extrLmes et presque extrLmes au moyen des coefficients finals de C17, et les estimations finales des facteurs de l'ajustement en fonction de l'effet de Pâques sont obtenues.

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
D1. Série originale affectée des coefficients finals de pondération et corrigée de la variation imputable aux jours ouvrables et de la variation préalable (le cas échéant)	La série brute, ajustée pour tenir compte de la variation imputable aux jours ouvrables, de la variation préalable (B19 ou B1 si l'option des jours ouvrables n'est pas employée) et des valeurs de correction du tableau C20.	$\{CSI^w[1.0+w(I'-1.0)]\}/I' = CSI^w$	$[C+S+I']-I'(1.0-w) = C+S+I^w$
D2. Tendance-cycle préliminaire	MLmes opérations qu'en B2, mais c'est D1 qui est utilisé.	$M_{2x12}[CSI^w]=C_5$	$M_{2x12}[C+S+I^w]=C_5$
D3. Ne sert pas			
D4. Rapports (différences) S-I modifié(e)s	D1 est divisé par D2 pour obtenir les rapports S-I (<u>D2 est soustrait de D1 pour obtenir les différences S-I</u>).	$CSI^w/C_5=SI^w$	$[C+S+I^w]-C_5=S+I^w$
D5. Facteurs saisonniers	MLmes opérations qu'en B5, mais ce sont les rapports (différences) de D4 qui sont employé(e)s.	$M_{3x3}[SI^w]=S_5$	$M_{3x3}[S+I^w]=S_5$
D6. Série désaisonnalisée	D1 est divisé par D5 (<u>D5 est soustrait de D1</u>) pour obtenir la série désaisonnalisée provisoire.	$CSI^w/S_5=CI^w$	$[C+S+I^w]-S_5=C+I^w$
D7. Tendance-cycle	MLmes opérations qu'en B7, mais c'est D6 qui est employé.	$M_H[CI^w]=C_6$	$M_H[C+I^w]=C_6$
D8. Rapports (différences) S-I non modifié(e)s	C19 est divisé par D7 (<u>D7 est soustrait de C19</u>) - si l'option concernant les jours ouvrables n'est pas employée C19 est remplacé par B1 - pour obtenir les rapports (différences) S-I final(e)s non modifié(e)s.	$CSI^w/C_6=SI'$	$[C+S+I^w]-C_6=S+I^w$
D9. Valeurs de remplacement des rapports (différences) S-I extrLmes	D1 est divisé par D7 (<u>D7 est soustrait de D1</u>) pour obtenir les rapports (différences) S-I corrigé(e)s des valeurs extrLmes et presque extrLmes. Impression des valeurs qui ne sont pas identiques aux entrées de D8.	$CSI^w/C_6=SI^w$	$[C+S+I^w]-C_6=S+I^w$
D9A.	Pour chaque mois, il y a calcul et impression de la variation (différence) moyenne, en pourcentage, d'une année B l'autre, entre les estimations de la composante irréguliPre (\bar{I}') et saisonniPre (\bar{S}'), ainsi que du rapport entre ces deux composantes ($\bar{I}'/\bar{S}' = RSM = \text{rapport de saisonnalité mobile}$); S est une moyenne simple B sept termes des rapports (différences) S-I de D8 et D9, et pour obtenir I, les rapports sont divisés par S (<u>S est soustrait des différences</u>).	$CSI^w/C_6=SI^w$	$[C+S+I^w]-C_6=S+I^w$
D10. Facteurs saisonniers	Un programme variable d'estimation des facteurs saisonniers est appliqué aux rapports de D8, aprPs que les rapports (différences) SI aient été modifié(e)s de la maniPre indiquée en D9.	$M_S[SI^w]=S_6$	$M_S[S+I^w]=S_6$

PARTIE D. Estimation finale des facteurs de l'ajustement en fonction de l'effet de Pâques - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
D11. Série désaisonnalisée, corrigée des variations imputables aux jours ouvrables et ajustée B l'aide de facteurs préalables permanents	C19 est divisé par D10 (<u>D10 est soustrait de C19</u>) ou A1 pour obtenir la série désaisonnalisée; A3 est cependant utilisé si un ajustement préalable permanent a été effectué.	$CSI'/S_6=CI'$	$[C+S+I']-S_6=C+I'$
D12. Tendance-cycle finale	D1 est divisé par D10 (<u>D10 est soustrait de D1</u>) pour obtenir une série désaisonnalisée modifiée. Le programme variable d'estimation de la tendance-cycle est appliqué B la série modifiée pour obtenir la tendance-cycle finale.	$M_H[CI^w]=C_7$	$M_H[C+I^w]=C_7$
D13. Composante irréguliPre	D11 est divisé par D12 (<u>D12 est soustrait de D11</u>) pour obtenir la composante irréguliPre finale. Calcul de l'écart-type pour chaque année, chaque mois et pour la série entiPre. L'effet de Pâques imprimé dans le tableau A11 est calculé B partir de la composante irréguliPre finale en D13.	$CI'/C_7=I'$	$[C+I']-C_7=I'$

DERNIORE (seconde) EXÉCUTION DU PROGRAMME

PARTIE B. Estimation préliminaire de pondération applicable aux valeurs extrLmes

Dans cette partie, des coefficients de pondération visant B diminuer les effets des extrLmes et des valeurs presque extrLmes sont tirés des données.

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
B1. Série initiale, ajustée préalable ou non	<p>Dans ce tableau figure la série brute, ajustée ou non au moyen des coefficients préalables présentés en A2 et(ou) en A4 et(ou) au moyen des facteurs de l'ajustement en fonction des jours ouvrables indiqués en A6 ou en A8; et(ou) au moyen des facteurs de l'ajustement en fonction de l'effet de Pâques présentés en A11; et(ou) au moyen de modifications préalables du modPle ARMMI.</p> <p>Le dernier ajustement consiste B prolonger d'une année d'extrapolations prospectives et rétrospectives ou rétrospectives seulement, la série originale B ses deux extrémités, B partir du modPle ARMMI choisi en A15 et A16 et, s'il y a lieu, de remplacer les valeurs extrLmes par leurs valeurs correspondantes de la fonction du modPle ARMMI choisi.</p> <p>Un test F sur la série B1 permet de vérifier s'il y a ou non présence d'un mouvement saisonnier au seuil de 0.1%.</p>	CSI'=CSIE	C+S+I'=C+S+I+E
B2. Tendence-cycle préliminaire	MLmes opérations qu'en B2 lors de la premiPre exécution du programme	$M_{2 \times 12}[CSI'] = C_1$	$M_{2 \times 12}[C+S+I'] = C_1$
B3. Rapports (différences) S-I non modifié(e)s	MLmes opérations qu'en B3 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI' / C_1 = SI'$	$(C+S+I') - C_1 = S+I'$
B4. Valeurs de remplacement pour les rapports (différences) S-I extrLmes	MLmes opérations qu'en B4 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_S[SI'] = S$ $SI' / S = I'$ $I' = I^w$ pour $*I' - 1.0* > 1.5\sigma_T$ SI^w	$M_S[S+I'] = S$ $(S+I') - S = I'$ $I' = I^w$ pour $*I' > 1.5\sigma_T$ $S+I^w$
B5. Facteurs saisonniers	MLmes opérations qu'en B5 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_S[SI^w] = S_1$	$M_S[S+I^w] = S_1$
B6. Série désaisonnalisée	MLmes opérations qu'en B6 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI' / S_1 = CI'$	$(C+S+I') - S_1 = C+I'$
B7. Tendence-cycle	MLmes opérations qu'en B7 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_C[C I'] = C_2$ $CI' / C = I'$ $I' = I^w$ pour $*I' - 1.0* > 1.5\sigma_T$ CI^w $M_C[CI^w] = C_2$	$M_C[C+I'] = C_2$ $(C+I') - C = I'$ $I' = I^w$ pour $*I' > 1.5\sigma_T$ $C+I^w$ $M_C[C+I^w] = C_2$

PARTIE B. Estimation préliminaire de pondération applicable aux valeurs extrLmes - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
B8. Rapports (différences) S-I non modifié(e)s	MLmes opérations qu'en B8 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI'/C_2=SI'$	$(C+S+I')-C_2=S+I'$
B9. Valeurs de remplacement pour les rapports (différences) S-I extrLmes	MLmes opérations qu'en B9 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_S[SI']=S$ $SI'/S=I'$ $I'=I^w$ pour $*I'-1.0*>1.5\sigma_I$ SI^w	$M_S[S+I']=S$ $(S+I')-S=I'$ $I'=I^w$ pour $*I^*>1.5\sigma_I$ $S+I^w$
B10. Facteurs saisonniers	MLmes opérations qu'en B10 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_S[SI^w]=S_2$	$M_S[S+I^w]=S_2$
B11. Série désaisonnalisée	MLmes opérations qu'en B11 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI'/S_2=CI'$	$(C+S+I')-S_2=C+I'$
B12. Ne sert pas			
B13. Série des facteurs irréguliers	B11 est divisé par B7 (<u>B7 est soustrait de B11</u>) pour obtenir une série des facteurs irréguliers provisoires. Ajustement pour tenir compte des jours ouvrables (facultatif). Les étapes B14 B B16, B18 et B19 ne sont exécutées que si l'utilisateur désire effectuer un ajustement pour tenir compte des jours ouvrables B partir des renseignements fournis par la série mensuelle. Si l'ajustement est fait B partir de renseignements externes, c'est le tableau A4 qui est utilisé. Diverses combinaisons de ces deux options sont présentées dans le manuel de l'utilisateur.	$CI'/C_2=I'$	$(C+I')-C_2=I'$
B17. Coefficients préliminaires de pondération de la composante irréguliPre	MLmes opérations qu'en B17 lors de la premiPre exécution du programme.	$[I']=w$	$[I']=w$
B20. Valeurs extrLmes	MLmes opérations qu'en B20 lors de la premiPre exécution du programme		

DERNIORE (seconde) EXÉCUTION DU PROGRAMME

PARTIE C. Estimation finale des coefficients de pondération applicables aux valeurs extrLmes

Dans cette partie, la série originale, ajustée au préalable ou non, est corrigée des valeurs extrLmes et presque extrLmes au moyen des coefficients figurant en B17, de façon B obtenir de meilleures estimations de la tendance-cycle et de la composante saisonniPre.

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
C1. Série originale, ajustée au préalable ou non, affectée des coefficients provisoires	La série originale A1 ou la série ajustée au préalable B1 est corrigée des valeurs extrLmes par réduction des valeurs irréguliPres qui, B l'étape B17, n'ont pas reçu une pondération intégrale.	$\{CSI'[1.0+w(I'-1.0)]\}/I'$ $=CSI^w$	$[C+S+I']I'(1.0-w)$ $=C+S+I^w$
C2. Tendance-cycle préliminaire	MLmes opérations qu'en C2 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_C[CSI^w]=C_3$	$M_C[C+S+I_w]=C_3$
C3. Ne sert pas			
C4. Rapports (différences) S-I modifié(e)s	MLmes opérations qu'en C4 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI^w/C_3=SI^w$	$[C+S+I^w]-C_3=S+I^w$
C5. Facteurs saisonniers	MLmes opérations qu'en C5 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_S[SI^w]=S_3$	$M_S[S+I^w]=S_3$
C6. Série désaisonnalisée	MLmes opérations qu'en C6 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI^w/S_3=CI^w$	$[C+S+I^w]-S_3=C+I^w$
C7. Tendance-cycle	MLmes opérations qu'en C7 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_C[CI^w]=C_4$	$M_C[C+I^w]=C_4$
C8. Ne sert pas			
C9. Rapports (différences) S-I modifié(e)s	MLmes opérations qu'en C9 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI^w/C_4=SI^w$	$[C+S+I^w]-C_4=S+I^w$
C10. Facteurs saisonniers	MLmes opérations qu'en C10 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_S[SI^w]=S_4$	$M_S[S+I^w]=S_4$
C11. Série désaisonnalisée	Les valeurs extrLmes et presque extrLmes sont réintroduites par division de B1 par C10 (soustraction de C10 de B1).	$CSI^w/S_4=CI'$	$[C+S+I^w]-S_4=C+I'$
C12. Ne sert pas			
C13. Série des valeurs irréguliPres	C11 est divisé par C7 (C7 est soustrait de C11) pour obtenir une estimation de la composante irréguliPre.	$CI'/C_4=I'$	$[C+I^w]-C_4=I'$
C17. Coefficients finals de pondération de la composante irréguliPre	MLmes opérations qu'en B17, mais cette fois, C3 est employé.	$[I^w]=w$	$[I^w]=w$
C20. Valeurs extrLmes	MLmes opérations qu'en C20 lors de la premiPre exécution du programme.		

DERNIORE (seconde) EXÉCUTION DU PROGRAMME

PARTIE D. Estimation finale des facteurs saisonniers, de la tendance-cycle, de la composante irréguliPre et de la série désaisonnalisée, corrigée des variations imputables aux jours ouvrables, de l'effet de Pâques et des facteurs préalables d'ajustement permanent

La série brute corrigée de la variation imputable B tous les facteurs préalables de la partie A (B l'exception des facteurs préalables d'ajustement temporaire) est modifiée pour en exclure les valeurs extrLmes et presque extrLmes au moyen des coefficients finals de C17, et les estimations finales de la composante saisonniPre, de la tendance-cycle et de la composante irréguliPre sont obtenues.

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
D1. Série originale, ajustée au préalable ou non, affectée des coefficients finals de pondération	MLmes opérations qu'en C1, mais ce sont les coefficients de C17 qui sont employés.	$\{CSI^I[1.0+w(I'-1.0)]\}/I'$ $=CSI^w$	$[C+S+I^w]-I'(1.0-w)$ $=C+S+I^w$
D2. Tendance-cycle préliminaire	MLmes opérations qu'en D2 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_C[CSI^w]=C_5$	$M_C[C+S+I^w]=C_5$
D3. Ne sert pas			
D4. Rapports (différences) S-I modifié(e)s	MLmes opérations qu'en D4 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI^w/C_5=SI^w$	$[C+S+I^w]-C_5=S+I^w$
D5. Facteurs saisonniers	MLmes opérations qu'en D5 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_S[SI^w]=S_5$	$M_S[S+I^w]=S_5$
D6. Série désaisonnalisée	MLmes opérations qu'en D6 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI^w/S_5=CI^w$	$[C+S+I^w]-S_5=C+I^w$
D7. Tendance-cycle	MLmes opérations qu'en D7 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_C[CI^w]=C_6$	$M_C[C+I^w]=C_6$
D8. Rapports (différences) S-I non modifié(e)s	B1 est divisé par D7 (<u>D7 est soustrait de B1</u>). Si l'on n'effectue pas d'ajustement pour tenir compte des jours ouvrables ou de l'effet de Pâques, B1 est remplacé par A1 ou A3. Un test F et un test non paramétrique sont appliqués sur les rapports SI permettant de vérifier si un mouvement saisonnier stable est identifiable au seuil de 0.1% pour le premier test et de 1% pour le second. Des deux résultats sont imprimés. Un test composé (des tests de saisonnalité stable et mobile qui précPdent) permet de déterminer s'il y a ou non un mouvement saisonnier identifiable. Pour obtenir une description de tous ces tests, voir le chapitre I.	$CSI^w/C_6=SI^I$	$[C+S+I^w]-C_6=S+I^I$
D9. Valeurs de remplacement finales des rapports (différences) S-I extrLmes	MLmes opérations qu'en D9 lors de la premiPre exécution du programme.	$CSI^w/C_6=SI^w$	$[C+S+I^w]-C_6=S+I^w$
D10. Facteurs saisonniers finals	MLmes opérations qu'en D10 lors de la premiPre exécution du programme.	$M_S[SI^w]=S_6$	$M_S[S+I^w]=S_6$

PARTIE D. Estimation finale des facteurs saisonniers, de la tendance-cycle, de la composante irrégulière et de la série désaisonnalisée, corrigée des variations imputables aux jours ouvrables, de l'effet de Pâques et des facteurs préalables d'ajustement permanent - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
D10A. Extrapolations prospectives des facteurs saisonniers	<p>Les facteurs saisonniers B une année d'avance; (1) ce sont ceux qui correspondent B l'année d'extrapolations prospectives; ou (2) les facteurs extrapolés B partir du tableau D10 au moyen de la formule</p> $S_{n+1} = S_n \cdot \frac{1}{2} [S_n + S_{n+1}]$ <p>(voir le chapitre I), lorsque l'option n'est pas utilisée.</p>		
D11. Série finale, corrigée des facteurs saisonniers, des variations imputables aux jours ouvrables, de l'effet de Pâques et des facteurs préalables d'ajustement permanent	<p>A1 ou A3 est divisé par D10 (<u>d10 est soustrait de A1 ou A3</u>); (1) A3 est employé si des ajustements préalables permanents sont effectués pour obtenir la série désaisonnalisée finale; (2) A9 est employé s'il est nécessaire de procéder B des ajustements combinés pour tenir compte des facteurs saisonniers et des variations imputables aux jours ouvrables, et (3) A14 est utilisé s'il est nécessaire de procéder B des ajustements combinés pour tenir compte des facteurs saisonniers, des variations imputables aux jours ouvrables et de l'effet de Pâques.</p> <p>Un test F de la présence d'une saisonnalité résiduelle est appliqué sur les données désaisonnalisées de D11 et un message indique s'il y a ou non présence d'une saisonnalité résiduelle: (1) sur l'ensemble de la série au seuil de 1%; et (2) sur les trois dernières années aux seuils de 1% et 5% (voir chapitre II).</p>	$CSI/S_6=CI'$	$[C+S+I']-S_6=C+I'$
D11A. Série finale ajustée dont les totaux annuels sont révisés	Ce tableau facultatif présente une série ajustée et modifiée, où les totaux annuels de D11 sont égaux B ceux de A1 ou A3 si l'on a effectué des ajustements préalables permanents.		
D12. Tendance-cycle finale	MLmes opérations qu'en D12 lors de la première exécution du programme.	$M_c[CI^v]=C_7$	$M_c[C+I^v]=C_7$
D13. Composante irrégulière finale	MLmes opérations qu'en D13 lors de la première exécution du programme.	$CI'/C_7=I'$	$[C+I']-C_7=I'$
D16. Facteurs implicites combinés saisonniers et de l'ajustement en fonction des jours ouvrables et de l'effet de Pâques	A1 ou bien A3, si des ajustements préalables permanents ont été effectués, sont divisés par D11 (<u>D11 est soustrait de A1 ou A3</u>) pour obtenir les facteurs implicites combinés saisonniers et de l'ajustement en fonction des jours ouvrables et de l'effet de Pâques.	$CSI'D_r/CI'$	$C+S+I'+D_r-[C+I']$

PARTIE E. Série brute et série finale corrigée des facteurs saisonniers, des variations imputables aux jours ouvrables, de l'effet de Pâques et des facteurs préalables d'ajustement permanent, modifiées.

La série brute, la série finale ajustée et la série irréguliPre sont corrigées des valeurs extrLmes (supérieures B 2.5F). Les tableaux E4, E5 et E6 aident B interpréter la qualité de l'ajustement.

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif
E1. Série originale sans les valeurs extrLmes dont le poids final associé est zéro	Les valeurs de la série brute A1 ou A3 qui ont reçu une pondération nulle en C17 (valeurs supérieures B 2.5F) sont remplacées par le produit (<u>la somme</u>) de la tendance-cycle, de la saisonnalité, des facteurs de l'ajustement en fonction des jours ouvrables, de l'effet de Pâques et de l'ajustement préalable présenté en D12, D10, (A6 ou A8), A11 et A4 pour obtenir une série sans extrLmes.	Si $w=0.0$, I' est égal B 1.0; i.e., $CSI'D=CSPD$	Si $w=0.0$, I' est égal B 0.0; i.e., $C+S+I'+D_r = C+S+P+D_r$
E2. Série ajustée finale modifiée	Les valeurs de la série désaisonnalisée finale D11 affectées d'une pondération nulle en C17 sont remplacées par les valeurs finales de la tendance-cycle figurant dans D12.	Si $w=0.0$, I' est égal B 1.0; i.e., $CI'=C$	Si $w=0.0$, I' est égal B 0.0; i.e., $C+I'=C$
E3. Série irréguliPre modifiée	Les valeurs de la série irréguliPre finale D13 qui avaient été affectées d'un coefficient nul en C17 sont remplacées par 1.0 (<u>0.0</u>). Calcul de l'écart-type pour chaque année, chaque mois et pour la série entiPre.	Si $w=0.0$, I' est égal B 1.0	Si $w=0.0$, I' est égal B 0.0
E4. Rapports (<u>différences</u>) entre les totaux annuels	Calcul des rapports (<u>différences</u>) entre les totaux annuels: a) de la série originale A1 <u>et</u> de la série désaisonnalisée finale D11; b) de la série originale modifiée E1 <u>et</u> de la série désaisonnalisée modifiée E2.		
E5. Variations (<u>différences</u>) en pourcentage entre les valeurs de la série originale	Calcul et impression des variations (<u>différences</u>) en pourcentage mensuel(le)s dans A1.		
E6. Variations (<u>différences</u>) en pourcentage entre les valeurs de la série ajustée finale	Calcul et impression des variations (<u>différences</u>) en pourcentage mensuel(le)s dans D11.		

PARTIE F. Moyenne mobile MDC et mesures statistiques récapitulatives

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles																																					
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif																																				
F1. Moyenne MDC	Appliquer une moyenne mobile simple, dont le nombre de termes est égal B la valeur du MDC, B la série ajustée finale D11 (voir F2E pour le calcul du MDC). Quand le MDC est un nombre pair, la moyenne mobile MDC est centrée par calcul de la moyenne de deux moyennes mobiles MDC.	$M_{MDC}[CI]=C_{MDC}$	$M_{MDC}[C+I]=C_{MDC}$																																				
F2A. Mesures statistiques récapitulatives	<p>Changements pourcentuels (<u>différences</u>) en valeur absolue pour plusieurs délais.</p> <p>Calculer la moyenne absolue des changements pourcentuels (<u>différences</u>) pour chacun des délais $t = 1, \dots, 12$ mois pour les séries suivantes:</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Tableau</th> <th>Symbole</th> <th>Séries</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>A1</td> <td>\bar{O}_t</td> <td>Série originale</td> </tr> <tr> <td>D11</td> <td>$\bar{C}\bar{I}_t$</td> <td>Série ajustée finale</td> </tr> <tr> <td>D13</td> <td>\bar{I}_t</td> <td>Composante irréguliPre finale</td> </tr> <tr> <td>D12</td> <td>\bar{C}_t</td> <td>Tendance-cycle finale</td> </tr> <tr> <td>D10</td> <td>\bar{S}_t</td> <td>Facteurs saisonniers finals</td> </tr> <tr> <td>A2</td> <td>\bar{P}_t</td> <td>Coefficients de l'ajustement préalable mensuel</td> </tr> <tr> <td>C18</td> <td>$\overline{TD}(\cdot)_t$</td> <td>Coefficients finals des jours ouvrables</td> </tr> <tr> <td>F1</td> <td>\overline{MCD}_t</td> <td>Facteur mensuel pour la dominance du cycle</td> </tr> <tr> <td>E1</td> <td>\bar{O}_t^M</td> <td>Série originale sans valeurs extrLmes</td> </tr> <tr> <td>E2</td> <td>$\bar{C}\bar{I}_t^M$</td> <td>Série ajustée modifiée</td> </tr> <tr> <td>E3</td> <td>\bar{I}_t^M</td> <td>Composante irréguliPre sans valeurs extrLmes</td> </tr> </tbody> </table> <p>oj * signifie que la longueur du mois n'est pas prise en compte dans les coefficients des jours ouvrables et ** signifie que la longueur du mois est prise en compte dans les coefficients des jours ouvrables.</p> <p>Les séries ci-haut sont obtenues en calculant la moyenne des taux de croissance absolus (<u>différences</u>) pour chaque délai t. Les résultats pour chaque série sont imprimés de mLme que le symbole de la série et l'identificateur du tableau oj se trouve la série.</p>	Tableau	Symbole	Séries	A1	\bar{O}_t	Série originale	D11	$\bar{C}\bar{I}_t$	Série ajustée finale	D13	\bar{I}_t	Composante irréguliPre finale	D12	\bar{C}_t	Tendance-cycle finale	D10	\bar{S}_t	Facteurs saisonniers finals	A2	\bar{P}_t	Coefficients de l'ajustement préalable mensuel	C18	$\overline{TD}(\cdot)_t$	Coefficients finals des jours ouvrables	F1	\overline{MCD}_t	Facteur mensuel pour la dominance du cycle	E1	\bar{O}_t^M	Série originale sans valeurs extrLmes	E2	$\bar{C}\bar{I}_t^M$	Série ajustée modifiée	E3	\bar{I}_t^M	Composante irréguliPre sans valeurs extrLmes		
Tableau	Symbole	Séries																																					
A1	\bar{O}_t	Série originale																																					
D11	$\bar{C}\bar{I}_t$	Série ajustée finale																																					
D13	\bar{I}_t	Composante irréguliPre finale																																					
D12	\bar{C}_t	Tendance-cycle finale																																					
D10	\bar{S}_t	Facteurs saisonniers finals																																					
A2	\bar{P}_t	Coefficients de l'ajustement préalable mensuel																																					
C18	$\overline{TD}(\cdot)_t$	Coefficients finals des jours ouvrables																																					
F1	\overline{MCD}_t	Facteur mensuel pour la dominance du cycle																																					
E1	\bar{O}_t^M	Série originale sans valeurs extrLmes																																					
E2	$\bar{C}\bar{I}_t^M$	Série ajustée modifiée																																					
E3	\bar{I}_t^M	Composante irréguliPre sans valeurs extrLmes																																					

PARTIE F. Moyenne mobile MDC et mesures statistiques récapitulatives - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles																
		ModPle multiplicatif	ModPle additif ou log additif															
F2B. Contribution relative des composantes aux changements pourcentuels (<u>différences</u>) de la série originale	<p>Calculer la contribution relative de chaque composante aux changements pourcentuels (<u>différences</u>) de la série originale pour chaque délai t de la façon suivante:</p> $\bar{O}_t^2 - \bar{I}_t^2 \bar{C}_t^2 \bar{S}_t^2 \bar{P}_t^2 \bar{TD}_t^2$ <p>Étant donné que la somme du carré des termes du second membres de l'équation n'est pas exactement égale à $B \bar{O}_t^2$, alors utiliser</p> $\bar{O}_t^2 - \bar{I}_t^2 \bar{C}_t^2 \bar{S}_t^2 \bar{P}_t^2 \bar{TD}_t^2.$ <p>Calculer les rapports $\bar{I}_t^2 / \bar{O}_t^2, \dots, \bar{TD}_t^2 / \bar{O}_t^2$, afin d'obtenir la contribution relative de chaque composante. Calculer également $\bar{O}_t^2 / \bar{O}_t^2$ afin de mesurer la qualité de l'approximation.</p>																	
F2C. Moyennes et écarts-types des changements pourcentuels (<u>différences</u>)	<p>Calculer les moyennes et les écarts-types des changements pourcentuels (<u>différences</u>) pour chacun des délais $t = 1, \dots, 12$ mois pour les séries O, I, C, S, CI et MDC.</p> <p>Imprimer la moyenne et l'écart-type des taux de croissance (<u>différences</u>), en tenant compte cette fois-ci du signe, de mLme que le symbole de la série et l'identificateur du tableau o j se trouve la série.</p>																	
F2D. La durée moyenne dans la mLme direction	<p>Calculer la durée moyenne dans la mLme direction pour les séries suivantes:</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Tableau</th> <th>Symbole</th> <th>Séries</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>D11</td> <td>CI</td> <td>Série ajustée finale</td> </tr> <tr> <td>D13</td> <td>I</td> <td>Composante irréguliPre</td> </tr> <tr> <td>D12</td> <td>C</td> <td>Tendance-cycle finale</td> </tr> <tr> <td>F1</td> <td>MDC</td> <td>Moyenne mobile MDC</td> </tr> </tbody> </table>	Tableau	Symbole	Séries	D11	CI	Série ajustée finale	D13	I	Composante irréguliPre	D12	C	Tendance-cycle finale	F1	MDC	Moyenne mobile MDC		
Tableau	Symbole	Séries																
D11	CI	Série ajustée finale																
D13	I	Composante irréguliPre																
D12	C	Tendance-cycle finale																
F1	MDC	Moyenne mobile MDC																
F2E. MDC	<p>Calculer et imprimer les valeurs \bar{I}_t / \bar{C}_t pour $t=1, \dots, 12$.</p> <p>La valeur MDC est celle du premier délai t pour lequel $\bar{I}_t / \bar{C}_t < 1.0$.</p>																	

PART F. Moyenne mobile MDC et mesures statistiques récapitulatives - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		Multiplicative	Additive ou log additif
F2F. Contribution relative B la partie stationnaire de la variance de la série originale	Pour rendre la série originale stationnaire, extraire une tendance linéaire (de D12) si le modPle est additif ou log additif et une tendance exponentielle si le modPle est multiplicatif. La contribution B la variance pour les séries, I, C, S, P, TD et leur total sont imprimés.		
F2G.	Calcul des coefficients d'autocorrélation des facteurs irréguliers finals pour les délais $t = 1, \dots, 14$.		
F2H.	Calcul des rapports finals I/C et I/S provenant des tableaux D12 et D10 respectivement.		
F2I. Valeurs et niveaux de probabilité des tests statistiques	<ul style="list-style-type: none"> - Test F de la présence d'un mouvement saisonnier - tableau B1; - Test F de la présence de la composante jours ouvrables - tableau C15; - Test de la présence d'un mouvement saisonnier stable - tableau D8; - Test du Khi-carré de Kruskal-Wallis - tableau D8 - pour identifier un mouvement saisonnier stable; - Test F de la présence d'un mouvement saisonnier évolutif - tableau D8. 		
F3. Ensemble de statistiques de contrôle de la qualité	<p>Ces statistiques prennent des valeurs entre 0 et 3, mais seules les valeurs inférieures B un sont jugées acceptables. Voici la liste des données qui servent B produire le Q final:</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. La contribution relative de la composante irréguliPre sur trois mois (voir le tableau F2B), dénotée M1. 2. La contribution relative de la composante irréguliPre B la partie stationnaire de la variance (voir le tableau F2F), dénotée M2. 3. La valeur du rapport I/C (rapport de la valeur absolue moyenne du pourcentage mensuel de variation de la composante irréguliPre B la valeur correspondante pour la tendance-cycle) servant au choix des moyennes mobiles de Henderson (voir le tableau F2H), dénotée M3. 4. La valeur de la durée moyenne dans la mLme direction pour le mouvement irrégulier (voir le tableau F2D), dénotée M4. 5. Le MDC (c'est-B-dire le nombre de mois qu'il faut pour que la variation absolue moyenne de la tendance-cycle dépasse la variation absolue moyenne de la composante irréguliPre (voir le tableau F2E), dénotée M5. 6. Le rapport global de saisonnalité mobile I/S, qui correspond B la moyenne des rapports mensuels de saisonnalité mobile tirés du tableau F2E), dénotée M6. 		

PART F. Moyenne mobile MDC et mesures statistiques récapitulatives - suite

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif	Notation et symboles	
		Multiplicative	Additive ou log additif
F3. Ensemble de statistiques de contrôle de la qualité - suite et fin	<p>7. L'ampleur de la saisonnalité stable par rapport B celle de la saisonnalité mobile (voir le tableau F21), dénotée M7.</p> <p>8. Une mesure de la variation annuelle de la composante saisonniPre dans toute la série dénotée M8.</p> <p>9. Le mouvement linéaire moyen de la composante saisonniPre dans toute la série, dénoté M9.</p> <p>10. MLme que 8, mais pour les années récentes seulement, dénotée M10.</p> <p>11. MLme que 9, mais pour les années récentes seulement, dénotée M11.</p> <p>Un message donnant la valeur de la statistique globale Q de la qualité est imprimé.</p>		

PARTIE G. Graphiques

Les graphiques G1 et G2 font partie intégrante de l'imprimé standard. Les graphiques G3 et G4 sont offerts sur demande. L'utilisateur peut également préciser qu'il ne désire pas de graphiques. Pour tout renseignement complémentaire, voir le chapitre III.

Numéro et titre du tableau	ModPles multiplicatif et additif ou log additif
G1. Graphique	Graphique des valeurs de la série originale A1 ou B1 ou, s'il y a ajustements préalables, de la série modifiée incluant les extrapolations prospectives et rétrospectives produites par l'option ARMMI. Y figurent aussi les valeurs du tableau E1 qui ne sont autres que la série originale sans valeurs extrLmes.
G2. Graphique	Graphique des valeurs de la série désaisonnalisée finale D11 et de la tendance-cycle finale D12.
G3. Graphique	Graphiques des rapports (<u>différences</u>) S-I <u>avec</u> extrLmes D8, des rapports (<u>différences</u>) S-I <u>sans</u> extrLmes D9 et des facteurs saisonniers finals D10. Il y a un graphique pour chaque mois.
G4. Graphique	Il n'y a qu'un graphique o j les rapports (<u>différences</u>) S-I <u>avec</u> extrLmes D8, les rapports (<u>différences</u>) S-I <u>sans</u> extrLmes D9 et les facteurs saisonniers finals D10 sont ordonnés d'une façon chronologique stricte.
G5. Graphique	Graphique de la composante irréguliPre finale D13 et de la composante irréguliPre dont les valeurs extrLmes ont été remplacées E3.
G6. Graphique	Graphique des valeurs du périodogramme cumulé correspondant aux irréguliers finals D13.
G7. Graphique	Graphique des valeurs du périodogramme cumulé correspondant au tableau D8.
G8. Graphique	Graphiques des facteurs irréguliers et des coefficients de correction pour jours ouvrables provenant des tableaux C13 et C16B de la premiPre itération. Ces 22 graphiques correspondent aux 22 types de mois.

Échelles des graphiques

ModPle multiplicatif:

Les échelles des graphiques G1 et G2 sont semi-logarithmiques. Le programme choisit parmi l'une des six échelles semi-logarithmiques suivantes:

- 5 cycles - la valeur la plus grande est 100,000 fois plus grande sur cette échelle que la plus petite valeur;
- 4 cycles - la plus grande valeur est 10,000 fois plus grande que la plus petite;
- 2 cycles - la plus grande valeur est 100 fois plus grande que la plus petite;
- 1 cycle - la plus grande valeur est 10 fois plus grande que la plus petite;
- demi-cycle - la plus grande valeur est 2 fois plus grande que la plus petite;

Les échelles des graphiques G3, G4, G5 et G6 sont arithmétiques. Elles sont choisies de maniPre B maximiser l'espace utilisé par les graphiques

ModPle additif ou log additif:

Les échelles sont arithmétiques pour tous les graphiques et sont choisies de maniPre B maximiser l'espace utilisé par les graphiques.

Spécifications de la procédure variable d'estimation de la tendance-cycle

1. Estimation préliminaire de la tendance-cycle en appliquant la moyenne mobile symétrique B 13 termes de Henderson B la série désaisonnalisée sans prendre en compte les six premiPres et derniPres valeurs de la série.
2. La série désaisonnalisée est divisée par les valeurs préliminaires de la tendance-cycle (les valeurs préliminaires de la tendance-cycle sont sous-traitées de la série désaisonnalisée) pour obtenir une estimation préliminaire de la composante irréguliPre.
3. Calculer les taux de changement (différences) mensuel(le)s de la tendance-cycle préliminaire (C) et de la composante irréguliPre préliminaire (I) sans prendre en compte le signe. Calculer le rapport (I/C) afin d'estimer l'importance des variations des irréguliers par rapport B celles de la tendance-cycle.

\bar{I}/\bar{C}	Moyenne mobiles
0.00 B 0.99	9 termes de Henderson
1.00 B 3.49	13 termes de Henderson
3.50 et plus	23 termes de Henderson

Les systPmes de poids de Henderson centraux et terminaux se trouvent B l'appendice B.

Spécifications de la procédure variable d'estimation des facteurs saisonniers

Voici les étapes de la procédure variable d'estimation des facteurs saisonniers:

1. Elle s'applique B l'étape D10.
2. On calcule d'abord le rapport moyen I/S B l'aide d'années complPtes pour toute la série, c'est-B-dire jusqu'B l'année N oj $N > S$ inclusivement. Le choix d'une moyenne mobile saisonniPre repose sur la valeur du rapport moyen I/S_N :
 - a) si $I/S_N \leq 2.5$, on utilise une m.m. 3 x 3
 si $3.5 \leq I/S_N < 5.5$ on utilise une m.m. 3 x 5
 si $6.5 \leq I/S_N$, on utilise une m.m. 3 x 9
 - b) si $2.5 < I/S_N < 3.5$ ou $5.5 < I/S_N < 6.5$
 on recalcule a) B l'aide du rapport I/S_{N-1} .

Si aucune des conditions énoncées en a) n'est remplie lorsqu'on utilise I/S_{N-1} , on recalcule a) au moyen du rapport I/S_{N-2} et ainsi de suite.

Si aucun des rapports I/S ne remplit les conditions énoncées en a) lorsque l'on utilise cinq (5) années de données (B l'exclusion des extrapolations rétrospectives), il faut alors utiliser une m.m. 3x5.

Spécifications du X11ARMMI (multiplicatif et additif ou log additif) trimestriel

Le programme trimestriel est analogue au programme mensuel aux exceptions suivantes:

1. L'option A4 est non applicable.
2. Tous les calculs ayant trait à l'ajustement en fonction des jours ouvrables aux étapes (B14 à B16, B18, B19, C14 à C16, C18 et C19) sont non applicables.
3. Les options trimestrielles sont légèrement différentes des options mensuelles (voir le chapitre III).
4. L'estimation de la tendance-cycle aux étapes (B2, C2 et D2) se fait en utilisant une moyenne mobile centrée à 4 termes (m.m. 2x4) ou une moyenne mobile optionnelle centrée à 8 termes. L'estimation de la tendance-cycle aux étapes (B7, C7 et D7) et à l'étape finale D12 utilise soit une moyenne mobile à 5 termes de Henderson, soit une moyenne mobile à 7 termes de Henderson dont le choix est fait par le programme.
5. Une moyenne mobile centrée à 4 termes (m.m. 2x4) est utilisée aux étapes (B4, B5, B9, B10, C5, C10, D5 et D10) pour la somme des facteurs saisonniers soit égale à 4.000 sur n'importe quelle période de 4 trimestres.
6. À l'étape B7, remplacer une valeur extrême par une moyenne (1) du produit de cette valeur par son coefficient de pondération et (2) de la première valeur qui la précède et (3) de la première valeur qui la suit ayant un coefficient de pondération égal à 1.000.

Remplacer une valeur extrême dans l'année initiale ou finale de la série par la moyenne (1) du produit de cette valeur par son coefficient de pondération et (2) de la première valeur ayant un coefficient de pondération égal à 1.000.

7. À l'étape F2, les mesures récapitulatives P et TD sont non applicables. Les mesures récapitulatives sont calculées sur des périodes de 1 à 4 trimestres. À l'étape F1, le choix de la moyenne mobile s'effectue en fonction QDC.

CHAPITRE V.

MOYENNES MOBILES FIXES DU X11ARMMI

Moyennes mobiles servant B l'estimation des facteurs saisonniers³

Les tableaux suivants reproduisent les moyennes mobiles fixes (qui sont les mLmes d'une série B l'autre) du X11ARMMI servant B l'estimation des facteurs saisonniers et dont l'ensemble des coefficients est symétrique pour le lissage des valeurs centrales et asymétrique pour le lissage des i premiers et i derniers points d'une série. Les facteurs saisonniers associés B une saisonnalité stable prennent respectivement pour chaque mois la valeur de la moyenne de toutes les données enregistrées pour chacun de ces mois. "N" désigne la dernière année pour laquelle un rapport S-I est disponible et "n + 1" représente l'ensemble des coefficients implicites utilisés pour le lissage des facteurs saisonniers une année B l'avance. Lorsque l'option ARMMI est utilisée seulement les coefficients symétriques sont fixes; les coefficients asymétriques changent en fonction du module ARMMI.

TABLEAU EXPLICATIF I. Moyennes mobiles fixes utilisées pour l'estimation des facteurs saisonniers

Facteur saisonnier	Coefficients appliqués aux rapports S-I de l'année											
	m.m. 3 x 1											
			N - 2				N - 1			N		
N + 1			-.167				.419			.749		
N			0				.390			.610		
N - 1			.333				.333			.333		
	m.m. 3 x 3											
		N - 4	N - 3			N - 2		N - 1		N		
N + 1		0,111	-.056			.148		.426		.481		
N			0			.185		.407		.407		
N - 1			.111			.259		.370		.259		
N - 2			.222			.333		.222		.111		
	m.m. 3 x 5											
		N - 6	N - 5	N - 4		N - 3		N - 2		N - 1	N	
N + 1		0,067	0	-.034		.134		.300		.300	.300	
N			0	0		.150		.283		.283	.283	
N - 1			0	.067		.183		.250		.250	.250	
N - 2			.067	.133		.217		.217		.217	.150	
N - 3			.133	.200		.200		.200		.133	.067	
	m.m. 3 x 9											
		N - 10	N - 9	N - 8	N - 7	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N
N + 1		0,037	0	0	0	-.014	.031	.096	.180	.208	.236	.265
N			0	0	0	0	.051	.112	.173	.197	.221	.246
N - 1			0	0	0	.028	.092	.144	.160	.176	.192	.208
N - 2			0	0	.032	.079	.123	.133	.143	.154	.163	.173
N - 3			0	.034	.075	.113	.117	.123	.128	.132	.137	.141
N - 4			.034	.073	.111	.113	.114	.116	.117	.118	.120	.084
N - 5			.074	.111	.111	.111	.111	.111	.111	.111	.074	.037

3 Le programme utilise cependant des coefficients B 8 décimales.

TABLEAU EXPLICATIF II. Ensemble des coefficients substitutifs correspondant aux moyennes mobiles fixes dont le nombre de coefficients est plus grand que le nombre de rapports S-I disponibles⁴

Facteur saisonnier estimé pour l'année	Coefficients appliqués aux rapports S-I de l'année									
m.m. 3 x 5 pour une série de cinq ans										
	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N					
N + 1	-.034	.134	.300	.300	.300					
N	0	.150	.283	.283	.283					
N - 1	.067	.183	.250	.250	.250					
N - 2	.200	.200	.200	.200	.200					
m.m. 3 x 5 pour une série de six ans										
	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N				
N + 1	0,067	-.034	.134	.300	.300	.300				
N		0	.150	.283	.283	.283				
N - 1		.067	.183	.250	.250	.250				
N - 2		.133	.217	.217	.217	.150				
m.m. 3 x 9 pour une série de cinq ans										
	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N					
N + 1	.200	.200	.200	.200	.200					
N	.200	.200	.200	.200	.200					
N - 1	.200	.200	.200	.200	.200					
N - 2	.200	.200	.200	.200	.200					
m.m. 3 x 9 pour une série de six ans										
	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N				
N + 1	-.007	.085	.176	.212	.248	.286				
N	.051	.112	.173	.197	.221	.246				
N - 1	.167	.167	.167	.167	.167	.167				
N - 2	.167	.167	.167	.167	.167	.167				
m.m. 3 x 9 pour une série de sept ans										
	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N			
N + 1	-.014	.031	.096	.180	.203	.236	.265			
N	0	.051	.112	.173	.197	.221	.246			
N - 1	.028	.092	.144	.160	.176	.192	.208			
N - 2	.143	.143	.143	.143	.143	.143	.143			
N - 3	.143	.143	.143	.143	.143	.143	.143			
m.m. 3 x 9 pour une série de huit ans										
	N - 7	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N		
N + 1	0	-.014	.031	.096	.180	.208	.236	.265		
N	0	0	.051	.112	.173	.197	.221	.246		
N - 1	0	.028	.092	.144	.160	.176	.192	.208		
N - 2	.032	.079	.123	.133	.143	.154	.163	.173		
N - 3	.125	.125	.125	.125	.125	.125	.125	.125		
m.m. 3 x 9 pour une série de neuf ans										
	N - 8	N - 7	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N	
N + 1	0	0	-.014	.031	.096	.180	.208	.236	.265	
N	0	0	0	.051	.112	.173	.197	.221	.246	
N - 1	0	0	.028	.092	.144	.160	.176	.192	.208	
N - 2	0	.132	.079	.123	.133	.143	.154	.163	.173	
N - 3	.034	.075	.113	.117	.123	.128	.132	.137	.141	
N - 4	.111	.111	.111	.111	.111	.111	.111	.111	.111	
m.m. 3 x 9 pour une série de dix ans										
	N - 9	N - 8	N - 7	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N
N + 1	0,034	0	0	-.014	.031	.096	.180	.208	.236	.265
N		0	0	0	.051	.112	.173	.197	.221	.246
N - 1		0	0	.028	.092	.144	.160	.176	.192	.208
N - 2		0	.132	.079	.123	.133	.143	.154	.163	.173
N - 3		.034	.075	.113	.117	.123	.128	.132	.137	.141
N - 4		.073	.111	.113	.114	.116	.117	.118	.120	.084

4 Si la série compte moins de cinq années complètes, le programme applique seulement l'option de saisonnalité stable; aucun choix n'est laissé à l'utilisateur.

Moyennes mobiles servant B l'estimation de la tendance-cycle⁵

Les tableaux suivants reproduisent les moyennes mobiles fixes du X11ARMMI servant B l'estimation de la tendance-cycle, soient: une moyenne mobile B 5 et une autre B 7 termes de Henderson utilisées dans la version trimestrielle du programme et des moyennes mobiles B 9, 13 et 23 termes de Henderson utilisées dans la version mensuelle. Le X11ARMMI offre également la possibilité d'estimer la tendance-cycle préliminaire en appliquant B la série une moyenne mobile centrée B 24 termes (centrée B 8 termes - version trimestrielle). "N" représente le dernier mois de la série désaisonnalisée pour lequel il y a une valeur.

TABLEAU EXPLICATIF III. Moyennes mobiles fixes utilisées pour l'estimation de la tendance-cycle

Tendance-cycle estimée pour le trimestre:	Coefficients appliqués aux valeurs CI du trimestre												
	m.m. B 5 termes de Henderson												
	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N								
N	0	0	-.073	.403	.670								
N - 1	0	-.073	.294	.522	.257								
N - 2	-.073	.294	.558	.294	-.073								
Tendance-cycle estimée pour le mois:	Coefficients appliqués aux valeurs CI du mois												
	m.m. B 9 termes de Henderson												
	N - 8	N - 7	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N				
N	0	0	0	0	-.156	-.034	.185	.424	.581				
N - 1	0	0	0	-.049	-.011	.126	.282	.354	.298				
N - 2	0	0	-.022	0	.120	.259	.315	.242	.086				
N - 3	0	-.031	-.004	.120	.263	.324	.255	.102	-.029				
N - 4	-.041	-.010	.119	.267	.330	.267	.119	-.010	-.041				
	m.m. B 13 termes de Henderson												
	N - 12	N - 11	N - 10	N - 9	N - 8	N - 7	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N
N	0	0	0	0	0	0	-.092	-.058	.012	.120	.244	.353	.421
N - 1	0	0	0	0	0	-.043	-.038	.002	.080	.174	.254	.292	.279
N - 2	0	0	0	0	-.016	-.025	.003	.068	.149	.216	.241	.216	.148
N - 3	0	0	0	-.009	-.022	.004	.066	.145	.208	.230	.201	.131	.046
N - 4	0	0	-.011	-.022	.003	.067	.145	.210	.235	.205	.136	.050	-.018
N - 5	0	-.017	-.025	.001	.066	.147	.213	.238	.212	.144	.061	-.006	-.034
N - 6	-.019	-.028	0	.066	.147	.214	.240	.214	.147	.066	0	-.028	-.019
	m.m. B 23 termes de Henderson												
	N - 22	N - 21	N - 20	N - 19	N - 18	N - 17	N - 16	N - 15	N - 14	N - 13	N - 12	N - 11	
N	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-.077	
N - 1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-.046	-.041
N - 2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-.022	-.025	-.025
N - 3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-.008	-.014	-.018	-.015
N - 4	0	0	0	0	0	0	0	-.001	-.008	-.013	-.012	-.012	-.003
N - 5	0	0	0	0	0	0	.003	-.006	-.011	-.011	-.002	.015	.015
N - 6	0	0	0	0	0	.002	-.006	-.012	-.011	-.003	.015	.039	.068
N - 7	0	0	0	0	.001	-.007	-.013	-.001	-.0030	.015	.039	.068	.097
N - 8	0	0	0	-.002	-.007	-.013	-.013	-.003	.014	.039	.068	.097	.122
N - 9	0	0	-.003	.010	-.015	-.014	-.005	.014	.040	.069	.097	.122	.138
N - 10	0	-.004	-.011	-.016	-.015	-.005	.013	.039	.068	.097	.122	.138	.148
N - 11	-.004	-.011	.016	-.015	-.005	.013	.039	.068	.097	.122	.138	.148	

5 Le programme utilise cependant des coefficients B 8 décimales.

TABLEAU EXPLICATIF III. Moyennes mobiles fixes utilisées pour l'estimation de la tendance-cycle - Suite et fin

Tendance-cycle estimée pour le mois:	Coefficients appliqués aux valeurs CI du mois										
	m.m. B 23 termes de Henderson - fin										
	N - 10	N - 9	N - 8	N - 7	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N
N	-.064	.049	.028	.002	.039	.084	.133	.182	.227	.263	.288
N - 1	-.035	-.024	-.004	.025	.061	.101	.141	.176	.203	.219	.224
N - 2	-.019	-.005	.018	.049	.082	.116	.146	.166	.177	.176	.166
N - 3	-.004	.015	.042	.073	.103	.129	.147	.154	.150	.134	.112
N - 4	.015	.040	.068	.098	.121	.137	.142	.136	.119	.095	.066
N - 5	.039	.067	.095	.119	.134	.139	.131	.114	.088	.059	.027
N - 6	.068	.096	.118	.134	.138	.132	.114	.089	.059	.027	.001
N - 7	.096	.120	.135	.140	.133	.116	.090	.060	.031	.005	-.015
N - 8	.120	.137	.140	.136	.118	.094	.064	.034	.008	-.010	-.021
N - 9	.138	.143	.137	.120	.095	.067	.037	.011	-.007	-.017	-.019
N - 10	.144	.138	.122	.097	.068	.039	.013	-.005	.015	-.016	-.011
N - 11	.138	.122	.097	.068	.039	.013	-.005	-.015	-.016	-.011	-.004

Tendance-cycle estimée pour le trimestre ⁶ :	Coefficients appliqués aux valeurs CI du trimestre								
	m.m. centrée B 8 termes (2x8) pour l'estimation préliminaire de la tendance-cycle								
	N - 8	N - 7	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N
N - 2	0	-.004	-.058	.008	.179	.254	.308	.242	.071
N - 3	0	-.052	.001	.132	.293	.302	.249	.118	-.043
N - 4	-.026	-.021	.125	.271	.302	.271	.125	-.021	-.026

Tendance-cycle estimée pour le mois ⁷ :	Coefficients appliqués aux valeurs CI du mois												
	m.m. centrée B 24 termes (2x24) pour l'estimation préliminaire de la tendance-cycle												
	N - 24	N - 23	N - 22	N - 21	N - 20	N - 19	N - 18	N - 17	N - 16	N - 15	N - 14	N - 13	N - 12
N - 6	0	.019	.011	-.002	-.016	-.026	-.031	-.027	-.017	-.001	.019	.044	.070
N - 7	0	.018	.005	-.011	-.024	-.029	-.027	-.018	-.002	.017	.041	.065	.090
N - 8	0	.012	-.004	-.018	-.026	-.025	-.018	-.004	.014	.034	.057	.081	.106
N - 9	0	.002	-.012	-.021	-.023	-.016	-.004	.012	.030	.047	.069	.093	.115
N - 10	0	-.011	-.020	-.021	-.014	-.003	.012	.027	.043	.059	.081	.102	.118
N - 11	0	-.022	-.023	-.016	-.003	.012	.028	.041	0.56	.073	.091	.106	.115
N - 12	-.011	-.027	-.019	-.005	.011	.027	.042	.056	.072	.089	.103	.111	.106

	N - 11	N - 10	N - 9	N - 8	N - 7	N - 6	N - 5	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N
N - 6	.064	.072	.085	.100	.110	.114	.110	.100	.084	.064	.039	.014
N - 7	.065	.079	.094	.107	.113	.111	.101	.085	.066	.042	.018	-.006
N - 8	.071	.087	.101	.110	.109	.101	.087	.069	.049	.027	.003	-.022
N - 9	.081	.096	.105	.106	.099	.087	.072	.054	.036	.014	-.010	-.032
N - 10	.094	.103	.104	.098	.086	.071	.056	.040	.024	.002	-.019	-.034
N - 11	.106	.107	.099	.086	.071	.055	.042	.027	.010	-.008	-.023	-.031
N - 12	.111	.103	.089	.072	.056	.042	.027	.011	-.005	-.019	-.027	-.011

6 Il n'existe pas de systPme de coefficients asymétriques pour l'estimation des valeurs des trimestres N et N-1.

7 Il n'existe pas de systPme de coefficients asymétriques pour l'estimation des valeurs des trimestres N, N-1,...,N-5..

BIBLIOGRAPHIE

- Anderson, T.W. (1979): *The Statistical Analysis of Time Series*, New York; John Wiley and Sons.
- Box, G.E.P. et Jenkins, G.M. (1970): *Time Series Analysis Forecasting and Control*, San Francisco; Holden Day.
- Box, G.E.P. et Pierce, D.A. (1970): "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models", *Journal of the American Statistical Association*, 65, pp. 1509-1526.
- Chiu, K., Higginson, J. et Huot, G. (1985): "Performance of ARIMA Models in Time Series"; *Survey Methodology*, Vol. 11. no. 1, pp. 51-64.
- Cholette, P.A. (1978): "A Comparison and Assessment of Various Adjustment Methods of Sub-Annual Series to Yearly Benchmarks", Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Analysis Staff, Statistics Canada.
- Cholette, P.A. (1979): "A Comparison of Various Trend-Cycle Estimators", Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
- Cleveland, W.P. et Tiao, G.C. (1976): "Decomposition of Seasonal Time Series: A Model for the Census X-11 Program", *Journal of the American Statistical Association*, 71, pp. 581-587.
- Dagum, E.B. (1974): *Models for Time Series*, Statistics Canada Technical Paper, Catalogue 12-548E, 83 pages.
- Dagum, E.B. (1975): "Seasonal Factor Forecasts from ARIMA Models", *Proceedings of the International Institute of Statistics*, 40th Session, Contributed Papers, Vol. 3, Warsaw, pp. 206-219.
- Dagum, E.B. (1976.a): "Recent Developments in Seasonal Adjustment Methods and Application", *Selected Papers from North American Conference on Labor Statistics*, July 26-29, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, pp. 146-161.
- Dagum, E.B. (1976.b): "Comments of the Paper A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment", *Proceedings of the NBER/Bureau of the Census Conference on Seasonal Analysis of Economic Time Series*, (Arnold Zellner, Editor) Washington, D.C., September 9 and 10, pp. 85-92.
- Dagum, E.B. (1978.a): "The Estimation of Changing Seasonal Variations in Economic Time Series" in *Survey Sampling and Measurement* (K. Namboodiri, Editor), New York; Academic Press, pp. 217-228.
- Dagum, E.B. (1978.b): "Comparison and Assessment of Seasonal Adjustment Methods for Labor Force Series", Background Paper No. 5, *U.S. National Commission on Employment and Unemployment Statistics*, Superintendent of Documents, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C., 100 pages.
- Dagum, E.B. (1978.c): "Modelling, Forecasting and Seasonally Adjusting Economic Time Series with the X11ARIMA Method", *The Statistician*, Vol. 27, Nos. 3 and 4, pp. 203-216.
- Dagum, E.B. (1979): "The Seasonal Adjustment of Economic Time Series Aggregates: A Case Study: The Unemployment Rate", Background paper No. 31, *The U.S. National Commission of Employment and Unemployment Statistics*, Superintendent of Documents, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C..
- Dagum, E.B. (1979.a): "Further Modifications in the Selection of ARIMA Models for X11ARIMA", Research paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
- Dagum, E.B. (1979.b): "*Fondements des deux principaux types de méthodes de désaisonnalisation et X11ARIMA*", *Economie appliquée*, Vo. XXXII, No. 1, pp. 23-47.

- Dagum, E.B. (1979.c): "Data Extrapolation and Smoothing with the X11ARIMA Seasonal Adjustment Method", *Proceedings of the 12th Annual Symposium Interface Computer Science and Statistics*, (Jane F. Gentleman, Editor), University of Waterloo, Canada, pp. 195-202.
- Dagum, E.B. (1980): *The X11ARIMA Seasonal Adjustment Method*, Ottawa: Statistics Canada Catalogue No. 12-564E.
- Dagum, E.B. (1981): "Diagnostic Checks for the ARIMA Models of the X11ARIMA Seasonal Adjustment Method" in *Time Series Analysis* (O.D. Anderson and M.R. Perryman, eds) Amsterdam: North-Holland Pub. Co.
- Dagum, E.B. (1982.a): "Revisions of Time Varying Seasonal Filters", *Journal of Forecasting*, 1, pp. 173-187.
- Dagum, E.B. (1982.b): "The Effects of Asymmetric Filters on Seasonal Factor Revisions", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 77, No. 380, pp. 732-738.
- Dagum, E.B. (1982.c): "Revisions of the Seasonally Adjusted Data Due to Filter Changes", *Proceedings of the Business and Economic Section, American Statistical Association*, pp. 39-45.
- Dagum, E.B., Huot, G. et Morry, M. (1988): "Seasonal Adjustment in the 80's: Some Problems and Solutions", *Journal of Statistics Society of Canada* (forthcoming).
- Dagum, E.B. et Laniel, N. (1987): "Revisions of Trend-Cycle Estimators of Moving Average Seasonal Adjustment Method", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, No. 2, pp. 177-189.
- Dagum, E.B., Lothian, J. and Morry, M. (1975): "A Test of Independence of the Residuals based on the Cumulative Periodogram", *Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada*.
- Davis, H.T. (1941): *The Analysis of Economic Time Series*, Bloomington, Indiana; The Principia Press Inc.
- Farley, D. et Zeller, S. (1976): "Comments on the Paper a Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment", *Proceedings of the NBER/Bureau of the Census Conference on Seasonal Analysis of Economic Time Series* (Arnold Zellner, Editor) Washington, D.C., September 9 and 10, pp. 464-467.
- Geweke, J. (1978): "An Efficient Method for Revising Seasonally Adjusted Time Series", Department of Economics, University of Wisconsin.
- Granger, C.W.J. et Newbold, P. (1977): *Forecasting Economic Time Series*, New York; Academic Press.
- Henderson, R. (1916): "Note on Graduation by Adjusted Average", *Transactions of the Actuarial Society of America*, Vol. XVII, pp. 43-48.
- Higginson, J. (1975): "An F Test for the Presence of Moving Seasonality when using Census Method 11-X-11 Variant", *Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada*.
- Huot, G. (1975): "Quadratic Minimization Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals", *Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada*.
- Huot, G. et de Fontenay, A. (1973): "General Seasonal Adjustment Guidelines, Statistics Canada Version of the X-11 Program", *Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada*.
- Huot, G., Chiu, K., Higginson, J. et Gait, N. (1986): "Analysis of Revisions in the Seasonal Adjustment of Data Using X11ARIMA Model-Based Filters", *International Journal of Forecasting*, Vol. 2, pp. 217-229.
- Kuiper, J. (1976): "A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment", *Proceedings of the NBER/Bureau of the Census Conference on Seasonal Analysis of Economic Time Series*, (Arnold Zellner, Editor) Washington, D.C., September 9 and 10, pp. 59-76.

- Laniel, Normand (1985): "Design Criteria for the 13-term Henderson End-Weights", *Working Paper, Methodology Branch*, Ottawa: Statistics Canada.
- Leser, C.E.V. (1963): "Estimation of Quasi-Linear Trend and Seasonal Variation", *Journal of the American Statistical Association*, 55, pp. 1033-1043.
- Ljung, G.M. et Box, G.E.P. (1978): "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, Vol. 65, pp. 297-307.
- Lothian, J. (1978): "The Relationship between the additive, Multiplicative and Logarithmic Model in the X11ARIMA Seasonal Adjustment Program", Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
- Lothian, J. (1984): "The Identification and Treatment of Moving Seasonality in X11ARIMA" in *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, pp. 166-171.
- Lothian, J. et Morry, M. (1977): "The Problem of Aggregation: Direct or Indirect Seasonal Adjustment", Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
- Lothian, J. et Morry, M. (1978.a): "Selection of Models for the Automated X11ARIMA Seasonal Adjustment Program", Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
- Lothian, J. et Morry, M. (1978.b): "A Test for the Presence of Identifiable Seasonality when using the X-11 Program", Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
- Lothian, J. et Morry, M. (1978.c): "A Set of Quality Control Statistics for the X11ARIMA Seasonal Adjustment Program", Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
- Mendershausen, H. (1939): "Eliminating Changing Seasonals by Multiple Regression Analysis", *The Review of Economic Studies*, pp. 171-177.
- Newbold, P. et Granger, C.W.J. (1974): "Experience with Forecasting Univariate Time Series and the Combination of Forecasts (with discussion)", *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 137, pp. 131-165.
- Pierce, D. (1978): "Data Revisions with Moving Average Seasonal Adjustment Procedures", Federal Reserve Board.
- Reid, D.J. (1975): "A Review of Short Term Projection Techniques", *Practical Aspects of Forecasting* (H.A. Gordon, Editor), London; Operational Research Society, pp. 8-25.
- Shiskin, J., Young, A.H. et Musgrave, J.C. (1967): "The X-11 Variant of Census Method II Seasonal Adjustment", *Technical Paper No. 15, Bureau of the Census, U.S. Department of Commerce*.
- Wallis, W.A. et Moore, G.H. (1941): "A Significant Test for Time Series Analysis", *Journal of the American Statistical Association*, 36, pp. 401-409.
- Wold, H. (1938): *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*, Stockholm; Almquist and Wiksell (2nd Edition, 1954).
- Young, A.H. (1965): "Estimating Trading-Day Variation in Monthly Economic Time Series", *Technical Paper 12*, Washington, D.C.: U.S. Bureau of Census.
- Young, A.H. (1968): "Linear Approximations to the Census and BLS Seasonal Adjustment Methods", *Journal of the American Statistical Association*, 63, pp. 445-471.

PARTIE B

X11ARMMI version 2000

GUIDE D'UTILISATION

UTILISATEURS DE LA VERSION MICRO-ORDINATEUR

VEUILLEZ NOTER

1. L'OPTION AUTOMATIQUE D'EXTRAPOLATION ARMMI NE S'APPLIQUE PAS AU MODELE (2,1,2)(0,1,1). ELLE COMPREND SEULEMENT LES QUATRE PREMIERS MODELES.
2. LA LONGUEUR MAXIMALE DES SÉRIES EST DE 27 ANS, INCLUANT LES EXTRAPOLATIONS.
3. AUCUN GRAPHIQUE DES JOURS OUVRABLES ET DE LEURS IRRÉGULIERS N'EST PRODUIT.
4. LES 9 TYPES DE FORMAT DE SORTIE SPÉCIALE SONT DISPONIBLES.

SECTION 1. Introduction

L'interface utilisateur X11ARMMI diffère considérablement de la version de 1980 du programme X11ARMMI. La méthode des colonnes et des cartes a été remplacée par un système qui offre un format non figé, basé sur des mots clés et pratique pour l'utilisateur, avec l'option de traitement soit en mode de traitement par lots, soit en mode interactif. Le programme X11ARMMI s'adresse tant au nouvel utilisateur qu'au spécialiste averti. Les mots clés réduiront beaucoup la période d'apprentissage des nouveaux utilisateurs, tandis que les utilisateurs avertis tireront profit du caractère auto-documentant des mots-clés.

Le guide d'utilisation se compose de plusieurs sections. Il commence par les conventions adoptées, les méthodes d'accès au X11ARMMI et un résumé des mots clés de commande du programme. Ces derniers ont été groupés en 11 fonctions principales, chacune d'entre elles comprenant les commandes qui se rapportent à sa fonction. Ces fonctions sont les suivantes: entrée, désaisonnalisation et ARMMI, ajustement préalable, modification des valeurs extrêmes, ajustement pour tenir compte des jours ouvrables, ajustement pour tenir compte de l'effet de Pâques, ajustement des totaux annuels, moyennes mobiles, sortie, composition et, enfin, commandes d'accès interactif.

SECTION 2. Conventions du programme X11ARMMI

Le programme X11ARMMI/88 est exécuté selon les commandes non figées indiquées par l'utilisateur. Une commande commence toujours par un mot clé de commande et se termine par un point-virgule (;). En général, le langage de commande X11ARMMI/88 comprend deux genres principaux de mots clés, soit les mots clés de COMMANDE et les mots clés d'OPTION.

1. Les mots-clés de COMMANDE

- Sont indiqués par **L** et sont affichés en **CARACTÈRES GRAS** lorsqu'ils sont présentés pour la première fois;
- se terminent par un point-virgule (;). La zone opérande est comprise entre le mot clé et le point-virgule.

2. Les mots-clés d'OPTION

- Servent à changer les options implicites des mots clés de COMMANDE, DS et FCOMP;
- Sont indiqués par **±** et sont imprimés en *ITALIQUES* lorsqu'ils sont présentés pour la première fois.

3. Les commandes peuvent avoir une forme abrégée, appelée PSEUDONYME de la commande.

4. Lorsqu'un exemple contient à la fois des commandes introduites par l'utilisateur et la réponse du système, le texte tapé par l'utilisateur sera souligné.

5. Dans des exemples, le texte en **CARACTÈRES GRAS "COMMANDE"** représente la commande utilisée dans la version interactive du X11ARMMI.

6. Dans tout le document, on se servira des symboles "<" et ">" pour désigner des paramètres FACULTATIFS.

7. La notation "..." indique qu'il y a plusieurs paramètres qui peuvent suivre, et que ces paramètres auront la même forme que le paramètre précédent.

Lors de la désaisonnalisation d'une série chronologique, de nombreuses options sont possibles. Toutes les options ont des valeurs par défaut. Les utilisateurs peuvent modifier des options implicites en précisant dans les commandes de désaisonnalisation les divers mots clés d'option et les valeurs qui s'y rapportent.

SECTION 3. Méthodes d'accPs au X11ARMMI

A l'heure actuelle, Statistique Canada exécute le programme X11ARMMI sur un ordinateur IBM avec un systPme d, sous MVS/TSO, qui offre un mode d'entrée par lots.

NOTA: Les descriptions suivantes définissent les méthodes d'accPs au X11ARMMI B Statistique Canada; les utilisateurs de l'extérieur sont priés de s'adresser B leurs administrateurs des systPmes pour obtenir les modifications locales apportées aux méthodes d'accPs.

AccPs PAR LOTS

On s'attend B ce que l'utilisateur possPde une connaissance générale du langage de contrôle des travaux (JCL); ce guide n'a pas pour but d'enseigner ces notions.

La procédure cataloguée X11ARMMI comprend deux étapes: elle lira les **mots-clés** et exécutera le programme X11ARMMI avec les options appropriées. Les utilisateurs doivent fournir au moins deux fichiers d'entrée lors de la premiPre étape et peuvent surveiller jusqu'B quatre fichiers de sortie lors de la deuxiPme étape. Pendant la premiPre étape, les cartes de contrôle X11ARMMI sont introduites dans un fichier provisoire de disques, lequel est ensuite porté comme entrée dans le programme X11ARMMI pendant la deuxiPme étape. Le programme X11ARMMI ne sera exécuté que si l'on n'a découvert aucune erreur et lorsque l'on aura donné au moins une commande de désaisonnalisation.

L'utilisateur doit spécifier le type de fichier SYSIN lorsqu'il donne les mots clés, et il peut indiquer son propre fichier d'entrée. Un utilisateur peut préciser ses données brutes qui doivent Ltre versées dans la mémoire B tores B partie de l'unité 10. Les fichiers d'entrée requis sont les suivants:

SYSIN Ce fichier renfermera tous les mots-clés du X11ARMMI qui seront utilisés.
FT10F001 Ce fichier renfermera toutes les données brutes B désaisonnaliser.

L'utilisateur peut surveiller les résultats produits par le X11ARMMI. Si un utilisateur désire demander l'option d'impression spéciale B l'aide du mot clé PERFORATION, il doit préciser le JCL approprié pour l'unité 11. L'utilisateur exerce le contrôle sur les unités suivantes:

FT04F001	Ce fichier contiendra les coefficients a priori pour jours ouvrables issus de la régression.
FT09F001	Ce fichier contiendra l'imprimé principal du X11ARMMI.
FT11F001	Ce fichier contiendra le tableau spécial produit par l'option PERFORATION.
FT15F001	Ce fichier renfermera les statistiques sommaires de contrôle de la qualité.
FT16F001	Ce fichier renfermera les tableaux F2 et F3.
FT18F001	Ce fichier renfermera une sélection de statistiques provenant de la sortie .

On peut éliminer ou rendre fictive la sortie pour les unités FT09F001, FT15F001 et FT16F001; l'option implicite consiste B imprimer son contenu. Quant B FT04F001, FT11F001 et FT18F001, leur sortie est fictive par défaut.

P. ex. //S2.FTxxF001 DD DUMMY oj xx est le numéro de l'unité de fichier.

Pour utiliser le X11ARMMI, présenter le JCL suivant pour faire exécuter un travail:

```
//carte PARAMOTRE ....  
//PROCLIB DD DSN=STC2.X11ARMMI.VER2000.PROC,DISP=SHR  
// EXEC X11ARMMI  
//FT10F001 DD ... spécifie, au besoin, un fichier de données d'entrée pour les données brutes  
//SYSIN DD *        spécifie un fichier de données d'entrée pour les commandes X11AR
```

(placer ici les commandes X11ARMMI)

```
//S2.FT11F001 DD ... spécifie un fichier de sortie pour l'option de sortie spéciale.
```

SECTION 4. Index des commandes du X11ARMMI

COMMANDES/ OPTIONS	S'applique aux séries mensuelles (M) ou trimestrielles (T)		Résultats produits et renvoi aux spécifications	Page
<u>Commandes relatives B l'ENTRÉE (Section 5)</u>				
DO	M	T		79
ETEND	M	T		79
DOX11AR	M	T		80
<u>Commandes et options relatives B la DÉSAISONNALISATION et aux modPles ARMMI (Section 6)</u>				
T	M	T	TOUS LES TABLEAUX	82
ETEND	M	T		83
DS (ID,M,N)	M	T	A15	83
DS ID	M	T		83
MR	M	T	F2, F3	84
MOD	M	T	A15, A16	84
ORD	M	T	A15, A16	85
VI	M	T	A15, A16	86
HOR	M	T	A15, B1	86
NMI	M	T	A15, A16	86
KHICA	M	T	A15, A16	86
LIMPR	M	T	A15, A16	87
<u>Options relatives B l'AJUSTEMENT PRÉALABLE (Section 7)</u>				
DIVP	M	T	A1	88
PREPERM	M	T	A2, A3	88
PRETEMP	M	T	A4, A5	88
<u>Options relatives B la MODIFICATION DES VALEURS EXTRKMES (Section 8)</u>				
AJTCG	M	T		89
LSSTC	M	T	B4, B9	89
<u>Options relatives B l'AJUSTEMENT EN FONCTION DES JOURS OUVRABLES (Section 9)</u>				
PPJS	M (Mult.) ⁸		A6	90
RJO	M		A7, A8, A9	90
LSJO	M		B14, C14	91
VLM	M (Mult.) ⁸			92
<u>Option relative B l'AJUSTEMENT EN FONCTION DE L'EFFET DE PÂQUES (Section 10)</u>				
PAQUES	M	T	A10, A11, A12	93
ETENDUE	M	Q		93
PAQUXM	M	Q		94

8 S'applique seulement B l'ajustement multiplicatif ou logarithmique.

SECTION 4. Index des commandes du X11ARMMI (suite)

COMMANDES/ OPTIONS	S'applique aux séries mensuelles (M) ou trimestrielles (T)		Résultats produits et renvoi aux spécifications	Page
<u>AJUSTEMENT DES TOTAUX ANNUELS</u> (Section 11)				
<i>TOT</i>	M	T	D11A	95
<u>Options relatives aux MOYENNES MOBILES</u> (Section 12)				
<i>MMSV</i>	M	T	B5,B10,C5,C10,D5,D10	96
<i>MMDS</i>	M	T	B5,B10,C5,C10,D5,D10	96
<i>MMVTC</i>	M	T	B2,B7,C2,C7,D2,D7,D12	97
<i>MMTC</i>	M	T	B2,B7,C2,C7,D2,D7,D12	97
<u>Options relatives B la SORTIE</u> (Section 13)				
<i>GRAPH</i>	M	T	G1, ..., G7	98
<i>IMPDEC</i>	M	T		98
<i>PERF</i>	M	T		99
<i>IMP N</i>	M	T	Tableaux choisis par le programme	100
<i>IMP</i> (ID-TABLEAU)	M	T	Tableaux choisis par l'utilisateur	100
<u>Commandes et options relatives B la COMPOSITION</u> (Section 14)				
DCOMP	M	T		102
FCOMP (ID,M,N)	M	T		102
FCOMP ID	M	T		102
<i>COMP1</i>	M	T		102
<i>COMP2</i>	M	T		103
<u>Commandes DIVERSES</u>				
F	M	T		104

NOTA: Les mots-clés d'option sont précisés dans les commandes appelées DS ou FCOMP.

SECTION 5. Commandes relatives B l'ENTRÉE

Les commandes se rapportant B l'entrée sont les suivantes:

1) Pour enregistrer les données dans le format B structure libre:

DO

2) Pour préciser la longueur des séries:

ETEND

3) Pour lire les données déjà versées au dossier:

DOX11AR

1) Communication des données au X11ARMMI

Il faut fournir les données qui doivent être désaisonnalisées au X11ARMMI **avant** de présenter les commandes de désaisonnalisation (voir la rubrique des commandes de désaisonnalisation). On peut se servir des commandes suivantes:

└ **Commande:** **DO** (utilisée pour enregistrer des données dans le format B structure libre)

Syntaxe: DO Id p y sp;

Id l'identificateur indique le nom de la série chronologique (sa longueur ne doit pas dépasser 8 caractères, et le premier caractère doit être alphabétique)

p périodicité de la série chronologique (4 pour une série trimestrielle, 12 pour une série mensuelle)

y première année de la série (peut comprendre 2 ou 4 chiffres)

sp premier mois ou trimestre de la série.

Les données doivent suivre immédiatement la commande et se terminer par un point-virgule (;).

Exemple: DO X1 12 81 1;
1.0 2.0 3.0 4.0 5.0 6.0 7.0 8.0 9.0 10.0 11.0 12.0 13.0 14.0 15.0 16.0 17.0
18.0 19.0 20.0 21.0 22.0 23.0 24.0 25.0 26.0;

2) Précision de la longueur des séries

└ **Commande:** **ETEND** (sert B: a) préciser la longueur de chaque série mise en mémoire lorsqu'on emploie la forme (FOURNIE PAR L'UTILISATEUR) de la commande **DOX11AR**;
b) définir les données B désaisonnaliser, si elles diffèrent des données mises en mémoire. Pour connaître les utilisations de la commande **ETEND**, première de lire la section qui porte sur les commandes relatives B la DÉSAISONNALISATION.

NOTA: DPs que cette commande est présentée, elle continue B s'appliquer pendant toute la séance ou jusqu'à ce qu'une commande **ETEND** donnée par la suite se superpose B la première. Il peut être nécessaire de définir l'ÉTENDue de chacune des séries si leur longueur varie.

Syntaxe: **ETEND** p y1 p1 y2 p2;

p périodicité (4 pour une série trimestrielle et 12 pour une série mensuelle)

y1 première année (2 ou 4 chiffres)

p1 premier mois ou trimestre de la série

y2 dernière année (2 ou 4 chiffres)

p2 dernier mois ou trimestre de la série.

Exemple: ETEND 12 85 01 98 12; désigne une série mensuelle qui commence en janvier 1985 et se termine en décembre 1998.

Exemple: ETEND 4 1984 1 2004 4; désigne une série trimestrielle qui commence pendant le premier trimestre de 1984 et se termine au cours du quatrième trimestre de 2004.

3) AccPs aux données déjà versées au dossier

└ **Commande:** DOX11AR (sert à lire les données déjà versées au dossier. Elle comprend trois formes, soit les formes INTÉGRÉES, FOURNIE PAR L'UTILISATEUR et CANSIM⁹)

Pseudonyme: XRD

Syntaxe: DOX11AR p t d; FORME INTÉGRÉE
Syntaxe: DOX11AR CANSIM; CANSIM
Syntaxe: DOX11AR FORMAT (f) Id₁, Id₂, ... FOURNIE PAR L'UTILISATEUR

La forme INTÉGRÉE comprend 7 formats de données qui peuvent être choisis, dont le format CANSIM. Ces formats sont décrits ci-dessous en notation FORTRAN. Lorsque la forme CANSIM de la commande DOX11AR est utilisée, l'identificateur de la série fera disparaître tous les blancs internes (c'est-à-dire que "D 4596" sera désigné par "D4596"; l'id. aura donc cinq caractères au lieu de huit).

Contrairement aux formes INTÉGRÉE et CANSIM, la forme FOURNIE PAR L'UTILISATEUR ne reconnaîtra que les données (c'est-à-dire qu'elle ne reconnaîtra ni l'identificateur de la série ni les identificateurs du mois/du trimestre/de l'année). La durée et la périodicité de la série devront alors être définies par la commande ETEND. Il faut donner également l'identificateur de la série comme paramètre de la commande DOX11AR.

DPs que le programme X11ARMMI/88 a rangé toutes les données d'entrée dans la mémoire bytes, il peut rechercher n'importe quelle série chronologique déterminée. Par conséquent, la commande de désaisonnalisation ne dépend pas de l'ordre de la série. Les données enregistrées dans la mémoire bytes seront perdues à la fin de la séance. Lors de la lecture d'un fichier, le programme X11ARMMI/88 lira toutes les séries de données contenues dans le fichier jusqu'à un maximum de 200 séries pour les versions micro-ordinateur et 3000 séries pour la version ordinateur principal.

Lorsqu'il utilise la commande DOX11AR en mode interactif, l'utilisateur devrait également spécifier ENTRÉE(dsn) quand le programme X11ARMMI est lancé.

INTÉGRÉS

DOX11AR p t d;

p indique la périodicité des données, 4 pour une série trimestrielle et 12 pour une série mensuelle
t indique le format dans lequel les données existent; il devrait s'agir de l'un des formats suivants;

t=0, format (12F6.0,I2,A6) pour des données mensuelles
(4(12X,F6.0),I2,A6) pour des données trimestrielles
t=2, format (6F12.0,/,6F12.0,I2,A6) pour des données mensuelles
(4F12.0,24X,I2,A6) pour des données trimestrielles
t=3, format (A6,I2,12F6.0) pour des données mensuelles
(A6,I2,4(12X,F6.0)) pour des données trimestrielles
t=4, format (A8,I2,10X,12E16.10,18X) pour des données mensuelles et trimestrielles
t=5, format (A6,I2,6F12.0/8X,6F12.0) pour des données mensuelles
(A6,I2,4F12.0) pour des données trimestrielles
t=7, format (A8,I4,I2,2X,I4,I2,2X,12E16.10,1X,I1,12X) même format que celui de CANSIM
t=8, format (A8,I4,6F11.0,2X/12X,6F11.0,2X) pour des données mensuelles
(A8,I4,4F11.0,2X) pour des données trimestrielles

9 Le sigle CANSIM désigne le Système canadien d'information socio-économique. Il comprend la banque de données automatisées de Statistique Canada et son logiciel de soutien.

Dans ces formats en FORTRAN, A6 ou A8 désigne l'identificateur de la série, I2 indique les deux derniers chiffres de l'année (par exemple 80 pour 1980) ou I4 l'année, et le reste de la notation se rapporte aux données trouvées dans le fichier d'entrée.

Les valeurs de t=1 et t=6 ne sont pas disponibles pour cette commande; la séquence des valeurs t a été choisie de façon B concorder avec les formats correspondants dans la commande de perforation.

Les formats choisis peuvent être modifiés davantage par le nombre de chiffres décimaux spécifié par l'utilisateur.

d indique le nombre de chiffres décimaux applicables aux données d'entrée, $0 \leq d \leq 5$

Exemple: On désire introduire des données trimestrielles déjà versées au dossier, B l'aide du format (A6,I2,4(12X,F6.2)).

FOURNI PAR L'UTILISATEUR

FORMAT (f) DOX11AR Id₁ Id₂ ...;

f format fourni par l'utilisateur, qui doit être utilisé pour lire les données. Il devrait se présenter sous la forme d'une instruction de format d'entrée en FORTRAN.

Id_i identificateur de la série chronologique.

Exemple: On désire introduire des données mensuelles dans un format (6F12.4) fourni par l'utilisateur. On désire également associer l'espace de temps (1991 1) B (2002 10) aux valeurs des données, et lire trois séries, que l'on appellera "Id1", "Id2" and "Id3".

ETEND 12 91 1 02 10;
DOX11AR FORMAT(6F12.4) Id1 Id2 Id3;

NOTA: Avant cette commande, il faut donner un ordre ETEND (voir ci-haut).

CANSIM

FORMAT DES DONNÉES X11AR;

Les données sont présentées dans le format utilitaire CANSIM (A8,I2,10X,12E16.10,18X). Celui-ci correspond pratiquement au format 4, sauf qu'il cherche si de l'information au sujet de la base de données Cansim est disponible dans les champs 11 B 20 et 213 B 230.

CANSIM2;

FORMAT DES DONNÉES X11AR;

Ce nouveau format (A8,I4,I2,2X,I4,I2,2X,12E16.10,1X,I1,12X) a été introduit afin d'être conforme avec le nouveau format de CANSIM introduit en 1997 qui utilise la lecture d'année B 4 chiffres.

Exemple: On désire introduire des données présentées dans le format utilitaire CANSIM.

DOX11AR CANSIM;
DOX11AR CANSIM2;

3) Commandes de désaisonnalisation

En plus de la commande T précitée, il faut se servir des commandes (et, s'il y a lieu, des options) suivantes lors de la désaisonnalisation.

└ **Commande:** **ETEND** (Établit la périodicité globale et l'étendue des données B désaisonnaliser)

Cette commande permet la désaisonnalisation de toute la série ou de tout sous-ensemble qui en fait partie. DPs que cette commande est donnée, elle continue B s'appliquer pendant toute la séance jusqu'à ce qu'un autre ordre ETEND vienne s'y superposer.

Syntaxe: ETEND p y1 p1 y2 p2;

p périodicité (soit 4 mois pour une série trimestrielle, soit 12 mois pour une série mensuelle)
y1 première année de la série (2 ou 4 chiffres)
p1 premier mois ou trimestre de la série
y2 dernière année de la série (2 ou 4 chiffres)
p2 dernier mois ou trimestre de la série.

└ **Commande:** **DS** (Déclenche le processus de DÉSAISONNALISATION)

Avant d'émettre cette commande, il faut que l'information relative B T et B **ETEND** ait déjà été fournie.

Syntaxe: DS (Id,m,n) options...;

Défaut: DS Id options...; (Valeurs par défaut applicable B l'ajustement multiplicatif et B l'extrapolation ARMMI automatique)

Id identificateur de la série chronologique B désaisonnaliser
m représente le genre d'ajustement ($0 \leq m \leq 2$);
m = 0 ajustement multiplicatif (défaut);
m = 1 ajustement additif
m = 2 ajustement logarithmique
n désigne l'option d'extrapolation ARMMI ($0 \leq n \leq 5$).

Cette option permet B l'utilisateur d'obtenir B partir des modPles ARMMI une année d'extrapolations rétrospectives (au début de la série) et prospectives (à la fin de la série). Elle ne peut s'appliquer qu'aux séries qui comptent AU MOINS CINQ ANNÉES COMPLETES. Si la série traitée a plus de 15 ans, seules les dernières années serviront B ajuster le modPle sur la série. Les modPles ARMMI sont ajustés sur les séries déjà corrigées pour tenir compte des variations imputables aux jours ouvrables, de l'effet de Pâques et, le cas échéant, de facteurs préalables d'ajustement.

Lors de l'utilisation de l'option automatique ARMMI (n=0), aucun des cinq modPles intégrés n'est choisi, donc aucune extrapolation n'est faite, si:

- (1) le pourcentage absolu moyen d'erreur pour les trois dernières années est supérieure B 15% pour les extrapolations prospectives, ou
- (2) la probabilité P^2 est inférieure B 5%, ou
- (3) il semble y avoir un trop grand nombre de différences dans le modPle.

(Commande: DS - suite)

Si le modPle ci-dessus n'a pas satisfait aux critPres précités, l'utilisateur peut quand mLme appliquer le mLme modPle en représentant la série qui l'accompagne comme "modPle fourni par l'utilisateur" (voir ci-dessous). Si aucun modPle ne répond aux conditions, le programme estime automatiquement les diverses composantes sans les valeurs extrapolées (un message sera imprimé pour indiquer cette situation). Chaque fois que l'option implicite s'applique, le choix du modPle repose sur les données choisies, qui vont jusqu'à la derniPre année complPte, inclusivement. Le modPle choisi est alors utilisé pour faire des estimations pendant l'année en cours, et seules les valeurs de paramPtres sont réévaluées B l'aide de la série complPte, ce qui permet d'éviter les révisions superflues qu'entraîne la modification apparente du modPle. Les utilisateurs peuvent également se servir du mot-clé d'option HOR pour choisir la durée de l'extrapolation, qui se situe entre 6 mois (2 trimestres) et 36 mois (12 trimestres).

- n = 0 Les cinq modPles intégrés sont automatiquement ajustés, un par un B la série. Le premier modPle qui satisfait aux critPres de sélection est utilisé pour faire une année de prévision prospective (option implicite).
- n = 1 Aucun modPle ARMMI n'est employé.
- n = 2 ModPle fourni par l'utilisateur avec usage des extrapolations prospectives et rétrospectives mLme si le modPle n'a pas satisfait aux critPres d'acceptation des modPles intégrés.
- n = 3 ModPle fourni par l'utilisateur, avec remplacement automatique des valeurs extrLmes par les estimations correspondantes du modPle ARMMI choisi et production d'extrapolations prospectives et rétrospectives.
- n = 4 ModPle fourni par l'utilisateur, avec production d'extrapolations prospectives seulement.
- n = 5 ModPle fourni par l'utilisateur, avec remplacement automatique des valeurs extrLmes par les estimations correspondantes du modPle ARMMI choisi, et production d'extrapolations prospectives seulement.

NOTA: On ne peut produire des extrapolations rétrospectives que pour des séries d'au moins cinq ans et de moins de six ans.

± **Mot-clé**

d'option: *MR* (Spécifie le "genre d'ajustement")

Syntaxe: MR n ($0 \leq n \leq 1$)

- n = 0 pour la désaisonnalisation (option implicite)
- n = 1 des mesures sommaires fournissent des estimations de la tendance-cycle, de la composante irréguliPre, du rapport I/C, de la statistique MDC, de la variation résiduelle imputable aux jours ouvrables et des variations saisonniPres, mais ne produisent pas une série désaisonnalisée. La série brute est utilisée comme série désaisonnalisée finale aux tableaux D11 and D11A.

4) MODELES ARMMI fournis pas l'utilisateur

Les modPles ARMMI peuvent Ltre spécifiés B l'aide des mots-clés d'option qui suivent:

± **Mot-clé**

d'option: *MOD* (Indique qu'il s'agit d'un modPle ARMMI fourni par l'utilisateur)

Syntaxe: MOD <P> <ADD a1> p d q P D Q <c₀>

Syntaxe: MOD <LOG> <ADD a1> p d q P D Q <c₀>

Pour un modPle donné, on peut indiquer soit une transformation LOGARITHMIQUE, soit une transformation EXPONENTIELLE, mais pas les deux.

TRANSFORMATION LOGARITHMIQUE

Indique une transformation logarithmique des données initiales.

TRANSFORMATION EXPONENTIELLE

Indique une transformation initiale par une puissance de pw (oj pw est un nombre réel).

ADD

Ajoute une constante, a1, aux données initiales avant la transformation. Cette mesure n'a de sens que si l'on précise qu'il s'agit d'une transformation soit LOGARITHMIQUE, soit EXPONENTIELLE. La constante a1 est un nombre réel positif.

p	nombre de paramPtres autorégressifs ordinaires	(0 ≤ p ≤ 4)
d	nombre de différences ordinaires	(0 ≤ d ≤ 4)
q	nombre de paramPtres ordinaires de moyenne mobile	(0 ≤ q ≤ 4)
P	nombre de paramPtres autorégressifs saisonniers	(0 ≤ P ≤ 4)
D	nombre de différences saisonnières	(0 ≤ D ≤ 4)
Q	nombre de paramPtres saisonniers de moyenne mobile	(0 ≤ Q ≤ 4)
c ₀	indique l'existence d'une constante déterministe	
	c ₀ = 0	aucune constante (option implicite)
	c ₀ = 1	constante déterministe (δ)

- Contraintes: 1: $0 \leq \{p, d, q, P, D, Q\} \leq 4$
 2: $p + q + P + Q \leq 10$
 3: $0 \leq c_0 \leq 1$
 4: $-9999.99 \leq a1 \leq 99999.99$
 5: $-0.99 \leq pw \leq 9.99$

- Exemples: 1 MOD 0 1 3 0 1 1
 2 MOD LOG 0 1 3 0 0 1
 3 MOD P .5 1 0 1 1 0 0 1
 4 MOD LOG ADD 123.45 0 2 2 0 1 1 1

± Mot-clé

d'option: *ORD* (fixe l'ordre des paramPtres)

Syntaxe: ORD n₁ n₂ n₃, ..., o_j n_i est un nombre entier

- Défaut: 1 pour le premier paramPtre autorégressif ordinaire, 2 pour le deuxiPme, etc
 1 pour le premier paramPtre ordinaire d'une moyenne mobile, 2 pour le deuxiPme, etc
 4 ou 12 pour le premier paramPtre autorégressif saisonnier, 8 ou 24 pour le deuxiPme, etc
 4 ou 12 pour le premier paramPtre saisonnier de moyenne mobile, 8 ou 24 pour le deuxiPme, etc
 (12 pour une série mensuelle et 4 pour une série trimestrielle)
 0 pour δ (le cas échéant)

Ce mot-clé facultatif n'est reconnu que lorsque l'utilisation d'un modPle ARMMI "fourni par l'utilisateur" a été précisée au préalable. Si l'ordre de n'importe lequel des paramPtres compris dans le modPle n'est pas identique B la valeur par défaut, il faut spécifier l'ordre de CHACUN des paramPtres inclus dans le modPle B l'aide de ce mot-clé d'option.

Les ordres sont donnés dans la séquence suivante:

- p ordre des paramPtres autorégressifs ordinaire
- q ordre des paramPtres ordinaires de moyenne mobile
- P ordre des paramPtres autorégressifs saisonniers
- Q ordre des paramPtres saisonniers de moyenne mobile
- c₀ ordre de la constante déterministe (le cas échéant).

Exemple: MOD 0 1 2 0 1 1 ORD 1 3 12

± **Mot-clé**
d'option: *VI* (Établit les Valeurs Initiales pour tous les paramPtres)

Syntaxe: *VI* $c_1 c_2 \dots (-9.999 \leq \{c_1, c_2, \dots, c_i\} \leq 99.999) i \leq 8$

Défaut: *VI* 0.1 0.1 0.1

Ce mot-clé d'option n'est reconnu que lorsque l'utilisation d'un modPle ARMMI "fourni par l'utilisateur" a été spécifiée au préalable. Le nombre de valeurs initiales précisé ici doit Ltre égal au nombre total de paramPtres compris dans le modPle et ne peut pas dépasser 8.

Les valeurs initiales doivent Ltre données dans l'ordre suivant:

- p paramPtres autorégressifs ordinaires
- q paramPtres ordinaires de moyenne mobile
- P paramPtres autorégressifs saisonniers
- Q paramPtres saisonniers de moyenne mobile
- c_0 constante déterministe (le cas échéant).

Exemple: MOD LOG 0 1 2 0 1 1 *VI* .123 .234 .753

5) Options applicables aux modPles ARMMI

Le processus de modélisation peut Ltre modifié par l'utilisation des mots-clés d'option qui suivent:

± **Mot-clé**
d'option: *HOR* (spécifie l'HORIZON de prévision)

Syntaxe: *HOR* n $2 \leq n \leq 12$ pour des séries trimestrielles
 $6 \leq n \leq 36$ pour des séries mensuelles

Défaut: *HOR* 4 (pour des séries trimestrielles)
HOR 12 (pour des séries mensuelles)

± **Mot-clé**
d'option: *NMI* (Nombre Maximum d'Itérations)

Syntaxe: *NMI* n ($0 \leq n \leq 50$)

Défaut: *NMI* 30

Le *NMI* 0 laisse de côté le processus d'estimation non linéaire et n'utilise que les valeurs initiales fournies par l'utilisateur.

± **Mot-clé**
d'option: *KHICA* (Vérifie si le modPle ARMMI n'est pas adéquat)

Syntaxe: *KHICA* n ($0 \leq n \leq 99$)

Défaut: *KHICA* 5

Cette option est utilisée pour modifier la limite d'acceptation selon le test khi-carré (en pourcentage) pour les modPles (ARMMI).

La valeur par défaut est 5% (probabilité ≥ 0.05).

± **Mot-clé**

d'option: *LIMPR* (Vérifie s'il existe une erreur de prévision au sein de l'échantillon)

Syntaxe: *LIMPR* *n* ($0 \leq n \leq 99$)

Défaut: *LIMPR* 15

Cette option sert à modifier les limites d'acceptation (en pourcentage) applicables aux extrapolations tant prospectives que rétrospectives offertes par l'option du modPle fourni par l'utilisateur pour les modPles ARMMI.

La valeur par défaut pour l'extrapolation prospective est égale à 15%.

SECTION 7. Options relatives B L'AJUSTEMENT PRÉALABLE

Voici les deux genres d'ajustement qui peuvent être apportés à la série de données avant la désaisonnalisation:

1) Le rééchantillonnage de la série originale:

DIVP

2) L'ajustement préalable temporaire et permanent des valeurs initiales:

PREPERM

PRETEMP

1) Rééchantillonnage de la série originale

Il faut utiliser l'option suivante pour rééchantillonner la série originale:

± **Mot-clé**

d'option: *DIVP* (Divise la série originale par 10 à la PUISSANCE de n)

Syntaxe: *DIVP* n ($-9 \leq n \leq 99$)

Défaut: *DIVP* 0

Si les données comprises dans la série originale sont trop importantes ou trop faibles en valeur absolue, on peut employer ce mot-clé pour les rééchantillonner à la grandeur appropriée.

Exemple: *DIVP* 6 divise par 10^6
DIVP -2 divise par 10^{-2} (multiplie par 10^2)

2) Ajustement préalable permanent et temporaire des valeurs initiales

Deux commandes ont été prévues pour l'ajustement des valeurs initiales. Ces options exigent que les facteurs d'ajustement aient été versés dans la mémoire à tores (de la même manière que toute autre série, voir la section intitulée "Commandes relatives à l'ENTRÉE"). Les deux mots-clés d'option sont:

± **Mot-clé**

d'option: *PREPERM* (Ajustement PRÉalable PERManent des valeurs initiales)

Syntaxe: *PREPERM* Id identificateur de la série qui contient les facteurs de l'ajustement préalable permanent. Cette série devrait avoir une périodicité et une étendue identiques à celles de la série chronologique à désaisonnaliser.

Si le genre d'ajustement requis est multiplicatif ou logarithmique, les données initiales sont divisées par les coefficients d'ajustement préalable permanent, tandis que s'il s'agit d'un ajustement additif, les coefficients sont soustraits de la série initiale. Les valeurs initiales enlevées à l'aide des facteurs d'ajustement préalable permanent ne sont pas réintroduites dans la série désaisonnalisée ni dans tout autre tableau produit par le programme.

± **Mot-clé**

d'option: *PRETEMP* (Ajustement PRÉalable TEMPoraire des valeurs initiales)

Syntaxe: *PRETEMP* Id identificateur de la série qui contient les facteurs de l'ajustement préalable temporaire. Cette série devrait avoir une périodicité et une étendue identiques à celles de la série chronologique à désaisonnaliser.

Si le genre d'ajustement requis est multiplicatif ou logarithmique, les données initiales sont divisées par les coefficients d'ajustement préalable temporaire, tandis que s'il s'agit d'un ajustement additif, les coefficients sont soustraits de la série initiale. Les valeurs initiales enlevées à l'aide des facteurs d'ajustement préalable temporaire sont réintroduites dans la série désaisonnalisée et dans certains autres tableaux produits par le programme.

SECTION 8. Options relatives B la MODIFICATION DES VALEURS EXTRÊMES

Voici les deux mots-clés d'option relatifs B la modification des valeurs extrêmes:

1) Ajustement de la série pour tenir compte des grPves:

AJTCG

2) Limites sigma pour l'estimation de la composante saisonnière et de la tendance-cycle:

LSSTC

1) Ajustement de la série pour tenir compte des grPves

± **Mot-clé**

d'option: *AJTCG* (Ajustement de la tendance-cycle pour tenir compte des grPves)

Syntaxe: *AJTCG* *n* ($0 \leq n \leq 1$)

Défaut: *AJTCG* 0

Il est possible de modifier les valeurs extrêmes avant de calculer l'estimation de la tendance-cycle. Cet ajustement réduit considérablement l'effet des grPves importantes et longues (ou d'événements accidentels du même genre). Il convient toutefois d'être prudent, car dans un certain nombre de séries, les estimations voisines des sommets et de creux accentués du cycle économique seront aussi touchées.

n = 0 aucun ajustement pour tenir compte des grPves

n = 1 ajustement pour tenir compte des grPves.

2) Limites sigma pour l'estimation de la composante saisonnière et de la tendance-cycle

± **Mot-clé**

d'option: *LSSTC* (Limites sigma pour le traitement des extrêmes dans la procédure d'estimation de la composante saisonnière et de la tendance-cycle)

Syntaxe: *LSSTC* *c1* *c2* ($0.1 \leq \{c1 \ c2\} \leq 9.9$)

Défaut: *LSSTC* 1.5 2.5

c1 la limite sigma (σ) inférieure

c2 la limite sigma (σ) supérieure.

Exemple: *LSSTC* 1.0 3.0

SECTION 9. Options relatives B l'ajustement en fonction des jours ouvrables

Voici les quatre mots-clés d'option qui se rapportent B l'ajustement en fonction des jours ouvrables:

- 1) Application d'une pondération préalable B chaque jour de la semaine:
PPJS
- 2) Régression en fonction des jours ouvrables:
RJO
- 3) Limites sigma pour l'estimation de la composante des jours ouvrables:
LSJO
- 4) Ajustement pour tenir compte des variations imputables B la longueur du mois:
VLM

1) Application d'une pondération préalable B chaque jour de la semaine

± **Mot-clé**

d'option: *PPJS* (Pondération préalable des jours de la semaine)

Syntaxe: PPJS w1 w2 w3 w4 w5 w6 w7 ($0.000 \leq \{w1 w2 w3 w4 w5 w6 w7\} \leq 9.999$)

Défaut: PPJS 1.00 1.00 1.00 1.00 1.00 1.00 1.00

Cette option ne s'applique qu'aux ajustements multiplicatifs et logarithmiques. Elle sert B préciser sept coefficients préalables de pondération des jours de la semaine qui sont combinés de façon B produire les facteurs d'ajustement préalable en fonction des jours ouvrables. La premiPre valeur inscrite est le coefficient préalable du lundi. La deuxiPme valeur enregistrée est celle du mardi, et ainsi de suite. Le programme corrige les valeurs fournies de façon qu'elles totalisent 7.000. Ces coefficients peuvent ltre modifiés par le programme de régression en fonction des jours ouvrables.

Exemple: PPJS 0.5 1.5 1.5 1.5 1.0 1.0 0.0

2) Ajustement en fonction des jours ouvrables

± **Mot-clé**

d'option: *RJO* (Régression en fonction des jours ouvrables)

Syntaxe: RJO a b c ($0 \leq a \leq 3$), ($1926 \leq \{b c\} \leq 2025$)

Défaut: RJO 0 0000 0000

L'utilisateur calcule les sept coefficients des jours de la semaine pour l'estimation des variations imputables aux jours ouvrables B l'aide des données allant jusqu'B la derniPre année complPte, inclusivement. Il enlPve les variations imputables aux jours ouvrables de la série originale avant l'ajustement du modPle ARMMI et la décomposition finale de la série. Il peut choisir de calculer et d'utiliser ou non ces estimations, ou encore de les utiliser seulement si elles expliquent une variation significative d'aprPs les résultats d'un test F. S'il fournit des coefficients d'ajustement préalable, il peut choisir de les corriger en fonction de ces estimations.

a Ajustement en fonction des jours ouvrables

a = 0 aucune régression en fonction des jours ouvrables (option implicite).

a = 1 calcul de la régression en fonction des jours ouvrables et impression des résultats; les coefficients obtenus ne sont toutefois pas utilisés pour corriger la série

a = 2 calcul de la régression en fonction des jours ouvrables, impression des résultats et ajustement de la série au moyen des estimations fournies par la régression. Si l'utilisateur a fourni des coefficients d'ajustement préalable, correction de ces coefficients par les estimations obtenues.

- a = 3 calcul de la régression en fonction des jours ouvrables et impression des résultats. A la partie B (voir l'appendice A), ajustement de la série ou correction des coefficients de l'ajustement préalable B l'aide des estimations fournies par la régression pour obtenir les coefficients préliminaires de la série des valeurs irréguliPres. A la partie C (voir l'appendice A), utilisation des estimations de la régression seulement si elles s'appliquent B une variation significative, selon les résultats d'un test F.
- b* Spécifie la premiPre années des calculs de la régression en fonction des jours ouvrables
- b = 0000 calcul des coefficients estimés des jours ouvrables, par régression, B partie de toute la série (option implicite)
- b = 1926 calcul des coefficients estimés des jours ouvrables, par régression, B l'aide de la partie de la série commençant au mois de janvier correspondant au nombre tapé ici comme -2025 entrée pour la régression.
- c* Spécifie la premiPre année d'application de la régression en fonction des jours ouvrables. La date indiquée ici est indépendante de celle figurant en b (elle peut la précéder, la suivre ou y Ltre identique).
- c = 0000 ajustement de la série par les coefficients estimés par régression ou des coefficients préalables corrigés B l'aide des estimations de la régression (option implicite).
- c = 1926 application des coefficients estimés par régression seulement B la portion de la -2025 série commençant au cours de l'année indiquée ici. Si des coefficients préalables ont été fournis par l'utilisateur, ajustement de la partie de la série précédant cette date par les coefficients préalables corrigés B l'aide des estimations de la régression.

Les valeurs des paramPtres a, b, c, n'ont pas B Ltre précisées explicitement, sauf si l'on choisit une valeur non implicite de paramPtre. Quand cela se produit, chaque paramPtre situé B gauche de ce paramPtre doit Ltre choisi explicitement, (par exemple RJO 2 blanc blanc est le mLme que RJO 2 0000 0000, mais RJO 2 blanc 2001 doit Ltre indiqué spécifiquement comme RJO 2 0000 2001).

Exemples: 1 On désire ajuster B la fois la série et les coefficients préalables destinés B la régression en fonction des jours ouvrables, calculés B partir de toute la série et appliqués B toute la série.

RJO 2 or RJO 2 0000 0000

2 On désire calculer mais pas utiliser les coefficients de pondération mensuelle destinés B la régression en fonction des jours ouvrables, calculés B l'aide de la série commençant en 1980 et appliqués B partir de 1990.

RJO 1 1980 1990

* **Veillez noter que la version 2000 du X11ARMMI exige que les champs b et c de l'identificateur d'années aient 4 chiffres contrairement aux versions antérieures.**

3) Limites sigma pour l'estimation de la composante des jours ouvrables

± **Mot-clé**

d'option: LSJO (Limites sigma de traitement des valeurs extrLmes dans la procédure d'estimation de la composante des jours ouvrables)

Syntaxe: LSJO c1 (0.1 ≤ c1 ≤ 9.9)

Défaut: LSJO 2.5

L'emploi de cette option n'a de sens que si la régression en fonction des jours ouvrables a été calculée. Dans l'estimation de la variation imputable aux jours ouvrables faite B partir des données, il n'est pas tenu compte des valeurs irréguliPres dont l'écart par rapport B la moyenne dépasse "c1" écarts-types (σ), ces valeurs, jugées extrLmes, étant exclues en fonction des jours ouvrables.

c1 la limite sigma (σ)

Exemple: LSJO 2.0

± **Mot-clé**

d'option: *VLM* (Variations imputables B la longueur du mois)

Syntaxe: *VLM* *n* ($0 \leq n \leq 1$)

Défaut: *VLM* 0

Cette option permet de prendre en compte les variations imputables B la longueur du mois dans les facteurs saisonniers ou dans les coefficients des jours ouvrables.

Cette option n'est utile que si l'on procède B une régression préalable et (ou) B une régression en fonction des jours ouvrables; elle n'est donc appliquée que si l'ajustement est multiplicatif.

n = 0 les variations imputables B la longueur du mois seront prises en compte dans les facteurs saisonniers (option implicite), non dans les coefficients des jours ouvrables. Les diviseurs qui servent au calcul des coefficients mensuels sont: 31, 30 et 28.25 (février).

n = 1 ajustement des facteurs mensuels des jours ouvrables plutôt que des facteurs saisonniers. Pour tous les mois, le diviseur est 30.4375 (la longueur moyenne d'un mois).

SECTION 10. Options relatives B l'ajustement pour tenir compte de l'effet de Pâques

Voici les trois mots-clés d'option pouvant servir B l'ajustement pour tenir compte de l'effet de Pâques:

1) Suppression de l'effet de Pâques:

PAQUES

2) Spécification de la durée de l'effet graduel:

ETENDUE

3) Suppression des valeurs extrêmes avant l'estimation du modèle:

PAQUXM

1) Suppression de l'effet de Pâques

± **Mot-clé**

d'option: *PAQUES*

Syntaxe: PAQUES n ($0 \leq n \leq 6$)

Défaut: PAQUES 0

On calcule les coefficients de l'effet de Pâques pour les mois de mars et d'avril B l'aide des séries allant jusqu'à la dernière année disponible complète, inclusivement. L'effet de Pâques est enlevé de la série originale avant l'ajustement du modèle ARMMI et toute décomposition de la série.

- | | |
|-------|--|
| n = 0 | aucun calcul des coefficients de Pâques (option implicite). |
| n = 1 | calcul des coefficients de l'effet de Pâques et impression des résultats; les coefficients obtenus ne sont toutefois pas utilisés pour corriger la série. |
| n = 2 | calcul des coefficients de l'effet de Pâques et ajustement de la série au moyen des estimations fournies. |
| n = 3 | calcul des coefficients de l'effet de Pâques et impression des résultats. Ajustement de la série au moyen des estimations fournies seulement si elles expliquent une variation significative, selon les résultats d'un test F. |
| n = 4 | calcul de l'effet graduel sans corriger la série. |
| n = 5 | calcul de l'effet graduel et corrige la série. |
| n = 6 | calcul de l'effet graduel et corrige la série seulement si l'effet est significatif au seuil |

2) Spécification de la durée de l'effet graduel

± **Mot-clé**

d'option: *ETENDUE*

Syntaxe: ETENDUE k ($0 \leq k \leq 9$)

Défaut: ETENDUE 0

Cette option ne sert que si l'effet graduel de Pâques est calculé.

- | | |
|---------|---|
| k = 0 | le programme choisit automatiquement la valeur optimale de 'k'. |
| k = 1-9 | l'utilisateur détermine lui-même la durée 'k' de l'effet graduel. |

3) Suppression des valeurs extrêmes avant l'estimation du modèle

± **Mot-clé**

d'option: *PAQUXM*

Syntaxe: PAQUXM *n* ($0 \leq n \leq 1$)

Défaut: PAQUXM 0

Cette option ne sert que si l'effet graduel de Pâques est calculé. Seules les valeurs extrêmes correspondant aux années où Pâques tombe en avril sont supprimées.

n = 0 ne pas supprimer les valeurs extrêmes.

n = 1 supprimer les valeurs extrêmes correspondant aux années où Pâques tombe en fin avril

SECTION 11. Ajustement des totaux annuels

Il n'existe qu'un mot-clé d'option qui se rapporte à l'ajustement des totaux annuels:

TOT

± **Mot-clé**
d'option: *TOT* (Ajustement des TOTaux annuels)

Syntaxe: TOT n ($0 \leq n \leq 2$)

Cette option est utilisée pour rendre les totaux annuels de la série désaisonnalisée identiques à ceux de la série initiale. Le programme X11ARMMI procède à l'ajustement pour des parties d'années en appliquant aux observations relatives à la partie d'année le même facteur d'ajustement que celui qui était appliqué à la dernière observation de l'année précédente.

- | | |
|-------|--|
| n = 0 | aucun ajustement (option implicite) |
| n = 1 | les totaux annuels de la série désaisonnalisée sont égaux à ceux de la série originale si l'on a effectué des ajustements préalables permanents. S'il n'y a pas d'ajustement préalable permanent, TOTAL 1 donne les mêmes résultats que TOTAL 2. |
| n = 2 | ajustement visant à rendre les totaux annuels de la série désaisonnalisée identiques à ceux de la série initiale même s'il y a eu ajustement préalable permanent. |

SECTION 12. Options relatives aux MOYENNES MOBILES

Les mots-clés d'option relatifs aux moyennes mobiles sont classés en deux groupes:

- 1) Les moyennes mobiles saisonnières:
 - MMSV*
 - MMDS*
- 2) Les moyennes mobiles B appliquées à la tendance-cycle:
 - MMVTC*
 - MMTC*

1) Moyenne mobile saisonnière

± **Mot-clé**
d'option: *MMSV* (Moyennes mobiles appliquées aux courbes des facteurs saisonniers variables)

Syntaxe: *MMSV* n ($0 \leq n \leq 7$)

Défaut: *MMSV* 0

n = 0 moyenne mobile 3x3, puis moyenne mobile 3x5 pour l'estimation des facteurs saisonniers préliminaires dans les deux premières itérations (partie B et C, voir l'appendice A). Pour l'estimation des facteurs saisonniers finals (tableau D10), le programme choisit automatiquement une moyenne mobile appropriée B partir des trois moyennes suivantes: m.m. 3x3, m.m. 3x5 et m.m. 3x9.

n = 1 moyenne mobile 3x3 dans toutes les itérations.

n = 2 moyenne mobile 3x5 dans toutes les itérations.

n = 3 moyenne mobile 3x9 dans toutes les itérations.

n = 4 facteur saisonnier stable (moyenne de toutes les valeurs enregistrées pour le mois ou le trimestre considéré) dans toutes les itérations.

n = 5 cette option permet de choisir une moyenne mobile différente pour chaque mois ou trimestre en fonction du rapport I/S par mois ou trimestre.

n = 6 moyenne 3x3 pour la première estimation, puis moyenne 3x5 pour la deuxième estimation des facteurs saisonniers, et moyenne 3x5 pour l'estimation finale dans chaque itération.

n = 7 moyenne mobile 3x1 dans toutes les itérations.

Si la série compte moins de cinq années complètes, le programme applique seulement l'option de saisonnalité stable; aucun choix n'est laissé à l'utilisateur.

Le choix automatique de l'option implicite repose sur une moyenne des douze (quatre) rapports I/S mensuels (trimestriels) qui ont été calculés à l'aide des données allant jusqu'à la dernière année complète, inclusivement. (Pour plus de précision, voir le chapitre 1).

Pour le choix par l'utilisateur de différentes moyennes mobiles pour divers mois ou trimestres, veuillez consulter la rubrique relative au mot-clé d'option MMDS.

± **Mot-clé**
d'option: *MMDS* (Moyenne mobile différente d'estimation du facteur saisonnier appliqué aux divers mois ou trimestres)

Syntaxe: *MMDS* n₁ n₂ n₃ n₄ ($0 \leq n_i \leq 4$)

MMDS n₁ n₂ ... n₁₂

Défaut: *MMDS* 0 0 ... 0

Cette option est utilisée pour préciser divers choix de moyenne mobile saisonnière pour différents mois (ou trimestres). La première valeur enregistrée sert à indiquer la moyenne mobile choisie pour le mois de janvier ou le premier trimestre. La seconde valeur inscrite désigne le choix pour février ou le deuxième trimestre, et ainsi de suite.

- $n_i = 0$ moyenne mobile spécifiée pour le mot-clé MMSV
- $n_i = 1$ moyenne mobile 3x3
- $n_i = 2$ moyenne mobile 3x5
- $n_i = 3$ moyenne mobile 3x9
- $n_i = 4$ moyenne mobile stable (moyenne de toutes les valeurs mois par mois ou trimestre par trimestre).

Exemple: MMDS 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4, pour les séries mensuelles
MMDS 2 2 3 3, pour les séries trimestrielles

2) Moyennes mobiles B appliquer B la tendance-cycle

± Mot-clé

d'option: *MMVTC* (moyenne mobile applicable B la procédure variable d'estimation de la tendance-cycle)

Syntaxe: MMVTC n ($0 \leq n \leq 3$)

Défaut: MMVTC 0

- $n = 0$ choix de la moyenne mobile qui convient parmi les trois suivantes (option implicite)
- $n = 1$ moyenne de Henderson de 9 termes pour les séries mensuelles, ou moyenne de Henderson de 5 termes pour les séries trimestrielles
- $n = 2$ moyenne de Henderson de 13 termes pour les séries mensuelles, ou moyenne de Henderson de 7 termes pour les séries trimestrielles
- $n = 3$ moyenne de Henderson de 23 termes pour les séries mensuelles, sans objet pour les séries trimestrielles.

± Mot-clé

d'option: *MMTC* (Moyenne mobile B appliquer B la tendance-cycle)

Syntaxe: MMTC n ($0 \leq n \leq 1$)

Défaut: MMTC 0

- $n = 0$ moyenne mobile centrée B 12 termes pour les séries mensuelles; moyenne B 4 termes pour les séries trimestrielles (option implicite)
- $n = 1$ moyenne mobile centrée B 24 termes pour les séries mensuelles; moyenne B 8 termes pour les séries trimestrielles.

SECTION 13. Options relatives B la SORTIE

Les mots-clés d'option qui suivent définissent la SORTIE du programme X11ARMMI:

- 1) Mots-clés d'option de sortie générale:
GRAPH
IMPDEC
PERF
- 2) Choix des imprimés standards:
IMP n
- 3) Choix des imprimés spécifiés par l'utilisateur:
IMP (identificateurs des tableaux)

1) Mots-clés d'option de sortie générale

± **Mot-clé**

d'option: *GRAPH* (spécifie l'option des GRAPHiques)

Syntaxe: *GRAPH n* ($0 \leq n \leq 3$)

Défaut: *GRAPH 0*

- n = 0* graphiques standards: graphiques de la série initiale, de la série désaisonnalisée et de la tendance-cycle (option implicite)
- n = 1* aucun graphique
- n = 2* mLmes graphiques que pour l'option 0, plus les 12 graphiques sur la composante saisonniPre mensuelle
- n = 3* tous les graphiques: mLmes graphiques que l'option 2, plus des graphiques des facteurs finals, des facteurs irréguliers, du périodogramme cumulé de Kolmogorov-Smirnov et 25 graphiques des variations imputables aux jours ouvrables selon le genre de mois (pour l'unité centrale seulement).

± **Mot-clé**

d'option: *IMPDEC* (nombre de décimales pour les valeurs de sortie)

Syntaxe: *IMPDEC n* ($0 \leq n \leq 5$)

Défaut: *IMPDEC 0*

Cette option sert B préciser le nombre de décimales dans les tableaux produits. Les chiffres de la plupart des tableaux produits compteront le nombre de décimales indiqué ici. Dans la version multiplicative, les vecteurs d'ajustement en fonction des jours ouvrables des tableaux A6 et A8, les facteurs saisonniers du tableau D10 et les facteurs combinés du tableau D16 comptent deux décimales (sortie ordinaire seulement), et les tableaux de rapports sont présentés avec une décimale.

Exemple: *IMPDEC 4*

± **Mot-clé**
d'option: *PERF* (Sortie spéciale)

Syntaxe: PERF n(tab1, ld1, dec1, tab2, ld2, dec2, ...) <(ufmt)>

Défaut: none

n format de la sortie perforée. Les codes permettant de choisir le format de la sortie sont identiques B ceux qui sont décrits dans la commande DO X11AR.

n = 0 format (12F6.0,I2,A6) pour les données mensuelles
(4(12X,F6.0),I2,A6) pour les données trimestrielles

n = 1 format FOURNI PAR L'UTILISATEUR

n = 2 format (6F12.0,/,6F12.0,I2,A6) pour les données mensuelles
(4F12.0,24X,I2,A6) pour les données trimestrielles

n = 3 format (A6,I2,12F6.0) pour les données mensuelles
(A6,I2,4(12X,F6.0)) pour les données trimestrielles

n = 4 format CANSIM (A8,I2,10X,12E16.10,18X)

n = 5 format (A6,I2,6F12.0,/,8X,6F12.0) pour les données mensuelles
(A6,I2,4F12.0) pour les données trimestrielles

n = 6 format (9F12.0) (Sortie maximale de 9 tableaux en colonne)

n = 7 format CANSIM2 (A8,I4,8X,12E16.10,18X)

n = 8 format (A8,I4,6F11.0,2X/12X,6F11.0,2X) pour les données mensuelles
(A8,I4,4F11.0,2X) pour les données trimestrielles

tab1 premier numéro de tableau B perforer

ld1 code d'identification de la série de sortie pour tab1

dec1 nombre de décimales B perforer pour tab1

tab2 deuxième numéro de tableau B perforer, et ainsi de suite

ld2 code d'identification de la série pour tab2, et ainsi de suite

dec2 nombre de décimales B perforer pour tab2, et ainsi de suite

ufmt format fourni par l'utilisateur. Il n'est requis que si n égale 1 (demande d'un format fourni par l'utilisateur). Ce format devrait être spécifié B l'aide d'une notation de format en FORTRAN.

NOTA: les identificateurs et les années ne seront pas imprimés avec les données.

La plupart des tableaux fournis par le X11ARMMI peuvent être sortis sur disque (ou sur bande). Cette option permet de produire au plus neuf des tableaux, et seuls les tableaux demandés par l'option IMP peuvent être reproduits. Les tableaux sont sortis sans entête ni titre, dans l'ordre où ils apparaissent sur l'imprimé. Lorsque l'option 6 est utilisée, une ligne vierge sépare les tableaux des différentes séries.

NOTA: Si n = 0, 2, 3, ou 5, la longueur de l'identificateur de la série de sortie est limitée B 6 caractères.

Les paramètres dec1 et dec2 n'ont pas d'effet sur les formats 1, 4 et 7.

Exemples: PERF 1(D10,MSD10,0,D12,MSD12,0,D13,MSD13,0)(6F12.2)
PERF 5(D10,CPID10,2,D11,CPID11,2,D16,CPID16,2)

2) Choix des imprimés standards

± **Mot-clé**

d'option: *IMP* (Spécifie le genre d'IMPrimés désirés)

Syntaxe: *IMP* *n* ($0 \leq n \leq 5$)

Défaut: *IMP* 0

- n* = 0 imprimé standard comptant de 19 B 31 tableaux selon les options choisies (option implicite)
- n* = 1 imprimé abrégé comptant de 3 B 8 tableaux (A1, A8, A10, A15, B1, D10, D11 et D16)
- n* = 2 imprimé analytique comptant de 7 B 13 tableaux (A1 et tableaux D, E et F)
- n* = 3 imprimé court comptant de 7 B 13 tableaux (surtout des tableaux D et F)
- n* = 4 imprimé long comptant de 28 B 42 tableaux
- n* = 5 imprimé exhaustif comptant de 82 B 99 tableaux.

3) Choix des imprimés spécifiés par l'utilisateur

± **Mot-clé**

d'option: *IMP* (Spécifie les tableaux B imprimer)

Syntaxe: *IMP* (*tld*₁ *tld*₂ *tld*₃ ... *tld*₂₀)

Défaut: *IMP* 0 (voir ci-haut: Choix des imprimés standards)

*tld*_{*i*} identificateurs des tableaux B imprimer. Cette option permet de spécifier jusqu'à 20 tableaux.

Exemple: *IMP* (D10 D11 D16 D13)

SECTION 14. Commandes et options relatives B la COMPOSITION

Les commandes et mots-clés facultatifs qui suivent permettent de désaisonnaliser une série synthétique:

- 1) La commande **DCOMP** commence la composition.
- 2) La commande **FCOMP** précise qu'il s'agit d'un ajustement direct.
- 3) Le mot-clé facultatif *COMP1* indique si une série composante est intégrée par addition, par division, etc., dans la série synthétique.
- 4) Le mot-clé facultatif *COMP2* spécifie les coefficients de pondération attribués B une série synthétique.

Le programme de désaisonnalisation X11ARMMI permet B l'utilisateur de désaisonnaliser de façon directe et indirecte des séries synthétiques résultant de l'addition, de la soustraction, de la multiplication ou de la division d'un nombre quelconque de composantes dotées de coefficients de pondération.

Le mot-clé facultatif *COMP1* sert B spécifier le mode de composition de la série (l'option implicite est une composante additive). Le mot-clé *COMP2* spécifie les coefficients de pondération (l'option implicite a un coefficient de pondération de un).

Le programme désaisonnalise automatiquement la série de façon directe et indirecte. Si l'ajustement est fait de façon directe, le programme procPde d'abord B la composition des séries brutes, puis désaisonnalise le total. Si la désaisonnalisation est faite de façon indirecte, le programme commence par désaisonnaliser chacune des composantes, qui procPde B la composition de la série désaisonnalisée.

Certaines séries n'ont pas besoin d'être désaisonnalisées. On peut quand même appliquer B de telles séries la méthode indirecte de désaisonnalisation en demandant l'application du programme de mesures *RÉCAPITULATIVES* B la série brute (au lieu de l'application du programme de désaisonnalisation aux séries qui n'ont pas besoin d'être désaisonnalisées).

Pour exécuter le programme d'ajustement des séries synthétiques, l'utilisateur doit présenter:

une commande DCOMP (pour commencer la composition);

une commande ETEND (toutes les séries doivent avoir la même durée, c'est-à-dire qu'elles doivent commencer et finir au même mois ou trimestre et B la même année);

une commande T et DS (l,d,m,n) pour l'ajustement indirecte de chaque série composante; et

une commande T et FCOMP (l,d,m,n) pour l'ajustement directe de la série abrégée.

Nota: Les deux mots-clés facultatifs, COMP1 et COMP2, sont spécifiés dans la commande DS.

Voici un exemple de la structure de l'option de composition:

```
DCOMP;  
ETEND 12 1989 01 2001 07;  
T (pour l'ajustement indirecte de la série composante 1);  
DS (ld,m,n) (options);  
:  
:  
T (pour l'ajustement indirect de la série composante n);  
DS ld MR;  
:  
:  
T (pour l'ajustement directe de la série abrégée);  
FCOMP (ld,m,n) (options);
```

1) Commencement de la composition

└ **Commande:** **DCOMP** (Commence la composition de la série)

Syntaxe: DCOMP;

Toutes les composantes de l'agrégat doivent être mensuelles ou toutes trimestrielles. Il n'y a pas d'autres contraintes sur les options; par exemple, l'utilisateur peut ajuster certaines des séries à l'aide d'un mode de décomposition additive ou logarithmique et les séries restantes au moyen d'un mode de décomposition multiplicative.

2) Précision de l'ajustement directe

└ **Commande:** **FCOMP** (Spécifie la fin de la composition de la série)

Syntaxe: FCOMP (ld, m, n) options ...;

Syntaxe: FCOMP ld options ...;

Cette commande désaisonnalisera la série synthétique de façon directe et indirecte. Les options qui se rapportent à cette commande sont les mêmes que celles qui sont liées à la commande DS; pour consulter toutes les sections du présent document qui suivent celles consacrées à l'ENTRÉE.

ld nom à donner à la série synthétique
m mode de décomposition ($0 \leq m \leq 2$)
n option d'extrapolation ARMMI ($0 \leq n \leq 5$)

3) Précision du mode d'intégration (par addition, division, etc.) d'une série composante dans la série synthétique

± **Mot-clé**
d'option: *COMP1* (précise la manière dont une série composante est intégrée dans une série synthétique)

Syntaxe: COMP1 n ($0 \leq n \leq 3$)

Défaut: COMP1 0 (par addition)

Ce paramètre est spécifié dans la commande DS et n'a de sens que si une commande DCOMP a été présentée au préalable.

- n = 0 la série est intégrée dans la série synthétique par addition
- n = 1 la série est intégrée dans la série synthétique par soustraction
- n = 2 la série est intégrée dans la série synthétique par multiplication
- n = 3 la série est intégrée dans la série synthétique par division.

4) Précision des coefficients de pondération attribués B une série composante

± **Mot-clé**

d'option: *COMP2* (spécifie le coefficient de pondération d'une série faisant partie de la série synthétique)

Syntaxe: COMP2 c1 ($0.001 \leq c1 \leq 99.999$)

Défaut: COMP2 1.0 (Le cas échéant)

Cette option est spécifiée comme paramètre accompagnant la commande DS. La série composante sera multipliée par la composante enregistrée ici avant d'être intégrée ici dans la série synthétique.

Exemple d'une composition de série

- Commande:** DCOMP;
- Commande:** ETEND 12 1991 1 2006 12;
- Commande:** T DÉSAISONNALISATION INDIRECTE, COMPOSANTE C.-B.;
- Commande:** DS (CB,0,0) COMP2 .9 RJO 1 VLM 1;
- Commande:** T DÉSAISONNALISATION INDIRECT, COMPONENT ALB.;
- Commande:** DS (ALB,1,0) COMP2 1.0 RJO 2 VLM 1;
- Commande:** T DÉSAISONNALISATION INDIRECT, COMPONENT SASK;
- Commande:** DS (SASK,0,1) COMP2 1.1 RJO 3 VLM 1;
- Commande:** T SÉRIE COMPOSÉE FINALE;
- Commande:** FCOMP (OUEST,0,1) RJO 3;

SECTION 15. Commandes DIVERSES

La commande suivante signifie la des mots-clés:

F

└ **Commande:** F (utilisé pour terminer une session)

Syntaxe: F;

AprPs la présentation de cette commande, l'exécution du programme sera terminée.

LA MÉTHODE DE DÉSAISONNALISATION

X11ARMMI version 2000

- EXEMPLES D'IMPRIMÉS* -

* Tous les imprimés sont produits par la version micro-ordinateur du programme.

EXEMPLE 1

SERIE 1 identifiée par **SERI1**

La version 2000 du X11ARMMI utilise un identificateur B 2 chiffres (format 3) pour traiter une série trimestrielle de 5 ans qui se prolonge au-delà de l'an 2000, soit la période 1998 B 2002.

Fichier de cartes (commandes et options de désaisonnalisation lues par la version 2000 du X11ARMMI):	Fichier de données (données originales lues par la version du X11ARMMI):				
DOX11AR 4 3 0; ETEND 4 1998 1 2002 4 ; T SERIE D'ESSAI 1 ; DS (SERI1,0,4) MOD LOG 0 1 1 0 1 1 GRAPH 1 PERF 6(D11,D11,0,D12,D12,0) ; F ;	SERI1 98	611341	542816	591983	634623
	SERI1 99	813599	801263	789745	698972
	SERI1 00	824659	854467	831617	722230
	SERI1 01	821594	855368	800186	694863
	SERI1 02	821925	763765	712938	602628

STATISTIQUE CANADA

VERSION 2000 DE LA METHODE DE DESAISONNALISATION TRIMESTRIELLE X11ARMMI
CENTRE DE RECHERCHE ET D'ANALYSE EN SERIES CHRONOLOGIQUES
DIVISION DES METHODES D'ENQUETES AUPRES DES ENTREPRISES

CETTE VERSION EST UNE MISE A JOUR DU X11ARMMI ET DU X11ARMMI/88
DEVELOPPES PAR ESTELA BEE DAGUM.

NOTES POUR LES UTILISATEURS DE MICRO-ORDINATEURS:

1. L'OPTION AUTOMATIQUE D'EXTRAPOLATION ARMMI NE S'APPLIQUE PAS AU MODELE (2,1,2)(0,1,1).
CA COMPREND SEULEMENT LES QUATRES PREMIERS MODELES.
2. LA LONGUEUR MAXIMALE DE L'ENTREE MENSUELLE DES SERIES EST DE 27 ANS, INCLUANT LES EXTRAPOLATIONS.
3. AUCUN GRAPHIQUE DES JOURS OUVRABLES ET DE LEURS IRREGULIERS N'EST PRODUIT.

TITRE DE LA SERIE- SERIE D'ESSAIS 1

NO. DE LA SERIE SERI1

DATE : 8/18/1999

- PERIODE VISEE- 1ER TRIMEST ,1998 AU 4E TRIMEST ,2002
- GENRE DE PASSAGE - METHODE MULTIPLICATIVE D'AJUSTEMENT SAISONNIER
- IMPRIME STANDARD, GRAPHIQUES STANDARDS PLUS 12 OU 4 GRAPHIQUES SAISONNIERS.
- LES LIMITES SIGMA POUR LE CALCUL DES VALEURS EXTREMES SONT 1.5 ET 2.5 .
- MOYENNE MOBILE SAISONNIERE CHOISIE PAR LE PROGRAMME SELON LE RAPPORT I/S GLOBAL.
- L'EXTRAPOLATION PROSPECTIVE DE 4 TRIMEST. PROVIENT DU MODELE CHOISI PAR L'UTILISATEUR.
- TABLEAUX REQUIS A PERFORER : D11 ,D12 ,

A 1. SERIE ORIGINALE

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	TOTAL
1998	611341.	542816.	591983.	634623.	2380763.
1999	813599.	801263.	789745.	698972.	3103579.
2000	824659.	854467.	831617.	722230.	3232973.
2001	821594.	855368.	800186.	694863.	3172011.
2002	821925.	763765.	712938.	602628.	2901256.
MOY.	778624.	763536.	745294.	670663.	
TOTAL DU TABLEAU-		14790580.	MOY.- 739529.	ECART TYPE-	95723.

PROGRAMME D'EXTRAPOLATION PAR MODELES AUTOREGRESSIFS ET A MOYENNES MOBILES INTEGREES (ARMMI)

A15. MODELE D'EXTRAPOLATION (PROSPECTIVE) ARMMI

L'ELABORATION DE CE PROGRAMME A ETE FAITE SELON LES METHODES EXPOSEES DANS
'TIME SERIES ANALYSIS' PAR G. E. P. BOX ET G. M. JENKINS.
ERREUR POURCENTUELLE MOYENNE DES EXTRAPOLATIONS PROSPECTIVES

MODELE	TRAN.	CONSTANTE	3 DERN. ANNEES	DERN. ANNEE	DERN.-1 ANNEE	DERN.-2 ANNEE	PROBAB. KHI-CAR.	VALEUR R-CARRE	PARAMETRES ESTIMES
(0,1,1)(0,1,1)	LOG	.000E+00	4.55	7.10	4.99	1.56	45.11%	.3736	-.295 -.189

LE MODELE CHOISI EST (0,1,1)(0,1,1)0 AVEC TRANSFORMATION - LOG

LE NOMBRE MAXIMUM D'ITERATIONS EST 30

B 1. SERIE ORIGINALE

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	TOTAL
1998	611341.	542816.	591983.	634623.	2380763.
1999	813599.	801263.	789745.	698972.	3103579.
2000	824659.	854467.	831617.	722230.	3232973.
2001	821594.	855368.	800186.	694863.	3172011.
2002	821925.	763765.	712938.	602628.	2901256.
MOY.	778624.	763536.	745294.	670663.	
TOTAL DU TABLEAU-		14790580.	MOY.- 739529.	ECART TYPE-	95723.

B 1A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE DE 4 TRIMEST. DE LA SERIE ORIGINALE

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	TOTAL
2003	710409.	646165.	603792.	507842.	2468209.

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE STABLE

	SOMME DES CARRES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE	VALEUR DE F
ENTRE LES TRIMEST	644.7897	3	214.92992	24.675**
RESIDUS	104.5246	12	8.71038	
TOTAL	749.3144	15		

**SAISONNALITE PRESENTE AU NIVEAU DE 0.1 POURCENT

C17. COEFFICIENTS FINALS DE PONDERATION DE LA COMPOSANTE IRREGULIERE
L'INTERVALLE DE PONDERATION VA DE 1.5 A 2.5 SIGMA

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	E.T.
1998	.0	.0	100.0	100.0	1.4
1999	100.0	100.0	100.0	100.0	1.4
2000	100.0	100.0	100.0	100.0	1.4
2001	.0	.0	100.0	100.0	1.0
2002	100.0	100.0	100.0	100.0	1.0

D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	MOY.
1998	113.5	99.2	97.8	90.8	100.3
1999	107.3	103.0	100.7	89.5	100.1
2000	104.9	105.1	100.7	88.8	99.9
2001	102.5	107.2	100.9	88.5	99.8
2002	107.1	103.4	100.8	88.3	99.9
MOY.	107.1	103.6	100.2	89.2	
TOTAL DU TABLEAU-	2000.1	MOY.-	100.0	ECART TYPE-	7.1

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE STABLE

	SOMME DES CARRES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE	VALEUR DE F
ENTRE LES TRIMEST	895.6743	3	298.55810	42.232**
RESIDUS	113.1106	16	7.06941	
TOTAL	1008.7849	19		

**SAISONNALITE PRESENTE AU NIVEAU DE 0.1 POURCENT

TEST NON PARAMETRIQUE DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE STABLE

STATISTIQUE DE KRUSKAL-WALLIS	DGRS DE LIBERTE	NIVEAU DE PROBABILITE
15.1371	3	.170%

SAISONNALITE PRESENTE AU NIVEAU DE 1 POURCENT

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE EVOLUTIVE

	SOMME DES CARRES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE	VALEUR DE F
ENTRE LES ANNEES	2.8194	4	.704846	.092
ERREUR	92.3883	12	7.699022	

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE EVOLUTIVE AU NIVEAU DE 5 POURCENT

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE IDENTIFIABLE DANS LA SERIE

PRESENCE DE SAISONNALITE IDENTIFIABLE

D 9. VALEURS FINALES DE REMPLACEMENT DES RAPPORTS S-I EXTREMES

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM
1998	107.3	103.2	*****	*****
1999	*****	*****	*****	*****
2000	*****	*****	*****	*****
2001	106.1	104.1	*****	*****
2002	*****	*****	*****	*****

D 9A. VARIATION SUR UN AN DES COMPOSANTES IRREGULIERES ET SAISONNIERES ET RAPPORT DE SAISONNALITE EVOLUTIVE

	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM
I	1.161	1.009	.873	.513
S	.145	.119	.336	.379
RAPPORT	8.00	8.49	2.60	1.35

D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
LA MOYENNE MOBILE 3X5 A ETE CHOISIE. LE RAPPORT I/S EST 3.63

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	MOY.	
1998	106.51	103.87	99.99	89.61	100.00	
1999	106.52	103.85	100.10	89.47	99.98	
2000	106.57	103.78	100.43	89.11	99.97	
2001	106.61	103.79	100.72	88.74	99.96	
2002	106.73	103.75	100.99	88.41	99.97	
MOY.	106.59	103.81	100.45	89.07		
TOTAL DU TABLEAU-		1999.55	MOY.- 99.98	ECART TYPE-	6.67	

D10A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE 4 TRIMEST. DES FACTEURS SAISONNIERS

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	MOY.
2003	106.83	103.77	101.02	88.31	99.98

D11. SERIE FINALE, CORRIGEE DES FACTEURS SAISONNIERS ET, QUAND C'EST APPLICABLE, DES VARIATIONS IMPUTABLES
AUX JOURS OUVRABLES ET DE L'EFFET DE PAQUES

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	TOTAL
1998	573983.	522583.	592031.	708191.	2396788.
1999	763786.	771558.	788993.	781228.	3105564.
2000	773847.	823366.	828058.	810458.	3235729.
2001	770639.	824168.	794442.	783057.	3172305.
2002	770087.	736183.	705946.	681597.	2893813.
MOY.	730468.	735572.	741894.	752906.	
TOTAL DU TABLEAU-		14804200.	MOY.- 740210.	ECART TYPE-	84423.

TEST DE LA PRESENCE DE SAISONNALITE RESIDUELLE

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE DANS LA SERIE AU NIVEAU DE 1 POURCENT. F = .05

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE AU NIVEAU DE 1 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES. F = 1.65

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE, AU NIVEAU DE 5 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

REMARQUE: SI LE NIVEAU DE LA SERIE DESAISONNALISEE VARIE BRUSQUEMENT, LES RESULTATS DE CE TEST NE SONT PAS FIABLES POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

D12. TENDANCE-CYCLE FINALE - MOYENNE MOBILE DE HENDERSON
LA MOYENNE MOBILE A 5 TERMES A ETE CHOISIE. LE RAPPORT I/C EST .34

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	TOTAL
1998	539608.	545685.	603020.	697813.	2386125.
1999	760501.	778339.	784554.	778956.	3102350.
2000	785466.	814242.	827722.	811681.	3239111.
2001	800178.	798268.	794336.	784775.	3177558.
2002	766860.	737826.	705974.	684183.	2894843.
MOY.	730522.	734872.	743121.	751482.	
TOTAL DU TABLEAU-		14799990.	MOY.- 739999.	ECART TYPE-	84035.

D13. SERIE DES FACTEURS IRRÉGULIERS FINALS

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	E.T.
1998	106.4	95.8	98.2	101.5	4.0
1999	100.4	99.1	100.6	100.3	.6
2000	98.5	101.1	100.0	99.8	.9
2001	96.3	103.2	100.0	99.8	2.5
2002	100.4	99.8	100.0	99.6	.3
E.T.	3.3	2.5	.8	.7	
TOTAL DU TABLEAU-		2000.9	MOY.- 100.0	ECART TYPE-	2.2

E 1. SERIE ORIGINALE SANS LES VALEURS EXTREMES DONT LE POIDS FINAL ASSOCIE EST ZERO

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	TOTAL
1998	574729.	566812.	591983.	634623.	2368147.
1999	813599.	801263.	789745.	698972.	3103579.
2000	824659.	854467.	831617.	722230.	3232973.
2001	853087.	828488.	800186.	694863.	3176624.
2002	821925.	763765.	712938.	602628.	2901256.
MOY.	777600.	762959.	745294.	670663.	
TOTAL DU TABLEAU-		14782580.	MOY.- 739129.	ECART TYPE-	96377.

E 2. SERIE DESAISONNALISEE FINALE SANS LES EXTREMES DONT LE POIDS ASSOCIE EST ZERO

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	TOTAL
1998	539608.	545685.	592031.	708191.	2385515.
1999	763786.	771558.	788993.	781228.	3105564.
2000	773847.	823366.	828058.	810458.	3235729.
2001	800178.	798268.	794442.	783057.	3175945.
2002	770087.	736183.	705946.	681597.	2893813.
MOY.	729501.	735012.	741894.	752906.	
TOTAL DU TABLEAU-		14796570.	MOY.- 739828.	ECART TYPE-	85036.

E 3. SERIE DES FACTEURS IRREGULIERS MODIFIES

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	E.T.
1998	100.0	100.0	98.2	101.5	1.2
1999	100.4	99.1	100.6	100.3	.6
2000	98.5	101.1	100.0	99.8	.9
2001	100.0	100.0	100.0	99.8	.1
2002	100.4	99.8	100.0	99.6	.3
E.T.	.7	.6	.8	.7	
TOTAL DU TABLEAU-		1999.2	MOY.- 100.0	ECART TYPE-	.7

E 4. RAPPORTS ENTRE LES TOTAUX ANNUELS DES SERIES ORIGINALE ET DESAISONNALISEE

ANNEE	NON MODIFIES	MODIFIES
1998	99.33	99.27
1999	99.94	99.94
2000	99.91	99.91
2001	99.99	100.02
2002	100.26	100.26

E 5. VARIATIONS TRIMEST DE LA SERIE ORIGINALE

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	MOY.
1998	*****	-11.2	9.1	7.2	1.7
1999	28.2	-1.5	-1.4	-11.5	3.4
2000	18.0	3.6	-2.7	-13.2	1.4
2001	13.8	4.1	-6.5	-13.2	-4
2002	18.3	-7.1	-6.7	-15.5	-2.7
MOY.	19.6	-2.4	-1.6	-9.2	
TOTAL DU TABLEAU-		11.9	MOY.- .6	ECART TYPE-	12.1

E 6. VARIATIONS TRIMEST DE LA SERIE DESAISONNALISEE FINALE (D11.)

ANNEE	1ER TRIM	2E TRIM	3E TRIM	4E TRIM	MOY.
1998	*****	-9.0	13.3	19.6	8.0
1999	7.9	1.0	2.3	-1.0	2.5
2000	-9	6.4	.6	-2.1	1.0
2001	-4.9	6.9	-3.6	-1.4	-.8
2002	-1.7	-4.4	-4.1	-3.4	-3.4
MOY.	.1	.2	1.7	2.3	
TOTAL DU TABLEAU-		21.4	MOY.- 1.1	ECART TYPE-	6.8

F 1. MOYENNE MOBILE TDC
LA VALEUR TDC EST 1

TOUT COMME LE TABLEAU D11.

F 2. MESURES STATISTIQUES RECAPITULATIVES

F 2.A: CHANGEMENTS POURCENTUELS MOYENS EN VALEUR ABSOLUE (POUR PLUSIEURS DELAIS)

DELAIS		B1	D11	D13	D12	D10	A4	C18	F1	E1	E2	E3
EN	TRIMEST	0	CI	I	C	S	P	TD	TDC	O MOD.	CI MOD.	I MOD.
1	1	10.13	4.98	2.19	3.43	8.62	.00	.00	4.98	9.38	3.60	.90
2	2	12.80	7.70	2.25	6.83	10.56	.00	.00	7.70	12.44	7.23	.91
3	3	14.16	10.27	1.76	9.89	9.27	.00	.00	10.27	13.82	10.20	.58
4	4	11.49	11.49	1.86	11.86	.17	.00	.00	11.49	12.05	12.05	.83

F 2.B: CONTRIBUTIONS POURCENTUELLES DE CHACUNE DES COMPOSANTES A LA VARIANCE DE LA SERIE ORIGINALE

DELAIS		D13	D12	D10	A4	C18	RAPPORT	
EN	TRIMEST	I	C	S	P	TD	TOTAL	(X100)
1	1	5.27	12.93	81.79	.00	.00	100.00	88.44
2	2	3.11	28.55	68.34	.00	.00	100.00	99.64
3	3	1.66	52.35	45.99	.00	.00	100.00	93.16
4	4	2.41	97.57	.02	.00	.00	100.00	109.20

F 2.C: CHANGEMENTS POURCENTUELS MOYENS ET ECARTS TYPES (POUR PLUSIEURS DELAIS)

DELAIS		B1	D11	D13	D12	D10	F1
EN	TRIMEST	0	CI	I	C	S	TDC
1	1	.63	12.12	-.29	3.30	1.38	5.04
2	2	2.66	16.01	-.08	3.05	3.23	9.95
3	3	4.64	18.64	-.01	2.47	5.04	14.05
4	4	6.14	16.77	-.07	2.47	6.24	16.56

EXEMPLE 2

SÉRIES 2A and 2B identifiées par SERI2A et SERI2B

La version 2000 du X11ARMMI désaisonnalise, sur la période 1977 B 2004, les séries mensuelles SERI2A et SERI2B ainsi que la série synthétique SERI2AB résultant de l'addition des deux premières séries.

Fichier de cartes (commandes et options de désaisonnalisation lues par la version 2000 du X11ARMMI):	Fichier de données (données originales lues par la version 2000 du X11ARMMI):
DOX11AR 12 8 0; ETEND 12 1997 1 2004 12 ; CDEBUT ; T SERIE D'ESSAI 2A ; DS (SERI2A,0,0) GRAPH 1 IMP 1 DIVP 3 ; T SERIE D'ESSAI 2B ; DS (SERI2B,0,0) GRAPH 1 IMP 1 DIVP 3 ; T SERIE D'ESSAI 2A + SERIE D'ESSAI 2B ; CFIN (SERI2AB,0,0) GRAPH 1 IMP 1 ; F ;	SERI2A 1997 1201882. 1188921. 1222089. 1216221. 1366545. 1447705. 1568578. 1552303. 1276398. 1258552. 1228020. 1188367. SERI2A 1998 1144043. 1134710. 1157179. 1164006. 1282867. 1368250. 1467044. 1436515. 1190365. 1179175. 1129922. 1088952. SERI2A 1999 1018562. 1003026. 1008617. 1026318. 1148506. 1229305. 1345049. 1328792. 1096901. 1089869. 1053454. 1029506. SERI2A 2000 974862. 958616. 975770. 981525. 1100830. 1186809. 1277306. 1259673. 1042114. 1030715. 988100. 983390. SERI2A 2001 928802. 940443. 961573. 963141. 1075589. 1167191. 1262848. 1239567. 1030701. 1006385. 980436. 984585. SERI2A 2002 923704. 935167. 957092. 958153. 1105104. 1190303. 1303093. 1277468. 1065851. 1034781. 1032414. 1001091. SERI2A 2003 969674. 970284. 984041. 975800. 1106199. 1199225. 1272416. 1259093. 1018505. 1031597. 992537. 991555. SERI2A 2004 938255. 958433. 964387. 984155. 1085079. 1169484. 1268720. 1259802. 1026557. 1012534. 983918. 977461. SERI2B 1997 5002998. 5030807. 5049481. 5085640. 5220638. 5307528. 5309401. 5350170. 5342527. 531362. 5234622. 5151092. SERI2B 1998 5081093. 5096759. 5107401. 5174713. 5279000. 5354810. 5380793. 5379539. 5362272. 5334200. 5218465. 5135221. SERI2B 1999 5026413. 5014343. 5010101. 5082654. 5213327. 5285869. 5304665. 5305859. 5314835. 5280126. 5180454. 5090114. SERI2B 2000 4996584. 4991582. 5000908. 5024355. 5165886. 5267194. 5287417. 5285970. 5303448. 5284092. 5227961. 5169185. SERI2B 2001 5094683. 5121574. 5127539. 5172109. 5296828. 5405158. 5406869. 5426549. 5419095. 5410152. 5357334. 5278387. SERI2B 2002 5171480. 5214543. 5237502. 5274237. 5437448. 5505871. 5554979. 5572497. 5563356. 5544029. 5511341. 5428146. SERI2B 2003 5344207. 5337351. 5360550. 5411239. 5538958. 5625596. 5644217. 5674445. 5706961. 5642554. 5596397. 5515014. SERI2B 2004 5438758. 5430356. 5452731. 5508688. 5599775. 5661774. 5709643. 5752544. 5733794. 5705827. 5647003. 5597287.

STATISTIQUE CANADA

VERSION 2000 DE LA METHODE DE DESAISONNALISATION MENSUELLE X11ARMMI
CENTRE DE RECHERCHE ET D'ANALYSE EN SERIES CHRONOLOGIQUES
DIVISION DES METHODES D'ENQUETES AUPRES DES ENTREPRISES

CETTE VERSION EST UNE MISE A JOUR DU X11ARMMI ET DU X11ARMMI/88
DEVELOPPES PAR ESTELA BEE DAGUM.

NOTES POUR LES UTILISATEURS DE MICRO-ORDINATEURS:

1. L'OPTION AUTOMATIQUE D'EXTRAPOLATION ARMMI NE S'APPLIQUE PAS AU MODELE (2,1,2)(0,1,1).
CA COMPREND SEULEMENT LES QUATRES PREMIERS MODELES.
2. LA LONGUEUR MAXIMALE DE L'ENTREE MENSUELLE DES SERIES EST DE 27 ANS, INCLUANT LES EXTRAPOLATIONS.
3. AUCUN GRAPHIQUE DES JOURS OUVRABLES ET DE LEURS IRRÉGULIERS N'EST PRODUIT.

TITRE DE LA SERIE- SERIE D'ESSAI 2A

NO. DE LA SERIE SERI2A

DATE : 8/18/1999

- PERIODE VISEE- 1ER MOIS ,1997 AU 12E MOIS ,2004
- GENRE DE PASSAGE - METHODE MULTIPLICATIVE D'AJUSTEMENT SAISONNIER
- IMPRIME BREF , GRAPHIQUES STANDARDS PLUS 12 OU 4 GRAPHIQUES SAISONNIERS.
- LES LIMITES SIGMA POUR LE CALCUL DES VALEURS EXTREMES SONT 1.5 ET 2.5 .
- LE SERIE EST DIVISEE PAR L'EXPOSANT 10.
- MOYENNE MOBILE SAISONNIERE CHOISIE PAR LE PROGRAMME SELON LE RAPPORT I/S GLOBAL.
- 12 MOIS D'EXTRAPOLATION PROSPECTIVE DE PROVIENT DU MODELE ARMMI CHOISI PAR LE PROGRAMME.

A 1. SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	1202.	1189.	1222.	1216.	1367.	1448.	1569.	1552.	1276.	1259.	1228.	1188.	15716.
1998	1144.	1135.	1157.	1164.	1283.	1368.	1467.	1437.	1190.	1179.	1130.	1089.	14743.
1999	1019.	1003.	1009.	1026.	1149.	1229.	1345.	1329.	1097.	1090.	1053.	1030.	13378.
2000	975.	959.	976.	982.	1101.	1187.	1277.	1260.	1042.	1031.	988.	983.	12760.
2001	929.	940.	962.	963.	1076.	1167.	1263.	1240.	1031.	1006.	980.	985.	12541.
2002	924.	935.	957.	958.	1105.	1190.	1303.	1277.	1066.	1035.	1032.	1001.	12784.
2003	970.	970.	984.	976.	1106.	1199.	1272.	1259.	1019.	1032.	993.	992.	12771.
2004	938.	958.	964.	984.	1085.	1169.	1269.	1260.	1027.	1013.	984.	977.	12629.
MOY.	1012.	1011.	1029.	1034.	1159.	1245.	1346.	1327.	1093.	1080.	1049.	1031.	
TOTAL DU TABLEAU-			107321.			MOY.-	1118.	ECART TYPE-	150.				

PROGRAMME D'EXTRAPOLATION PAR MODELES AUTOREGRESSIFS ET A MOYENNES MOBILES INTEGREES (ARMMI)

A15. MODELE D'EXTRAPOLATION (PROSPECTIVE) ARMMI

L'ELABORATION DE CE PROGRAMME A ETE FAITE SELON LES METHODES EXPOSEES DANS
'TIME SERIES ANALYSIS' PAR G. E. P. BOX ET G. M. JENKINS.
ERREUR POURCENTUELLE MOYENNE DES EXTRAPOLATIONS PROSPECTIVES

MODELE	TRAN.	CONSTANTE ADDITIVE	3 DERN. ANNEES	DERN. ANNEE	DERN.-1 ANNEE	DERN.-2 ANNEE	PROBAB. KHI-CAR.	VALEUR R-CARRE	PARAMETRES ESTIMES		
(0,1,1)(0,1,1)	LOG	.000E+00	2.03	.78	1.19	4.12	2.04%	.9877	.266	.690	
(0,1,2)(0,1,1)	LOG	.000E+00	1.60	.61	1.02	3.17	18.78%	.9891	.277	-.334	.703

LE MODELE CHOISI EST (0,1,2)(0,1,1)0 AVEC TRANSFORMATION - LOG

VOICI LES AUTOCORRELATIONS DU(DES) MODELE(S)

MODELE 1	-.119	.368	-.098	.136	-.091	.214	-.165	.047	.063	-.070	.077	.023
	.025	.010	.086	-.230	.156	.007	.055	.075	.040	-.080	.090	-.093
MODELE 2	-.072	.059	-.171	.057	-.003	.207	-.188	.007	.080	-.070	.035	.029
	.022	.079	.028	-.276	.123	.069	.036	.068	-.003	-.078	.112	-.071

B 1. SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	1202.	1189.	1222.	1216.	1367.	1448.	1569.	1552.	1276.	1259.	1228.	1188.	15716.
1998	1144.	1135.	1157.	1164.	1283.	1368.	1467.	1437.	1190.	1179.	1130.	1089.	14743.
1999	1019.	1003.	1009.	1026.	1149.	1229.	1345.	1329.	1097.	1090.	1053.	1030.	13378.
2000	975.	959.	976.	982.	1101.	1187.	1277.	1260.	1042.	1031.	988.	983.	12760.
2001	929.	940.	962.	963.	1076.	1167.	1263.	1240.	1031.	1006.	980.	985.	12541.
2002	924.	935.	957.	958.	1105.	1190.	1303.	1277.	1066.	1035.	1032.	1001.	12784.
2003	970.	970.	984.	976.	1106.	1199.	1272.	1259.	1019.	1032.	993.	992.	12771.
2004	938.	958.	964.	984.	1085.	1169.	1269.	1260.	1027.	1013.	984.	977.	12629.
MOY.	1012.	1011.	1029.	1034.	1159.	1245.	1346.	1327.	1093.	1080.	1049.	1031.	
TOTAL DU TABLEAU-				107321.	MOY.-		1118.	ECART TYPE-		150.			

B 1A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE DE 12 MOIS DE LA SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
2005	926.	936.	950.	955.	1072.	1155.	1248.	1232.	1011.	1000.	973.	961.	12419.

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE STABLE

ENTRE LES	MOIS	SOMME DES CARRES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE	VALEUR DE F
RESIDU	TOTAL	63.2554	72	.87855	1001.303**
		9739.8708	83		

**SAISONNALITE PRESENTE AU NIVEAU DE 0.1 POURCENT

D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
LA MOYENNE MOBILE 3X5 A ETE CHOISIE. LE RAPPORT I/S EST 4.14

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1997	89.15	88.59	91.08	91.83	103.09	110.66	120.39	119.26	98.95	98.06	95.28	93.67	100.00
1998	89.11	88.63	91.07	91.80	103.05	110.77	120.45	119.25	98.96	97.99	95.17	93.74	100.00
1999	89.02	88.73	91.04	91.72	103.06	110.96	120.58	119.17	98.96	97.88	95.00	93.81	99.99
2000	88.92	88.90	91.06	91.58	103.13	111.15	120.72	119.10	98.88	97.72	94.79	93.88	99.99
2001	88.86	89.17	91.09	91.42	103.24	111.33	120.79	119.09	98.74	97.55	94.56	93.91	99.98
2002	88.84	89.49	91.20	91.35	103.30	111.41	120.78	119.14	98.56	97.35	94.41	93.90	99.98
2003	88.85	89.78	91.28	91.34	103.37	111.41	120.73	119.18	98.39	97.21	94.38	93.86	99.98
2004	88.90	89.97	91.35	91.38	103.40	111.37	120.65	119.24	98.26	97.18	94.39	93.80	99.99
MOY.	88.96	89.16	91.15	91.55	103.21	111.13	120.64	119.18	98.71	97.62	94.75	93.82	
TOTAL DU TABLEAU-				9598.90	MOY.-		99.99	ECART TYPE-		10.77			

D10A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE 12 MOIS DES FACTEURS SAISONNIERS

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
2005	88.96	90.05	91.36	91.40	103.42	111.35	120.57	119.30	98.18	97.22	94.38	93.76	100.00

D11. SERIE FINALE, CORRIGEE DES FACTEURS SAISONNIERS ET, QUAND C'EST APPLICABLE, DES VARIATIONS IMPUTABLES
AUX JOURS OUVRABLES ET DE L'EFFET DE PAQUES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	1348.	1342.	1342.	1324.	1326.	1308.	1303.	1302.	1290.	1283.	1289.	1269.	15726.
1998	1284.	1280.	1271.	1268.	1245.	1235.	1218.	1205.	1203.	1203.	1187.	1162.	14761.
1999	1144.	1130.	1108.	1119.	1114.	1108.	1115.	1115.	1108.	1114.	1109.	1097.	13383.
2000	1096.	1078.	1072.	1072.	1067.	1068.	1058.	1058.	1054.	1055.	1042.	1047.	12767.
2001	1045.	1055.	1056.	1053.	1042.	1048.	1045.	1041.	1044.	1032.	1037.	1048.	12547.
2002	1040.	1045.	1049.	1049.	1070.	1068.	1079.	1072.	1081.	1063.	1094.	1066.	12776.
2003	1091.	1081.	1078.	1068.	1070.	1076.	1054.	1056.	1035.	1061.	1052.	1056.	12780.
2004	1055.	1065.	1056.	1077.	1049.	1050.	1052.	1057.	1045.	1042.	1042.	1042.	12632.
MOY.	1138.	1135.	1129.	1129.	1123.	1120.	1116.	1113.	1108.	1107.	1106.	1099.	
TOTAL DU TABLEAU-				107371.	MOY.-		1118.	ECART TYPE-		94.			

TEST DE LA PRESENCE DE SAISONNALITE RESIDUELLE

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE DANS LA SERIE AU NIVEAU DE 1 POURCENT. F = .09
 AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE AU NIVEAU DE 1 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES. F = .25
 AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE, AU NIVEAU DE 5 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

REMARQUE: SI LE NIVEAU DE LA SERIE DESAISONNALISEE VARIE BRUSQUEMENT, LES RESULTATS DE CE TEST NE SONT PAS FIABLES POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

STATISTIQUE CANADA

VERSION 2000 DE LA METHODE DE DESAISONNALISATION MENSUELLE X11ARMMI
 CENTRE DE RECHERCHE ET D'ANALYSE EN SERIES CHRONOLOGIQUES
 DIVISION DES METHODES D'ENQUETES AUPRES DES ENTREPRISES

CETTE VERSION EST UNE MISE A JOUR DU X11ARMMI ET DU X11ARMMI/88
 DEVELOPPES PAR ESTELA BEE DAGUM.

NOTES POUR LES UTILISATEURS DE MICRO-ORDINATEURS:

1. L'OPTION AUTOMATIQUE D'EXTRAPOLATION ARMMI NE S'APPLIQUE PAS AU MODELE (2,1,2)(0,1,1). CA COMPREND SEULEMENT LES QUATRES PREMIERS MODELES.
2. LA LONGUEUR MAXIMALE DE L'ENTREE MENSUELLE DES SERIES EST DE 27 ANS, INCLUANT LES EXTRAPOLATIONS.
3. AUCUN GRAPHIQUE DES JOURS OUVRABLES ET DE LEURS IRREGULIERS N'EST PRODUIT.

TITRE DE LA SERIE- SERIE D'ESSAI 2B

NO. DE LA SERIE SERI2B

DATE : 8/18/1999

-PERIODE VISEE- 1ER MOIS ,1997 AU 12E MOIS ,2004
 -GENRE DE PASSAGE - METHODE MULTIPLICATIVE D'AJUSTEMENT SAISONNIER
 -IMPRIME BREF , GRAPHIQUES STANDARDS PLUS 12 OU 4 GRAPHIQUES SAISONNIERS.
 -LES LIMITES SIGMA POUR LE CALCUL DES VALEURS EXTREMES SONT 1.5 ET 2.5 .
 -LE SERIE EST DIVISEE PAR L'EXPOSANT 10.
 -MOYENNE MOBILE SAISONNIERE CHOISIE PAR LE PROGRAMME SELON LE RAPPORT I/S GLOBAL.
 -L'EXTRAPOLATION PROSPECTIVE DE 12 MOIS PROVIENT DU MODELE ARMMI CHOISI PAR LE PROGRAMME.

A 1. SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	5003.	5031.	5049.	5086.	5221.	5308.	5309.	5350.	5343.	5311.	5235.	5151.	62396.
1998	5081.	5097.	5107.	5175.	5279.	5355.	5381.	5380.	5362.	5334.	5218.	5135.	62904.
1999	5026.	5014.	5010.	5083.	5213.	5286.	5305.	5306.	5315.	5280.	5180.	5090.	62109.
2000	4997.	4992.	5001.	5024.	5166.	5267.	5287.	5286.	5303.	5284.	5228.	5169.	62005.
2001	5095.	5122.	5128.	5172.	5297.	5405.	5407.	5427.	5419.	5410.	5357.	5278.	63516.
2002	5171.	5215.	5238.	5274.	5437.	5506.	5506.	5572.	5563.	5544.	5511.	5428.	65015.
2003	5344.	5337.	5361.	5411.	5539.	5626.	5644.	5674.	5707.	5643.	5596.	5515.	66397.
2004	5439.	5430.	5453.	5509.	5600.	5662.	5710.	5753.	5734.	5706.	5647.	5597.	67238.
MOY.	5145.	5155.	5168.	5217.	5344.	5427.	5450.	5468.	5468.	5439.	5372.	5296.	
TOTAL DU TABLEAU-			511581.		MOY.-	5329.		ECART TYPE-	201.				

PROGRAMME D'EXTRAPOLATION PAR MODELES AUTOREGRESSIFS ET A MOYENNES MOBILES INTEGREES (ARMMI)

A15. MODELE D'EXTRAPOLATION (PROSPECTIVE) ARMMI

L'ELABORATION DE CE PROGRAMME A ETE FAITE SELON LES METHODES EXPOSEES DANS
 'TIME SERIES ANALYSIS' PAR G. E. P. BOX ET G. M. JENKINS.
 ERREUR POURCENTUELLE MOYENNE DES EXTRAPOLATIONS PROSPECTIVES

MODELE	TRAN.	CONSTANTE	3 DERN. ANNEES	DERN. ANNEE	DERN.-1 ANNEE	DERN.-2 ANNEE	PROBAB. KHI-CAR.	VALEUR R-CARRE	PARAMETRES ESTIMES				
(0,1,1)(0,1,1)	LOG	.000E+00	.53	.54	.29	.76	49.31%	.9886	.093	.695			

LE MODELE CHOISI EST (0,1,1)(0,1,1)0 AVEC TRANSFORMATION - LOG

VOICI LES AUTOCORRELATIONS DU(DES) MODELE(S)

MODELE 1	-009	.018	.149	.132	.104	.034	-.113	.102	.058	-.111	.044	.133
	.155	.020	.042	.003	.140	-.035	-.091	.032	.035	-.171	-.016	-.122

B 1. SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	5003.	5031.	5049.	5086.	5221.	5308.	5309.	5350.	5343.	5311.	5235.	5151.	62396.
1998	5081.	5097.	5107.	5175.	5279.	5355.	5381.	5380.	5362.	5334.	5218.	5135.	62904.
1999	5026.	5014.	5010.	5083.	5213.	5286.	5305.	5306.	5315.	5280.	5180.	5090.	62109.
2000	4997.	4992.	5001.	5024.	5166.	5267.	5287.	5286.	5303.	5284.	5228.	5169.	62005.
2001	5095.	5122.	5128.	5172.	5297.	5405.	5407.	5427.	5419.	5410.	5357.	5278.	63516.
2002	5171.	5215.	5238.	5274.	5437.	5506.	5506.	5572.	5563.	5544.	5511.	5428.	65015.
2003	5344.	5337.	5361.	5411.	5539.	5626.	5644.	5674.	5707.	5643.	5596.	5515.	66397.
2004	5439.	5430.	5453.	5509.	5600.	5662.	5710.	5753.	5734.	5706.	5647.	5597.	67238.
MOY.	5145.	5155.	5168.	5217.	5344.	5427.	5450.	5468.	5468.	5439.	5372.	5296.	
TOTAL DU TABLEAU-			511581.		MOY.-	5329.		ECART TYPE-	201.				

B 1A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE DE 12 MOIS DE LA SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
2005	5506.	5513.	5532.	5582.	5711.	5794.	5825.	5853.	5852.	5819.	5759.	5684.	68429.

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE STABLE

ENTRE LES	MOIS	SOMME DES	DGRS DE	MOYENNE	VALEUR DE F
RESIDUS	TOTAL	CARRES	LIBERTE	QUADRATIQUE	
		373.1044	11	33.91859	333.711**
		7.3181	72	.10164	
	TOTAL	380.4226	83		

**SAISONNALITE PRESENTE AU NIVEAU DE 0.1 POURCENT

D10. FACTEURS SAISONNIERS LA MOYENNE MOBILE 3X3 FINALS A ETE CHOISIE. LE RAPPORT I/S EST 2.48

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1997	96.83	96.97	97.22	98.07	100.54	102.09	102.38	102.52	102.56	102.01	100.19	98.61	100.00
1998	96.86	96.98	97.22	98.08	100.53	102.08	102.40	102.47	102.53	101.98	100.20	98.65	100.00
1999	96.91	97.02	97.24	98.08	100.50	102.07	102.38	102.41	102.45	101.91	100.26	98.72	99.99
2000	96.99	97.10	97.28	98.05	100.46	102.04	102.36	102.36	102.31	101.79	100.36	98.81	99.99
2001	97.10	97.20	97.35	98.04	100.44	101.97	102.26	102.35	102.19	101.66	100.48	98.88	99.99
2002	97.22	97.24	97.43	98.04	100.42	101.86	102.17	102.39	102.12	101.55	100.52	98.97	99.99
2003	97.34	97.26	97.48	98.10	100.36	101.77	102.07	102.42	102.12	101.51	100.50	99.04	100.00
2004	97.41	97.26	97.52	98.14	100.31	101.71	102.01	102.44	102.15	101.50	100.43	99.10	100.00
MOY.	97.08	97.13	97.34	98.07	100.44	101.95	102.25	102.42	102.30	101.74	100.37	98.85	
TOTAL DU TABLEAU-			9599.60		MOY.-	100.00		ECART TYPE-	2.09				

D10A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE 12 MOIS DES FACTEURS SAISONNIERS

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
2005	97.44	97.27	97.53	98.17	100.27	101.69	101.98	102.45	102.17	101.51	100.40	99.12	100.00

D11. SERIE FINALE, CORRIGEE DES FACTEURS SAISONNIERS ET, QUAND C'EST APPLICABLE, DES VARIATIONS IMPUTABLES AUX JOURS OUVRABLES ET DE L'EFFET DE PAQUES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	5167.	5188.	5194.	5186.	5193.	5199.	5186.	5219.	5209.	5207.	5225.	5224.	62395.
1998	5246.	5256.	5253.	5276.	5251.	5246.	5255.	5250.	5230.	5231.	5208.	5205.	62906.
1999	5187.	5169.	5152.	5182.	5187.	5178.	5181.	5181.	5188.	5181.	5167.	5156.	62111.
2000	5151.	5141.	5141.	5124.	5142.	5162.	5166.	5164.	5184.	5191.	5209.	5231.	62006.
2001	5247.	5269.	5267.	5276.	5273.	5301.	5287.	5302.	5303.	5322.	5332.	5338.	63517.
2002	5319.	5362.	5376.	5380.	5415.	5405.	5437.	5443.	5448.	5459.	5483.	5484.	65011.
2003	5490.	5488.	5499.	5516.	5519.	5528.	5530.	5540.	5588.	5559.	5569.	5569.	66395.
2004	5583.	5583.	5591.	5613.	5583.	5566.	5597.	5615.	5613.	5621.	5623.	5648.	67239.
MOY.	5299.	5307.	5309.	5319.	5320.	5323.	5330.	5339.	5345.	5346.	5352.	5357.	
TOTAL DU TABLEAU-			511580.		MOY.-	5329.		ECART TYPE-	161.				

TEST DE LA PRESENCE DE SAISONNALITE RESIDUELLE

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE DANS LA SERIE AU NIVEAU DE 1 POURCENT. F = .18
 AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE AU NIVEAU DE 1 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES. F = .75
 AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE, AU NIVEAU DE 5 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

REMARQUE: SI LE NIVEAU DE LA SERIE DESAISONNALISEE VARIE BRUSQUEMENT, LES RESULTATS DE CE TEST NE SONT PAS FIABLES POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

STATISTIQUE CANADA

VERSION 2000 DE LA METHODE DE DESAISONNALISATION X11ARMMI
CENTRE DE RECHERCHE ET D'ANALYSE EN SERIES CHRONOLOGIQUES
DIVISION DES METHODES D'ENQUETES AUPRES DES ENTREPRISES

CETTE VERSION EST UNE MISE A JOUR DU X11ARMMI ET DU X11ARMMI/88
DEVELOPPES PAR ESTELA BEE DAGUM.

NOTES POUR LES UTILISATEURS DE MICRO-ORDINATEURS:

1. L'OPTION AUTOMATIQUE D'EXTRAPOLATION ARMMI NE S'APPLIQUE PAS AU MODELE (2,1,2)(0,1,1).
CA COMPREND SEULEMENT LES QUATRES PREMIERS MODELES.
2. LA LONGUEUR MAXIMALE DE L'ENTREE MENSUELLE DES SERIES EST DE 27 ANS, INCLUANT LES EXTRAPOLATIONS.
3. AUCUN GRAPHIQUE DES JOURS OUVRABLES ET DE LEURS IRREGULIERS N'EST PRODUIT.

TITRE DE LA SERIE- SERIE D'ESSAI 2A + SERIE D'ESSAI 2B

NO. DE LA SERIE SERI2AB

DATE : 8/18/1999

- PERIODE VISEE- 1ER MOIS ,1997 AU 12E MOIS ,2004
- GENRE DE PASSAGE - METHODE MULTIPLICATIVE D'AJUSTEMENT SAISONNIER
- IMPRIME BREF , GRAPHIQUES STANDARDS PLUS 12 OU 4 GRAPHIQUES SAISONNIERS.
- LES LIMITES SIGMA POUR LE CALCUL DES VALEURS EXTREMES SONT 1.5 ET 2.5 .
- MOYENNE MOBILE SAISONNIERE CHOISIE PAR LE PROGRAMME SELON LE RAPPORT I/S GLOBAL.
- L'EXTRAPOLATION PROSPECTIVE DE 12 MOIS PROVIENT DU MODELE ARMMI CHOISI PAR LE PROGRAMME.

A 1. SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	6205.	6220.	6272.	6302.	6587.	6755.	6878.	6902.	6619.	6570.	6463.	6339.	78112.
1998	6225.	6231.	6265.	6339.	6562.	6723.	6848.	6816.	6553.	6513.	6348.	6224.	77647.
1999	6045.	6017.	6019.	6109.	6362.	6515.	6650.	6635.	6412.	6370.	6234.	6120.	75487.
2000	5971.	5950.	5977.	6006.	6267.	6454.	6565.	6546.	6346.	6315.	6216.	6153.	74764.
2001	6023.	6062.	6089.	6135.	6372.	6572.	6670.	6666.	6450.	6417.	6338.	6263.	76058.
2002	6095.	6150.	6195.	6232.	6543.	6696.	6858.	6850.	6629.	6579.	6544.	6429.	77800.
2003	6314.	6308.	6345.	6387.	6645.	6825.	6917.	6934.	6725.	6674.	6589.	6507.	79168.
2004	6377.	6389.	6417.	6493.	6685.	6831.	6978.	7012.	6760.	6718.	6631.	6575.	79867.
MOY.	6157.	6166.	6197.	6250.	6503.	6672.	6795.	6795.	6562.	6519.	6420.	6326.	

TOTAL DU TABLEAU- 618903. MOY.- 6447. ECART TYPE- 265.

PROGRAMME D'EXTRAPOLATION PAR MODELES AUTOREGRESSIFS ET A MOYENNES MOBILES INTEGREES (ARMMI)

A15. MODELE D'EXTRAPOLATION (PROSPECTIVE) ARMMI

L'ELABORATION DE CE PROGRAMME A ETE FAITE SELON LES METHODES EXPOSEES DANS
'TIME SERIES ANALYSIS' PAR G. E. P. BOX ET G. M. JENKINS.
ERREUR POURCENTUELLE MOYENNE DES EXTRAPOLATIONS PROSPECTIVES

MODELE	TRAN.	CONSTANTE ADDITIVE	3 DERN. ANNEES	DERN. ANNEE	DERN.-1 ANNEE	DERN.-2 ANNEE	PROBAB. KHI-CAR.	VALEUR R-CARRE	PARAMETRES ESTIMES			
(0,1,1)(0,1,1)	LOG	.000E+00	.70	.55	.34	1.22	8.80%	.9868	.109	.603		

LE MODELE CHOISI EST (0,1,1)(0,1,1)0 AVEC TRANSFORMATION - LOG

VOICI LES AUTOCORRELATIONS DU(DES) MODELE(S)

MODELE 1	-.022	.181	.180	.045	.041	.104	-.123	.061	.041	-.048	.070	.108
	.101	.063	.171	-.123	.194	-.065	-.054	-.015	.073	-.227	.061	-.150

B 1. SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	6205.	6220.	6272.	6302.	6587.	6755.	6878.	6902.	6619.	6570.	6463.	6339.	78112.
1998	6225.	6231.	6265.	6339.	6562.	6723.	6848.	6816.	6553.	6513.	6348.	6224.	77647.
1999	6045.	6017.	6019.	6109.	6362.	6515.	6650.	6635.	6412.	6370.	6234.	6120.	75487.
2000	5971.	5950.	5977.	6006.	6267.	6454.	6565.	6546.	6346.	6315.	6216.	6153.	74764.
2001	6023.	6062.	6089.	6135.	6372.	6572.	6670.	6666.	6450.	6417.	6338.	6263.	76058.
2002	6095.	6150.	6195.	6232.	6543.	6696.	6858.	6850.	6629.	6579.	6544.	6429.	77800.
2003	6314.	6308.	6345.	6387.	6645.	6825.	6917.	6934.	6725.	6674.	6589.	6507.	79168.
2004	6377.	6389.	6417.	6493.	6685.	6831.	6978.	7012.	6760.	6718.	6631.	6575.	79867.
MOY.	6157.	6166.	6197.	6250.	6503.	6672.	6795.	6795.	6562.	6519.	6420.	6326.	

TOTAL DU TABLEAU- 618903. MOY.- 6447. ECART TYPE- 265.

B 1A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE DE 12 MOIS DE LA SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
2005	6433.	6446.	6480.	6538.	6783.	6951.	7083.	7098.	6860.	6815.	6729.	6649.	80865.

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE STABLE

ENTRE LES	MOIS	SOMME DES CARRES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE	VALEUR DE F
	TOTAL	979.9766	11	89.08879	564.060**
	RESIDUS	11.3718	72	.15794	
	TOTAL	991.3485	83		

**SAISONNALITE PRESENTE AU NIVEAU DE 0.1 POURCENT

D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
LA MOYENNE MOBILE 3X3 A ETE CHOISIE. LE RAPPORT I/S EST 2.30

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1997	95.37	95.43	96.06	97.08	100.95	103.62	105.74	105.49	101.86	101.18	99.36	97.82	100.00
1998	95.42	95.44	96.07	97.05	100.95	103.63	105.71	105.44	101.84	101.19	99.35	97.83	100.00
1999	95.48	95.52	96.11	97.00	100.93	103.67	105.63	105.35	101.80	101.16	99.35	97.87	99.99
2000	95.57	95.66	96.19	96.94	100.91	103.70	105.54	105.24	101.73	101.06	99.35	97.95	99.99
2001	95.67	95.83	96.30	96.92	100.90	103.67	105.42	105.15	101.66	100.92	99.38	98.02	99.99
2002	95.81	95.97	96.40	96.93	100.89	103.57	105.30	105.11	101.60	100.79	99.39	98.09	99.99
2003	95.95	96.06	96.48	97.01	100.84	103.46	105.16	105.12	101.57	100.75	99.38	98.14	99.99
2004	96.04	96.10	96.52	97.09	100.79	103.37	105.06	105.16	101.54	100.74	99.37	98.19	100.00
MOY.	95.66	95.75	96.27	97.00	100.89	103.59	105.45	105.26	101.70	100.97	99.37	97.99	
TOTAL DU TABLEAU-			9599.21	MOY.-		99.99	ECART TYPE-		3.41				

D10A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE 12 MOIS DES FACTEURS SAISONNIERS

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
2005	96.07	96.13	96.53	97.14	100.74	103.33	105.01	105.19	101.53	100.75	99.37	98.22	100.00

D11. SERIE FINALE, CORRIGEE DES FACTEURS SAISONNIERS ET, QUAND C'EST APPLICABLE, DES VARIATIONS IMPUTABLES
AUX JOURS OUVRABLES ET DE L'EFFET DE PAQUES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	6506.	6518.	6529.	6492.	6525.	6519.	6505.	6543.	6498.	6493.	6504.	6481.	78112.
1998	6524.	6529.	6521.	6531.	6500.	6488.	6478.	6464.	6434.	6437.	6390.	6362.	77657.
1999	6331.	6300.	6262.	6298.	6303.	6285.	6295.	6298.	6298.	6297.	6275.	6253.	75493.
2000	6248.	6220.	6213.	6195.	6210.	6224.	6220.	6220.	6238.	6249.	6257.	6282.	74775.
2001	6296.	6326.	6323.	6330.	6316.	6339.	6327.	6340.	6344.	6358.	6377.	6390.	76067.
2002	6362.	6408.	6426.	6430.	6485.	6466.	6513.	6517.	6525.	6527.	6584.	6555.	77796.
2003	6581.	6567.	6576.	6584.	6590.	6597.	6577.	6596.	6621.	6624.	6630.	6630.	79172.
2004	6640.	6648.	6649.	6688.	6633.	6609.	6642.	6668.	6658.	6669.	6673.	6696.	79871.
MOY.	6436.	6439.	6437.	6443.	6445.	6441.	6445.	6456.	6452.	6457.	6461.	6456.	
TOTAL DU TABLEAU-			618944.	MOY.-		6447.	ECART TYPE-		143.				

TEST DE LA PRESENCE DE SAISONNALITE RESIDUELLE

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE DANS LA SERIE AU NIVEAU DE 1 POURCENT. F = .10

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE AU NIVEAU DE 1 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES. F = .37

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE, AU NIVEAU DE 5 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

REMARQUE: SI LE NIVEAU DE LA SERIE DESAISONNALISEE VARIE BRUSQUEMENT, LES RESULTATS DE CE TEST NE SONT PAS FIAIBLES POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

X11ARMMI VERSION 2000

DESAISONNALISATION INDIRECTE DE LA SERIE SYNTHETIQUE

STATISTIQUE CANADA

TITRE DE LA SERIE - SERIE D'ESSAI 2A + SERIE D'ESSAI 2B

NO. DE LA SERIE SERI2AB

PERIODE VISEE - 1/1997 A 12/2004.

LA SERIE SYNTHETIQUE COMPREND 2 SERIES

D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
LA MOYENNE MOBILE 3X3 A ETE CHOISIE. LE RAPPORT I/S EST 2.56

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1997	95.25	95.25	95.96	96.80	101.06	103.81	106.00	105.86	101.84	101.23	99.22	97.64	99.99
1998	95.34	95.34	96.02	96.86	101.01	103.73	105.80	105.60	101.86	101.24	99.26	97.76	99.99
1999	95.48	95.53	96.14	96.95	100.95	103.64	105.61	105.38	101.83	101.20	99.33	97.86	99.99
2000	95.58	95.68	96.21	96.93	100.92	103.60	105.48	105.20	101.73	101.10	99.43	97.99	99.99
2001	95.73	95.86	96.30	96.94	100.90	103.52	105.32	105.10	101.62	100.99	99.51	98.07	99.99
2002	95.85	95.98	96.41	96.95	100.89	103.44	105.25	105.15	101.53	100.87	99.50	98.15	100.00
2003	95.93	96.03	96.46	97.00	100.85	103.34	105.05	105.10	101.54	100.82	99.52	98.21	99.99
2004	96.06	96.09	96.54	97.05	100.80	103.25	104.96	105.10	101.54	100.82	99.49	98.27	100.00
MOY.	95.65	95.72	96.26	96.93	100.92	103.54	105.43	105.31	101.69	101.03	99.41	97.99	
TOTAL DU TABLEAU-			9599.14	MOY.-		99.99	ECART TYPE-		3.42				

D10A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE 12 MOIS DES FACTEURS SAISONNIERS

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
2005	96.12	96.13	96.58	97.07	100.77	103.20	104.91	105.10	101.53	100.83	99.47	98.30	100.00

D11. SERIE FINALE, CORRIGEE DES FACTEURS SAISONNIERS ET, QUAND C'EST APPLICABLE, DES VARIATIONS IMPUTABLES
AUX JOURS OUVRABLES ET DE L'EFFET DE PAQUES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1997	6515.	6530.	6536.	6510.	6518.	6507.	6489.	6520.	6499.	6490.	6514.	6492.	78121.
1998	6530.	6536.	6524.	6544.	6496.	6481.	6473.	6454.	6433.	6434.	6395.	6367.	77667.
1999	6331.	6299.	6260.	6301.	6302.	6286.	6297.	6296.	6296.	6294.	6276.	6254.	75493.
2000	6248.	6219.	6212.	6196.	6209.	6229.	6224.	6222.	6238.	6246.	6252.	6279.	74773.
2001	6292.	6324.	6323.	6329.	6315.	6349.	6333.	6343.	6347.	6353.	6369.	6387.	76064.
2002	6359.	6407.	6425.	6428.	6485.	6474.	6516.	6515.	6529.	6522.	6576.	6550.	77788.
2003	6582.	6569.	6577.	6584.	6589.	6604.	6584.	6597.	6624.	6620.	6620.	6625.	79175.
2004	6639.	6649.	6647.	6690.	6632.	6616.	6649.	6672.	6658.	6663.	6665.	6690.	79871.
MOY.	6437.	6442.	6438.	6448.	6443.	6443.	6445.	6452.	6453.	6453.	6458.	6456.	
TOTAL DU TABLEAU-			618952.	MOY.-		6447.	ECART TYPE-		143.				

MESURES R1 ET R2 DE L'IRREGULARITE PRESENTE DANS LA SERIE DESAISONNALISEE

	DIRECTE		INDIRECTE		CHANGEMENTS EN POURCENTAGE	
	SERIE COMPLETE	3 DERNIERES ANNEES	SERIE COMPLETE	3 DERNIERES ANNEES	SERIE COMPLETE	3 DERNIERES ANNEES
R1-ERREUR QUAD. MOYENNE	526.353	650.297	506.790	647.905	3.717%	.368%
R1-RACINE CARREE DE L'ERREUR QUADRATIQUE MOY.	22.942	25.501	22.512	25.454	1.876%	.184%
R2-ERREUR QUAD. MOYENNE	180.258	236.767	163.422	230.560	9.340%	2.621%
R2-RACINE CAREE DE L'ERREUR QUADRATIQUE MOY.	13.426	15.387	12.784	15.184	4.784%	1.319%

SI LES CHANGEMENTS EN POURCENTAGE SONT POSITIFS, ALORS LA SERIE SYNTHETIQUE DESAISONNALISEE INDIRECTEMENT EST PLUS LISSE QUE LA SERIE SYNTHETIQUE DESAISONNALISEE DIRECTEMENT.

FIN DE X11ARMMI.

EXEMPLE 3

SÉRIE 3 identifiée par SERI3

Cette série de flux mensuelle commence en janvier 1987 et se termine en mars 1998. Nous avons demandé à la version 2000 du X11ARMMI de l'extrapoler sur un horizon de 36 mois, ce qui nous amène au-delà de l'an 2000. L'effet de Pâques est ensuite pris en compte. Le programme exclut d'abord les valeurs extrêmes avant d'estimer le modèle à effet graduel fixé à 9 jours par l'utilisateur.


```

Fichier de données (données originales) et fichier de cartes (commandes
et options de désaisonnalisation lues par la version 2000 du X11ARMMI):
DO SERI3 12 87 01;
 3089498. 2729117. 2831914. 3071958. 3369493. 3207052.
 3380458. 3200054. 3089497. 3418411. 3038747. 3543179.
 3147440. 2911792. 3210622. 3261241. 3214930. 3371929.
 3509246. 3255723. 3392738. 3334886. 3214484. 3884129.
 3080177. 2990672. 3386801. 3272196. 3410603. 3635748.
 3487640. 3453842. 3552369. 3282863. 3395945. 3791843.
 3223905. 3137980. 3627565. 3338644. 3661286. 3747909.
 3534272. 3740217. 3586276. 3474794. 3620688. 3781055.
 3448458. 3180044. 3648628. 3420476. 3910309. 3764680.
 3646241. 3929750. 3469766. 3643338. 3700627. 3713268.
 3613632. 3461052. 3462189. 3707875. 3975956. 3764532.
 3952060. 3791679. 3711903. 4042092. 3577226. 4106255.
 3880830. 3453753. 3676397. 3907559. 4021575. 3947535.
 4297167. 3867957. 3955855. 4056945. 3778995. 4336895.
 3827927. 3577030. 4000097. 4071556. 4080166. 4198416.
 4362466. 4030410. 4111084. 3986577. 3909665. 4637513.
 3786811. 3667668. 4079626. 4057209. 4166111. 4338396.
 4257925. 4219578. 4250460. 3882003. 3959787. 4495960.
 3747851. 3753801. 4031158. 3848619. 4254267. 4107439.
 4165670. 4473567. 3885075. 4163630. 4198031. 4288324.
 4223530. 3797070. 4139426. 4059530. 4656550. 4230641.
 4513074. 4597175. 4223019. 4454486. 4216694. 4544188.
 4533382. 3892931. 4107558.
;
ETEND 12 87 1 98 03 ;
T SERIE D'ESSAI 3 ;
DS (SERI3 ,0 ,4 ) MOD LOG 0 1 1 0 1 1
PERF 8(B01,010001,0,B01A,010001,2)
TOT 1 IMP 0 GRAPH 2 MMVS 0 RJO 2 PAQUES 5 ETENDUE 9 PAQUXM 1
DIVP 3 HOR 36
;
F;
    
```

STATISTIQUE CANADA

VERSION 2000 DE LA METHODE DE DESAISONNALISATION MENSUELLE X11ARMMI
 CENTRE DE RECHERCHE ET D'ANALYSE EN SERIES CHRONOLOGIQUES
 DIVISION DES METHODES D'ENQUETES AUPRES DES ENTREPRISES

CETTE VERSION EST UNE MISE A JOUR DU X11ARMMI ET DU X11ARMMI/88
 DEVELOPPES PAR ESTELA BEE DAGUM.

NOTES POUR LES UTILISATEURS DE MICRO-ORDINATEURS:

1. L'OPTION AUTOMATIQUE D'EXTRAPOLATION ARMMI NE S'APPLIQUE PAS AU MODELE (2,1,2)(0,1,1).
 CA COMPREND SEULEMENT LES QUATRES PREMIERS MODELES.
2. LA LONGUEUR MAXIMALE DE L'ENTREE MENSUELLE DES SERIES EST DE 27 ANS, INCLUANT LES EXTRAPOLATIONS.
3. AUCUN GRAPHIQUE DES JOURS OUVRABLES ET DE LEURS IRREGULIERS N'EST PRODUIT.

TITRE DE LA SERIE- SERIE D'ESSAI 3

NO. DE LA SERIE SERI3

DATE : 8/18/1999

- PERIODE VISEE- 1ER MOIS ,1987 AU 3E MOIS ,1998
- GENRE DE PASSAGE - METHODE MULTIPLICATIVE D'AJUSTEMENT SAISONNIER
- IMPRIME STANDARD, GRAPHIQUES STANDARDS PLUS 12 OU 4 GRAPHIQUES SAISONNIERS.
- LES LIMITES SIGMA POUR LE CALCUL DES VALEURS EXTREMES SONT 1.5 ET 2.5 .
- LE SERIE EST DIVISEE PAR L'EXPOSANT 10.
- LA SERIE D11 EST MODIFIEE DE FACON A CE QUE LES TOTAUX ANNUELS DE LA SERIE DESAISONNALISEE CONCORDENT AVEC CEUX DE LA SERIE INITIALE.
- MOYENNE MOBILE SAISONNIERE CHOISIE PAR LE PROGRAMME SELON LE RAPPORT I/S GLOBAL.
- 36 MOIS D'EXTRAPOLATIONS PROSPECTIVES PROVIENNENT DU MODELE CHOISI PAR L'UTILISATEUR.
- REGRESSION EN FONCTION DES JOURS OUVRABLES CALCULEE A PARTIR DE JANVIER 1987 EN EXCLUANT LES ALEAS DEPASSANT LES LIMITES SIGMA. 2.5.
- LES ESTIMATIONS DE LA REGRESSION EN FONCTION DES JOURS OUVRABLES SONT UTILISEES A PARTIR DE JANVIER 1987
- REGRESSION DES JOURS OUVRABLES DES COEFFICIENTS DE PONDERATION PRELIMINAIRES.
- FACTEURS D'AJUSTEMENT POUR UN EFFET DE PAQUES GRADUEL APPLIQUES
- TABLEAUX REQUIS A PERFORER : B 1 ,B 1A,

A 1. SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1987	3089.	2729.	2832.	3072.	3369.	3207.	3380.	3200.	3089.	3418.	3039.	3543.	37969.
1988	3147.	2912.	3211.	3261.	3215.	3372.	3509.	3256.	3393.	3335.	3214.	3884.	39709.
1989	3080.	2991.	3387.	3272.	3411.	3636.	3488.	3454.	3552.	3283.	3396.	3792.	40741.
1990	3224.	3138.	3628.	3339.	3661.	3748.	3534.	3740.	3586.	3375.	3621.	3781.	42475.
1991	3448.	3180.	3649.	3420.	3910.	3765.	3646.	3930.	3470.	3643.	3701.	3713.	43476.
1992	3614.	3461.	3462.	3708.	3976.	3765.	3952.	3792.	3712.	4042.	3577.	4106.	45166.
1993	3881.	3454.	3676.	3908.	4022.	3948.	4297.	3868.	3956.	4057.	3779.	4337.	47181.
1994	3828.	3577.	4000.	4072.	4080.	4198.	4362.	4030.	4111.	3987.	3910.	4638.	48793.
1995	3787.	3668.	4080.	4057.	4166.	4338.	4258.	4220.	4250.	3882.	3960.	4496.	49162.
1996	3748.	3754.	4031.	3849.	4254.	4107.	4166.	4474.	3885.	4164.	4198.	4288.	48917.
1997	4224.	3797.	4139.	4060.	4657.	4231.	4513.	4597.	4223.	4454.	4217.	4544.	51655.
1998	4533.	3893.	4108.	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	12534.
MOY.	3634.	3379.	3683.	3638.	3884.	3847.	3919.	3869.	3748.	3795.	3692.	4102.	
TOTAL DU TABLEAU-			507778.		MOY.-	3761.		ECART TYPE-	422.				

A 7. REGRESSION DES JOURS OUVRABLES POUR LA PREMIERE EXECUTION

	PONDERATION COMBINEE	PONDERATION PREALABLE	COEFFICIENTS DE REGRESSION	ERREUR TYPE (POND. COMB.)	T (1)	T (POND. PREAL.)
LUNDI	.442	1.000	-.558	.041	-13.588***	-13.588***
MARDI	.831	1.000	-.169	.041	-4.098***	-4.098***
MERCREDI	.733	1.000	-.267	.041	-6.442***	-6.442***
JEUDI	1.398	1.000	.398	.041	9.676***	9.676***
VENDREDI	1.505	1.000	.505	.041	12.312***	12.312***
SAMEDI	1.714	1.000	.714	.040	17.685***	17.685***
DIMANCHE	.376	1.000	-.624	.041	-15.195***	-15.195***

LES ETOILES INDIQUENT QUE LA PONDERATION COMBINEE EST SIGNIFICATIVEMENT DIFFERENTE DE 1 OU DU COEFFICIENT PREALABLE. VOICI LES NIVEAUX DE SIGNIFICATION: 3 ETOILES (0.1%), 2 ETOILES (1%), 1 ETOILE (5%). S'IL N'Y A AUCUNE ETOILE, LA DIFFERENCE N'EST PAS SIGNIFICATIVE A 5 POURCENT.

SOURCE DE LA VARIANCE	SOMME DES CARES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE	VALEUR DE F
REGRESSION	92.701	6	15.450	564.648***
ERREUR	3.256	119	.027	
TOTAL	95.957	125		

*** IL Y A PRESENCE DE RESIDUS DES JOURS OUVRABLES AU NIVEAU DE 1 POURCENT

LES ERREURS TYPES DES COEFFICIENTS DE L'AJUSTEMENT POUR LES JOURS OUVRABLES SONT TIRES DES COEFFICIENTS DE LA REGRESSION.

MOIS DE 31 JOURS-	.12
MOIS DE 30 JOURS-	.13
MOIS DE 29 JOURS-	.14
MOIS DE 28 JOURS-	.00

A 8. AJUSTEMENT DES JOURS OUVRABLES TIRES DE LA REGRESSION

A 8A. COEFFICIENTS FINALS DES JOURS DE LA SEMAINE -	LUN	MAR	MER	JEU	VEN	SAM	DIM
	.442	.831	.733	1.398	1.505	1.714	.376

A 8B. FACTEURS FINALS DES JOURS OUVRABLES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1987	105.22	99.12	95.64	100.44	101.92	97.58	102.05	98.49	98.55	105.22	96.06	99.88	100.01
1988	101.92	100.68	99.88	104.06	95.64	100.44	101.92	96.80	103.01	98.49	98.55	105.22	100.55
1989	95.64	99.12	102.05	100.30	96.80	103.01	98.49	99.88	104.06	95.64	100.44	101.92	99.78
1990	96.80	99.12	105.22	96.06	99.88	104.06	95.64	102.05	100.30	96.80	103.01	98.49	99.79
1991	99.88	99.12	101.92	97.58	102.05	100.30	96.80	105.22	96.06	99.88	104.06	95.64	99.88
1992	102.05	105.18	95.64	100.44	101.92	97.58	102.05	98.49	98.55	105.22	96.06	99.88	100.26
1993	101.92	99.12	96.80	103.01	98.49	98.55	105.22	95.64	100.44	101.92	97.58	102.05	100.06
1994	98.49	99.12	99.88	104.06	95.64	100.44	101.92	96.80	103.01	98.49	98.55	105.22	100.13
1995	95.64	99.12	102.05	100.30	96.80	103.01	98.49	99.88	104.06	95.64	100.44	101.92	99.78
1996	96.80	104.06	101.92	97.58	102.05	100.30	96.80	105.22	96.06	99.88	104.06	95.64	100.03
1997	102.05	99.12	98.49	98.55	105.22	96.06	99.88	101.92	97.58	102.05	100.30	96.80	99.83
1998	105.22	99.12	95.64	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	99.99
MOY.	100.14	100.16	99.60	100.22	99.67	100.12	99.93	100.03	100.15	99.93	99.92	100.24	
	TOTAL DU TABLEAU-			13501.18	MOY.-	100.01	ECART TYPE-			2.90			

A 8C. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE DE 12 MOIS DES FACTEURS FINALS DES JOURS OUVRABLES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1998	*****	*****	*****	100.44	101.92	97.58	102.05	98.49	98.55	105.22	96.06	99.88	100.02
1999	101.92	99.12	96.80	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	99.28

A 9. AJUSTEMENT DE LA SERIE FINALE POUR TENIR COMPTE DES JOURS OUVRABLES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1987	2936.	2753.	2961.	3059.	3306.	3287.	3312.	3249.	3135.	3249.	3163.	3547.	37958.
1988	3088.	2892.	3214.	3134.	3361.	3357.	3443.	3364.	3294.	3386.	3262.	3692.	39487.
1989	3220.	3017.	3319.	3262.	3524.	3530.	3541.	3458.	3414.	3432.	3381.	3720.	40819.
1990	3331.	3166.	3448.	3476.	3666.	3602.	3695.	3665.	3576.	3590.	3515.	3839.	42567.
1991	3453.	3208.	3580.	3505.	3832.	3753.	3767.	3735.	3612.	3648.	3556.	3882.	43532.
1992	3541.	3291.	3620.	3692.	3901.	3858.	3873.	3850.	3767.	3842.	3724.	4111.	45068.
1993	3808.	3485.	3798.	3793.	4083.	4006.	4084.	4044.	3939.	3981.	3873.	4250.	47142.
1994	3887.	3609.	4005.	3913.	4266.	4180.	4280.	4164.	3991.	4048.	3967.	4408.	48717.
1995	3959.	3700.	3998.	4045.	4304.	4212.	4323.	4225.	4085.	4059.	3942.	4411.	49263.
1996	3872.	3607.	3955.	3944.	4169.	4095.	4304.	4252.	4044.	4169.	4034.	4484.	48928.
1997	4139.	3831.	4203.	4119.	4426.	4404.	4518.	4511.	4328.	4365.	4204.	4695.	51742.
1998	4309.	3928.	4295.	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	12531.
MOY.	3628.	3374.	3700.	3631.	3894.	3844.	3922.	3865.	3744.	3797.	3693.	4094.	
	TOTAL DU TABLEAU-			507753.	MOY.-	3761.	ECART TYPE-			409.			

A10. MODELE POUR UN EFFET DE PAQUES GRADUEL.

MISE EN GARDE: CERTAINES VALEURS EXTREMES PEUVENT ETRE SUPPRIMEES (AU-DELA DE DEUX SIGMA)

NOMBRE D'OBSERVATIONS SUPPRIMEES 0

ETENDUE DE LA PERIODE SPECIFIEE PAR L'UTILISATEUR 9

NOMBRE D'ANNEES DE DONNEES 11
 NOMBRE DE PAQUES EN MARS 3
 NOMBRE DE PAQUES AU DEBUT D'AVRIL 3
 NOMBRE DE PAQUES AU MILIEU D'AVRIL 5

PAQUES EN MARS ECHAT = -.015745

PAQUES AU DEBUT D'AVRIL
 DATE EN AVRIL = 3 ECHAT = -.010497

PAQUES AU DEBUT D'AVRIL
 DATE EN AVRIL = 3 ECHAT = -.010497

PAQUES AU DEBUT D'AVRIL
 DATE EN AVRIL = 7 ECHAT = -.003499

PAS DE PAQUES EN MARS ET AU DEBUT D'AVRIL
 FACTEUR DE MARS 1-EHAT
 FACTEUR D'AVRIL 1+ECHAT

SOURCE DE LA VARIANCE	SOMME DES CARRES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE
PAQUES	.0019	1	.0019
RESIDUS	.0010	6	.0002
TOTAL	.0029	10	

STATISTIQUE DE F 11.243570
 NIVEAU SIGNIFICATIF .985 SIGNIFICATIF AU NIVEAU DE 1.5 %

L'EFFET DE PAQUES EST SIGNIFICATIF AU NIVEAU DE 5% MAIS NE L'EST PAS AU NIVEAU DE 1%

A11. FACTEURS DE PAQUES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1987	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1988	100.00	100.00	101.05	98.95	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1989	100.00	100.00	101.57	98.43	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1990	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1991	100.00	100.00	101.57	98.43	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1992	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1993	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1994	100.00	100.00	101.05	98.95	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1995	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1996	100.00	100.00	100.35	99.65	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1997	100.00	100.00	101.57	98.43	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1998	100.00	100.00	100.00	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	100.00
MOY.	100.00	100.00	100.60	99.35	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	
TOTAL DU TABLEAU-				13500.00	MOY.-		100.00	ECART TYPE-		.38			

A11A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE D'UN AN DES FACTEURS DE PAQUES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1998	*****	*****	*****	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1999	100.00	100.00	100.00	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	100.00

A12. SERIE ORIGINALE AJUSTEE EN FONCTION DE L'EFFET DE PAQUES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1987	3089.	2729.	2832.	3072.	3369.	3207.	3380.	3200.	3089.	3418.	3039.	3543.	37969.
1988	3147.	2912.	3177.	3296.	3215.	3372.	3509.	3256.	3393.	3335.	3214.	3884.	39710.
1989	3080.	2991.	3334.	3325.	3411.	3636.	3488.	3454.	3552.	3283.	3396.	3792.	40741.
1990	3224.	3138.	3628.	3339.	3661.	3748.	3534.	3740.	3586.	3475.	3621.	3781.	42475.
1991	3448.	3180.	3592.	3475.	3910.	3765.	3646.	3930.	3470.	3643.	3701.	3713.	43474.
1992	3614.	3461.	3462.	3708.	3976.	3765.	3952.	3792.	3712.	4042.	3577.	4106.	45166.
1993	3881.	3454.	3676.	3908.	4022.	3948.	4297.	3868.	3956.	4057.	3779.	4337.	47181.
1994	3828.	3577.	3959.	4115.	4080.	4198.	4362.	4030.	4111.	3987.	3910.	4638.	48795.
1995	3787.	3668.	4080.	4057.	4166.	4338.	4258.	4220.	4250.	3882.	3960.	4496.	49162.
1996	3748.	3754.	4017.	3862.	4254.	4107.	4166.	4474.	3885.	4164.	4198.	4288.	48917.
1997	4224.	3797.	4075.	4124.	4657.	4231.	4513.	4597.	4223.	4454.	4217.	4544.	51656.
1998	4533.	3893.	4108.	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	12534.
MOY.	3634.	3379.	3662.	3662.	3884.	3847.	3919.	3869.	3748.	3795.	3692.	4102.	
TOTAL DU TABLEAU-				507780.	MOY.-		3761.	ECART TYPE-		422.			

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE STABLE

ENTRE LES	MOIS	SOMME DES CARRES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE	VALEUR DE F
		2452.6999	11	222.97272	269.891**
	RESIDUS	91.7035	111	.82616	
	TOTAL	2544.4034	122		

**SAISONNALITE PRESENTE AU NIVEAU DE 0.1 POURCENT

C17. COEFFICIENTS FINALS DE PONDERATION DE LA COMPOSANTE IRREGULIERE
L'INTERVALLE DE PONDERATION VA DE 1.5 A 2.5 SIGMA

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	E.T.
1987	100.0	100.0	.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	.0	100.0	100.0	.0	.5
1988	100.0	100.0	100.0	100.0	82.9	100.0	100.0	100.0	100.0	77.6	100.0	.0	.5
1989	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	.5
1990	100.0	72.7	100.0	100.0	100.0	.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	.4
1991	100.0	100.0	100.0	100.0	.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	.4
1992	100.0	100.0	100.0	.0	100.0	100.0	41.6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	.4
1993	.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	.4
1994	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	.0	100.0	100.0	88.8	.5
1995	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	.0	.5
1996	.0	100.0	100.0	100.0	100.0	1.4	90.8	100.0	.0	100.0	100.0	100.0	.5
1997	100.0	98.5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	.4
1998	36.2	100.0	100.0	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	.3

D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1987	95.6	89.1	95.1	97.5	104.7	103.5	103.9	101.6	97.9	101.2	98.3	110.0	99.9
1988	95.6	89.4	98.2	97.6	103.2	102.7	104.9	102.0	99.4	101.7	97.7	110.3	100.2
1989	96.0	89.8	96.9	98.1	104.0	104.0	104.1	101.5	99.9	100.1	98.1	107.2	100.0
1990	95.4	90.3	97.9	98.4	103.6	101.5	103.8	102.7	99.9	100.1	97.9	106.9	99.9
1991	96.1	89.2	97.7	98.5	105.7	103.4	103.6	102.7	99.3	100.3	97.6	106.3	100.0
1992	96.6	89.5	98.0	99.5	104.8	103.2	103.2	102.1	99.4	100.8	97.1	106.7	100.1
1993	98.5	90.0	97.9	97.6	104.9	102.5	104.1	102.6	99.5	100.2	97.2	106.3	100.1
1994	96.9	89.7	98.1	97.5	104.9	102.7	105.1	102.3	98.0	99.3	97.2	107.7	100.0
1995	96.6	90.0	97.1	98.2	104.4	102.2	105.1	102.9	99.8	99.5	97.0	108.9	100.1
1996	95.8	89.4	97.8	98.1	103.1	100.8	105.4	103.6	98.0	100.3	96.5	106.7	99.6
1997	97.9	90.2	97.1	97.8	103.1	102.3	104.6	104.0	99.6	100.2	96.3	107.4	100.0
1998	98.3	89.4	97.4	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	95.0
MOY.	96.6	89.7	97.4	98.1	104.2	102.6	104.3	102.5	99.1	100.3	97.4	107.7	

TOTAL DU TABLEAU- 13484.3 MOY.- 99.9 ECART TYPE- 4.6

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE STABLE

ENTRE LES	MOIS	SOMME DES CARRES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE	VALEUR DE F
		2823.0694	11	256.64268	357.095**
	RESIDUS	88.3995	123	.71869	
	TOTAL	2911.4689	134		

**SAISONNALITE PRESENTE AU NIVEAU DE 0.1 POURCENT

TEST NON PARAMETRIQUE DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE STABLE

STATISTIQUE DE KRUSKAL-WALLIS	DGRS DE LIBERTE	NIVEAU DE PROBABILITE
125.8670	11	.000%

SAISONNALITE PRESENTE AU NIVEAU DE 1 POURCENT

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE EVOLUTIVE

ENTRE LES	ANNEES	SOMME DES CARRES	DGRS DE LIBERTE	MOYENNE QUADRATIQUE	VALEUR DE F
		10.6931	10	1.069313	1.623
	ERREUR	72.4740	110	.658855	

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE EVOLUTIVE AU NIVEAU DE 5 POURCENT

TEST DE LA PRESENCE D'UNE SAISONNALITE IDENTIFIABLE DANS LA SERIE

PRESENCE DE SAISONNALITE IDENTIFIABLE

D 9. VALEURS FINALES DE REMPLACEMENT DES RAPPORTS S-I EXTREMES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC
1987	*****	*****	97.4	*****	*****	*****	*****	*****	99.7	*****	*****	107.3
1988	*****	*****	*****	*****	103.4	*****	*****	*****	*****	101.5	*****	107.3
1989	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1990	*****	90.1	*****	*****	*****	103.2	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1991	*****	*****	*****	*****	104.5	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1992	*****	*****	*****	98.1	*****	*****	103.7	*****	*****	*****	*****	*****
1993	96.7	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1994	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	99.3	*****	*****	107.7
1995	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	107.1
1996	97.3	*****	*****	*****	*****	102.0	105.4	*****	99.2	*****	*****	*****
1997	*****	90.2	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****
1998	97.9	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****

D 9A. VARIATION SUR UN AN DES COMPOSANTES IRREGULIERES ET SAISONNIERES ET RAPPORT DE SAISONNALITE EVOLUTIVE

	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC
I	.394	.572	.659	.318	.529	.436	.463	.457	.334	.586	.282	.443
S	.189	.051	.096	.056	.128	.123	.128	.166	.047	.113	.152	.086
RAPPORT	2.09	11.13	6.89	5.64	4.13	3.54	3.61	2.76	7.10	5.20	1.86	5.14

D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS LA MOYENNE MOBILE 3X5 A ETE CHOISIE. LE RAPPORT I/S EST 4.12

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1987	95.73	89.55	97.60	97.85	103.97	103.37	104.24	101.85	99.71	100.84	98.03	107.24	100.00
1988	95.73	89.54	97.61	97.91	103.98	103.36	104.18	101.95	99.68	100.75	97.98	107.15	99.99
1989	95.80	89.56	97.67	98.02	104.01	103.34	104.11	102.08	99.65	100.64	97.87	107.03	99.98
1990	95.96	89.58	97.68	98.09	104.15	103.31	104.01	102.21	99.61	100.49	97.73	106.87	99.97
1991	96.16	89.63	97.77	98.09	104.32	103.19	104.01	102.33	99.56	100.33	97.56	106.80	99.98
1992	96.37	89.65	97.77	98.04	104.53	103.03	104.11	102.44	99.52	100.15	97.41	106.79	99.98
1993	96.59	89.67	97.80	97.96	104.55	102.79	104.37	102.56	99.46	100.06	97.23	106.86	99.99
1994	96.84	89.74	97.69	97.89	104.39	102.56	104.62	102.76	99.46	99.99	97.04	106.95	99.99
1995	97.09	89.77	97.61	97.87	104.09	102.37	104.84	103.02	99.45	99.95	96.87	107.08	100.00
1996	97.30	89.79	97.47	97.90	103.78	102.21	104.93	103.32	99.44	99.97	96.74	107.16	100.00
1997	97.50	89.72	97.42	97.94	103.53	102.11	104.96	103.54	99.36	100.08	96.63	107.21	100.00
1998	97.65	89.71	97.37	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	94.91
MOY.	96.56	89.66	97.62	97.96	104.12	102.88	104.40	102.55	99.54	100.30	97.37	107.01	
TOTAL DU TABLEAU-			13483.39		MOY.-	99.88		ECART TYPE-	4.50				

D10A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE 12 MOIS DES FACTEURS SAISONNIERS

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1998	*****	*****	*****	97.94	103.38	102.05	104.90	103.70	99.32	100.17	96.56	107.25	101.70
1999	97.74	89.65	97.39	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	94.93

D11. SERIE FINALE, CORRIGEE DES FACTEURS SAISONNIERS ET, QUAND C'EST APPLICABLE, DES VARIATIONS IMPUTABLES AUX JOURS OUVRABLES ET DE L'EFFET DE PAQUES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1987	3067.	3075.	3034.	3126.	3180.	3179.	3178.	3190.	3144.	3222.	3227.	3308.	37930.
1988	3226.	3230.	3259.	3235.	3233.	3248.	3305.	3299.	3304.	3361.	3329.	3445.	39473.
1989	3362.	3369.	3345.	3382.	3388.	3416.	3401.	3388.	3426.	3410.	3455.	3476.	40817.
1990	3471.	3534.	3529.	3543.	3520.	3486.	3553.	3586.	3590.	3572.	3597.	3592.	42573.
1991	3591.	3580.	3605.	3631.	3673.	3637.	3622.	3650.	3628.	3636.	3645.	3635.	43532.
1992	3674.	3670.	3702.	3766.	3732.	3745.	3720.	3758.	3785.	3836.	3823.	3850.	45060.
1993	3942.	3886.	3883.	3872.	3906.	3897.	3913.	3943.	3960.	3978.	3983.	3977.	47141.
1994	4013.	4022.	4057.	4039.	4086.	4076.	4091.	4052.	4013.	4048.	4088.	4121.	48707.
1995	4078.	4122.	4096.	4133.	4135.	4114.	4124.	4101.	4107.	4061.	4070.	4120.	49260.
1996	3979.	4017.	4044.	4043.	4017.	4006.	4101.	4115.	4067.	4170.	4170.	4184.	48914.
1997	4245.	4270.	4247.	4273.	4275.	4313.	4305.	4356.	4356.	4362.	4351.	4379.	51731.
1998	4412.	4378.	4411.	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	13201.
MOY.	3755.	3763.	3768.	3731.	3740.	3738.	3756.	3767.	3762.	3787.	3794.	3826.	
TOTAL DU TABLEAU-			508339.		MOY.-	3765.		ECART TYPE-	370.				

TEST DE LA PRESENCE DE SAISONNALITE RESIDUELLE

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE DANS LA SERIE AU NIVEAU DE 1 POURCENT. F = .79

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE AU NIVEAU DE 1 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES. F = .26

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE, AU NIVEAU DE 5 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

REMARQUE: SI LE NIVEAU DE LA SERIE DESAISONNALISEE VARIE BRUSQUEMENT, LES RESULTATS DE CE TEST NE SONT PAS FIAIBLES POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

D11A. SERIE DESAISONNALISEE FINALE DONT LES TOTAUX ANNUELS SONT REVISES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1987	3064.	3072.	3032.	3125.	3180.	3180.	3180.	3194.	3151.	3231.	3238.	3322.	37969.
1988	3243.	3250.	3281.	3257.	3256.	3271.	3328.	3321.	3324.	3378.	3344.	3456.	39709.
1989	3369.	3372.	3345.	3378.	3382.	3408.	3392.	3377.	3414.	3398.	3442.	3464.	40741.
1990	3461.	3525.	3520.	3534.	3511.	3478.	3545.	3578.	3582.	3565.	3589.	3585.	42475.
1991	3582.	3571.	3597.	3623.	3666.	3631.	3616.	3646.	3625.	3635.	3645.	3638.	43476.
1992	3679.	3676.	3710.	3774.	3742.	3755.	3730.	3769.	3795.	3846.	3832.	3858.	45166.
1993	3948.	3891.	3887.	3875.	3908.	3899.	3915.	3945.	3962.	3981.	3987.	3982.	47181.
1994	4021.	4030.	4066.	4049.	4096.	4085.	4100.	4060.	4019.	4053.	4091.	4122.	48793.
1995	4075.	4117.	4089.	4125.	4125.	4104.	4113.	4090.	4097.	4051.	4062.	4113.	49162.
1996	3975.	4015.	4043.	4043.	4018.	4008.	4103.	4117.	4069.	4171.	4171.	4184.	48917.
1997	4243.	4267.	4243.	4268.	4269.	4306.	4298.	4349.	4347.	4353.	4342.	4370.	51655.
1998	4403.	4369.	4402.	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	13174.
MOY.	3755.	3763.	3768.	3732.	3741.	3739.	3756.	3768.	3762.	3788.	3795.	3827.	
TOTAL DU TABLEAU-			508419.		MOY.-	3766.		ECART TYPE-	367.				

TEST DE LA PRESENCE DE SAISONNALITE RESIDUELLE

AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE DANS LA SERIE AU NIVEAU DE 1 POURCENT. F = .79
 AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE AU NIVEAU DE 1 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES. F = .28
 AUCUN INDICE DE SAISONNALITE RESIDUELLE, AU NIVEAU DE 5 POURCENT, POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

REMARQUE: SI LE NIVEAU DE LA SERIE DESAISONNALISEE VARIE BRUSQUEMENT, LES RESULTATS DE CE TEST NE SONT PAS FIAIBLES POUR LES 3 DERNIERES ANNEES.

D12. TENDANCE-CYCLE FINALE - MOYENNE MOBILE DE HENDERSON
 LA MOYENNE MOBILE A 13 TERMES A ETE CHOISIE. LE RAPPORT I/C EST 1.55

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1987	3071.	3089.	3110.	3133.	3154.	3172.	3187.	3198.	3206.	3214.	3222.	3228.	37984.
1988	3232.	3234.	3237.	3242.	3251.	3265.	3281.	3299.	3317.	3332.	3343.	3349.	39382.
1989	3355.	3362.	3370.	3379.	3387.	3394.	3401.	3407.	3416.	3428.	3447.	3469.	40814.
1990	3491.	3509.	3522.	3532.	3540.	3550.	3560.	3570.	3580.	3586.	3588.	3589.	42617.
1991	3592.	3598.	3608.	3618.	3627.	3633.	3635.	3635.	3635.	3637.	3642.	3650.	43510.
1992	3663.	3679.	3696.	3711.	3724.	3737.	3752.	3769.	3789.	3812.	3834.	3852.	45020.
1993	3866.	3875.	3882.	3888.	3895.	3907.	3921.	3938.	3954.	3969.	3982.	3995.	47072.
1994	4009.	4026.	4043.	4059.	4070.	4073.	4072.	4069.	4069.	4072.	4079.	4090.	48733.
1995	4100.	4110.	4117.	4122.	4124.	4123.	4117.	4106.	4093.	4077.	4063.	4050.	49203.
1996	4040.	4032.	4029.	4033.	4043.	4061.	4083.	4106.	4131.	4156.	4181.	4204.	49098.
1997	4227.	4246.	4261.	4274.	4289.	4304.	4321.	4337.	4350.	4360.	4367.	4374.	51710.
1998	4383.	4393.	4406.	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	13182.
MOY.	3752.	3763.	3773.	3726.	3737.	3747.	3757.	3767.	3776.	3786.	3795.	3805.	
TOTAL DU TABLEAU-			508325.		MOY.-	3765.		ECART TYPE-	370.				

D13. SERIE DES FACTEURS IRREGULIERS FINALS

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	E.T.
1987	99.9	99.5	97.5	99.8	100.8	100.2	99.7	99.8	98.1	100.3	100.2	102.5	1.2
1988	99.8	99.9	100.7	99.8	99.4	99.5	100.7	100.0	99.6	100.9	99.6	102.9	.9
1989	100.2	100.2	99.3	100.1	100.0	100.6	100.0	99.4	100.3	99.5	100.2	100.2	.4
1990	99.4	100.7	100.2	100.3	99.4	98.2	99.8	100.4	100.3	99.6	100.2	100.1	.6
1991	100.0	99.5	99.9	100.4	101.3	100.1	99.6	100.4	99.8	100.0	100.1	99.6	.5
1992	100.3	99.8	100.2	101.5	100.2	100.2	99.1	99.7	99.9	100.6	99.7	99.9	.6
1993	102.0	100.3	100.0	99.6	100.3	99.8	99.8	100.1	100.1	100.2	100.0	99.5	.6
1994	100.1	99.9	100.3	99.5	100.4	100.1	100.5	99.6	98.6	99.4	100.2	100.8	.6
1995	99.5	100.3	99.5	100.3	100.3	99.8	100.2	99.9	100.3	99.6	100.2	101.7	.6
1996	98.5	99.6	100.4	100.3	99.3	98.7	100.5	100.2	98.5	100.3	99.7	99.5	.7
1997	100.4	100.6	99.7	100.0	99.7	100.2	99.6	100.4	100.1	100.0	99.6	100.1	.3
1998	100.7	99.7	100.1	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	.4
E.T.	.8	.4	.8	.5	.6	.7	.4	.3	.8	.5	.2	1.1	
TOTAL DU TABLEAU-			13500.4		MOY.-	100.0		ECART TYPE-	.7				

D16. FACTEURS SAISONNIERS COMBINES, A CEUX DES JOURS OUVRABLES (SI PRESENT), ET DE PAQUES (SI PRESENT)

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1987	100.73	88.76	93.34	98.28	105.97	100.87	106.38	100.32	98.26	106.10	94.16	107.11	100.02
1988	97.57	90.15	98.52	100.82	99.45	103.82	106.18	98.69	102.69	99.23	96.56	112.74	100.53
1989	91.63	88.76	101.24	96.76	100.67	106.45	102.54	101.96	103.69	96.26	98.29	109.08	99.78
1990	92.88	88.79	102.78	94.23	104.03	107.51	99.48	104.31	99.91	97.27	100.67	105.25	99.76
1991	96.04	88.83	101.22	94.21	106.46	103.50	100.68	107.67	95.64	100.21	101.53	102.14	99.84
1992	98.35	94.30	93.52	98.47	106.54	100.53	106.25	100.89	98.07	105.37	93.58	106.66	100.21
1993	98.45	88.87	94.67	100.91	102.97	101.29	109.81	98.09	99.90	101.98	94.87	109.06	100.07
1994	95.38	88.95	98.60	100.80	99.85	103.01	106.63	99.47	102.46	98.48	95.63	112.53	100.15
1995	92.86	88.98	99.61	98.17	100.75	105.45	103.26	102.89	103.49	95.60	97.30	109.13	99.79
1996	94.19	93.44	99.69	95.20	105.91	102.52	101.57	108.71	95.52	99.85	100.67	102.49	99.98
1997	99.51	88.93	97.46	95.00	108.93	98.09	104.83	105.52	96.96	102.13	96.92	103.78	99.84
1998	102.75	88.91	93.13	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	94.93
MOY.	96.69	89.81	97.81	97.53	103.77	103.00	104.33	102.59	99.69	100.23	97.29	107.27	
TOTAL DU TABLEAU-			13484.49		MOY.-	99.89		ECART TYPE-	5.37				

D16A. EXTRAPOLATION PROSPECTIVE 12 MOIS DES FACTEURS SAISONNIERS COMBINES, A CEUX DES JOURS OUVRABLES (SI PRESENTS) ET DE PAQUES (SI PRESENTS)

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.
1998	*****	*****	*****	98.37	105.37	99.58	107.05	102.14	97.88	105.40	92.76	107.12	101.74
1999	99.61	88.85	94.27	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	94.25

E 1. SERIE ORIGINALE SANS LES VALEURS EXTREMES DONT LE POIDS FINAL ASSOCIE EST ZERO

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1987	3089.	2729.	2903.	3072.	3369.	3207.	3380.	3200.	3150.	3418.	3039.	3458.	38016.
1988	3147.	2912.	3211.	3261.	3215.	3372.	3509.	3256.	3393.	3335.	3214.	3776.	39601.
1989	3080.	2991.	3387.	3272.	3411.	3636.	3488.	3454.	3552.	3283.	3396.	3792.	40741.
1990	3224.	3138.	3628.	3339.	3661.	3816.	3534.	3740.	3586.	3475.	3621.	3781.	42543.
1991	3448.	3180.	3649.	3420.	3861.	3765.	3646.	3930.	3470.	3643.	3701.	3713.	43426.
1992	3614.	3461.	3462.	3654.	3976.	3765.	3952.	3792.	3712.	4042.	3577.	4106.	45113.
1993	3806.	3454.	3676.	3908.	4022.	3948.	4297.	3868.	3956.	4057.	3779.	4337.	47107.
1994	3828.	3577.	4000.	4072.	4080.	4198.	4362.	4030.	4169.	3987.	3910.	4638.	48851.
1995	3787.	3668.	4080.	4057.	4166.	4338.	4258.	4220.	4250.	3882.	3960.	4420.	49086.
1996	3805.	3754.	4031.	3849.	4254.	4107.	4166.	4474.	3946.	4164.	4198.	4288.	49035.
1997	4224.	3797.	4139.	4060.	4657.	4231.	4513.	4597.	4223.	4454.	4217.	4544.	51655.
1998	4533.	3893.	4108.	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	12534.
MOY.	3632.	3379.	3689.	3633.	3879.	3853.	3919.	3869.	3764.	3795.	3692.	4078.	
TOTAL DU TABLEAU-			507707.		MOY.-	3761.		ECART TYPE-	420.				

E 2. SERIE DESAISONNALISEE FINALE SANS LES EXTREMES DONT LE POIDS ASSOCIE EST ZERO

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1987	3067.	3075.	3110.	3126.	3180.	3179.	3178.	3190.	3206.	3222.	3227.	3228.	37989.
1988	3226.	3230.	3259.	3235.	3233.	3248.	3305.	3299.	3304.	3361.	3329.	3349.	39377.
1989	3362.	3369.	3345.	3382.	3388.	3416.	3401.	3388.	3426.	3410.	3455.	3476.	40817.
1990	3471.	3534.	3529.	3543.	3520.	3550.	3553.	3586.	3590.	3572.	3597.	3592.	42636.
1991	3591.	3580.	3605.	3631.	3627.	3637.	3622.	3650.	3628.	3636.	3645.	3635.	43485.
1992	3674.	3670.	3702.	3711.	3732.	3745.	3720.	3758.	3785.	3836.	3823.	3850.	45005.
1993	3866.	3886.	3883.	3872.	3906.	3897.	3913.	3943.	3960.	3978.	3983.	3977.	47065.
1994	4013.	4022.	4057.	4039.	4086.	4076.	4091.	4052.	4069.	4048.	4088.	4121.	48763.
1995	4078.	4122.	4096.	4133.	4135.	4114.	4124.	4101.	4107.	4061.	4070.	4050.	49190.
1996	4040.	4017.	4044.	4043.	4017.	4006.	4101.	4115.	4131.	4170.	4170.	4184.	49038.
1997	4245.	4270.	4247.	4273.	4275.	4313.	4305.	4356.	4356.	4362.	4351.	4379.	51731.
1998	4412.	4378.	4411.	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	13201.
MOY.	3754.	3763.	3774.	3726.	3736.	3744.	3756.	3767.	3778.	3787.	3794.	3804.	
TOTAL DU TABLEAU-			508299.		MOY.-	3765.		ECART TYPE-	370.				

E 3. SERIE DES FACTEURS IRREGULIERS MODIFIES

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	E.T.
1987	99.9	99.5	100.0	99.8	100.8	100.2	99.7	99.8	100.0	100.3	100.2	100.0	.3
1988	99.8	99.9	100.7	99.8	99.4	99.5	100.7	100.0	99.6	100.9	99.6	100.0	.5
1989	100.2	100.2	99.3	100.1	100.0	100.6	100.0	99.4	100.3	99.5	100.2	100.2	.4
1990	99.4	100.7	100.2	100.3	99.4	100.0	99.8	100.4	100.3	99.6	100.2	100.1	.4
1991	100.0	99.5	99.9	100.4	100.0	100.1	99.6	100.4	99.8	100.0	100.1	99.6	.3
1992	100.3	99.8	100.2	100.0	100.2	100.2	99.1	99.7	99.9	100.6	99.7	99.9	.4
1993	100.0	100.3	100.0	99.6	100.3	99.8	99.8	100.1	100.1	100.2	100.0	99.5	.2
1994	100.1	99.9	100.3	99.5	100.4	100.1	100.5	99.6	100.0	99.4	100.2	100.8	.4
1995	99.5	100.3	99.5	100.3	100.3	99.8	100.2	99.9	100.3	99.6	100.2	100.0	.3
1996	100.0	99.6	100.4	100.3	99.3	98.7	100.5	100.2	100.0	100.3	99.7	99.5	.5
1997	100.4	100.6	99.7	100.0	99.7	100.2	99.6	100.4	100.1	100.0	99.6	100.1	.3
1998	100.7	99.7	100.1	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	.4
E.T.	.3	.4	.4	.3	.4	.5	.4	.3	.2	.5	.2	.3	
TOTAL DU TABLEAU-			13499.3		MOY.-	100.0		ECART TYPE-	.4				

E 4. RAPPORTS ENTRE LES TOTAUX ANNUELS DES SERIES ORIGINALE ET DESAISONNALISEE

ANNEE	NON MODIFIES	MODIFIES
1987	100.10	100.07
1988	100.60	100.57
1989	99.81	99.81
1990	99.77	99.78
1991	99.87	99.86
1992	100.24	100.24
1993	100.09	100.09
1994	100.18	100.18
1995	99.80	99.79
1996	100.01	99.99
1997	99.85	99.85

E 5. VARIATIONS MENSUELLES DE LA SERIE ORIGINALE

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.	
1987	*****	-11.7	3.8	8.5	9.7	-4.8	5.4	-5.3	-3.5	10.6	-11.1	16.6	1.7	
1988		-7.5	10.3	1.6	-1.4	4.9	4.1	-7.2	4.2	-1.7	-3.6	20.8	1.1	
1989		-20.7	-2.9	13.2	-3.4	4.2	6.6	-4.1	-1.0	2.9	-7.6	3.4	11.7	.2
1990		-15.0	-2.7	15.6	-8.0	9.7	2.4	-5.7	5.8	-4.1	-3.1	4.2	4.4	.3
1991		-8.8	-7.8	14.7	-6.3	14.3	-3.7	-3.1	7.8	-11.7	5.0	1.6	.3	.2
1992		-2.7	-4.2	.0	7.1	7.2	-5.3	5.0	-4.1	-2.1	8.9	-11.5	14.8	1.1
1993		-5.5	-11.0	6.4	6.3	2.9	-1.8	8.9	-10.0	2.3	2.6	-6.9	14.8	.7
1994		-11.7	-6.6	11.8	1.8	.2	2.9	3.9	-7.6	2.0	-3.0	-1.9	18.6	.9
1995		-18.3	-3.1	11.2	-.5	2.7	4.1	-1.9	-.9	.7	-8.7	2.0	13.5	.1
1996		-16.6	.2	7.4	-4.5	10.5	-3.5	1.4	7.4	-13.2	7.2	.8	2.2	-.1
1997		-1.5	-10.1	9.0	-1.9	14.7	-9.1	6.7	1.9	-8.1	5.5	-5.3	7.8	.8
1998		-.2	-14.1	5.5	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	-3.0
MOY.		-10.2	-6.8	9.1	.1	6.8	-.7	1.9	-1.2	-2.8	1.4	-2.6	11.4	
TOTAL DU TABLEAU-				72.8	MOY.-	.5	ECART TYPE-	8.1						

E 6. VARIATIONS MENSUELLES DE LA SERIE DESAISONNALISEE FINALE (D11.)

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.	
1987	*****	.2	-1.3	3.0	1.7	.0	-.1	.4	-1.4	2.5	.2	2.5	.7	
1988		-2.5	.1	.9	-.7	.5	1.8	-.2	.1	1.7	-.9	3.5	.3	
1989		-2.4	.2	-.7	1.1	.2	.8	-.4	1.1	-.4	1.3	.6	.1	
1990		-.2	1.8	-.1	.4	-.7	-.9	1.9	.9	-.1	-.5	.7	-.1	.3
1991		.0	-.3	.7	.7	1.2	-1.0	-.4	.8	-.6	.2	.3	-.3	.1
1992		1.1	-.1	.9	1.7	-.9	.3	-.7	1.0	.7	1.4	-.3	.7	.5
1993		2.4	-1.4	-.1	-.3	.9	-.2	.4	.8	.4	.5	.1	-.2	.3
1994		.9	.2	.9	-.4	1.2	-.3	.4	-1.0	-1.0	.9	1.0	.8	.3
1995		-1.1	1.1	-.6	.9	.0	-.5	.2	-.6	.2	-1.1	.2	1.2	.0
1996		-3.4	1.0	.7	.0	-.6	-.3	2.4	.3	-1.2	2.5	.0	.3	.1
1997		1.4	.6	-.5	.6	.0	.9	-.2	1.2	.0	.1	-.3	.6	.4
1998		.8	-.8	.7	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	.2
MOY.		-.3	.2	.1	.6	.3	-.1	.5	.3	-.1	.7	.2	.9	
TOTAL DU TABLEAU-				37.1	MOY.-	.3	ECART TYPE-	1.0						

E 6A. VARIATIONS MENSUELLES DE LA SERIE DESAISONNALISEE FINALE (D11A.)

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	MOY.	
1987	*****	.3	-1.3	3.1	1.8	.0	.0	.4	-1.4	2.5	.2	2.6	.7	
1988		-2.4	.2	1.0	-.7	.0	.5	1.7	-.2	1.6	-1.0	3.4	.3	
1989		-2.5	.1	-.8	1.0	.1	.8	-.5	1.1	-.5	1.3	.6	.0	
1990		-.1	1.8	-.1	.4	-.7	-.9	1.9	.9	.1	-.5	.7	-.1	.3
1991		-.1	-.3	.7	.7	1.2	-1.0	-.4	.8	-.6	.3	-.2	.1	
1992		1.1	-.1	.9	1.7	-.9	.4	-.7	1.0	.7	1.3	-.4	.7	.5
1993		2.3	-1.4	-.1	-.3	.8	-.2	.4	.8	.4	.5	.2	-.1	.3
1994		1.0	.2	.9	-.4	1.2	-.3	.4	-1.0	-1.0	.8	.9	.7	.3
1995		-1.1	1.0	-.7	.9	.0	-.5	.2	-.6	.2	-1.1	.3	1.3	.0
1996		-3.4	1.0	.7	.0	-.6	-.2	2.4	.3	-1.2	2.5	.0	.3	.2
1997		1.4	.6	-.6	.6	.0	.9	-.2	1.2	.0	.1	-.3	.6	.4
1998		.8	-.8	.7	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	.2
MOY.		-.3	.2	.1	.6	.3	-.1	.5	.3	-.1	.7	.2	.9	
TOTAL DU TABLEAU-				37.0	MOY.-	.3	ECART TYPE-	1.0						

F 1. MOYENNE MOBILE MDC
LA VALEUR MDC EST 3

ANNEE	JANV	FEV	MARS	AVRIL	MAI	JUIN	JUIL	AOUT	SEPT	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1987	*****	3059.	3078.	3113.	3162.	3179.	3182.	3171.	3185.	3198.	3252.	3254.	34833.
1988		3255.	3238.	3241.	3242.	3238.	3262.	3284.	3303.	3321.	3331.	3378.	39472.
1989		3392.	3359.	3365.	3372.	3395.	3402.	3401.	3405.	3408.	3430.	3447.	40843.
1990		3494.	3512.	3536.	3531.	3516.	3519.	3542.	3576.	3583.	3586.	3587.	42574.
1991		3588.	3592.	3605.	3636.	3647.	3644.	3636.	3633.	3638.	3636.	3639.	43545.
1992		3660.	3682.	3713.	3733.	3747.	3732.	3741.	3754.	3793.	3815.	3836.	45078.
1993		3893.	3904.	3881.	3887.	3892.	3905.	3918.	3939.	3960.	3974.	3979.	47123.
1994		4004.	4031.	4039.	4061.	4067.	4084.	4073.	4052.	4038.	4050.	4086.	48680.
1995		4107.	4098.	4117.	4121.	4127.	4124.	4113.	4111.	4090.	4079.	4083.	49227.
1996		4039.	4013.	4035.	4034.	4022.	4042.	4074.	4095.	4117.	4136.	4175.	48981.
1997		4233.	4254.	4263.	4265.	4287.	4298.	4325.	4339.	4358.	4356.	4364.	51722.
1998		4390.	4400.	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	*****	8790.
MOY.		3823.	3762.	3716.	3727.	3736.	3745.	3754.	3762.	3772.	3781.	3802.	3813.
TOTAL DU TABLEAU-				500869.	MOY.-	3766.	ECART TYPE-	363.					

F 2. MESURES STATISTIQUES RECAPITULATIVES

F 2.A: CHANGEMENTS POURCENTUELS MOYENS EN VALEUR ABSOLUE (POUR PLUSIEURS DELAIS)

DELAIS		B1	D11	D13	D12	D10	A4	C18	F1	E1	E2	E3
EN	MOIS	O	CI	I	C	S	P	TD	MDC	O MOD.	CI MOD.	I MOD.
1	6.61	.79	.76	.31	4.49	.00	4.40	.41	6.48	.56	.49	
2	6.61	.99	.76	.61	4.69	.00	3.88	.74	6.41	.74	.46	
3	6.26	1.23	.70	.91	5.93	.00	2.21	1.03	6.09	1.01	.45	
4	7.89	1.46	.68	1.20	6.20	.00	4.29	1.29	7.74	1.26	.41	
5	6.49	1.68	.65	1.49	5.29	.00	3.35	1.56	6.44	1.54	.39	
6	6.89	1.95	.71	1.78	6.08	.00	2.59	1.82	6.75	1.82	.45	
7	7.46	2.16	.66	2.06	5.20	.00	4.38	2.09	7.33	2.10	.39	
8	7.36	2.44	.71	2.34	6.23	.00	3.07	2.37	7.28	2.39	.46	
9	7.18	2.73	.64	2.60	5.89	.00	2.15	2.64	6.97	2.65	.39	
10	7.66	2.97	.68	2.87	4.94	.00	4.53	2.90	7.43	2.91	.43	
11	6.26	3.22	.69	3.13	4.53	.00	2.98	3.15	6.10	3.16	.41	
12	4.40	3.44	.69	3.38	.10	.00	2.91	3.41	4.30	3.41	.47	

F 2.B: CONTRIBUTIONS POURCENTUELLES DE CHACUNE DES COMPOSANTES A LA VARIANCE DE LA SERIE ORIGINALE

DELAIS		D13	D12	D10	A4	C18	RAPPORT	
EN	MOIS	I	C	S	P	TD	TOTAL	(X100)
1	1.42	.23	50.21	.00	48.13	100.00	92.17	
2	1.51	.98	57.79	.00	39.72	100.00	86.89	
3	1.17	2.00	85.04	.00	11.78	100.00	105.58	
4	.79	2.46	65.49	.00	31.27	100.00	94.53	
5	1.00	5.32	66.87	.00	26.81	100.00	99.44	
6	1.06	6.69	78.09	.00	14.16	100.00	99.51	
7	.85	8.32	53.15	.00	37.68	100.00	91.63	
8	.93	10.07	71.64	.00	17.36	100.00	100.03	
9	.89	14.58	74.57	.00	9.95	100.00	90.06	
10	.87	15.33	45.51	.00	38.30	100.00	91.50	
11	1.20	24.62	51.83	.00	22.36	100.00	101.19	
12	2.32	56.06	.05	.00	41.57	100.00	105.06	

F 2.C: CHANGEMENTS POURCENTUELS MOYENS ET ECARTS TYPES (POUR PLUSIEURS DELAIS)

DELAIS		B1		D13		D12		D10		D11		F1	
EN	MOIS	MOY.	E.T.	MOY.	E.T.	MOY.	E.T.	MOY.	E.T.	MOY.	E.T.	MOY.	E.T.
1	.54	8.12	.01	.99	.27	.22	.18	5.73	.28	1.03	.28	.28	.43
2	.83	8.23	.01	1.03	.54	.44	.23	6.43	.55	1.17	.55	.71	.71
3	1.13	7.75	.03	1.02	.81	.64	.26	7.08	.84	1.30	.82	.95	.95
4	1.57	9.26	.03	.96	1.07	.83	.34	7.26	1.11	1.39	1.08	1.09	1.09
5	1.65	8.12	.02	.93	1.33	1.00	.25	6.75	1.36	1.48	1.34	1.21	1.21
6	1.94	8.29	.02	.98	1.59	1.15	.27	7.28	1.62	1.61	1.61	1.33	1.33
7	2.17	8.72	.03	.92	1.86	1.29	.18	6.46	1.89	1.68	1.87	1.45	1.45
8	2.47	8.69	.03	.96	2.12	1.42	.24	7.22	2.15	1.80	2.14	1.58	1.58
9	2.74	8.04	.05	.97	2.38	1.54	.26	6.85	2.43	1.93	2.40	1.70	1.70
10	3.05	9.63	.05	.94	2.64	1.65	.27	7.14	2.69	2.01	2.65	1.79	1.79
11	3.27	7.56	.04	.98	2.90	1.75	.24	5.80	2.94	2.12	2.91	1.89	1.89
12	3.22	4.18	.02	.92	3.16	1.84	.00	.13	3.18	2.15	3.16	1.96	1.96

F 2.D: DUREE MOYENNE DANS UNE MEME DIRECTION

CI	I	C	MDC
1.58	1.49	19.14	3.77

F 2.E: RAPPORTS I/C POUR LES DELAIS MENSUELS

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2.47	1.24	.77	.57	.43	.40	.32	.30	.25	.24	.22	.20

NOMBRE DE MOIS NECESSAIRES A LA DOMINANCE DU CYCLE: 3

F 2.F: CONTRIBUTION DE CHACUNE DES COMPOSANTES A LA PARTIE STATIONNAIRE DE LA VARIANCE DE LA SERIE ORIGINALE

I	C	S	P	TD	TOTAL
1.37	7.02	61.33	.00	24.45	94.16

F 2.G: COEFFICIENTS D'AUTOCORRELATION DES IRREGULIERS FINALS POUR LES DELAIS ALLANT DE 1 A 14

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
-.03	-.11	-.14	-.01	.06	-.05	.09	.02	-.03	.04	-.05	.04	-.07	.13

F 2.H: LE RAPPORT I/C FINAL PROVENANT DU TABLEAU D12: 1.55
LE RAPPORT I/S FINAL PROVENANT DU TABLEAU D10: 4.12

F 2.I:

	STATISTIQUE	NIVEAU DE PROBABILITE
TEST F DE LA PRESENCE D'UN MOUVEMENT SAISONNIER STABLE - TABLEAU B1	: 269.891	.00%
TEST F DE LA PRESENCE DE LA REGRESSION DES JOURS OUVRABLES - TABLAU C15	: 564.648	.00%
TEST F DE LA PRESENCE DE SAISONNALITE STABLE - TABLEAU D8	: 357.095	.00%
TEST DU KHI-CARRE DE KRUSKAL-WALLIS DE SAISONNALITE STABLE - TABLEAU D8	: 125.867	.00%
TEST F DE LA PRESENCE D'UN MOUVEMENT SAISONNIER EVOLUTIF - TABLEAU D8	: 1.623	10.92%
TEST F DE LA PRESENCE D'UNE VARIANCE DE PAQUES - TABLEAU A10	: 11.244	1.54%

 NUMERO DE LA COLONNE: 1 2 3 4 5 6 7 8
 IMAGE DE LA CARTE PRINCIPALE: MISERI3 01870398 1 1 02 0 4 X2 0
 IMAGE DE LA CARTE D'OPTION SUPP.: X 3 365 91 0
 IMAGE DE LA CARTE D'OPTION ARMMI: L0110110 0
 IMAGE DE LA CARTE DU FORMAT D'ENTREE: (4F18.6) 0

F 3. STATISTIQUES DE CONTROLE ET D'EVALUATION DE LA QUALITE

TOUTES LES STATISTIQUES CI-DESSOUS PEUVENT VARIER DE 0 A 3, AVEC UNE REGION D'ACCEPTATION DE 0 A 1.

- | | |
|---|------------|
| 1. L'APPORT RELATIF DE LA COMPOSANTE IRREGULIERE POUR LE DELAI D' TROIS MOIS (TABLEAU F2.B). | M1 = .117 |
| 2. L'APPORT RELATIF DE LA COMPOSANTE IRREGULIERE A LA PARTIE STATIONNAIRE DE LA VARIANCE (TABLEAU F2.F). | M2 = .137 |
| 3. LA TAILLE DE LA VARIATION ENTRE MOIS ADJACENTS DANS LA COMPOSANTE IRREGULIERE A COMPARER A LA TAILLE DE LA VARIATION ENTRE MOIS ADJACENTS DE LA TENDANCE CYCLE (TABLEAU F2.H). | M3 = .277 |
| 4. LE DEGRE D'AUTOCORRELATION DE LA COMPOSANTE IRREGULIERE, TEL QUE L'INDIQUE LA DUREE MOYENNE DANS UNE MEME DIRECTION (TABLEAU F2.D). | M4 = .027 |
| 5. LE NOMBRE DE MOIS QU'IL FAUT A LA VARIATION DE LA TENDANCE CYCLE POUR DEPASSER LA VARIATION DE LA COMPOSANTE IRREGULIERE (TABLEAU F2.E). | M5 = .402 |
| 6. L'IMPORTANCE DE LA VARIATION ENTRE ANNEES DE LA COMPOSANTE IRREGULIERE PAR RAPPORT A CELLE DE LA COMPOSANTE SAISONNIERE (TABLEAU F2.H). | M6 = .047 |
| 7. L'IMPORTANCE DE LA SAISONNALITE EVOLUTIVE PAR RAPPORT A CELLE DE LA SAISONNALITE STABLE (TABLEAU F2.I). | M7 = .129 |
| 8. L'IMPORTANCE DES FLUCTUATIONS DE LA COMPOSANTE SAISONNIERE DANS LA SERIE ENTIERE. | M8 = .230 |
| 9. LE MOUVEMENT LINEAIRE MOYEN DE LA COMPOSANTE SAISONNIERE DANS LA SERIE ENTIERE. | M9 = .163 |
| 10. MEME MESURE QU'EN 8, POUR LES DERNIERES ANNEES SEULEMENT. | M10 = .301 |
| 11. MEME MESURE QU'EN 9, POUR LES DERNIERES ANNEES SEULEMENT. | M11 = .298 |

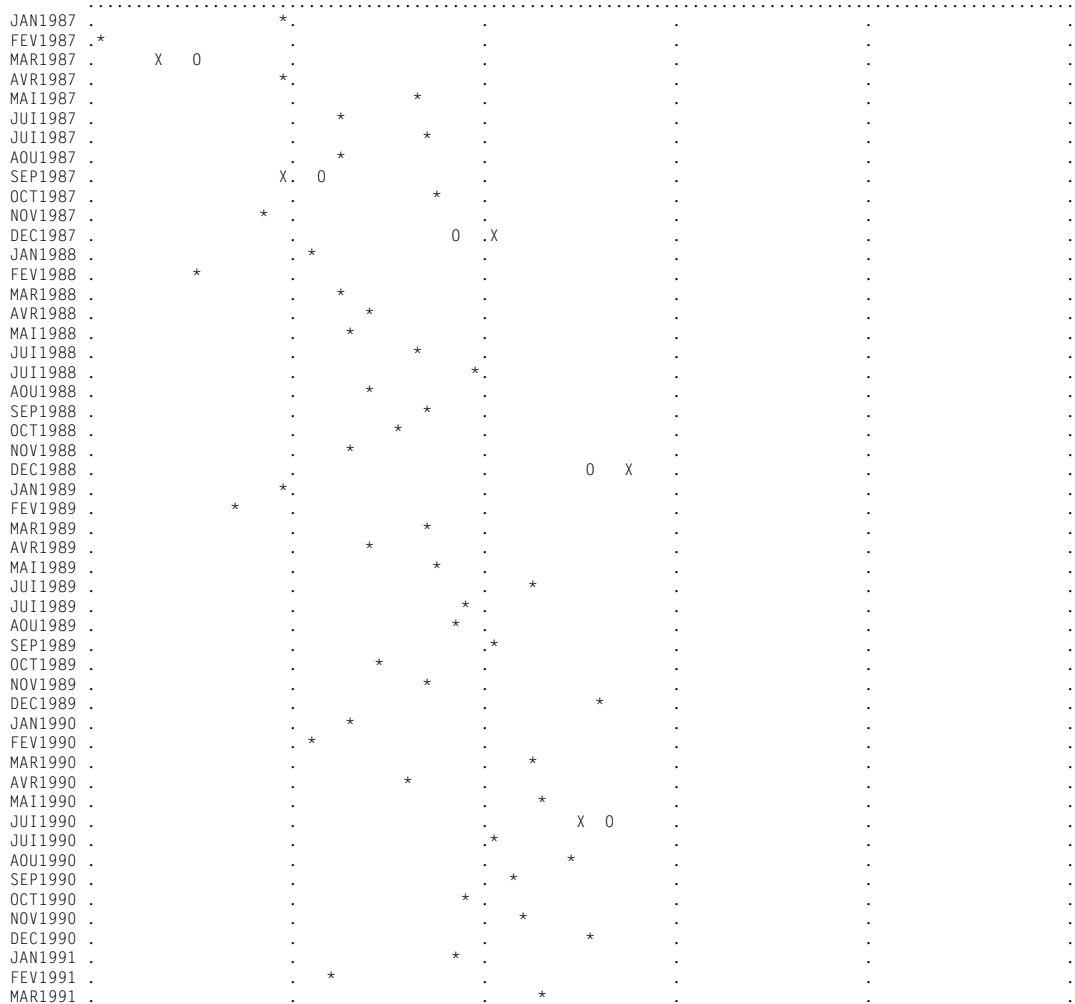
*** ACCEPTE *** AU NIVEAU DE .20

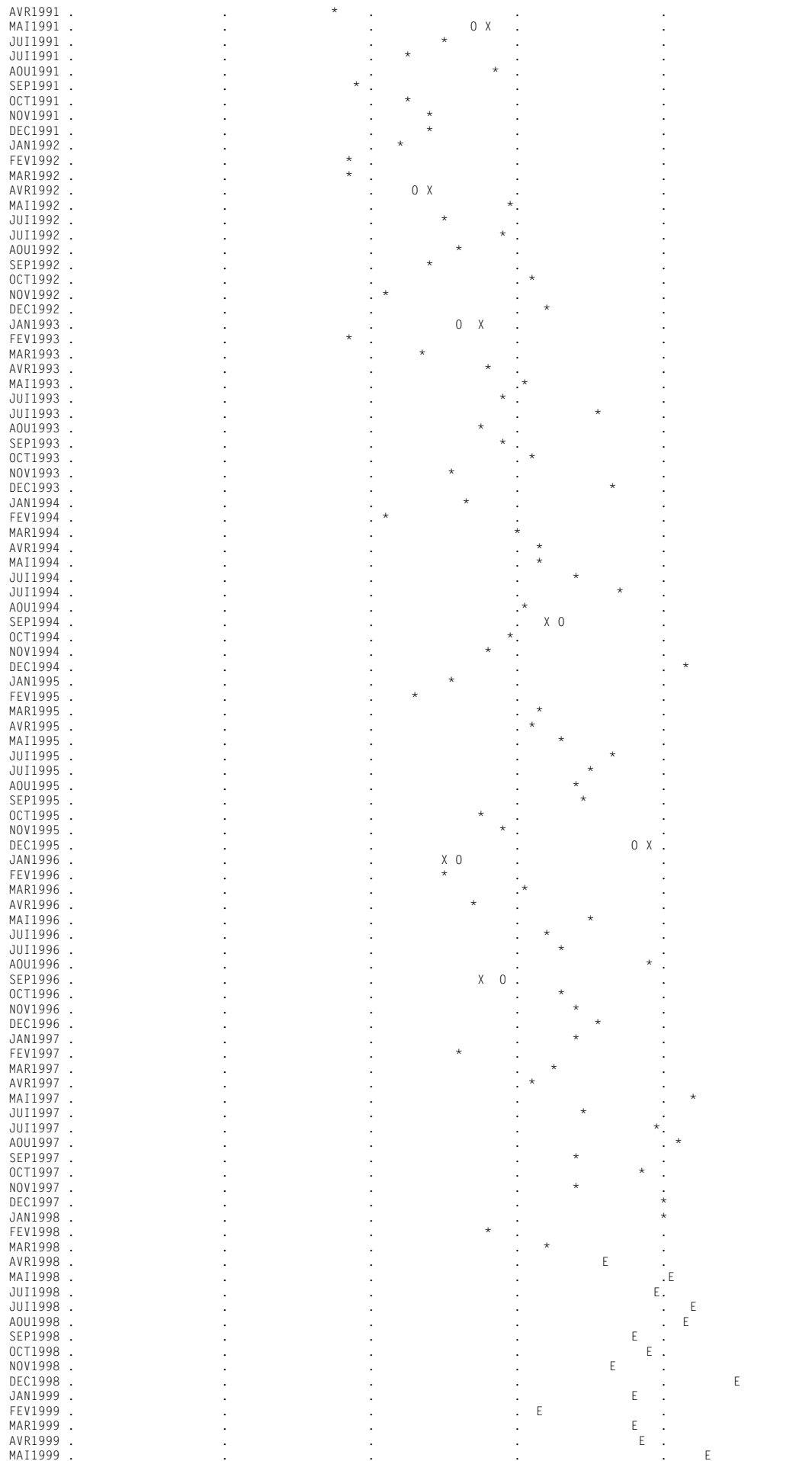
G 1. GRAPHIQUE

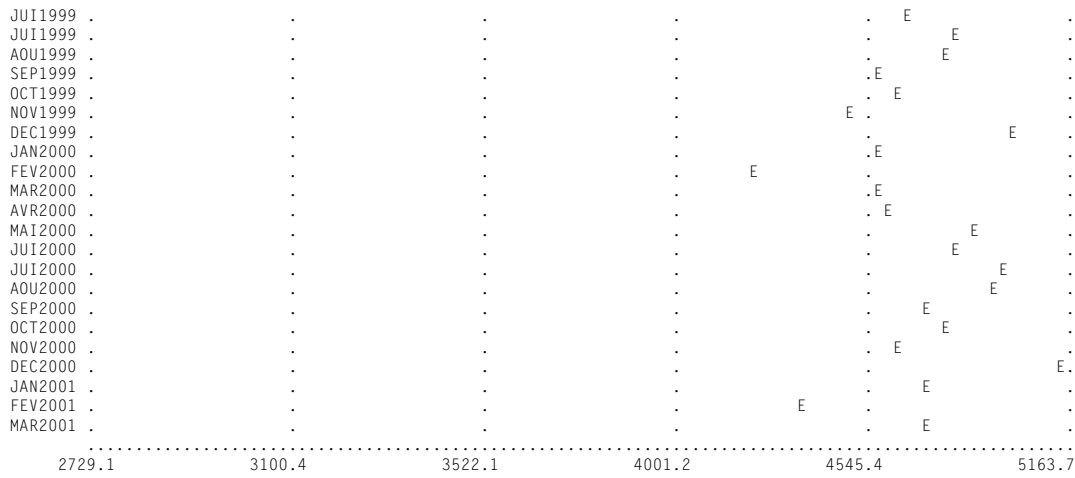
- (X) - B 1. SERIE ORIGINALE
- (O) - E 1. SERIE ORIGINALE SANS LES VALEURS EXTREMES DONT LE POIDS FINAL ASSOCIE EST ZERO
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - EXTRAPOLATION ARMMI

ECHELLE-SEMI-LOGARITHMIQUE

2729.1 3100.4 3522.1 4001.2 4545.4 5163.7





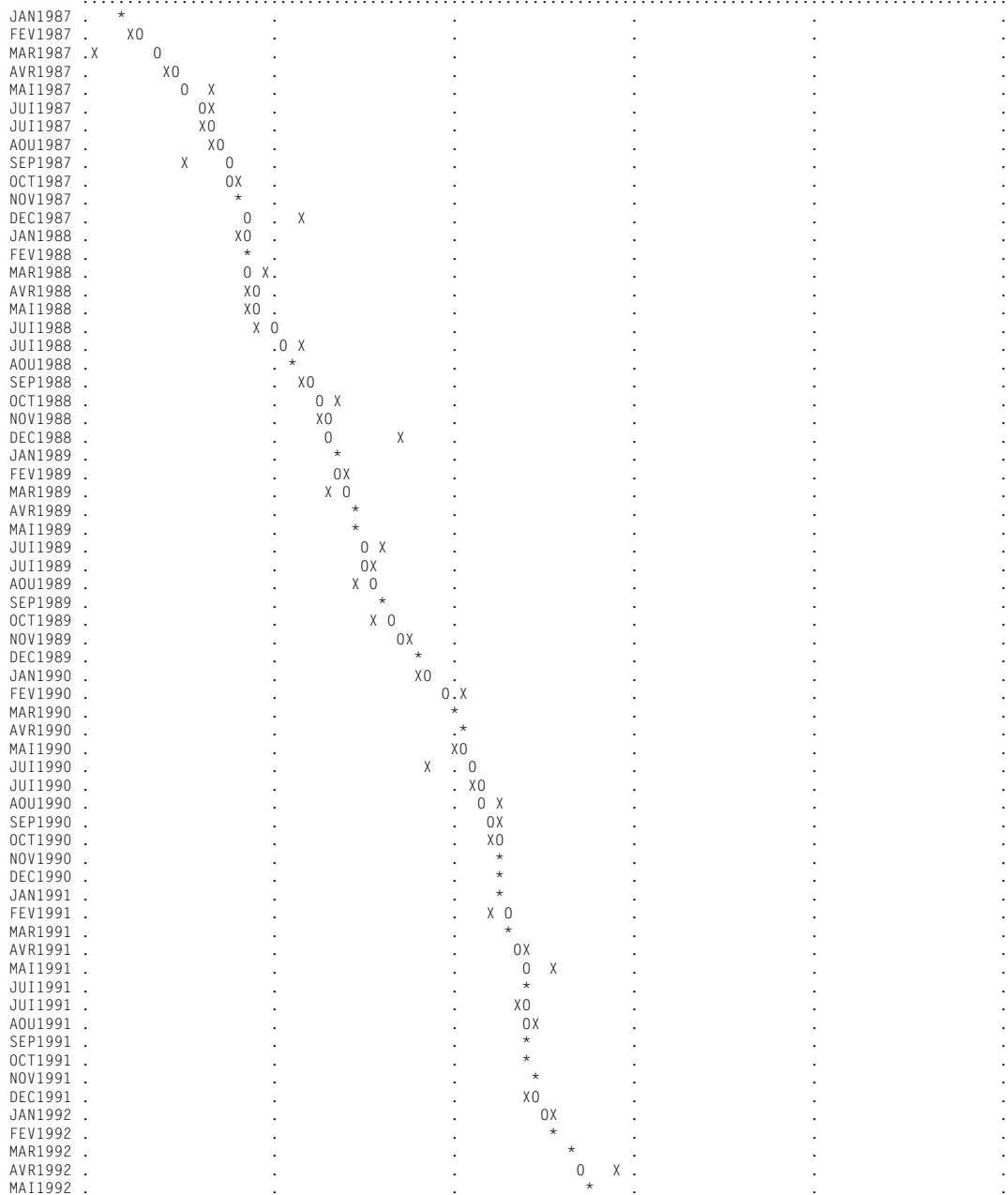


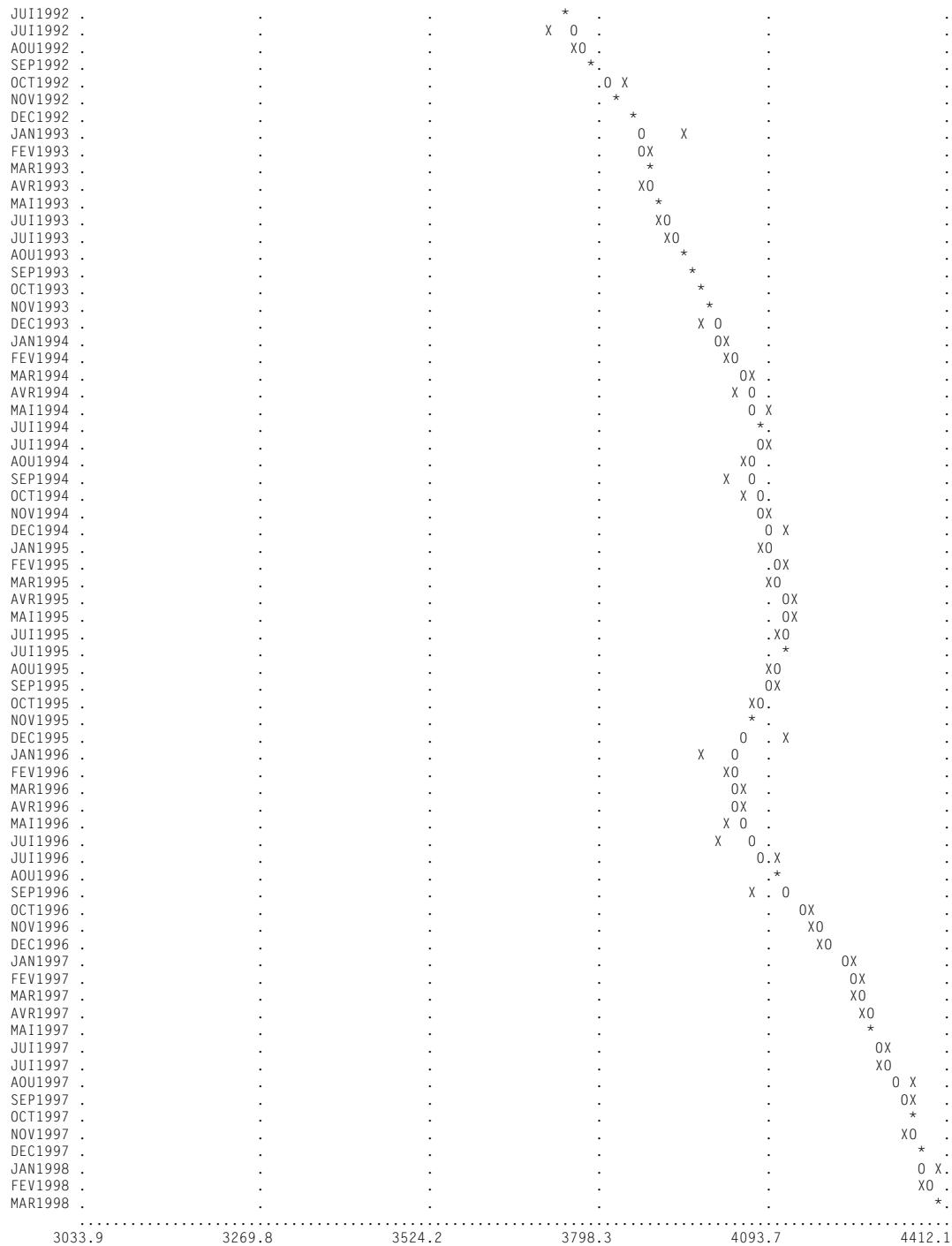
G 2. GRAPHIQUE

(X) - D11. SERIE DESAISONNALISEE FINALE
 (O) - D12. TENDANCE-CYCLE FINALE
 (*) - POINTS COINCIDENTS

ECHELLE-SEMI-LOGARITHMIQUE

3033.9 3269.8 3524.2 3798.3 4093.7 4412.1





G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPLES

ECHELLE-ARITHMETIQUE

	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3
JANVIER					
1987 .	.	.	*	.	.	.
1988 .	.	.	*	.	.	.
1989 .	.	.	X*	.	.	.
1990 .	.	.	* X	.	.	.
1991 .	.	.	*	.	.	.
1992 .	.	.	X *	.	.	.
1993 .	.	.	X+ .	0	.	.
1994 .	.	.	X*	.	.	.
1995 .	.	.	* X	.	.	.
1996 .	.	.	0 +X.	.	.	.
1997 .	.	.	X *	.	.	.
1998 .	.	.	X+ 0	.	.	.
1999E	.	.	.
	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3

G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPLES

ECHELLE-ARITHMETIQUE

	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3
FEVRIER					
1987 .	* X
1988 .	*X
1989 .	X*
1990 .	X +0
1991 .	* X
1992 .	*
1993 .	X*
1994 .	*
1995 .	X*
1996 .	* X
1997 .	X *
1998 .	* X
1999 .	E
	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3

G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPLES

ECHELLE-ARITHMETIQUE

	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3
MARS					
1987 .	.	0	+X	.	.	.
1988 .	.	.	X *	.	.	.
1989 .	.	.	* X	.	.	.
1990 .	.	.	X *	.	.	.
1991 .	.	.	*	.	.	.
1992X*	.	.	.
1993 .	.	.	*	.	.	.
1994 .	.	.	X *	.	.	.
1995 .	.	.	* X	.	.	.
1996 .	.	.	X.*	.	.	.
1997 .	.	.	* X.	.	.	.
1998 .	.	.	*	.	.	.
1999 .	.	.	E.	.	.	.
	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3

G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPLES

ECHELLE-ARITHMETIQUE

	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3
AVRIL					
1987 .	.	.	*X	.	.	.
1988 .	.	.	*X	.	.	.
1989 *	.	.	.
1990 X *	.	.	.
1991 X *	.	.	.
1992 *	0	.	.
1993 .	.	.	* X	.	.	.
1994 .	.	.	*.X	.	.	.
1995X *	.	.	.
1996X*	.	.	.
1997*X	.	.	.
1998 E	.	.	.
	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3

G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPLES

ECHELLE-ARITHMETIQUE

	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3
MAI					
1987	X *	.
1988	* X	.
1989	*	.
1990	* X	.
1991	X+	0 .
1992	X*	.
1993	X*	.
1994	X *	.
1995	X*	.
1996	* X	.
1997	* X	.
1998	E	.
	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3

G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPLES

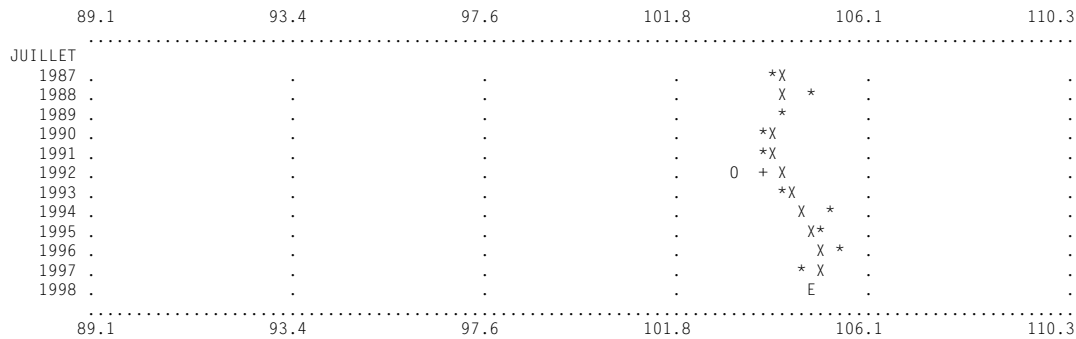
ECHELLE-ARITHMETIQUE

	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3
JUIN					
1987	X*	.
1988	* X	.
1989	X *	.
1990	0	+X	.
1991	X*	.
1992	X*	.
1993	* X	.
1994	X*	.
1995	*X	.
1996	0	.+X	.
1997X*	.
1998E	.
	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3

G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPOLÉS

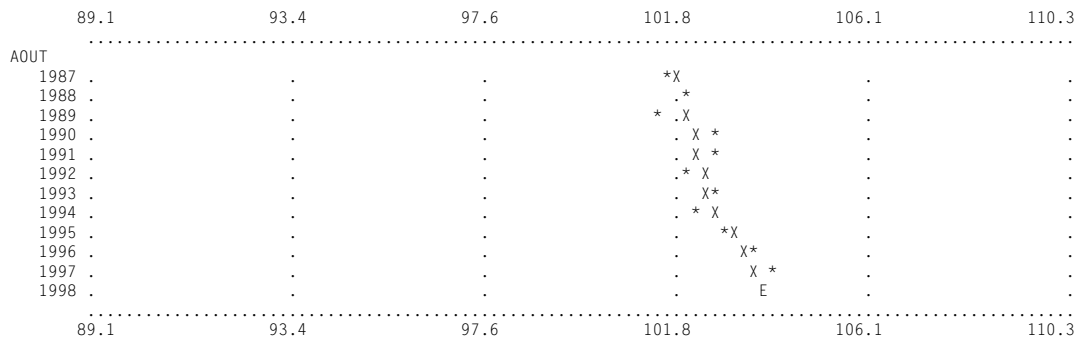
ECHELLE-ARITHMETIQUE



G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPOLÉS

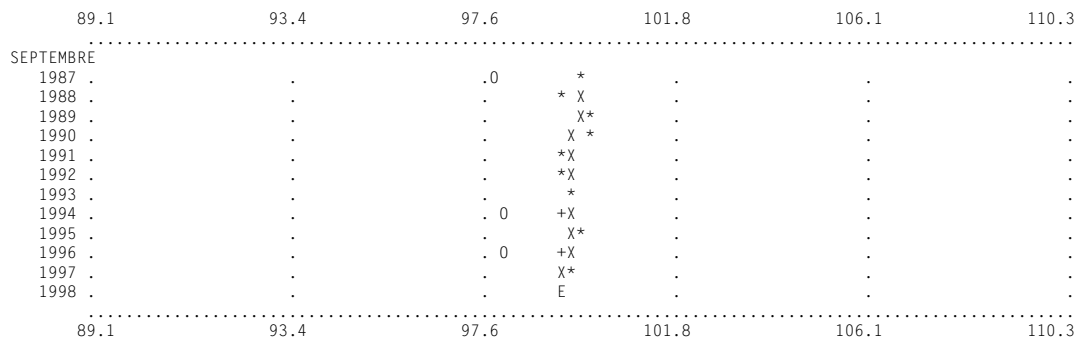
ECHELLE-ARITHMETIQUE



G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPOLÉS

ECHELLE-ARITHMETIQUE



G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPOLÉS

ECHELLE-ARITHMETIQUE

	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3
OCTOBRE					
1987	X *	.	.
1988	X *	.	.
1989	* X	.	.
1990	* X	.	.
1991	*	.	.
1992	X *	.	.
1993	*	.	.
1994	* X	.	.
1995	* X	.	.
1996	X *	.	.
1997	*	.	.
1998	E	.	.
	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3

G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPOLÉS

ECHELLE-ARITHMETIQUE

	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3
NOVEMBRE					
1987 .	.	.	X*	.	.	.
1988 .	.	.	* X	.	.	.
1989X*	.	.	.
1990X*	.	.	.
1991 .	.	.	*	.	.	.
1992 .	.	.	*X.	.	.	.
1993 .	.	.	*	.	.	.
1994 .	.	.	X*	.	.	.
1995 .	.	.	*	.	.	.
1996 .	.	.	*X	.	.	.
1997 .	.	.	*X	.	.	.
1998 .	.	.	E	.	.	.
	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3

G 3. GRAPHIQUE

- (X) - D10. FACTEURS SAISONNIERS FINALS
- (O) - D 8. RAPPORTS S-I FINALS NON MODIFIES
- (+) - D 9. RAPPORTS FINALS DES EXTREMES
- (*) - POINTS COINCIDENTS
- (E) - FACTEURS SAISONNIERS EXTRAPOLÉS

ECHELLE-ARITHMETIQUE

	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3
DECEMBRE					
1987	*	0 .
1988	X+	0.
1989	X*	.
1990	*	.
1991	* X	.
1992	*	.
1993	* X	.
1994	X +0	.
1995	*	0
1996	* X	.
1997	X*	.
1998	E	.
	89.1	93.4	97.6	101.8	106.1	110.3

FIN DE X11ARMMI.