



N° 11-522-XIF au catalogue

**La série des symposiums internationaux
de Statistique Canada - Recueil**

Symposium 2003 : Défis reliés à la réalisation d'enquêtes pour la prochaine décennie

2003



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Recueil du Symposium 2003 de Statistique Canada
Défis reliés à la réalisation d'enquêtes pour la prochaine décennie

DÉSAISONNALISATION DE SÉRIES CHRONOLOGIQUES COURTES

Gian Luigi Mazzi et Giovanni Savio¹

RÉSUMÉ

Le but de la présente étude est d'évaluer le changement de la qualité des résultats de deux différents programmes de désaisonnalisation d'usage très répandu, X-12-Regarima et Tramo-Seats, quand la longueur de la série chronologique est progressivement réduite. La comparaison est fondée sur l'utilisation d'indicateurs appropriés et homogènes de qualité pour analyser la désaisonnalisation exécutée par chaque programme. Une gamme variée de séries chronologiques de l'UE/zone euro est analysée. L'étude montre que, pour les deux approches, la qualité de la désaisonnalisation diminue progressivement quand l'échantillon est réduit, mais que la détérioration des indicateurs de qualité est plus importante pour l'approche fondée sur un modèle.

MOTS CLÉS : Désaisonnalisation, indicateurs de qualité, séries chronologiques courtes.

1. INTRODUCTION

Tramo-Seats (appelé par la suite TS) et X-12-Regarima (X12) sont deux programmes de désaisonnalisation des séries chronologiques fondés sur des approches différentes. Le premier s'appuie sur la décomposition canonique fondée sur un modèle pour extraire les signaux, tandis que le second utilise des filtres empiriques basés sur les moyennes mobiles pour estimer les composantes classiques. Les deux programmes ont été recommandés par l'Office statistique des Communautés européennes, ou Eurostat, pour désaisonnaliser les séries chronologiques dans les États membres.

À l'heure actuelle, la désaisonnalisation des séries chronologiques courtes soulève d'importantes questions à Eurostat. Au niveau des États membres, il existe plusieurs raisons pour lesquelles des séries peuvent être définies sur un petit échantillon, dont des changements de méthodologie et de définition, le passage à de nouvelles classifications statistiques et l'utilisation de nouvelles sources d'information. Au niveau d'Eurostat, les agrandissements imminents et futurs de l'Union européenne augmenteront sans aucun doute le nombre de statistiques infra-annuelles définies sur de petits échantillons, particulièrement les estimations des séries européennes/zone euro qu'Eurostat produit par agrégation des données nationales disponibles.

Les effets de la réduction de la période échantillonnée sur le rendement des méthodes de désaisonnalisation ont été examinés sous divers angles par d'autres auteurs.

Cholette (1979) a analysé les graphiques des fonctions de gain et des phases des filtres X-11 en estimant les facteurs saisonniers centraux et concurrents de séries comptant 36, 48, 60 et 84 observations et a conclu que la désaisonnalisation des séries couvrant une période plus courte que cinq ans devrait être évitée. Hood, Ashley et Findley (2000) ont considéré 54 séries chronologiques simulées définies sur 12 ans et constaté que, si l'échantillon est réduit à quatre ans, la qualité de la désaisonnalisation, définie en terme de racine carrée relative de l'erreur quadratique moyenne et des écarts absolus par rapport aux valeurs réelles, se détériore aussi bien dans le cas de X12 que de TS. Cependant, ils ont observé une détérioration plus importante pour TS (environ 60 % d'augmentation moyenne des statistiques) que pour X12 (environ 30 % d'augmentation). Matas Mir et Rondonetti (2003) ont réalisé une étude comparable sur X12 et un certain nombre de séries simulées. Ils concluent que les écarts entre les séries désaisonnalisées courtes (5 ans) et longues (20 ans) sont importants au début de l'échantillon (2 premières années), mais que, dans la plupart des cas, ils deviennent faibles à la fin de la période échantillonnée, qui est celle examinée

¹ Gian Luigi Mazzi et Giovanni Savio, Eurostat, Bureau statistique des Communautés européennes, immeuble BECH, bureau B3/429, 5 r. Alphonse Weicher, L-2920 Luxembourg, courriel : gianluigi.mazzi@cec.eu.int; giovanni.savio@cec.eu.int.

le plus minutieusement par les utilisateurs, les analystes et les décideurs. Enfin, Findley et Martin (2003) ont fait une comparaison théorique des domaines de fréquence de TS et de X12 en ce qui concerne les fonctions de gains quadratiques et le déphasage. Ils concluent que la désaisonnalisation près du centre des séries peut être plus problématique qu'un ajustement concurrent. En outre, ils constatent que les gains quadratiques sont influencés par les coefficients estimés du modèle « Airline » aussi bien pour les filtres TS que X12 et que les déphasages des filtres TS concurrents sont également influencés par ces coefficients.

Dans le présent article, nous apportons de nouvelles preuves empiriques plus complètes, des effets de la réduction de la période échantillonnée sur la désaisonnalisation des séries chronologiques. Nous fondons la comparaison entre TS et X12 sur plusieurs indicateurs homogènes de qualité de la désaisonnalisation (Ladiray et Mazzi, 2003). Les séries utilisées sont tirées de la base de données NewCronos d'Eurostat. Pour chaque série, nous considérons deux ou trois longueurs, à savoir une série courte (5 années de données), une série moyenne (10 années) et l'échantillon complet, ou série longue.

Nos principaux résultats se résument comme suit. Comme d'autres chercheurs avant nous, nous constatons que la qualité de la désaisonnalisation diminue progressivement lorsque la longueur de la série chronologique étudiée diminue. Cependant, nous observons que la détérioration est proportionnellement plus importante lorsque nous passons d'une série longue à une série moyenne que si nous passons d'une série moyenne à une série courte. Une autre observation importante est, qu'en moyenne, X12 donne légèrement de meilleurs résultats que TS quand l'échantillon est réduit, ce qui pourrait être dû à la plus grande instabilité des approches fondées sur un modèle quand on exclut une part importante des données de la série chronologique.

La présentation de l'article est la suivante. À la section 2, nous passons brièvement en revue les méthodes et les statistiques sur lesquelles s'appuient les comparaisons des résultats donnés par TS et X12. À la section 3, nous décrivons les résultats obtenus et à la section 4, nous présentons nos conclusions.

2. MÉTHODE DE COMPARAISON

Pour évaluer empiriquement la qualité des deux approches, il faut d'abord résoudre deux problèmes importants. Le premier consiste à définir les indicateurs de qualité qui doivent être calculés pour chaque approche et le second est un problème quantitatif dû au fait que TS et X12 ne fournissent pas à l'utilisateur un ensemble commun de statistiques de qualité.

2.1 Mesures de la qualité

Il n'existe à l'heure actuelle aucun consensus théorique quant aux mesures à utiliser pour évaluer la qualité d'une désaisonnalisation, ce qui explique le grand nombre de critères proposés jusqu'à présent dans la littérature. En effet, il est possible d'examiner plusieurs aspects de la désaisonnalisation et, pour chacun d'eux, de définir des critères distincts. Ici, nous suivons une stratégie d'évaluation de la qualité qui s'inspire de Ladiray et Mazzi (2003).

Dans quelle mesure les deux approches diffèrent-elles réellement? Les utilisateurs accordent beaucoup d'attention aux taux de croissance des séries désaisonnalisées. Par conséquent, nous calculons et vérifions la moyenne et l'étendue des écarts entre les taux de croissance des séries. En outre, les séries désaisonnalisées obtenues par les deux méthodes devraient communiquer plus ou moins le même message et avoir un taux de croissance de même signe. Pour mesurer le degré de convergence des taux de croissance, nous calculons une statistique qui mesure le pourcentage global de concordance entre les séries obtenues à l'aide de TS et de X12.

Qualité de la désaisonnalisation. X12 propose un ensemble de statistiques M et Q pour évaluer la qualité de la désaisonnalisation². Dans la mesure du possible, nous avons adapté ces statistiques aux estimations obtenues au moyen de TS.

² Pour une définition précise et pour l'interprétation de ces statistiques, voir Ladiray et Quenneville (2001).

Irrégularités des composantes. Dagum (1979) a proposé deux mesures de l'irrégularité des séries désaisonnalisées.

La première est la L_2 -norm de l'écart entre les séries : $R_1 = \sum_{t=2}^T (A_t - A_{t-1})^2 = \sum_{t=2}^T (\nabla A_t)^2$, où A_t indique la série désaisonnalisée. La deuxième est basée sur le filtre de Henderson de 13 termes : la série désaisonnalisée est lissée au moyen du filtre de Henderson et R_2 est défini comme étant la L_2 -norm des résidus :

$R_2 = \sum_{t=1}^T (A_t - H_{13}A_t)^2 = \sum_{t=1}^T [(I - H_{13})A_t]^2$. La justification de ces mesures d'irrégularité est que les filtres impliquées (la première différence et l'opérateur $I - H_{13}$) sont des filtres « high-pass » qui éliminent la plupart des composantes à fréquences faibles correspondant aux variations de la tendance-cycle. Autrement dit, ces statistiques mesurent la taille des écarts par rapport à une tendance lisse, c'est-à-dire la taille d'une « composante irrégulière ».

C'est la raison pour laquelle Pfefferman et coll. (1984) proposent une troisième mesure « naturelle », c'est-à-dire une mesure de la similarité entre les données désaisonnalisées et la tendance : $R_3 = \sum_{t=1}^T (A_t - TC_t)^2$. En effet, il n'existe aucune raison fondamentale pour laquelle une série désaisonnalisée devrait être lisse, puisque l'irrégulier, qui est l'une des composantes de la série chronologique, est inclus dans la série désaisonnalisée. Gomez et Maravall (1999) préfèrent se concentrer sur les autres composantes, à savoir la tendance-cycle et la saisonnalité. En ce qui concerne la saisonnalité, ils utilisent le critère $Mar(S) = \sum_{t=1}^T [(1 + B + \dots + B^{11})S_t]^2$. Le degré de lissage de la

tendance-cycle est mesuré au moyen de la L_2 -norm de la première et seconde différence : $Mar1(TC) = \sum_{t=2}^T (\nabla TC_t)^2$

et $Mar2(TC) = \sum_{t=3}^T (\nabla^2 TC_t)^2$. Toutes ces mesures peuvent être calculées pour les estimations obtenues à partir de TS et X12 et pour la série complète ou uniquement pour les trois dernières années.

Idempotence et caractéristiques de la composante irrégulière. Une désaisonnalisation (et une correction pour les jours ouvrables et les jours fériés) qui laisse une saisonnalité et des effets de calendrier résiduels décelables dans la série désaisonnalisée est habituellement considérée comme non satisfaisante. Nous exécutons alors X12 et TS sur la série désaisonnalisée et nous utilisons les tests habituels proposés par ces logiciels pour vérifier l'idempotence. La composante irrégulière ne devrait présenter aucune structure ni saisonnalité résiduelle. Nous analysons les irrégularités produites par les deux approches au moyen du module de modélisation automatique TRAMO et du logiciel Regarima. Nous utilisons les tests habituels proposés par le logiciel pour vérifier le caractère aléatoire des composantes irrégulières.

Stabilité de la série désaisonnalisée. Même si aucun effet résiduel n'est décelé, la désaisonnalisation sera insatisfaisante si les valeurs ajustées donnent lieu à une révision importante lors de leur re-calcul au moment où de nouvelles données deviennent disponibles. Si les révisions sont fréquentes et importantes, les utilisateurs des données perdent confiance dans l'utilité des données désaisonnalisées. Ce genre d'instabilité pourrait être le résultat inévitable de mouvements saisonniers ou tendanciels très variables dans la série qu'il faut désaisonnaliser. Quoiqu'il en soit, ils doivent être mesurés et vérifiés. X12 comprend deux types de diagnostics de stabilité, à savoir l'option des « étendues mobiles », ou *sliding spans*, et les révisions historiques (voir Findley et coll. (1998); U.S. Bureau of the Census, 2002). Nous utilisons certains de ces diagnostics ici, notamment la moyenne et l'écart-type des révisions absolues (RA) après k périodes et les deux « étendues mobiles » les plus importantes : A(%), qui est le pourcentage d'observations pour lesquelles les corrections sont instables et MM(%), qui est le pourcentage d'observations pour lesquelles la variation en pourcentage d'une période à l'autre est instable.

2.2 Logiciels et paramètres

TS (version 98) et X12 (version 0.2.8) sont les logiciels utilisés dans les applications. Un programme SAS spécialisé gère les deux programmes et calcule toutes les statistiques de mesure de la qualité décrites plus haut. Certaines fonctions spécifiques ont été implémentées afin de simuler diverses politiques d'ajustement. Par exemple, on peut éliminer les effets de calendrier ou les valeurs aberrantes avant de procéder à toute désaisonnalisation. Le modèle de décomposition peut, ou non, être fixé par l'utilisateur, etc. Les logiciels utilisés pour la désaisonnalisation peuvent être téléchargés gratuitement à partir des sites Web de la Banque d'Espagne et du US Bureau of the Census³.

³ Des renseignements détaillés sur le programme et les options SAS utilisées pour exécuter TS et X12 pour les analyses peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs.

3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Pour illustrer notre analyse, nous examinons les exportations mensuelles hors de l'Europe des quinze (hors-UE15) définies sur l'échantillon 1989.1-2003.2. Sur cet échantillon (série longue), nous définissons une série courte (1999.1-2003.2) et une série moyenne (1996.1-2003.2). Pour débiter, nous effectuons une analyse de la variance pour déterminer s'il existe ou non une saisonnalité mensuelle dans la série. Un test de type F, non présenté ici faute d'espace, mène clairement au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de saisonnalité, avec une valeur p inférieure à 0,01 % pour tous les échantillons.

L'analyse des résidus après désaisonnalisation, présentée au tableau 1, montre une détérioration des statistiques M quand la taille de l'échantillon est réduite. Ce résultat est synthétisé par le test Q, qui montre une augmentation plus importante des résultats finaux pour TS, particulièrement quand nous passons de la série longue à la série moyenne. La valeur des statistiques M8 et M9 obtenues pour la série courte traitée par TS est supérieure à 1, ce qui sous-entend l'existence de mouvements saisonniers évolutifs qui peuvent biaiser l'estimation finale des coefficients saisonniers. Par conséquent, les données désaisonnalisées obtenues au moyen de TS doivent être utilisées avec prudence.

Tableau 1 : Statistiques M pour la qualité de la désaisonnalisation (exportations hors-UE15)

Statistique	Série longue (89-03)		Série moyenne (96-03)		Série courte (99-03)	
	TS	X12	TS	X12	TS	X12
M1	0,484	0,609	0,054	0,889	0,668	1,171
M2	0,177	0,302	0,031	0,475	0,781	0,418
M3	0,439	0,597	0,000	0,759	0,708	0,734
M4	0,118	0,095	0,267	0,067	0,575	0,088
M5	0,276	0,333	0,000	0,376	0,334	0,352
M7	0,178	0,203	0,412	0,335	0,901	0,355
M8	0,429	0,450	4,030	0,150	2,597	0,296
M9	0,287	0,291	0,362	0,132	1,801	0,267
M10	0,416	0,442	3,907	0,137	-	-
M11	0,323	0,385	2,861	0,133	-	-
Q	0,292	0,355	0,638	0,394	0,725	0,548

L'analyse de la composante irrégulière présentée au tableau 2 montre que, pour toutes les séries obtenues au moyen de X12, sauf la longue, nous avons pu identifier une composante saisonnière. Pour la série courte, la statistique de Ljung-Box donne des valeurs très proches des valeurs critiques. En outre, il semble exister une auto-corrélation au décalage 1 pour TS, comme le laisse voir la statistique DW. Pour les deux programmes, les résultats suivent une loi normale et on ne décèle aucun effet dû à des points aberrants, aux jours ouvrables ou à la fête de Pâques.

Tableau 2 : Caractéristiques de la composante irrégulière (exportations hors-UE15)

Série	Modèle ARIMA	p-Ljung	DW	p-Norm	Ls	Tc	Ao	Jours ouvrables	Effet de Pâques
Série longue TS	(0,0,1)(0,1,1)	0,064	1,944	0,734	0	0	0	N	N
Série longue X12	(0,0,1)(0,0,0)	0,058	1,865	0,020	0	0	2	N	O
Série moyenne TS	(2,0,3)(0,0,1)	0,124	1,964	0,527	0	0	0	N	N
Série moyenne X12	(0,0,1)(0,0,1)	0,079	1,857	0,000	0	0	3	N	N
Série courte TS	(0,1,1)(0,1,1)	0,029	2,908	0,935	0	0	0	N	N
Série courte X12	(0,1,1)(0,1,1)	0,068	2,715	0,163	0	0	0	N	N

Le tableau 3 donne les résultats des analyses des révisions. X12 donne de meilleurs pour les séries longue et moyenne pour toutes les statistiques et la situation contraire se produit pour la série courte. En général, nous constatons une détérioration des statistiques lorsque nous passons de la série longue à la série courte, mais non de la série longue à la série moyenne. Les statistiques d'étendues mobiles (Sliding spans), qui ne sont pas calculées ici pour la série courte à cause du manque de données, sont inférieures aux valeurs critiques de 25 % (A) et 40 % (MM).

Tableau 3 : Analyse des révisions et étendues mobiles (exportations hors-UE15)

<i>Statistique</i>	Série longue (89-03)		Série moyenne (96-03)		Série courte (99-03)	
	TS	X12	TS	X12	TS	X12
Moyenne des RA 1 mois	0,561	0,299	0,594	0,239	0,787	1,352
Moyenne des RA 2 mois	0,484	0,249	0,705	0,263	1,246	1,832
Moyenne des RA 3 mois	0,651	0,242	0,676	0,257	1,497	2,029
Moyenne des RA 4 mois	0,621	0,262	0,673	0,248	1,720	2,308
Moyenne des RA 5 mois	0,628	0,362	0,574	0,310	2,074	2,611
Moyenne des RA 6 mois	0,230	0,384	0,619	0,258	2,408	2,815
Écart-type des RA 1 mois	0,918	0,240	0,465	0,215	0,790	2,046
Écart-type des RA 2 mois	0,825	0,206	0,455	0,234	0,851	2,138
Écart-type des RA 3 mois	1,008	0,109	0,495	0,191	0,939	2,159
Écart-type des RA 4 mois	1,246	0,189	0,521	0,205	1,020	1,800
Écart-type des RA 5 mois	1,046	0,304	0,423	0,205	0,980	1,818
Écart-type des RA 6 mois	0,258	0,354	0,421	0,159	0,783	2,079
A (en %)	4,86	3,47	0	0	-	-
MM (en %)	16,08	5,59	0	1,69	-	-

Selon les indicateurs de lissage présentés au tableau 4, tout indique que les séries courtes produites par X12 sont plus lisses. La comparaison de ces résultats à ceux obtenus pour les révisions montre clairement la relation inverse entre les deux mesures. En ce qui concerne la variabilité, les valeurs d'un certain nombre d'indicateurs sont très près pour les deux programmes (voir, par exemple, la statistique MAR), situation qui reflète un haut degré de similarité dans les résultats finaux.

Tableau 4 : Mesures de l'irrégularité (exportations hors-UE15)

<i>Statistique</i>	Série longue (89-03)		Série moyenne (96-03)		Série courte (99-03)	
	TS	X12	TS	X12	TS	X12
R_1	1432,768	1584,931	1058,715	2489,561	3045,356	2769,479
R_1 , 3 dernières années	1503,545	1519,512	892,519	1745,431	1619,325	2202,051
R_2	1,433	1,573	0,719	2,006	2,626	2,096
R_2 , 3 dernières années	1,092	1,119	0,695	1,312	1,091	1,564
R_3	1,253	1,640	0,530	2,086	2,681	2,123
R_3 , 3 dernières années	0,942	1,121	0,501	1,311	1,123	1,587
$Mar1$ (TC)	626,943	614,246	807,596	791,562	1387,729	955,035
$Mar1$ (TC), 3 dernières années	823,227	856,533	814,771	807,746	1455,786	829,510
$Mar2$ (TC)	299,962	171,331	311,315	212,825	1676,870	289,624
$Mar2$ (TC), 3 dernières années	417,157	247,789	353,016	243,345	1694,602	291,795
Mar (S)	0,045	0,041	0,187	0,010	0,254	0,011
Mar (S), 3 dernières années	0,028	0,018	0,208	0,010	0,256	0,011

Les différences de taux de croissance entre les séries courte et longue/moyenne sont plus importantes pour TS en ce qui concerne tant la moyenne que l'écart-type. Les taux de concordance des séries désaisonnalisées sont également meilleurs pour X12 (voir le tableau 5). En moyenne, la série courte est plus « proche » de la série longue que de la série moyenne. Autrement dit, une part importante des différences est concentrée à la partie centrale de la série.

Tableau 5 : Moyenne et écart-type des différences entre les taux de croissance et taux de concordance des séries désaisonnalisées (exportations hors-UE15)

<i>Statistique</i>	TS	X12
1. Moyenne ($\Delta\%$ courte – $\Delta\%$ moyenne)	0,0733	0,0373
2. Moyenne ($\Delta\%$ courte – $\Delta\%$ longue)	0,0530	0,0451
3. Écart-type ($\Delta\%$ courte – $\Delta\%$ moyenne)	4,2772	2,3007
4. Écart-type ($\Delta\%$ courte – $\Delta\%$ longue)	4,7194	2,7303
5. Taux de concordance des séries désaisonnalisées (courte et longue)	71%	73%
6. Taux de concordance des séries désaisonnalisées (courte et moyenne)	55%	73%

D'un point de vue qualitatif, une analyse détaillée des importations pour la France, qui n'est pas présentée ici faute d'espace, a donné lieu aux mêmes constatations. De nouveau, nous avons obtenu légèrement de meilleurs résultats pour X12 pour presque toutes les statistiques considérées, et une plus grande stabilité dans la partie finale de la série pour les deux méthodes.

Nous nous demandons maintenant si les résultats qui précèdent peuvent être généralisés. À cette fin, nous avons considéré un ensemble de 20 séries chronologiques couvrant quatre indicateurs de court terme (voir le tableau 6).

Pour chaque série, nous avons tronqué l'échantillon complet (série longue) et défini la série courte comme étant la partie des données situées à la fin de l'échantillon.

Tableau 6 : Ensembles de données utilisés pour les analyses empiriques

Série	Pays	Fréquence	Échantillon (série longue)	Sous-échantillon (série courte)
Taux de chômage harmonisé (%)	UE15, France, Allemagne, R.-U.	Mensuelle	1995.01- 2003.02	1999.01- 2003.02
Indice de la production industrielle (corrigé pour les jours ouvrables)	UE15, France, Allemagne, R.-U.	Mensuelle	1995.01- 2003.02	1999.01- 2003.02
PIB aux prix courants	UE15, zone euro, France, Allemagne, Italie, R.-U.	Trimestrielle	1990.1-2003.1	1998.1- 2003.02
Indice harmonisé des prix à la consommation (1996=100)	UE15, zone euro, France, Allemagne, Italie, R.-U.	Mensuelle	1996.01-2003.02	1999.01- 2003.02

Nous avons réalisé une analyse de la variance préliminaire sur les 20 séries afin de déterminer, au moyen d'un test de type F, la présence d'une composante saisonnière aux fréquences mensuelle/trimestrielle. Les résultats sont présentés au tableau 7. Au niveau critique de 5 % et de 1 %, 19 des 20 séries possèdent une composante saisonnière pour l'ensemble de l'échantillon (sauf les prix pour la France). Le nombre de séries sans composante saisonnière devient 17 pour l'échantillon (si nous ajoutons aux prix pour la France les séries de prix pour l'UE15 et la zone euro) au niveau de 5 % et 13 au niveau de 1 % (en utilisant toutes les séries sauf celle du Royaume-Uni pour les prix et celles du Royaume-Uni et de la zone euro pour le PIB). Malgré les résultats susmentionnés, nous avons procédé par la suite à la désaisonnalisation de l'ensemble complet des 20 séries.

Tableau 7 : Résultats de l'analyse de la variance

	Séries longues	Séries courtes
Niveau de signification de 5 %	19	17
Niveau de signification de 1 %	19	13

Les résultats pour les statistiques M présentés au tableau 8 montrent clairement une diminution de la qualité lorsque nous passons de la série longue à la série courte si nous utilisons TS (passage de 9 à 16 cas pour lesquels les statistiques M ont une valeur supérieure à 1) et une stabilité considérable des résultats si nous utilisons X12. Dans les deux cas, nous notons une détérioration de la statistique M2 (contribution de la variance à l'irrégulier par rapport à la variance globale calculée sur la série brute dont on a extrait la tendance), tandis que pour M8 et M9 (tests de la saisonnalité mobile annuelle due à des variations de court terme), nous notons une détérioration pour TS et une amélioration pour X12.

Tableau 8 : Statistiques M pour la qualité de la désaisonnalisation

<i>Statistique</i>	Nombre de cas pour lesquels la valeur de la statistique est supérieure à 1			
	TS		X12	
	Séries longues	Séries courtes	Séries Longues	Séries courtes
M1	2	3	6	7
M2	0	3	0	2
M3	1	0	2	2
M4	1	0	1	1
M5	0	0	0	0
M7	2	2	2	1
M8	2	5	2	0
M9	1	3	1	0
TOTAL	9	16	14	13

Bien que la longueur de la série ne semble pas influencer sur les résultats observés pour les coefficients non saisonniers ARIMA dans la modélisation de la composante irrégulière, nous notons une détérioration générale et presque égale des paramètres saisonniers dans les deux programmes. Parallèlement, nous observons une forte détérioration des termes d'auto-corrélation. Évidemment, la présence de points extrêmes et les effets des jours ouvrables et de Pâques sont minimes dans le cas des séries courtes.

Tableau 9 : Caractéristiques de la composante irrégulière

<i>Statistique</i>	TS		X12	
	Séries longues	Séries Courtes	Séries Longues	Séries courtes
Coefficients non nuls dans la partie non saisonnière du modèle ARIMA	15	16	15	15
Coefficients non nuls dans la partie saisonnière du modèle ARIMA	13	17	10	18
P-Ljung < 5 %	5	9	0	5
DW > 2,15	8	17	4	12
DW < 1,85	1	1	3	2
Effet des jours ouvrables	0	3	2	3
Effet de Pâques	0	1	3	1
Points extrêmes : Ls	1	0	1	0
Tc	4	4	2	1
Ao	5	2	18	3

Les tableaux 10 et 11 montrent les différences obtenues entre les séries courte et longue en ce qui concerne l'analyse des révisions et la variabilité des données désaisonnalisées. Ces différences sont regroupées en catégories pour simplifier l'exposé.

Tant pour les mesures de révision que de stabilité, nous observons une meilleure concordance entre les séries longue et courte dans le cas de X12 que dans celui de TS. Globalement, les différences s'approchent plus de zéro pour X12 que pour TS, ce qui sous-entend une plus grande stabilité du processus de révision lorsqu'on passe de la série longue à la série courte. L'analyse de la stabilité mène aux mêmes conclusions. Les écarts entre les séries longue et courte sont moins importants dans le cas de X12.

Si nous considérons la concordance des taux de croissance des séries désaisonnalisées courte et longue, nous obtenons légèrement de meilleurs résultats avec X12. Avec TS, 85 % des taux de croissance sont de même signe comparativement à 86 % pour X12.

Pour les séries des taux de chômage et des prix, les différences entre les séries courte et longue s'approchent de 0 avec X12 (tableau 12). Pour les deux autres séries, TS offre certains avantages. En ce qui concerne l'écart-type, X12 donne de nouveau de meilleurs résultats puisque les valeurs obtenues sont près de 0.

Tableau 10 : Analyse des révisions

<i>Statistique</i>	TS				X12			
	Entre -0,05 et 0	Entre 0 et 0,05	Entre 0,05 et 0,15	Supérieure à 0,15	Entre -0,05 et 0	Entre 0 et 0,05	Entre 0,05 et 0,15	Supérieure à 0,15
Moyenne des RA 1 mois	2	6	3	3	7	5	2	0
Moyenne des RA 2 mois	2	7	1	4	4	8	1	1
Moyenne des RA 3 mois	3	5	1	5	3	7	2	2
Moyenne des RA 4 mois	2	6	1	5	6	5	1	2
Moyenne des RA 5 mois	2	6	1	5	4	6	2	2
Moyenne des RA 6 mois	2	6	1	5	6	5	1	2
Écart-type des RA 1 mois	3	5	2	4	5	7	1	1
Écart-type des RA 2 mois	6	3	3	2	4	7	2	1
Écart-type des RA 3 mois	5	4	3	2	4	8	1	1
Écart-type des RA 4 mois	2	6	1	5	4	8	1	1
Écart-type AR 5 mois	2	7	1	4	4	8	1	1
Écart-type AR 6 mois	3	6	0	5	6	7	1	0
TOTAL	34	67	18	49	57	81	16	14

4. CONCLUSIONS

Nous comparons dans le présent article les performances relatives de TS et de X12 lors de la désaisonnalisation de séries chronologiques progressivement plus courtes. Notre analyse se concentre sur les effets de la réduction sur un certain nombre de statistiques permettant d'évaluer la qualité du processus de désaisonnalisation, après les avoir rendues comparables pour les deux programmes.

Nos principales observations se résument comme suit. En accord avec les études publiées antérieurement, nous notons que la qualité de la désaisonnalisation diminue progressivement à mesure que nous réduisons la série chronologique. Par conséquent, les analystes devraient être très prudents lorsqu'ils étudient des données désaisonnalisées définies sur une courte période.

Cependant, nos exemples limités montrent que la détérioration de la qualité lorsqu'on passe d'une série longue à une série courte est proportionnellement plus importante lors du passage d'une série longue à une série moyenne que d'une série moyenne à une série courte. Ce résultat laisse entendre que les instabilités du processus de désaisonnalisation sont plus importantes au début qu'à la fin de l'échantillon, constatation d'une certaine pertinence en ce qui concerne l'élaboration de politiques.

Tableau 11 : Mesures de l'irrégularité

<i>Statistique</i>	TS					X12				
	Inférieure à -0,03	Entre -0,03 et 0	Entre 0 et 0,05	Entre 0,05 et 0,15	Supérieure à 0,15	Inférieure à -0,03	Entre -0,03 et 0	Entre 0 et 0,05	Entre 0,05 et 0,15	Supérieure à 0,15
R_1	1	3	5	3	2	0	2	6	5	1
R_1 , 3 dernières années	2	8	2	0	2	5	4	5	0	0
R_2	3	3	4	1	3	1	2	6	3	2
R_2 , 3 dernières années	2	4	5	1	2	4	4	4	1	1
R_3	4	1	4	2	3	2	2	4	5	1
R_3 , 3 dernières années	3	5	2	1	3	4	3	4	2	1
$Mar1$ (TC)	0	4	5	2	3	0	5	5	3	1
$Mar1$ (TC), 3 dernières années	1	5	5	1	2	1	4	8	1	0
$Mar2$ (TC)	0	7	4	0	3	0	4	9	0	1
$Mar2$ (TC), 3 dernières années	1	4	6	0	3	0	5	8	1	0
Mar (S)	0	8	4	0	2	0	14	0	0	0
Mar (S), 3 dernières années	0	8	4	1	1	0	14	0	0	0
TOTAL	17	60	50	12	29	17	63	59	21	8

Tableau 12 : Moyenne et écart-type des différences entre les taux de croissance

		TS	X12
Moyenne	Chômage	-0,0106	0,0046
	Prix	0,0015	0,0007
	Indice de production	0,0001	-0,0041
	PIB	0,0090	0,0196
Écart-type	Chômage	0,2935	0,3171
	Prix	0,1286	0,1835
	Indice de production	0,6398	0,3976
	PIB	0,3075	0,2682

Une autre observation importante est que le programme X12 donne, en moyenne, de meilleurs résultats que le programme TS lorsque la taille de l'échantillon est réduite. Cette situation est vraisemblablement due à une plus grande instabilité des méthodes fondées sur un modèle quand on exclut une part importante des données d'une série chronologique.

Les résultats présentés ici ont été obtenus en utilisant des données réelles tirées directement des bases de données d'Eurostat. Par contre, la plupart des travaux publiés jusqu'à présent consistaient à étudier les problèmes qui se posaient au moyen de séries chronologiques simulées.

Nous sommes pleinement conscients que notre approche pourrait être biaisée, puisqu'il est impossible de tenir compte de tous les facteurs qui influent sur la qualité finale de la désaisonnalisation, mais nous pensons que les simulations posent souvent d'autres problèmes pertinents, le plus important étant le choix du processus de génération des données et celui des caractéristiques de la série (normalité, pertinence des diverses composantes, ...).

À cet égard, dans le futur, une série de travaux de recherche pourraient porter sur l'utilisation de séries « partiellement simulées » produites selon un processus de génération de données dont les caractéristiques sont tirées d'ensembles de données réelles.

REMERCIEMENTS

Nous remercions Yannick Doser du soutien qu'il nous a apporté pour la réalisation de cet article.

RÉFÉRENCES

- Cholette, P. A. (1979), "Spectral Diagnosis and Marginal Improvements of the X-11 Seasonal Adjustment Method for Short Series", *Technical Report of the Seasonal Adjustment and Time Series Staff*, Ottawa, Canada: Statistics Canada.
- Dagum, E. B. (1979), "On the Seasonal Adjustment of Economic Time Series Aggregates: A Case Study of the Unemployment Rate", in *Counting the Labor Force, National Common Employment and Unemployment Statistics*, Appendix, 2, Washington D. C., USA.
- Eurostat (2000), "Eurostat Recommendations Concerning Seasonal Adjustment Policy", *Report of the Internal Task Force on Seasonal Adjustment*, Luxembourg: Eurostat.
- Findley, D. F., et D. E. K. Martin (2003), "Frequency Domain Analyses of SEATS and X-11/12-ARIMA Seasonal Adjustment Filters for Short and Moderate-Length Time Series", *Research Report Series*, Statistics #2003-02, Washington D.C.: U.S. Bureau of the Census, pp. 1-32.
- Findley, D. F., B. C. Monsell, W. R. Bell, M. C. Otto, et B. Chen (1998), "New Capabilities and Methods of the X-12-Arima Seasonal Adjustment Program", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, pp. 127-177.
- Gómez, V., et A. Maravall (1997), "Programs TRAMO and SEATS: Instructions for the User (Beta version)", Madrid, Spain: Banco de España.
- Gómez, V., et A. Maravall (1999), "Application of Tramo-Seats: Examples 2 and 4", unpublished manuscript from a Bundesbank Seminar, Frankfurt am Main, Germany: Bundesbank.
- Hood, C. C., J. D. Ashley, et D. F. Findley (2000), "An Empirical Evaluation of Tramo/Seats on Simulated Series", *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, Alexandria, USA: American Statistical Association.
- Ladiray, D., et G. L. Mazzi (2003), "Seasonal Adjustment of European Aggregates: Direct versus Indirect Approach", in M. Manna et R. Peronaci (eds.) *Seasonal Adjustment*, Frankfurt am Main, Germany: European Central Bank, pp. 37-65.

Ladiray, D., et B. Quenneville (2001), *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, Lecture Notes in Statistics, New York: Springer-Verlag.

Matas Mir, A., et V. Rondonotti (2003), "The Performance of X-12 in the Seasonal Adjustment of Short Time Series", in M. Manna et R. Peronaci (eds.) *Seasonal Adjustment*, Frankfurt am Main, Germany: European Central Bank, pp. 149-159.

Pfefferman, D., E. Salama, et S. Ben-Tuvia (1984), "On the Aggregation of Series: A New Look at an Old Problem", *Working Paper*, Jerusalem, Israel: Bureau of Statistics.

U.S. Census Bureau (2002), "X-12-ARIMA Reference Manual, Final Version 0.2", Washington DC, USA.: U.S. Census Bureau.