L'Actualité économique

# L'annualisation des chiffres d'exercices financiers

Pierre A. Cholette

Volume 66, Number 2, juin 1990

URI: https://id.erudit.org/iderudit/601529ar
DOI: https://doi.org/10.7202/601529ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Cholette, P. A. (1990). L'annualisation des chiffres d'exercices financiers. *L'Actualité économique*, *66*(2), 218–230. https://doi.org/10.7202/601529ar

Article abstract

A very common procedure to convert fiscal year data into calendar year values consists of setting the calendar year estimate equal to a fraction (e.g. 1/4) of one fiscal year value plus a complementary fraction (e.g. 3/4) of the next fiscal value. For instance if the fiscal year ends in March, the 1987 estimate (say) is equal to 1/4 of the 1986-87 fiscal value plus 3/4 of the 1987-88 value. According to this paper, this procedure is satisfactory only for fiscal data which display uninterrupted growth. Indeed if the fiscal data change direction or even level-off, the procedure implies a very unlikely behaviour of the underlying trend-cycle component. This in turn complicates business cycle analysis, decision making and macro-economic management. The paper compares the procedure to a method recently developed by Cholette and Baldwin (1989). The method is essentially an adaptation of the methods used for benchmarking, that is for adjusting sub-annual series to yearly benchmarks (Denton, 1971; Bournay and Laroque, 1979); and an adaption of the methods used for interpolating between calendar year values (Boot, Feibes and Lisman, 1967).

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 66, n° 2, juin 1990

# L'ANNUALISATION DES CHIFFRES D'EXERCICES FINANCIERS

Pierre A. CHOLETTE,
*Statistique Canada*

RÉSUMÉ – Une façon répandue de transformer des chiffres d'exercices financiers en estimations d'année civile consiste à considérer l'estimation civile comme une fraction (par exemple 1/4) d'un chiffre financier et d'une fraction complémentaire (3/4) du chiffre financier suivant. À titre d'exemple, si l'année financière se termine en mars, l'estimation de 1987, disons, est l'addition des deux chiffres suivants: 1/4 du chiffre de 1986-87 et 3/4 du chiffre de 1987-88. Selon le présent article, ce procédé est acceptable seulement si les chiffres financiers sont en hausse (ou en baisse) ininterrompue. En effet, en cas de changement de direction - et même de plafonnement - des chiffres financiers, le procédé implique un comportement invraisemblable de la composante conjoncturelle sous-jacente. Ceci complique l'analyse conjoncturelle, la prise de décision et la gestion macro-économique. L'article compare le procédé à une méthode récemment mise au point par Cholette et Baldwin (1989). Cette dernière est essentiellement une adaptation des méthodes utilisées pour l'étalonnage, c'est-à-dire pour l'ajustement de séries infra-annuelles à des jalons annuels (Denton, 1971; Bournay et Laroque, 1979); de même qu'une adaptation des méthodes utilisées pour l'interpolation entre valeurs annuelles civiles (Boot, Feibes et Lisman, 1967).

ABSTRACT – A very common procedure to convert fiscal year data into calendar year values consists of setting the calendar year estimate equal to a fraction (e.g. 1/4) of one fiscal year value plus a complementary fraction (e.g. 3/4) of the next fiscal value. For instance if the fiscal year ends in March, the 1987 estimate (say) is equal to 1/4 of the 1986-87 fiscal value plus 3/4 of the 1987-88 value. According to this paper, this procedure is satisfactory only for fiscal data which display uninterrupted growth. Indeed if the fiscal data change direction or even level-off, the procedure implies a very unlikely behaviour of the underlying trend-cycle component. This in turn complicates business cycle analysis, decision making and macro-economic management. The paper compares the procedure to a method recently developed by Cholette and Baldwin (1989). The method is essentially an adaptation of the methods used for benchmarking, that is for adjusting sub-annual series to yearly benchmarks (Denton, 1971; Bournay and Laroque, 1979); and an adaption of the methods used for interpolating between calendar year values (Boot, Feibes and Lisman, 1967).

## INTRODUCTION

Un grand nombre d'entités économiques ont des années financières différentes de l'année civile, qui s'étire de janvier à décembre. Les gouvernements fédéral et provinciaux canadiens, par exemple, terminent leur année financière en mars; le gouvernement américain termine désormais la sienne en septembre. De même, chaque compagnie est susceptible d'avoir sa propre année financière. Dans les années 1980, 20 pour-cent du commerce de détail canadien était fait par des firmes dont l'année financière se terminait en janvier; 12 pour-cent, par des firmes dont l'année financière se terminait en mars; et seulement 30 pour-cent, par des firmes dont l'année financière coïncidait avec l'année civile. En fait la situation se répète pour les chiffres trimestriels et même pour les chiffres mensuels acheminés aux instituts de statistique qui recouvrent souvent des trimestres financiers et des périodes de quatre ou cinq semaines.

Tous ces chiffres doivent alors subir une transformation, appelée génériquement ici «calendrialisation», afin de refléter la période cible, soit l'année, le trimestre ou le mois. Le présent article porte sur l'annualisation, c'est-à-dire sur l'estimation de valeurs d'année civile à partir de chiffres d'exercices financiers. Plus spécifiquement, l'article examine une méthode empirique couramment utilisée pour opérer cette transformation. Cette méthode, dite ici traditionnelle, consiste à prendre des fractions complémentaires (ex. 1/4 et 3/4) des deux chiffres financiers voisins. L'article compare la méthode traditionnelle à celle proposée récemment par Cholette et Baldwin (1989).

Il n'existe pas, à proprement parler, de littérature sur la «calendrialisation». Pour effectuer ce traitement, nous adaptons des méthodes de «désagrégation temporelle» et d'étalonnage (Denton, 1971), pour lesquelles il existe littérature. Boot, Feibes et Lisman (1967) ont proposé une méthode de désagrégation pour transformer des chiffres, reflétant des années civiles, en valeurs trimestrielles sans saisonnalité. Cohen, Muller et Padberg (1971) ont généralisé l'approche pour transformer des données civiles de n'importe quelle fréquence (ex. annuelles, trimestrielles) en valeurs plus fréquentes sans saisonnalité. Les méthodes de désagrégation temporelle proposées par Chow et Lin (1971), Bournay et Laroque (1979), Fernandez (1981), Alba (1988) et d'autres interpolent des valeurs avec saisonnalité entre données civiles, en supposant que les interpolations sont «expliquées» par des séries apparentées dans le cadre d'une régression linéaire. Les relations entre ces méthodes et celle présentée ici seront examinées dans la section 2.

La section 1 illustre d'abord la solution traditionnelle au problème de l'annualisation ainsi que la solution proposée par Cholette et Baldwin (1989). Cette dernière est traitée dans la section 2. La section 3 montre que la méthode proposée débouche sur des poids à utiliser comme substituts à ceux de la méthode traditionnelle (ex. 1/4 et 3/4). La section 4 présente une variante logarithmique inédite de la méthode proposée, qui s'avère beaucoup plus commode dans certaines circonstances. La conclusion discute des aspects normatifs et de la portée de la «calendrialisation».

## 1. Illustration du problème de l'annualisation

Les chiffres d'années financières du diagramme 1 portent sur la période qui commence en avril de chaque année pour se terminer en mars de l'année suivante. Ces chiffres: 6 500, 7 000, 8 000 et 7 950, sont représentés par leurs moyennes sur chaque période de référence (6500/12, etc.), ce qui a pour avantage d'indiquer leurs périodes de référence en plus de leur valeur. Le problème consiste à modifier ces chiffres financiers afin de refléter l'année civile. À défaut, cela se traduirait par une surestimation systématique du niveau annuel en période de hausse conjoncturelle; et par une sous-estimation en période de baisse.

Une pratique d'annualisation très répandue consiste à poser la valeur civile de 1986 (disons) égale à 1/4 du chiffre de l'exercice 1985-86, et de l'ajouter aux 3/4 du chiffre de l'exercice 1986-87. Les valeurs civiles résultantes: 6 875, 7 750 et 7 962,5, pour 1985, 1986 et 1987, sont également représentées dans le diagramme 1 par leur moyenne sur l'année civile. Un problème associé à cette méthode traditionnelle, c'est que la composante conjoncturelle, c'est-à-dire la tendance-cycle, infra-annuelle sous-jacente est souvent invraisemblable. Le diagramme 1 trace en effet la tendance-cycle la plus simple (horizontale) possible qui soit compatible, en sommes financières, avec les chiffres financiers et en sommes annuelles avec les estimations civiles. Cette tendance-cycle affiche deux points de retournement en fin de série, l'un à la baisse et l'autre à la hausse. Ces distorsions découlent du fait que la tendance-cycle doive couvrir les mêmes surfaces que chacune des valeurs financières et annuelles sur leurs périodes de référence respectives. Une tendance-cycle compatible avec les chiffres financiers et les estimations civiles qui n'aurait qu'un retournement à la baisse en fin de série devrait se recourber sur elle-même (point de rebroussement) durant l'année fiscale 1985-86, ce qui est encore plus aberrant.

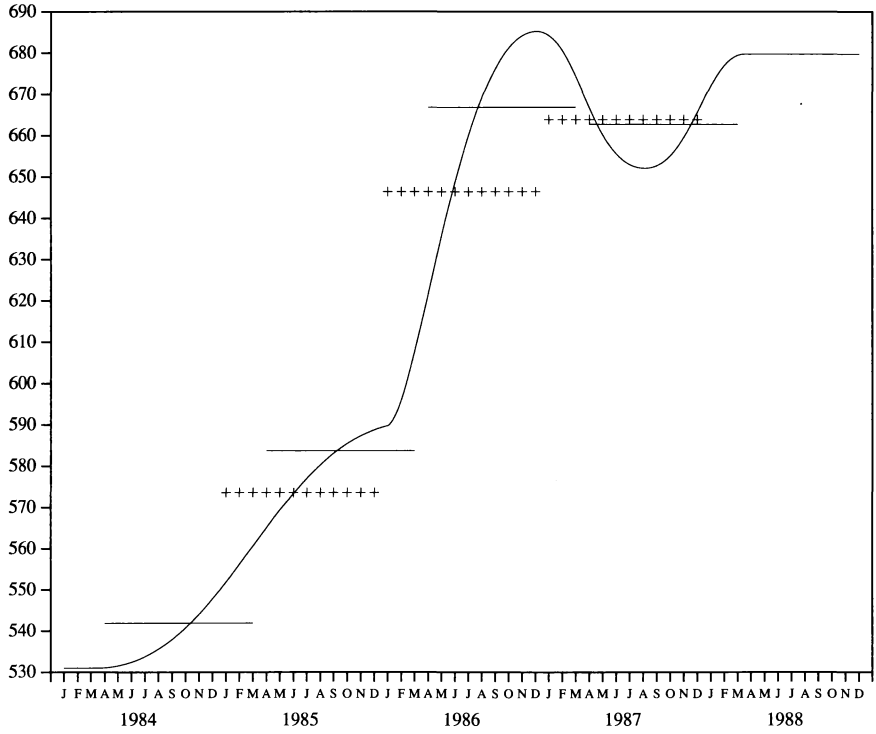
On peut soulever deux objections à une tendance-cycle comme celle du diagramme 1, l'une de nature économique et l'autre de nature statistique. Objection économique: de par sa définition même, il arrive très rarement que la composante conjoncturelle parcourt un cycle complet, c'est-à-dire un retournement à la baisse, une récession, un retournement à la hausse et une reprise, en moins de 18 mois. Objection statistique: les données financières indiquent un retournement à la baisse, mais pas de retournement à la hausse. Or, on peut démontrer que la méthode d'annualisation traditionnelle produit ce résultat à chaque fois qu'il y a un point de retournement, ou même un plafonnement, dans les chiffres financiers. (L'exemple choisi peut en effet se qualifier de plafonnement, étant donné la très faible ampleur du retournement.) On conclut que les estimations annualisées traditionnelles sont souvent incompatibles avec les cycles économiques survenant dans les valeurs infra-annuelles sous-jacentes (que celles-ci soient ou non observées).

Le diagramme 2 illustre la méthode proposée décrite dans la section 2. Cette méthode consiste à interpoler une tendance-cycle la plus horizontale possible entre les chiffres financiers, qui soit compatible avec ces derniers en sommes financières. (La compatibilité peut se vérifier par l'égalité des surfaces sous la tendance-cycle et sous chaque chiffre financier.) Une fois la tendance-cycle interpolée, les valeurs civiles se définissent alors comme les sommes proprement civiles des interpolations: 6 464,2, 6 798,0, 7 812,8, 8 014,6 et 7 876,6 pour les années 1984 à 1988 respectivement. Contrairement à celle obtenue avec la méthode traditionnelle, la tendance-cycle de la méthode proposée n'affiche qu'un seul retournement, à la baisse comme cela est suggéré par les données financières.

Il n'est pas nécessaire d'estimer les composantes saisonnière, accidentelle et de rotation des jours («trading-day», Young, 1965), dans la mesure où celles-ci tendent à s'annuler sur douze mois consécutifs. En d'autres mots, la méthode proposée permet l'existence dans les chiffres mensuels sous-jacents de n'importe quelle composante en plus de la tendance-cycle, pourvu que les sommes sur 12 mois consécutifs soient négligeables, ce qui n'est généralement pas une hypothèse forte.

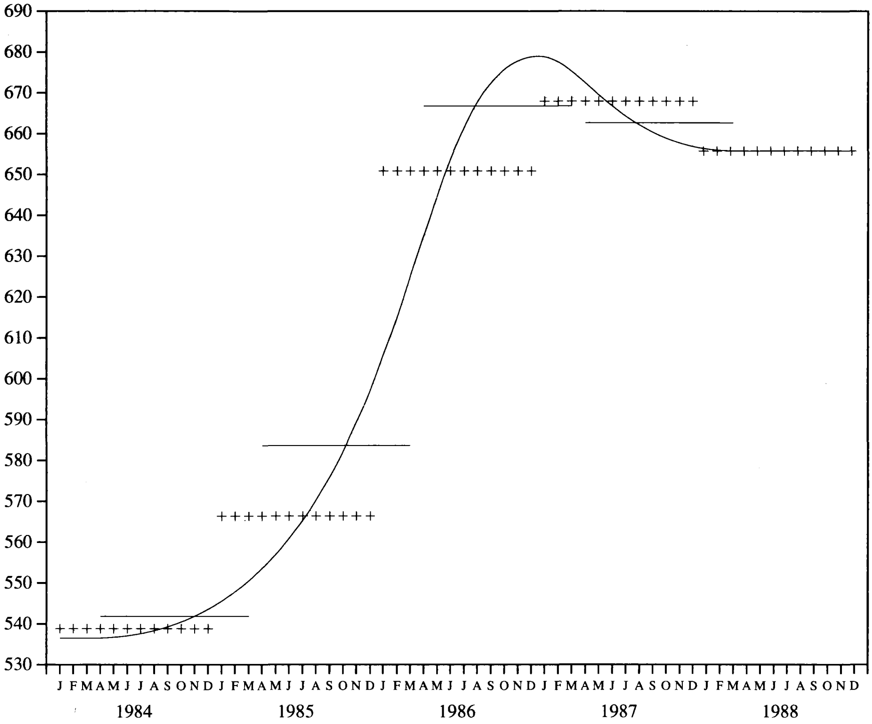
L'on notera également, dans le diagramme 2, que l'estimation de 1987 est plus élevée que les chiffres de 1986-87 et de 1987-88. Ceci est très plausible dans tous les cas de hausse récente des chiffres financiers suivie d'un plafonnement (ou d'une très légère baisse comme dans le diagramme 2). Par contre, avec la méthode traditionnelle, les estimations résident toujours entre les chiffres financiers adjacents, comme dans le diagramme 1. Ceci tend à sous-estimer l'amplitude des cycles conjoncturels - surtout ceux de durée relativement courte. Pour l'année 1987, l'estimation civile s'élève à 7 962,5 avec la méthode traditionnelle, au lieu de 8 014,6 avec la méthode proposée. La différence n'est pas appréciable ici mais elle devient plus importante dans les cas où l'année financière se termine plus près du mois de juin. Un autre avantage de la méthode proposée est de fournir une estimation civile

DIAGRAMME 1




Estimations traditionnelles (+++) de l'année civile à partir de chiffres d'années financières (ligne pleine en escalier), couvrant les mois d'avril à mars, et valeurs implicites de la composante cyclo-tendancielle correspondante (ligne pleine continue)

DIAGRAMME 2




Interpolation de valeurs cyclo-tendancielles (ligne pleine continue) à partir des chiffres financiers (ligne pleine en escalier) et obtention des valeurs civiles (+++) par sommation proprement annuelle des valeurs cyclo-tendancielles.

préliminaire pour la dernière année civile, soit 1988 dans le diagramme 2, ainsi qu'une estimation pour la première année civile, soit 1984.

## 2. La méthode proposée

La présente section expose brièvement la variante additive de la méthode proposée par Cholette et Baldwin (1989) et illustrée au diagramme 2. La méthode peut se décrire comme un programme de minimisation quadratique sous contraintes. Il s'agit de minimiser la fonction objective suivante

$$\sum_{t=2}^{T} \left\{ \left(b_t - b_{t-1}\right) - \left(s_t - s_{t-1}\right) \right\}^2, \qquad (2.1)$$

sujette aux contraintes

$$\sum_{t=\tau_m}^{\kappa_m} b_t = f_m, \quad m = 1,\ldots,M, \qquad (2.2)$$

où $b_t$ désigne les interpolations recherchées (au temps $t$), $s_t$ un profil saisonnier connu et $f_m$ les chiffres financiers.

La fonction objective (2.1) spécifie que les mouvements entre les mois adjacents des interpolations $b_t$ sont le plus semblable possible au mouvement correspondant d'un profil saisonnier $s_t$. Dans le cas du diagramme 2, le profil saisonnier était trivial, c'est-à-dire égal à zéro. Il n'est en effet pas nécessaire d'avoir un profil saisonnier dans la mesure où la saisonnalité et les autres composantes infra-annuelles s'annulent sur 12 mois consécutifs quelconques. Ceci requiert par contre que chaque chiffre financier couvre douze mois, à défaut de quoi un véritable profil saisonnier, incluant la composante de rotation des jours (Young, 1965), est requis.

Les contraintes (2.2) forcent les interpolations $b_t$ à être compatibles, en sommes annuelles financières, avec les $M$ chiffres financiers. Les paramètres $\tau_m$ et $\kappa_m$ désignent les périodes de référence de ceux-ci. Les années financières s'étendant d'avril à mars, comme dans le diagramme 2, ont $\tau_m = 4, 16, 28,...$, et $\kappa_m = 15, 27, 39,...$ (On suppose que $t = 1$ correspond à un mois de janvier; et $t = T$, à un mois de décembre.)

Le programme quadratique (2.1) et (2.2) spécifie que les interpolations recherchées sont le plus parallèle possible au profil saisonnier, le degré de parallélisme atteint étant déterminé par les chiffres financiers. La méthode est ainsi une adaptation de la méthode d'ajustement de séries infra-annuelles aux jalons annuels («benchmarking») de Denton (1971); et, dans le cas où $s_t = 0$, de la méthode d'interpolation entre jalons annuels de Boot, Feibes et Lisman (1967) et Cohen, Muller et Padberg (1971). Dans les deux cas, l'adaptation consiste essentiellement à prendre en compte le fait que les jalons couvrent des années financières plutôt que civiles. La méthode proposée coïncide avec les méthodes de type Chow et Lin (1971) basées sur la régression, lorsque les jalons reflètent des périodes civiles, si on n'a qu'un seul régresseur ($s_t$) à coefficient unitaire et si le coefficient d'autocorrélation des résidus est égal à 1.

Cholette et Baldwin (1989) présentent en fait leur méthode comme une régression à variables explicatives dichotomiques, dont les variables expliquées sont le profil saisonnier et les valeurs financières. Cette formulation débouche sur la même solution finale que le programme (2.1) et (2.2):

$$\hat{b} = s + VJ'[JVJ']^{-1}\,[f - Js] = s + Wr, \tag{2.3}$$

où les matrices $J$ et $V$ sont comme suit. La matrice $J$ est l'opérateur de sommes financières:

$$\begin{array}{ll} & \text{colonnes:}\quad \begin{array}{cccc} \tau_1 & \kappa_1 & \tau_2 & \kappa_2 \\ \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \end{array} \\ \underset{M \text{ par } T}{J} = & \begin{bmatrix} 0\ 0 \dots 0\ 1\ 1 \dots 1\ 0 \dots 0\ 0 \dots 0\ 0\ 0 \dots \\ 0\ 0 \dots 0\ 0\ 0 \dots 0\ 0 \dots 1\ 1 \dots 1\ 0\ 0 \dots \\ \vdots\ \vdots\quad \vdots\ \vdots\ \vdots\quad \vdots\ \vdots\ \vdots\vdots\vdots\ \vdots\ \vdots\quad \vdots\ \vdots\ \vdots \end{bmatrix}. \end{array} \tag{2.4}$$

Cette matrice permet toutes sortes de situations, notamment le traitement de séries de stocks ($\tau_m = \kappa_m$), l'absence de chiffres financiers pour certaines périodes de temps, la superposition des périodes de référence de différents jalons financiers (comme dans le diagramme 1), etc. La matrice $V$ est la suivante

$$V = \begin{bmatrix} 1 & \alpha^1 & \alpha^2 & \ldots & \alpha^{T-1} \\ \alpha^1 & 1 & \alpha^1 & \ldots & \alpha^{T-2} \\ \alpha^2 & \alpha^1 & 1 & \ldots & \alpha^{T-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \end{bmatrix}, \qquad (2.5)$$

où $\alpha$ est un quantité inférieure mais très voisine de l'unité (ex. $\alpha = 0.999999$). Cette matrice repose sur l'emploi dans (2.1) de l'opérateur quasi différentiel suggéré dans le cadre de l'étalonnage par Bournay et Laroque (1979), en lieu et place des premières différences strictes.

La solution (2.3) considère les interpolations désirées comme l'ajout au profil saisonnier $s$ d'une combinaison linéaire $W$ des écarts financiers: $r = f - Js$ observés entre les chiffres financiers et les sommes financières du profil saisonnier. Les valeurs civiles désirées sont égales aux sommes civiles des interpolations:

$$\hat{c} = G\hat{b} = G[s + Wr] = Gs + Pr, \qquad (2.6)$$

où $G$ est opérateur de sommes d'années civiles analogue à (2.4) (avec $\tau_m$=1, 13, 25,..., et $\kappa_m$=12, 24, 36,....). En cas d'absence de profil saisonnier ($s = 0$), les écarts financiers $r = f - Js$ se réduisent aux chiffres financier $f$, et la solution (2.6) se simplifie à:

$$\hat{c} = GWf = PF. \qquad (2.7)$$

## 3. Mise en oeuvre suggérée de la méthode

Les équations (2.3) et (2.6) (et (2.7)) établissent les interpolations et les valeurs civiles comme des combinaisons linéaires du profil saisonnier $s$ choisi et des chiffres financiers $f$. On peut montrer que les poids $W$ de (2.3), de même que les poids $P$ de (2.6) sont indépendants des données $s$ et $f$. Ces poids dépendent uniquement des paramètres $T$, $\tau_m$ et $\kappa_m$ (la longueur de la série et les périodes de référence des chiffres financiers). Il est donc possible de calculer ces poids une seule fois et de les appliquer pour interpoler et annualiser un grand nombre de séries différentes ayant une même longueur et un même régime financier, c'est-à-dire des années financières avec les mêmes périodes de référence.

Cholette et Baldwin recommandent en outre l'application des poids à la façon de moyennes mobiles quinquennales se mouvant d'une année à la fois, c'est-à-dire sur des intervalles mobiles de cinq ans. Ceci se traduit par des économies de calcul supplémentaires substantielles sans affecter de façon notable les estimations.

Des économies additionnelles très importantes sont réalisables si l'on ne s'intéresse pas aux valeurs infra-annuelles interpolées en elles-mêmes. En effet, il suffit alors d'emmagasiner et d'appliquer les matrices de poids $P$ de (2.7), qui sont de faibles dimensions. Cholette (1988) a effectivement compilé de tels poids pour les douze régimes financiers réguliers, dans lesquels toutes les années financières se terminent en janvier, ou en février, en mars, etc; et pour des intervalles de série de trois, quatre et cinq années civiles. À titre d'illustration, le tableau 1 consigne les poids du régime d'années financières se terminant en mars. Le tableau 1A donne les poids à utiliser lorsque l'intervalle de série couvre trois années civiles, (c-à-d deux années financières); le tableau 1B, lorsque l'intervalle couvre quatre ans; et le tableau 1C, cinq ans. Les poids de la méthode traditionnelle apparaissent entre parenthèses. Il appert que chaque estimation de la méthode proposée repose sur un plus grand nombre de chiffres financiers (sauf dans le cas du tableau 1A), ce qui devrait se traduire par une plus grande précision. Avec la méthode traditionnelle par contre, l'estimation ne repose toujours que sur deux chiffres financiers.

La suite des tableaux illustre la séquence d'utilisation des poids au fur et à mesure que des données financières deviennent disponibles. À supposer qu'on n'ait au départ que les chiffres financiers 1984-85 et 1985-86, les poids du tableau 1A produisent les estimations préliminaires de 1984, 1985 et 1986. Lorsque le chiffre de 1986-87 devient disponible, les poids du tableau 1B produisent les estimations révisées de 1984, 1985 et 1986 et l'estimation préliminaire de 1987. Lorsque le chiffre de 1987-88 est publié, les poids du tableau 1C produisent les estimations finales de 1984, 1985 et 1986, révisée de 1987 et préliminaire de 1988. Par la suite, on applique seulement les poids quinquennaux. Par exemple, lorsque le chiffre financier de 1988-89 devient disponible, les poids du tableau 1C s'appliquent aux chiffres de 1985-86, 1986-87, 1987-88 et 1988-89 et produisent l'estimation finale de 1987, l'estimation révisée de 1988, et l'estimation préliminaire de 1989. Les estimations finales obtenues du tableau 1C sont ainsi centrales dans un intervalle de quatre chiffres financiers. Les poids du tableau 1C ont produit les valeurs civiles du diagramme 2.

Les estimations préliminaires, non disponibles dans la méthode traditionnelle, peuvent être qualifiées d'extrapolations, en ce sens que les interpolations sous-jacentes débordent l'intervalle couvert par les chiffres financiers. Une grande circonspection s'impose donc dans leur utilisation. En principe, plus le nombre de mois implicitement extrapolés (9 mois dans le cas du régime financier avril-mars) est grand, plus on devrait se méfier de l'estimation préliminaire; par contre, plus la variable socio-économique en question est réputée évoluer de manière monotonique, moins on devrait se méfier.

La méthode proposée débouche donc sur des poids à appliquer aux chiffres d'années financières (ou aux écarts financiers si $s \neq 0$). Ces poids sont des substituts à ceux de la méthode traditionnelle. La similitude des deux méthodes ne s'arrête pas là. La méthode traditionnelle appartient en effet à la même famille que la méthode proposée, si l'on minimise les secondes différences dans la fonction objective (2.1) et si on spécifie le programme quadratique sur deux années financières seulement. Les interpolations résultantes résident alors sur la ligne droite passant par $f_1/12$ et $f_2/12$ positionnés au milieu des années financières. L'estimation civile est la somme civile des interpolations linéaires, et les poids $P$ sont par exemple 1/4 et 3/4, 1/2 et 1/2, 2/12 et 10/12 selon que les années financières se terminent en mars, juin ou octobre.

Cette parenté des deux méthodes dévoile les hypothèses implicites de la méthode traditionnelle: 1) la tendance-cycle se comporte localement de manière linéaire sur deux ans; 2) les autres composantes (saisonnalité, etc.) s'annulent sur

TABLEAU 1

POIDS $P$ À UTILISER EN RÉGIME D'ANNÉES FINANCIÈRES COMMENÇANT EN AVRIL ET SE TERMINANT EN MARS DE L'ANNÉE SUIVANTE.

A: lorsque l'intervalle de série touche trois années civiles

| poids appliqués à | 1984-85 | 1985-86 |
|---|---|---|
| pour estimer 1984: | 1.1436 ( - ) | -0.1436 ( - ) |
| pour estimer 1985: | 0.2266 (1/4) | 0.7734 (3/4) |
| pour estimer 1986: | -0.2439 ( - ) | 1.2439 ( - ) |

B: lorsque l'intervalle de série touche quatre années civiles

| poids appliqués à | 1984-85 | 1985-86 | 1986-87 |
|---|---|---|---|
| pour estimer 1984: | 1.1530 ( - ) | -0.1908 ( - ) | 0.0378 ( - ) |
| pour estimer 1985: | 0.2036 (1/4) | 0.8897 (3/4) | -0.0932 ( 0 ) |
| pour estimer 1986: | -0.0560 ( 0 ) | 0.2966 (1/4) | 0.7595 (3/4) |
| pour estimer 1987: | 0.0643 ( - ) | -0.3241 ( - ) | 1.2598 ( - ) |

C: lorsque l'intervalle de série touche cinq années civiles

| poids appliqués à | 1984-85 | 1985-86 | 1986-87 | 1987-88 |
|---|---|---|---|---|
| pour estimer 1984: | 1.1536 ( - ) | -0.1941 ( - ) | 0.0505 ( - ) | -0.0100 ( - ) |
| pour estimer 1985: | 0.2020 (1/4) | 0.8978 (3/4) | -0.1244 ( 0 ) | 0.0247 ( 0 ) |
| pour estimer 1986: | -0.0502 ( 0 ) | 0.2670 (1/4) | 0.8732 (3/4) | -0.0900 ( 0 ) |
| pour estimer 1987: | 0.0148 ( 0 ) | -0.0748 ( 0 ) | 0.3014 (1/4) | 0.7585 (3/4) |
| pour estimer 1988. | -0.0170 ( - ) | 0.0858 ( - ) | -0.3297 ( - ) | 1.2610 ( - ) |

douze mois consécutifs. La première hypothèse explique que la méthode traditionnelle fonctionne seulement pour les séries à comportement linéaire prévisible. Le fait que l'estimation ne porte que sur deux ans confère moins de stabilité aux estimations.

Selon notre expérience, la mise en oeuvre proposée ici permet d'effectuer rapidement l'annualisation sur micro-ordinateurs, surtout lorsqu'on ne s'intéresse pas aux interpolations infra-annuelles et lorsque les régimes financiers sont réguliers.

## 4. La variante logarithmique

La variante additive de la méthode, présentée dans la section 2, est surtout appropriée dans les situations où 1) on ne désire pas d'interpolations infra-annuelles à caractère saisonnier et 2) tous les chiffres financiers couvrent douze mois consécutifs. Il n'est alors pas nécessaire de spécifier un profil saisonnier différent de zéro. Quand les conditions 1) ou 2) ne prévalent pas, il est possible d'utiliser la variante additive, pourvu qu'on spécifie un profil saisonnier (et de rotation des jours, Young, 1965) $s_t$ non trivial. Cependant il est alors beaucoup plus commode d'utiliser la variante logarithmique présentée ici. Cette dernière permet en effet de choisir un profil saisonnier en pourcentages - ou de façon plus générale en unités de mesure quelconques -, ce qui facilite énormément les choses.

La variante logarithmique fait porter la fonction objective (2.1) sur les logarithmes. La programme quadratique minimise donc

$$\sum_{t=2}^{T} \left\{ \left(\log\ b_t - \log\ b_{t-1}\right) - \left(\log\ s_t - \log\ s_{t-1}\right) \right\}^2, \tag{4.1}$$

sujette aux contraintes

$$\sum_{t=\tau_m}^{\kappa_m} \log\ b_t = \log\ f(k)_m,\ \ m = 1,\ \ldots, M, \tag{4.2}$$

où les $f(k)_m$ sont définis plus bas.

La fonction objective (4.1) spécifie que les interpolations et le profil saisonnier doivent avoir des taux de croissance le plus semblables possible. Chaque terme de (4.1) peut en effet s'écrire $\{(\log(b_t/b_{t-1}) - (\log(s_t/s_{t-1})\}^2$. Les contraintes (4.2) sont analogues à (2.2). Pour les séries de stocks ($\tau_m=\kappa_m$), il suffit de poser $f(k)_m$ égal à $f_m$ et d'appliquer la solution (4.4) une seule fois. (Les poids $W$ prennent également une forme algébrique très simple.) Pour les séries de flux ($\tau_m<\kappa_m$) cependant, les quantités $f(k)_m$ doivent faire l'objet d'itérations. En effet, avec $f(k)_m=f_m$ , les contraintes (4.2) spécifieraient les égalités de produits des interpolations et des chiffres financiers (sur chaque année financière), au lieu des égalités de sommes. Des valeurs de départ presque suffisantes pour réaliser les égalités de sommes (2.2) sont:

$$\log\ f(1)_m = \sum_{t=\tau_m}^{\kappa_m} \log\ \{s_t[f_m\ /\ (\sum_{n=\tau_m}^{\kappa_m} s_n)]\},\ \ m = 1,\ \ldots, M, \tag{4.3}$$

où les facteurs entre crochets désignent les écarts financiers proportionnels entre les chiffres financiers et les sommes financières du profil saisonnier. Les premières interpolations $\hat{b}(1)_t$ sont données par l'anti-logarithme de

$$\log\ \hat{b}(k) = \log(s) + W\left[\log\ f(k) - J\ \log(s)\right], \tag{4.4}$$

où $k=1$ pour la première itération et où $W$ est donné par (2.3). Les valeurs de $f(k)_m$, pour les itérations $k$ ultérieures ($k>1$), s'obtiennent en multipliant les dernières valeurs $f(k-1)_m$ par les écarts financiers proportionnels résiduels entre les dernières interpolations calculées $b(k-1)_m$ et les chiffres financiers $f_m$:

$$\log f(k)_m = \log f(k-1)_m + \log[f_m / (\sum_{n=\tau_m}^{\kappa_m} \hat{b}(k-1)_n)],\ \ m = 1, \ldots, M, \tag{4.5}$$

où $k>1$. Les nouvelles interpolations $\hat{b}(k)_t$ $(k > 1)$, s'obtiennent toujours à l'aide de (4.4).

Les itérations cessent lorsque chacune des $M$ contraintes (2.2) est réalisée à plus de 0.1 %, disons, ce qui se produit en deux ou trois itérations ($K$=2 ou 3). Une réalisation exacte des contraintes peut s'obtenir en multipliant les dernières interpolations par les écarts financiers résiduels:

$$\hat{b}_t = \hat{b}(K)_t\ [f_m / (\sum_{n=\tau_m}^{\kappa_m} \hat{b}(K)_n)],\ \ t = \tau_m, \ldots,\ \kappa_m;\ \ m = 1, \ldots, M. \tag{4.6}$$

Les estimations civiles se définissent ensuite comme les sommes civiles des interpolations saisonnières: $\hat{c} = G\hat{b}$.

La variante logarithmique de l'annualisation décrite ici est presque aussi économique que la variante additive (si appliquée comme dans la section 3). En effet, les poids $W$ de (2.3) sont connus d'avance et ne dépendent que de $T$, $\tau_m$ et $\kappa_m$. Avec la variante proportionnelle d'abord proposée par Cholette et Baldwin, les poids dépendent en plus des valeurs de $s_t$ et doivent par conséquent être recalculés pour chaque intervalle de série. La variante logarithmique constitue en fait une façon économique de mettre en oeuvre la variante proportionnelle et donne des résultats presque identiques.

## Conclusion

Ce travail a fait état d'une méthode pour effectuer l'annualisation des chiffres d'exercices financiers. Comme mentionné dans l'introduction, ce genre de problème, la «calendrialisation», se pose aussi pour les données trimestrielles, qui reflètent souvent les trimestres financiers des agents socio-économiques fournissant des données aux instituts de statistiques; et même pour les données mensuelles, souvent fournies en agrégats de chiffres couvrant quatre ou cinq semaines. La stratégie, décrite ici dans le cas annuel, est adaptable pour ces autres cas. Dans le cas trimestriel, il s'agit, grosso modo, d'interpoler des valeurs mensuelles, à partir des chiffres de trimestres financiers et d'un profil saisonnier mensuel, et de recombiner ces interpolations en valeurs proprement trimestrielles (voir Cholette, 1989). Dans le cas mensuel, il s'agit d'interpoler des valeurs quotidiennes, à partir des chiffres hebdomadaires et d'un profil quotidien (Young, 1965), et de prendre les sommes mensuelles des interpolations (voir Cholette et Chhab, 1989). Dans les cas trimestriel et mensuel surtout, la variante logarithmique présentée à la section 4 est la plus indiquée.

La qualité de l'annualisation, de la trimestrialisation et de la mensualisation affecte évidemment la comparabilité des chiffres entre industries, entre régions, ainsi que les relations entre variables socio-économiques. Elle affecte également la qualité de tous les autres traitements statistiques et usages multiples faits en aval de la calendrialisation - autant à l'intérieur comme à l'extérieur des instituts de statistique -, tels l'étalonnage, la désaisonnalisation, la modélisation économétrique, l'intégration comptable, la recherche et l'analyse socio-économiques. Par exemple, des chiffres à cycles conjoncturels distorsionnés, entrant dans la composition des comptes nationaux ou dans les modèles économétriques, compliquent l'analyse et la prévision conjoncturelles, la prise de décision socio-économique, la gestion macro-économique. En ce sens, la «calendrialisation» revêt un caractère pratique et conceptuel fondamental. Malgré cela, elle s'effectue de manière très variable, à l'aide de procédés empiriques peu documentés, ne reposant sur aucune hypothèse explicite. Il n'existe pas de références bibliographiques explicite sur le sujet, hormis nos récents travaux.

## BIBLIOGRAPHIE

ALBA, E. DE (1988), «Temporal Disaggregation of Time Series: a Bayesian Analysis», *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 6, No. 2, pp 197-206.

BOURNAY, J., LAROQUE, G. (1979), «Réflexions sur la méthode d'élaboration des comptes trimestriels», *Annales de l'I.N.S.É.É.*, Vol. 36, pp. 3-30.

BOOT, J.C.G., FEIBES, W., and LISMAN, J.H.C. (1967), «Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data», *Applied Statistics*, Vol. 16, no. 1, pp. 65-75

CHOLETTE, P.A. (1988), «Weights to Calendarize Fiscal Year Data Referring to Any Consecutive 12 Months or 4 Quarters», Time Series Research and Analysis Division, Research Paper No. TSRA-88-023E, Statistics Canada.

CHOLETTE, P.A. (1989), «La Trimestrialisation des chiffres de trimestres financiers», Division de la Recherche et de l'analyse des chroniques, document de recherche TSRA-89-017EF; à paraître dans les actes du Symposium 1989 sur l'Analyse des données dans le temps (23 au 25 octobre), publié par Statistique Canada.

CHOLETTE, P.A. , BALDWIN, A. (1989), «Converting Fiscal Year Data into Calendar Year Values», Time Series Research and Analysis Division, Research Paper No. TSRA-89-007E, Statistique Canada.

CHOLETTE, P.A. , CHHAB N. (1989), «Converting Aggregates of Weekly Data into Monthly values», Time Series Research and Analysis Division, Research Paper No. TSRA-89-019E, Statistics Canada; à paraître dans *Applied Statistics* (1991), Vol. 40, no 2.

CHOW, G.C., LIN, AN-LOH (1971), «Best linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 53, No. 4, pp. 372-375.

COHEN, K.J., MULLER, W., and PADBERG, M.W. (1971) «Autoregressive Approaches to the Disaggregation of Time Series Data», *Applied Statistics*, Vol. 20, pp 119-129.

DENTON, F.T. (1971), «Adjustment on Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization», *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 66, No. 333, pp. 99-102.

FERNANDEZ, R.B. (1981), «A Methodological Note on the Estimation of Time Series», *Review of Economic and Statistics*, Vol. 63, pp. 471-476.

YOUNG, A.H. (1965), «Estimating Trading-Day Variations in Monthly Economic Time Series», Technical Paper No. 12, U.S. Bureau of the Census.