

## Les statistiques du chômage

Pierre Harvey

Volume 36, Number 3, October–December 1960

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1001548ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1001548ar>

[See table of contents](#)

### Publisher(s)

HEC Montréal

### ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

### Cite this article

Harvey, P. (1960). Les statistiques du chômage. *L'Actualité économique*, 36(3), 405–419. <https://doi.org/10.7202/1001548ar>

# Les statistiques du chômage

Depuis qu'on a entrepris de vouloir assurer le plein emploi constant de la main-d'œuvre, le problème de l'évaluation du chômage a pris une importance considérable. Jusqu'à la crise de 1929, le sous-emploi était considéré comme un phénomène purement résiduel: on pouvait donc, à toutes fins pratiques, l'ignorer puisqu'il était destiné à se résorber de lui-même. C'est d'ailleurs ce qui explique, en bonne partie, la pénurie des renseignements disponibles sur ce phénomène avant la Grande crise<sup>1</sup>. Quand ensuite on a voulu assurer consciemment du travail à tous les citoyens désireux de participer à la vie active, on s'est d'abord efforcé de donner du plein emploi une définition positive: Keynes, par exemple, l'a défini en termes d'inélasticité de l'offre de travail par rapport à la demande du produit du travail<sup>2</sup>; Beveridge, de son côté, a défini le plein emploi comme un état du marché du travail dans lequel la demande serait supérieure à l'offre, donc comme un marché de vendeurs<sup>3</sup>. Mais, avec les années, on s'est rendu compte d'une part, que le plein emploi considéré comme concept théorique était en fait indéterminé, du moins dans les hypothèses courantes d'équilibre instantané<sup>4</sup>; d'autre part, on a dû admettre que même si au prix d'hypothèses simplificatrices suffisamment radicales on finissait par donner au problème posé une solution déterminée, le passage du schéma théorique lui-

1. Au Canada, ce n'est qu'après la guerre de 1914 qu'on a commencé à recueillir des renseignements, à peu près tous tirés d'ailleurs des unions ouvrières ou des bureaux municipaux de placement.

2. Keynes, J. M., *Théorie générale de l'emploi de l'intérêt et de la monnaie*, trad. franc., Payot, Paris, p. 48.

3. Beveridge, W., *Full Employment in a Free Society, a Report by*, Londres, G. Allen & Unwin, 1945.

4. Cf, par exemple, Perroux, F.: «L'interventionnisme libéral et l'apport 'spécial' de J. M. Keynes», *L'Actualité Économique*, vol. XXVI, 1950, p. 44.

même aux prescriptions de politique d'emploi restait impossible à tracer. On s'est alors contenté de définir le plein emploi en termes négatifs, une économie devant être considérée en état de plein emploi lorsque le chômage n'y dépasserait pas une limite supérieure jugée « normale »<sup>1</sup>.

Cependant, on ne faisait, là encore, que déplacer le problème, car cette limite supérieure « normale » ne peut elle-même donner lieu à une évaluation générale: elle varie nécessairement d'une économie à l'autre et même d'une étape à l'autre d'un même processus de développement. De plus, la norme en question est ordinairement faite d'un taux maximum moyen qui reste lui-même tributaire de certaines hypothèses implicites gênantes: dans la mesure, par exemple, où ce taux moyen est appliqué à un marché du travail subdivisé en régions étanches, le taux moyen peut bien, par absence de mobilité de la main-d'œuvre, se trouver dépourvu de toute signification pratique ou à peu près. Mais à mesure qu'on prend progressivement conscience de chacune de ces difficultés, qu'on accepte de les résoudre une à une sans prétendre intégrer toutes ces solutions partielles dans un modèle général et nécessaire, on cantonne le problème en deux domaines clairement délimités: celui de la valeur, à un moment donné, de la moyenne nationale de chômage comme norme de plein emploi d'une part, et, d'autre part, celui du sens de la statistique disponible. C'est à analyser certains aspects du second de ces deux problèmes, en ce qui concerne le Canada, que seront consacrées les pages qui suivent.

\* \* \*

Au Canada, trois sources de renseignements s'offrent à qui veut évaluer l'importance du sous-emploi à un moment donné. On peut d'abord additionner tout simplement les salariés retirant des prestations d'assurance-chômage; on peut aussi faire la somme

1. Cette dernière attitude, qui mettait au premier plan de l'analyse conjoncturelle les statistiques de l'emploi, a elle-même donné lieu à des exagérations qui ont entraîné certains économistes à définir le cycle en fonction de ce seul indice ou à peu près. Un exemple de ce type de méthodologie nous est fourni par le rapport des experts des Nations-Unies: *Mesures d'ordre national et international en vue du plein emploi*, décembre 1949. Plus récemment, D. E. Armstrong, écrivait: « If we accept 4 p.c. unemployment (seasonally adjusted) as a reasonable boundary between prosperity and recession, it follows that we have failed to emerge from the recession which began in the middle of 1957 » (*Canadian Business*, oct. 1960, p. 40). Ce qui revient à renoncer à distinguer les phénomènes de structure des phénomènes de conjoncture et des problèmes de croissance.

des demandes d'emploi présentées au Service national de Placement; on peut enfin utiliser les renseignements fournis chaque mois par le sondage de l'Office fédéral de la Statistique et considérer comme chômeurs les individus qui étaient sans emploi au moment de l'enquête et qui ont déclaré se chercher du travail.

La première source de renseignements comporte un certain nombre d'inconvénients graves. Étant à caractère administratif, elle est tributaire du développement de l'organisme dont elle émane: à mesure que s'accroît le nombre des travailleurs protégés par l'assurance-chômage, le nombre des «chômeurs» augmente; si bien que pour une période de quelques années la «courbe du chômage» se trouvera déformée par les extensions successives du domaine d'application de la loi; toute étude historique du phénomène devient alors impossible du moins aussi longtemps que la loi pourra atteindre des catégories nouvelles de travailleurs. De plus, on comprend facilement aussi que des problèmes d'évaluation se posent à chaque moment: certains travailleurs temporairement inactifs par suite de travaux de rééquipement, par exemple, seront comptés comme chômeurs du seul fait qu'ils auront droit aux prestations d'assurance-chômage; de même, un travailleur refusant de se chercher du travail et décidant d'épuiser auparavant les fonds qu'il aura jusqu'alors accumulés sera considéré aussi comme chômeur; par contre, un individu en chômage depuis un temps assez long et ayant de ce fait épuisé ses fonds cessera d'être considéré comme chômeur au moment où il n'aura plus droit aux prestations, c'est-à-dire au moment même où sa situation a toutes les chances d'empirer. Pour ces raisons et pour un certain nombre d'autres du même ordre, il est évident qu'une évaluation statistique du chômage d'après le relevé des salariés recevant des prestations d'assurance-chômage ne saurait être considérée comme valable surtout s'il est question d'effectuer des comparaisons dans le temps, ce qui, après tout, constitue le problème principal dès qu'on aborde l'analyse de l'économie nationale concrète.

Restent alors les deux autres séries: celle du Service national de Placement d'une part, et celle de l'Office fédéral de la Statistique, d'autre part. Ce sont, en fait, ces deux séries qui sont les plus couramment utilisées. Elles donnent même lieu à des discussions violentes qui n'ont que rarement comme motif les exigences de la

connaissance scientifique mais qui s'inspirent plutôt des nécessités électorales. Ces deux séries fournissent, en effet, des évaluations assez profondément différentes. Celle de l'Office de la Statistique repose sur une définition du chômage qui est fortement restrictive: ne sont, en effet, considérés comme chômeurs que les individus qui, au cours de la semaine de l'enquête, n'ont pas travaillé une seule heure et ont déclaré se chercher du travail<sup>1</sup>. Dans le cas du Service de Placement, on additionne toutes les demandes d'emplois qui n'ont pas été satisfaites ni annulées au cours du mois et ce total est considéré comme un estimé du nombre de chômeurs au moment où s'effectue l'addition. Naturellement, une telle procédure laisse place à un très grand nombre de cas au delà de ceux qui seront recensés à même date par l'Office fédéral de la Statistique: il s'agit d'abord de données qui sont cumulatives; en second lieu, aucune restriction n'intervient concernant le temps minimum d'inactivité; troisièmement, il n'est pas possible d'éliminer complètement les individus désirant tout simplement changer d'emploi et qui sont déjà à l'ouvrage lorsqu'ils s'inscrivent au Service de Placement, ni non plus ceux qui se sont trouvés un emploi sans en avertir le Service. Pour toutes ces raisons, l'estimé du Service de Placement se situe constamment à un niveau nettement supérieur à celui de l'estimé de l'Office fédéral de la Statistique. D'où l'abondance des débats soulevés, les détracteurs de la politique d'emploi utilisant les données du Service de Placement, ses défenseurs celles de l'Office de la Statistique<sup>2</sup>. Dans ces débats, on ne s'est cependant pas soucié de mettre en parallèle les deux séries de renseignements autrement que pour souligner les différences

1. Notons que jusqu'à la toute dernière revision des statistiques dont il est question à la note 2 ci-dessous, le mot *chômeur* ou *chômage* n'était pas employé dans les documents émanant de l'O.F.S.; cependant, tous convenaient que le nombre des «personnes sans emploi et cherchant du travail» constituait une bonne mesure du chômage involontaire.

2. Emprissions-nous de noter ici que ce jeu puéril n'est pas à l'honneur de ceux qui le pratiquent, mais qu'il a surtout l'énorme inconvénient de fixer l'attention sur un problème secondaire et ne comportant pas de solution: celui de l'évaluation du nombre exact de chômeurs. Chacun sait, en effet, que dans de telles matières, l'évaluation dépend étroitement de la définition retenue, le nombre de cas devant être d'autant plus faible que la définition sera plus restrictive. Par ailleurs, la définition elle-même ne saurait être autre chose qu'une convention, ce qui élimine automatiquement toute possibilité d'en arriver à un estimé qui pourrait forcer l'adhésion de tous les intéressés. Le gouvernement fédéral vient de trancher le noeud gordien en supprimant la publication des renseignements émanant jusqu'ici du S.N.P. et en demandant à l'O.F.S. de fournir chaque mois une évaluation «officielle» du chômage, en ajoutant aux «personnes sans emploi et cherchant du travail» celles qui se trouvent temporairement mises à pied. Pour la discussion de cette option cf: *Report of the committee on unemployment statistics*, Ottawa, August, 1960.

dè niveaux. Pourtant, on aurait intérêt à connaître le comportement des deux séries l'une par rapport à l'autre.

On peut, en effet, admettre, *a priori*, que les renseignements recueillis par l'Office de la Statistique vont permettre une étude beaucoup plus précise des mouvements du chômage, du fait de la technique de prélèvement; il s'agit d'abord d'une enquête basée, comme nous l'avons dit, sur des définitions étroites, ce qui élimine l'influence perturbante des phénomènes marginaux; en second lieu, l'échantillonnage étant effectué selon les lois des probabilités, il est possible d'évaluer avec précision les marges d'erreur. On peut donc s'en tenir, avec cette série, à l'essentiel du problème tout en sachant l'importance de ce qu'on néglige; mais par ailleurs, il faut renoncer alors à connaître le phénomène du chômage au niveau local: l'échantillon est constitué pour représenter le marché du travail national dans son ensemble, et pour certains renseignements, celui des provinces ou des groupes de provinces. Il ne nous dit rien au delà.

De son côté, le Service national de Placement est lui-même organisé par districts administratifs et les statistiques qu'il publie concernent une cinquantaine de ces zones locales englobant l'ensemble des centres urbains de quelque importance. Il est donc possible moyennant certaines précautions d'utiliser les renseignements en question pour étudier le sous-emploi à l'échelle locale. Mais il faudrait pouvoir passer de ce niveau à l'échelle de la région et de l'économie nationale. Peut-on alors effectuer un raccord quelconque entre les deux types de renseignements? C'est là le problème que nous tâcherons maintenant d'éclaircir. Disons tout de suite qu'il faut, pour le moment du moins, renoncer à une solution exacte. Nous nous contenterons d'esquisser les grands traits du comportement des deux séries l'une par rapport à l'autre.

\* \* \*

Pour pouvoir procéder à une comparaison minutieuse, il nous faudrait disposer de séries plus longues que celles que nous avons actuellement en main. Il faudrait pouvoir mettre en parallèle, de mois en mois, les données fournies par les deux sources en question, pour un nombre d'années assez élevé, qui permette l'élimination des influences perturbatrices. Malheureusement, on le sait, ce

n'est que depuis la fin de 1952 que l'Office de la Statistique procède à une enquête mensuelle; auparavant l'enquête ne s'effectuait qu'au trimestre. Pour jeter autant de lumière que possible sur la question examinée, nous procéderons ici à deux comparaisons simultanées: une comparaison trimestrielle d'abord, qui nous permettra de couvrir l'ensemble de la période d'après-guerre; une comparaison mensuelle ensuite qui devra forcément se limiter aux années 1953 à 1959. Dans chacune des comparaisons, les données de l'Office fédéral de la Statistique serviront de norme, et c'est par rapport à cette série que nous analyserons les comportements de l'autre. Commençons par la comparaison d'ensemble, celle qui porte sur les trimestres.

Un premier problème se pose alors: celui du choix des mois qui seront utilisés. Il semble s'imposer, au premier abord, d'utiliser les mois correspondant au milieu de chaque trimestre. Il n'a cependant pas été possible de disposer, pour l'ensemble de la période, de renseignements prélevés exactement aux mêmes dates, en ce qui concerne le S.N.P. Nous avons alors cherché à réduire autant que possible l'écart temporel entre les deux séries, tout en gardant l'homogénéité de la série dans le temps. Les données utilisées alors sont groupées au tableau I ci-dessous, avec, en regard de chaque chiffre, la date du prélèvement, ce qui permet de mesurer les décalages.

On notera que ce sont des effectifs en milliers qui sont groupés au tableau I et non pas des taux. Nous avons voulu, en effet, comparer directement les résultats des deux techniques de prélèvement sans avoir à tenir compte de l'influence des transformations qu'il aurait été nécessaire d'effectuer pour obtenir des taux de chômage. D'ailleurs lorsqu'il publie des taux, le S.N.P. utilise ordinairement des effectifs de main-d'œuvre totale identiques à ceux de l'O.F.S., si bien que la transformation des effectifs en taux doit donner lieu à des séries dont les mouvements seraient les mêmes ou à peu près que ceux des séries brutes. Il semble qu'il soit préférable d'utiliser tout simplement les séries brutes elles-mêmes, tout en sachant que des taux de chômage donneraient lieu à des comportements étroitement similaires<sup>1</sup>.

1. Notons cependant que l'utilisation de taux de chômage permettrait d'éliminer automatiquement l'influence de la croissance, dans le temps, des effectifs concernés. Le problème sera signalé plus loin.

LES STATISTIQUES DU CHÔMAGE

Tableau I  
Main-d'œuvre en chômage selon l'O.F.S. et le S.N.P., par trimestre  
(en milliers)

	Premier trimestre (février)				Second trimestre (mai)				Troisième trimestre (août)				Quatrième trimestre (novembre)			
	O.F.S.		S.N.P.		O.F.S.		S.N.P.		O.F.S.		S.N.P.		O.F.S.		S.N.P.	
	Date	Nombre	Date	Nombre	Date	Nombre	Date	Nombre	Date	Nombre	Date	Nombre	Date	Nombre	Date	Nombre
1947	1-3	140	1-3	195	31-5	92	1-6	126	16-8	73	1-9	86	8-11	87	1-11	96
1948	21-2	156	1-3	200	5-6	81	1-6	125	4-9	67	1-9	87	20-11	105	1-12	102
1949	5-2	197	1-3	262	4-6	101	1-6	155	20-8	97	1-9	138	29-10	146	1-11	172
1950	4-3	306	1-3	376	3-6	137	1-6	254	19-8	101	1-9	157	4-11	114	1-11	147
1951	3-3	169	1-3	297	2-6	81	1-6	151	18-8	75	1-9	130	3-11	99	1-11	155
1952	1-3	209	1-3	371	31-5	105	1-6	225	16-8	86	1-9	176	22-11	114	1-11	194
1953	21-2	180	1-3	404	16-5	115	1-6	202	22-8	94	1-9	162	21-11	154	1-12	316
1954	20-2	318	1-3	563	22-5	221	1-6	315	21-8	178	1-9	251	20-11	219	1-12	341
1955	19-2	382	1-3	629	21-5	214	1-6	282	20-8	132	1-9	186	19-11	163	1-12	268
1956	18-2	309	1-3	527	19-5	166	1-6	229	18-8	103	1-9	162	17-11	136	1-12	246
1957	16-2	326	1-3	588	18-5	196	1-6	307	24-8	176	1-9	248	16-11	296	1-12	435
1958	15-2	563	1-3	857	24-5	370	1-6	601	23-8	281	1-9	344	15-11	361	1-12	455
1959	21-2	537	1-3	798	16-5	334	1-6	483	22-8	329	1-9	268	14-11	296	1-12	503



Dans un commentaire publié dans cette même revue, M. André Bergevin a déjà montré la similitude de comportement de ces deux séries<sup>1</sup>. Il avait indiqué surtout comment les deux séries se déroulaient systématiquement sur deux niveaux différents, celle de l'O.F.S. occupant le niveau inférieur, celle du S.N.P. occupant le niveau supérieur. Pour compléter cette analyse, nous avons alors calculé le coefficient de corrélation entre les deux séries. Nous avons obtenu un résultat fort élevé: 0.964. Si on procède ensuite à un calcul identique à partir des données mensuelles de 1953 à 1959 inclusivement, on obtient un coefficient de corrélation du même ordre. On peut donc conclure aussi bien en observant le graphique établi par M. Bergevin dans le commentaire cité qu'à partir des résultats des calculs de coefficients de corrélation, que les renseignements fournis par le S.N.P. et ceux de l'O.F.S. évoluent en étroite relation; les deux séries nous fournissent une image identique du mouvement général du chômage au Canada depuis la reconversion d'après-guerre.

Immédiatement, trois questions se posent cependant: quel est l'écart moyen qui sépare les deux séries? Cet écart est-il lui-même stable dans le temps? S'il est instable, obéit-il à un comportement discernable, ou les oscillations autour de la normale se répartissent-elles au hasard? Pour répondre à ces questions nous avons calculé deux fonctions, l'une correspondant aux données trimestrielles, l'autre aux données mensuelles; les deux fonctions, dans lesquelles les X représentent les données de l'O.F.S. et les Y les données de S.N.P. se présentent comme suit:

données trimestrielles (1947-59):  $Y = 1.509 X + 5.029$

données mensuelles (1953-59):  $Y = 1.424 X + 38.240$

À partir des données trimestrielles, on peut donc dire que normalement, depuis la guerre, le S.N.P. a recensé un effectif de chômeurs de 50 p.c. plus élevé que celui de l'O.F.S.; la constante peut, en effet, être considérée comme négligeable puisqu'elle dépasse à peine cinq milles alors qu'on a affaire à des effectifs totaux de l'ordre de 90,000 à 530,000 (tableau I). Si toutefois on prend la fonction calculée à partir des données mensuelles, on a affaire à un coefficient angulaire du même ordre à peu près que dans le cas précédent, quoiqu'un peu plus faible quand même; mais on

1. A. Bergevin, «Il y a chômeurs... et chômeurs», *L'Actualité Économique*, Vol. XXX, p. 551.

ne peut en dire autant de la constante qui, cette fois, ne peut pas être négligée, car elle est nettement plus considérable. Ces différences entre les deux fonctions s'expliquent cependant assez facilement par la variable temporelle dont les fonctions ci-dessus ne tiennent pas compte. Le début de la fonction trimestrielle se situe en effet en janvier 1947, celui de la fonction mensuelle en janvier 1953; au cours des six années qui s'écoulent entre ces deux dates, l'économie canadienne progresse, les effectifs ouvriers augmentent et le nombre absolu de chômeurs, à pourcentage égal, augmente lui-même nécessairement d'année en année. Pour tenir compte de ce phénomène, il suffirait de faire intervenir la variable temporelle dans le calcul de la fonction.

Cependant, comme nous ne nous proposons dans cet article que de fixer les traits généraux du comportement des deux séries statistiques observées, il suffit pour notre propos de constater que pour la période qu'elles couvrent concurremment, les deux fonctions donnent bien une image semblable de la situation. Pour effectuer cette vérification, il nous a suffi de calculer à partir des données de l'O.F.S. et au moyen des deux fonctions ci-haut, les effectifs de chômeurs qu'on devrait «normalement» trouver dans les recensements du S.N.P., pour la période 1953 à 1959. En nous bornant aux données trimestrielles, les résultats se comparent comme suit: sur les 28 résultats, 22 donnent lieu à une différence de moins de 8 p.c. et 6 à une différence de 8 à 18 p.c. Ces écarts seraient très nettement plus faibles si on avait calculé une fonction non linéaire pour la période 1947-59. Tels quels, ils nous indiquent cependant que les deux courbes évoluent en parallèle assez étroit pour être interchangeables pour les fins du présent travail, la fonction établie à partir des données mensuelles prenant en somme la forme d'un segment de la fonction générale et donnant alors lieu à une constante supérieure compensée en partie par un coefficient angulaire un peu plus faible.

Ceci étant établi, ne retenons pour le moment que les fonctions mensuelles, quitte à vérifier nos conclusions par un recours à la fonction trimestrielle qui a quand même l'avantage de couvrir une période longue. Pour répondre aux questions que nous avons posées plus haut, il suffit maintenant d'examiner les écarts à la normale, en considérant que la fonction établie ne vaut que pour

l'ensemble des données prises simultanément alors qu'en fait il s'agit de séries chronologiques. Il nous faut donc nous demander comment se répartissent les écarts à cette normale si on les dispose eux-mêmes par ordre chronologique. En d'autres termes, lorsque nous avons calculé la fonction qui précède, nous avons considéré les effectifs du S.N.P. comme variable dépendante et ceux de l'O.F.S. comme variable indépendante. Considérons maintenant le temps comme variable indépendante et les écarts à la normale comme variable dépendante en calculant ces écarts en pourcentage de la normale elle-même de façon à ce que le signe dont seront affectés les écarts reflète immédiatement le sens de la différence, entre la «normale» et le chiffre réellement constaté. Il suffit alors de soustraire la valeur estimée de Y de sa valeur réelle et de transformer cette différence en pourcentage de la valeur estimée, soit:

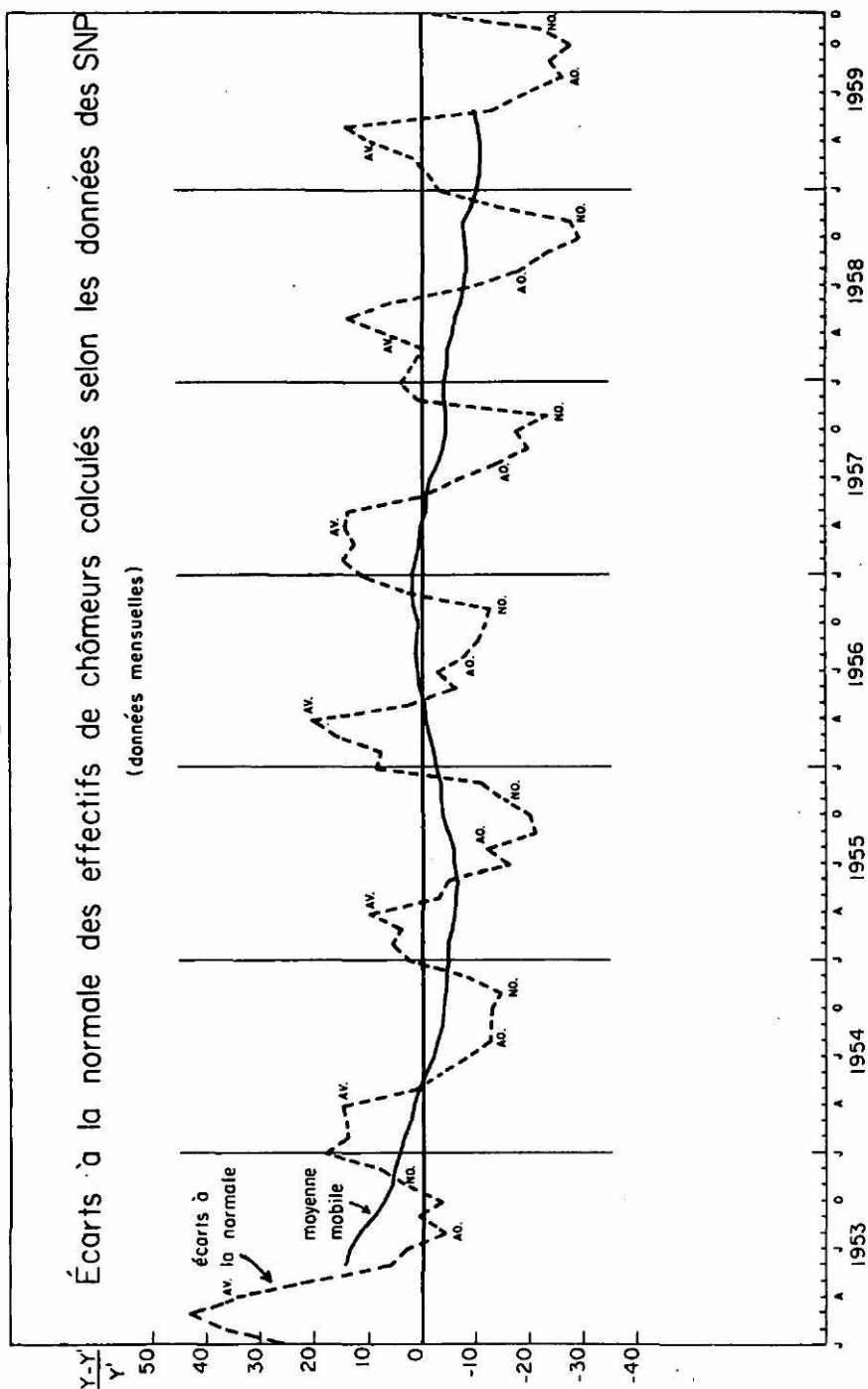
$$\frac{Y - Y'}{Y'}$$

Les résultats des calculs en question ont ensuite servi à tracer le trait plein sur le graphique I qui suit.

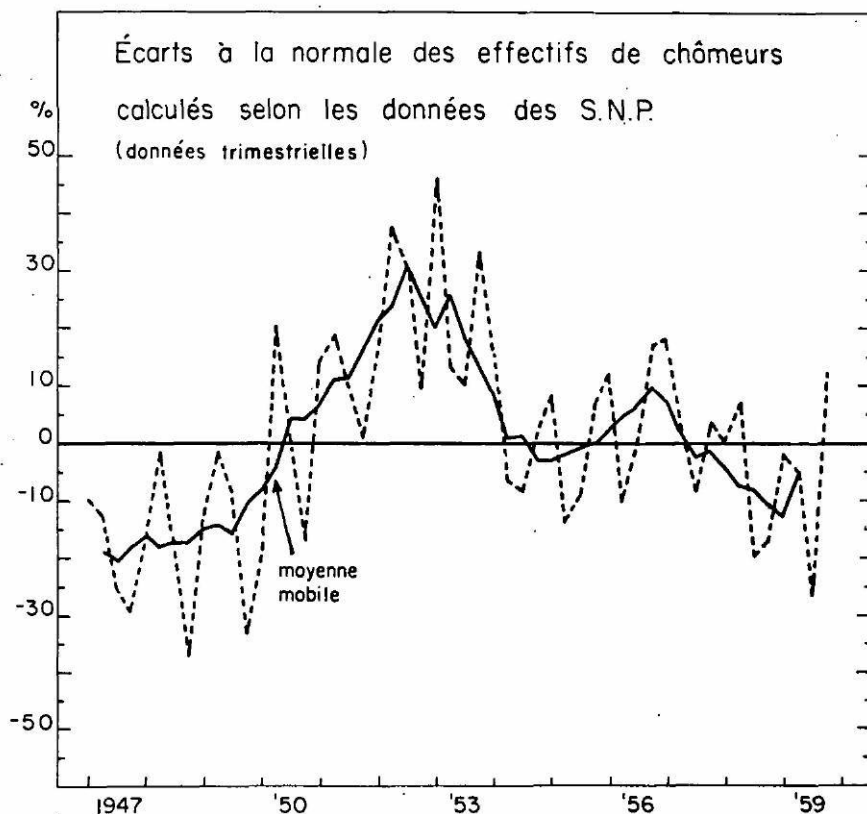
Un premier coup d'oeil sur ce graphique révèle immédiatement que, dans le temps, les écarts à la normale ne se répartissent pas au hasard de chaque côté de la normale mais suivent plutôt un comportement caractérisé par deux types de fluctuations: d'une part, des fluctuations courtes ayant la forme familière des fluctuations saisonnières des données concernant le marché du travail au Canada; d'autre part, la série se trouve affectée d'un mouvement à caractère cyclique se déroulant sur plusieurs années. Ainsi donc il n'est pas suffisant de dire que normalement le S.N.P. recense des effectifs de chômeurs de 50 p.c. plus considérables que ceux que recense l'O.F.S. Cet écart obéit lui-même à une variation saisonnière et d'année en année, il subit une déformation cyclique importante.

En procédant à des calculs identiques à ceux qui précèdent, mais en ayant cette fois recours à la fonction établie à partir des données trimestrielles on peut tracer un graphique qui révèle lui aussi des phénomènes identiques à ceux que nous venons de décrire, c'est-à-dire une variation saisonnière et une variation cyclique des écarts à la normale.

Graphique I



Graphique II



\* \* \*

Une fois effectuée cette mise en place générale, il serait intéressant d'isoler la variation saisonnière normale, de tracer la forme exacte de la variation cyclique, ce qui permettrait d'établir avec précision l'équation rendant compte du passage d'une série à l'autre. Il nous faut cependant renoncer ici pour le moment à tracer ce passage qui ne peut se faire sans tenir compte de la variable temporelle, qui prend d'ailleurs elle-même la forme d'une croissance des effectifs en cause. Comme nous avons au départ renoncé à faire intervenir cette variable pour pouvoir établir plus clairement les grandes lignes du phénomène examiné, il nous faut du même coup renoncer aussi à tenter d'établir avec exactitude les voies du passage d'une série à l'autre. Essayons cependant pour

LES STATISTIQUES DU CHÔMAGE

terminer cette note d'éclaircir quelque peu, pour les fins d'enquêtes futures, le comportement cyclique et le comportement saisonnier déjà notés.

Tableau II

Fréquence des écarts à la normale, rectifiés pour variations cycliques

Écarts en pourcentage	Mois de l'année											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
+22.5/25.0.....	II				I							
+20.0/22.4.....				II	I							
+17.5/19.9.....			I									
+15.0/17.4.....				I								
+12.5/14.9.....	I	I	I	II	I	I						
+10.0/12.4.....	I	I	II	I								
+7.5/9.9.....	II	II	I									
+5.0/7.4.....	II	I										
+2.5/4.9.....					II							
+0/2.4.....		I	I		I	II						
-0/2.4.....							I					I
-2.5/4.9.....							I					III
-5.0/7.4.....							II		I			I
-7.5/9.9.....							I	III	III	I		I
-10.0/12.4.....								II	I	II		II
-12.5/14.9.....									I	I		
-15.0/17.4.....								I		I		
-17.5/19.9.....											II	
-20.0/22.4.....										I		

Pour établir cette série d'éclaircissement nous avons calculé, et pour la série mensuelle et pour la série trimestrielle, une moyenne mobile des écarts à la normale. Ces moyennes mobiles de quatre trimestres et de douze mois sont représentées sur les graphiques I et II par la ligne continue. Il est évident au premier coup d'œil que le mouvement cyclique de la série mensuelle reproduit sensiblement le mouvement cyclique que révèle la série trimestrielle; ce qui nous justifie, encore une fois d'attacher notre attention à la série mensuelle, même si elle couvre une période courte. Pour la période 1953 à 1958, par ailleurs, les mouvements de la moyenne mobile s'ajustent assez bien aux fluctuations de l'in-

dice de l'emploi, une fois que de celui-ci on a éliminé la tendance de longue durée et la variation saisonnière. Ce qui signifie en somme que l'écart a tendance à être supérieur à la normale en période de plein emploi et inférieur en période de sous-emploi.

Passons maintenant à la variation saisonnière. Il n'était pas possible, étant donné la procédure suivie, de songer à calculer exactement une variation saisonnière moyenne des écarts à la normale. Nous avons voulu cependant nous faire une idée générale de ce mouvement. Pour y parvenir nous avons procédé de la façon suivante. Tous les écarts à la normale ont été grossièrement rectifiés pour en éliminer les fluctuations cycliques à partir de la moyenne mobile: aux écarts réels nous avons ajouté les différences négatives entre la normale et la moyenne mobile et nous avons soustrait des écarts réels les différences positives entre ceux-ci et la normale. À partir des données ainsi rectifiées sommairement nous avons dressé le tableau II ci-dessus, qui nous fournit une image sommaire, mais valable, de l'évolution saisonnière des écarts à la normale. On peut constater sur ce tableau, que de janvier à avril-mai, l'écart à la normale s'accroît, d'avril-mai à septembre-octobre, il se referme, et devient négatif au cours de l'été; à partir d'octobre il se rapproche de nouveau de la normale pour redevenir positif au cours de l'hiver. En gros, on peut dire qu'au cours de la première moitié de l'année l'écart est supérieur à la normale et inférieur pendant la seconde partie de la période annuelle.

\* \* \*

Tâchons pour terminer de résumer le tout. Les deux séries statistiques servant à décrire le phénomène du chômage au Canada recensent des effectifs qui subissent des mouvements analogues, quoique en parallèle; l'écart qui sépare les deux séries est normalement, en chiffre absolu, égal, à peu près, à 50 p.c. des effectifs recensés par l'O.F.S., le total relevé par le S.N.P. étant par ailleurs toujours supérieur à celui de l'O.F.S. Cet écart normal de 50 p.c. est cependant lui-même soumis à des variations saisonnières et cycliques. Au cours des premiers mois de l'année, c'est-à-dire en période de chômage saisonnier, l'écart est supérieur à la normale: le relevé du S.N.P. a donc tendance alors à surestimer encore

## LES STATISTIQUES DU CHÔMAGE

davantage les effectifs en chômage, en termes des relevés de l'O.F.S. Par ailleurs, en période de grande activité saisonnière, les écarts sont négatifs, c'est-à-dire que l'écart normal entre les effectifs du S.N.P. et ceux de l'O.F.S. a tendance à être sous-estimé. On comprend alors que les discussions que suscite la différence des résultats des deux recensements ait tendance à s'exacerber au cours des périodes de chômage saisonnier: c'est à ce moment que l'écart entre les deux séries est lui-même maximum.

À ces variations saisonnières s'ajoutent des variations cycliques de l'écart entre les deux séries, les écarts positifs les plus élevés correspondant aux périodes de plein emploi. Cette influence cyclique vient donc contrebalancer, en période de sous-emploi, une part de l'influence saisonnière. Cependant, comme le révèlent les deux graphiques reproduits plus haut, l'influence saisonnière du moins depuis 1953, est nettement plus sensible que l'influence cyclique et malgré la compensation que peut apporter cette dernière, pour certaines années, c'est la saison qui joue le rôle le plus important.

Pierre HARVEY,  
*professeur à l'École des Hautes  
Études commerciales (Montréal).*