L'Actualité économique

L'ACTUALITÉ ÉCONOMIQUE

REVUE D'ANALYSE ÉCONOMIQUE

Comparaison interrégionale des taux de chômage : le Québec et le reste du Canada

Pierre Harvey

Volume 47, Number 3, October–December 1971

URI: https://id.erudit.org/iderudit/1003852ar DOI: https://doi.org/10.7202/1003852ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

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

Explore this journal

Cite this article

Harvey, P. (1971). Comparaison interrégionale des taux de chômage : le Québec et le reste du Canada. L'Actualit'e économique, 47(3), 452-474. https://doi.org/10.7202/1003852ar

Tous droits réservés © HEC Montréal, 1971

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/



This article is disseminated and preserved by Érudit.

Comparaison interrégionale des taux de chômage: le Québec et le reste du Canada

Les comparaisons interrégionales de taux de chômage jouent un rôle important dans les discussions des problèmes d'emploi au Canada ¹. Ce qui est normal étant donné que les régions constituent, à l'intérieur d'un pays, un cadre de référence d'autant plus contraignant que les habitants des différentes régions perçoivent plus fortement leur propre identité régionale. Le Québec, par suite des caractéristiques de sa culture, se différencie nettement du reste du pays, mais l'Ontario n'est pas non plus, sur tous les plans, réductible aux provinces de l'Atlantique ou à celles des Prairies. Les statistiques canadiennes concernant le marché du travail invitent d'ailleurs depuis longtemps à de telles comparaisons étant donné le cadre géographique de classification retenu.

Pour effectuer les comparaisons en question, on peut, bien entendu, procéder par l'intermédiaire de moyennes. En reportant les taux de chômage moyens d'une région à ceux du Canada ou d'une autre région, on peut se donner une image facilement intelligible. Le tableau 1 reproduit une série de ces transformations de moyennes régionales en pourcentage de la moyenne nationale. Ces moyennes nous fournissent des renseignements intéressants. Sur le tableau 1 on peut voir immédiatement que les taux de chômage ont été, entre 1945 et 1969, d'un tiers plus élevé dans le Québec que dans l'ensemble

^{1.} Ce texte est tiré d'un ouvrage en préparation. Y ont contribué: Pierre Maheu de la Fédération des Travailleurs du Québec, Yves Bussières et Michel Futin, des H.E.C. Je les remercie de leur collaboration. Je suis cependant seul responsable de la rédaction finale de ce texte et donc des erreurs que l'on pourrait y relever. Une subvention du Conseil des Arts du Canada a aidé à poursuivre le travail.

du pays et d'un quart plus faible en Ontario. En principe, ces moyennes peuvent cependant recouvrir des situations très différentes les unes des autres. Si l'on s'intéresse à la politique économique et à ses incidences régionales, il est surtout important de savoir si ces moyennes résultent d'une série de combinaisons au hasard de diverses situations régionales particulières ou si, au contraire, on peut déceler des comportements régionaux constants par rapport à la moyenne nationale, et à différents niveaux d'emploi.

Bien sûr, à l'examen on peut facilement constater que les courbes chronologiques représentant l'évolution de l'emploi dans différentes régions du Canada ne se coupent jamais. Chaque région suit donc le mouvement général de l'économie canadienne mais à un niveau qui lui est propre. Nous appellerons ce niveau particulier la normale régionale, normale au sens de récurrence et non pas de niveau souhaitable. Plusieurs techniques sont utilisables pour dégager cette normale régionale. Dans une étude portant sur les différences interrégionales de revenu, F.T. Denton a estimé les différences « normales » de niveau d'emploi par région en considérant « le taux de chômage de chaque région comme une fonction du taux national, ce qui permet de profiter de la tendance étonnamment forte qu'ont les taux de toutes les régions à évoluer ensemble » ². Pour le Québec et l'Ontario, et pour la période 1950-64, Denton obtient les résultats suivants ³.

$$u_q = 0.4879 + 1.1829u_c + 0.0501t$$

$$u_q = -0.5491 + 0.8634u_c - 0.0277t$$

Tableau 1

Moyenne des taux de chômage d'une région en p.c.
de la moyenne de ceux du Canada

Période	Canada	Québec	Ontario
1945-1969	100.0	130.2	74.4
1945-1950	100.0	116.6	76.6
1951-1959	100.0	133.3	76.2
1960-1969	100.0	133.3	72.6

^{2.} Denton, F.T., Analyse des différences interrégionales dans l'utilisation de la main-d'œuvre et le revenu gagné, Conseil économique du Canada, étude nº 15, Ottawa, 1966, p. 38.

^{3.} Ibid., p. 51.

u représentant le taux de chômage du Québec (q), de l'Ontario (o) et du Canada (c).

Les équations régionales sont complétées par une variable de tendance, t.

Sur la base des équations de régression ci-dessus, Denton a estimé les taux de chômage régionaux pour différents taux de chômage nationaux. Le tableau où sont donnés ces taux est reproduit ci-dessous 4 (tableau 2).

Ce tableau signifie qu'en supposant que se maintienne la relation détectée entre 1961 et 1964, pour un taux national de chômage de 2.5 p.c. on doit s'attendre à trouver 4.3 p.c. de chômage dans les provinces de l'Atlantique, 3.8 p.c. dans le Québec, 1.4 p.c. en Ontario, 2.0 p.c. dans les Prairies et 2.3 p.c. en Colombie Britannique. On peut lire ainsi sur le tableau les taux régionaux « normaux » pour des taux nationaux supposés de 3.5 p.c., 4.0 p.c. et jusqu'à 7.0 p.c. Une telle approche a l'avantage de donner une image claire et simple de la situation. Elle correspond à la démarche qu'em-

Tableau 2

Taux régionaux de chômage prévus dans le cas de divers taux de chômage pour l'ensemble du Canada

(Dans l'hypothèse de la persistance des rapports moyens qui ont existé de 1961 à 1964) *

Taux supposé	Tai	ux de chôm	age prévu	dans la régio	on
au Canada	Atlantique	Québec .	Ontario	Prairies	CB.
27.0°, 1.0°	estata et q	: (en	pourcentage). 11 2 4 1 1 (c)	
2.5	4.3	3.8	1.4	2.0	2.3
3.0	5.1	4.4	1.8	2.0 2.3	3.0
3.0 3.5	5.9	5.0	2.3	2.6	3.6
4.0	6.8	5.6	2.7	2.8	4.2
5.0	8.4	6.8	3.6	3.3	5.5
,6.0	10.0	8.0	4.4	3.8	6.8
7.0	11.7	9.1	5.3	4.3	8.0

^{4.} Ibid., tableau 5, page 7.

^{5.} Les termes «rapports moyens» s'interprètent de la façon suivante chez Denton: son modèle comporte une variable de tendance; il assigne la valeur o à t pour 1955. En 1961, 62, 63, 64, t vaut donc 6, 7, 8 et 9. La moyenne de ces quatre valeurs est 7.5. D'où l'expression: « rapports moyens qui ont existé de 1961 à 1964».

prunte spontanément tout lecteur des communiqués mensuels du Bureau fédéral de la Statistique.

La méthode comporte cependant quelques inconvénients. D'abord, le fait que les équations de régression contiennent une variable de tendance lie les résultats à une base temporelle étroite et rend plus difficile la discussion en termes d'état stationnaire. En second lieu, les résultats concernent les données annuelles et ne nous permettent pas de juger des comportements particuliers à chaque saison. Enfin, les statisticiens feront remarquer qu'en comparant le Québec, l'Ontario ou l'une ou l'autre région au Canada dans son ensemble on ignore un problème d'identification qui est d'autant plus sérieux que certaines régions constituent une partie importante de l'ensemble canadien. Pour compléter, en la précisant, l'image qui nous est fournie par l'étude de Denton, nous avons procédé à des régressions à l'aide d'un modèle à variables auxiliaires basé sur des observations trimestrielles et reposant sur l'hypothèse d'homoscédasticité. Les saisons ont été représentées chacune par un mois seulement, soit :

hiver : mois de février été : mois d'août printemps : mois de mai automne : mois de novembre

Pour l'ensemble de la période sous examen (1946-1969) ⁶ et pour chacune des sous périodes retenues, soit 1946-50, 1951-59 et 1960-69, nous avons calculé les régressions de Y sur X, Y et X représentant le taux de chômage des « régions » suivantes :

Υ	x	
	Canada excluant le Québec	(X_{c-q})
2) Québec (Υ_q)	Ontario	(X_o)
3) Ontario (Y _o)	Canada excluant l'Ontario	(X_{c-o})
4) Maritimes (Ym)	Canada excluant les Maritimes 7	(X_{c-m})

Le découpage des sous périodes a été décidé sur la base des résultats les plus satisfaisants et en vérifiant que l'on avait alors affaire à des modifications significatives du comportement de la variable dépendante.

^{6.} Afin d'accroître le nombre d'observations pour la première sous période surtout, nous avons retenu une donnée portant sur 1945. C'était la seule disponible pour cette année là.

^{7.} Pour 1946-69 seulement.

Le modèle utilisé se présente comme suit 8:

$$\Upsilon_{t} = a_{1}Z_{1} + a_{2}Z_{2} + a_{3}Z_{3} + a_{4}Z_{4} + b_{1}Z_{1}X_{1t} + b_{2}Z_{2}X_{2t} + b_{3}Z_{3}X_{3t} + b_{4}Z_{4}X_{4t} + u_{t}$$

où:

Y: taux de chômage dans une « région »

X_t: taux de chômage dans une autre « région »

 a_i : constantes pour chacune des saisons (i = 1, 2, 3, 4)

 Z_i : variables auxiliaires prenant la valeur 0 ou 1

b_i : coefficients angulaires pour chacune des saisons

u : variable aléatoire

Les variables auxiliaires Z_i prennent la valeur 0 ou 1 selon les saisons dans l'ordre suivant :

			The state of the s		
200 E	Z ₁	Z_2	$\mathcal{Z}_{\mathfrak{z}}$	Z.	STREETS S N -28 S
Hiver	1	0-	0 .	0	
Printemps	o	1	0	0	
Été .	0 .	0	1	. 0	\$ "
Automne	0	0	0	1,	

On peut alors estimer quatre équations distinctes, une pour chaque saison, à l'aide d'une équation générale unique ⁹. Le tableau 3 donne les résultats obtenus pour le Québec. Le tableau 4 fait de même pour l'Ontario et les Maritimes.

Considérons d'abord le premier groupe de régression (1, 2, 3 et 4) qui met en relation les taux de chômage du Québec (Υ_q) et ceux du reste du Canada (X_{c-q}) . Un certain nombre de constatations s'imposent alors. D'abord pour chacune des saisons, les coefficients angulaires sont décroissants de 1946-50 à 1951-59 et de 1951-59 à 1960-69; à l'inverse, les constantes sont croissantes et passent du négatif en 1946-50 au positif en 1960-69. Les droites de régression ont donc tendance, pour toutes les saisons, à se rappro-

^{8.} Suits, D.B., « Use of Dummy Variables in Regression Equations », Journal of American Statistical Association, vol. 52, pp. 548-551, déc. 1957.

^{9.} Comme cette équation ne contient pas de constante générale mais renferme plutôt une constante pour chaque saison, on peut faire l'estimation soit en abandonnant une des quatre variables muettes soit en forçant la régression à l'origine. C'est cette seconde méthode que nous avons adoptée étant donné les avantages qu'elle comportait pour nous.

Tablean 3

Récultats des régressions sur les taux de chômage par « région » 1

Quebec

â2 â3 â4		â4	1	\hat{b}_1	è	\hat{b}_3	6.	R2	F	2 P	, p
<u> </u>	8	930	.00177	1.489	1.353	1.171	1.303	g:	385.2	2.08	.5629
	8.5	÷27	(.005)		(.11)	(.15)	(.13)	86	414.7	1.59	1
(.008) (.008)	888	()	(906)	(.12)	(.35)	(.47)	(20)	96	170.0	1.79	.5428
	90.0		(.007)	(.14)	(.18)	(.23)	(-19)	7			0707
	0256	2	.02317	1.287	0.893	0.748	0.869	ક્	354.3	15.1	9064-
	(000.)		(100.)	(01.)	(01.)	(77.)	()		33 1	ı	
						2W 15 11		3		r	8
	.01697		.01246	1.569	1.405	0.930	1.215	36	283.6	2.00	.5201
	(.004)		(.005)	(01.)	(15)	(91.)	(16)				
1	00132	rietot.	82900.	1.755	1.105	1.668	1.059	86.	103.0	1.30	.5668
	(900.)		(.005)	(§	£.	(9.	(78)			9	į
	.01073	8	.00241	1.397	1.460	1.116	1.420	.93	166.9	1.66	.3635
(900) (900)	(900)		(.007)	(-13	(3)	(33)	(33)	ì	. 1	,	. 9
	.0348		.0320	1.318	8	.491	.812	8.	34.7	178	.4/49
	(.0067	$\overline{}$	(.0059)	(11.)	(.17)	(2)	(.18)			39	

Les tests P sont tous significatifs au seuil .or; les tests t de Student sur les la sont tous significatifs au seuil .os.

Zone d'indétermination au seuil .05 pour les sous périodes.

3. Les régressions portant sur des séries chronologiques, afin d'améliorer les résultats statistiques, nous avons fait une correction pour l'autocorrélation (sauf pour la régression 2) à l'aide du schème autorégressif : $E_t = u_t - \rho u_t - 1$ où E_t est une nouvelle variable aléatoire. Après correction, le test de Durbin-Watson (au seuil .05) indique l'absence d'autocorrélation pour les deux régressions portant sur l'ensemble de la période 1946-69.

La constante se lit comme suit : --.00234 =--0.234%, étant entendu que les données sont constituées par des taux de chômage, eux-mêmes exprimés en pourcentages.

Tableau 4

Résultats des régressions sur les taux de chômage par « région » ¹

Yo sur Xc-o	θ1.◆	â2	ås	84	ĝ	<u>ئ</u> ې	ĝ.	Ď	R2	F	g g	βģ
9 — 1946-69	.00082	.00148	00040 (.003)	.00225	.003	.569	767	.5949	16.	424.4	2.09	.4356
10 — 1946-50	.00683		.003001	(.005)	.501	.502	541	.829 (.17)	26.	79.7	2.06	.6476
11 — 1951-59	(2005)			.00259	.703	.620 (80.)	.869	.08) 480.	.95	273.6	1.77	.1816
12 - 1960-69	01237	01014	00035	00883		292	260	763	36	188.8	1.72	.4237
V _m sur X _{c-m} 13 — 1945-69	.01536	.01301	01210	22020	1.622	1.706	1.135	1.182	06:	282.9	2.03	.4432

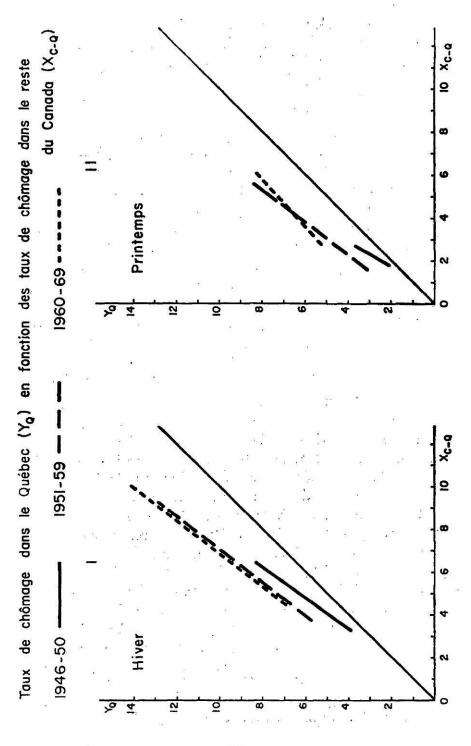
Voir note 1, tableau 3. Voir note 2, tableau 3. Voir note 3, tableau 3. Voir note 4, tableau 3.

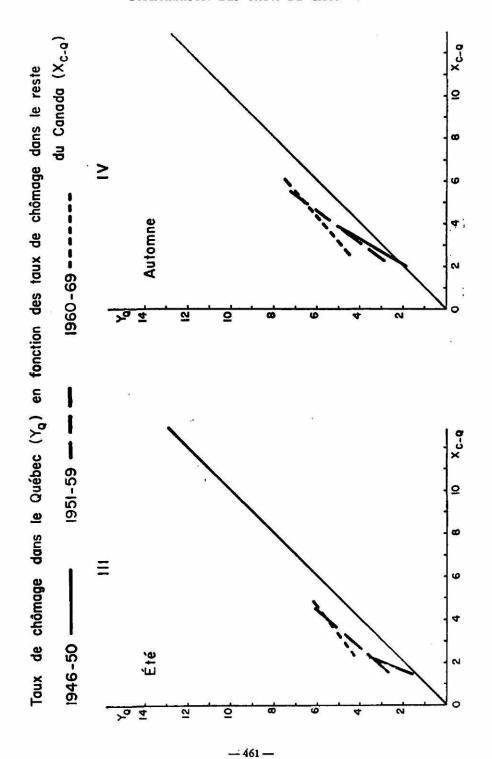
cher de l'horizontale; ce qui pourrait signifier qu'avec le temps, les taux de chômage du Québec deviennent de plus en plus inélastiques à la hausse ou à la baisse par rapport aux taux du reste du pays. En conséquence, l'écart relatif entre les taux de chômage au Québec et les taux de chômage dans le reste du pays aurait tendance d'une période à l'autre à décroître pour les situations de sous emploi et à devenir plus large lorsque l'on considère les taux de chômage les plus bas dans le reste du pays. Ces constatations sont illustrées par les graphiques 1, 2, 3 et 4.

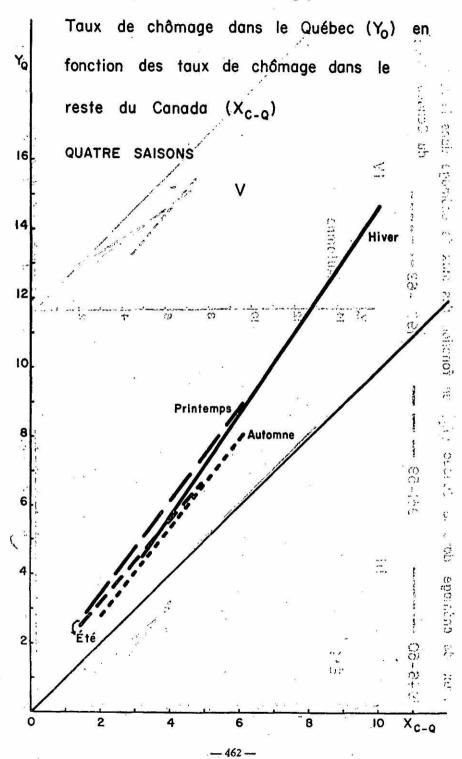
En second lieu, si on analyse le problème par saison, on constate que les coefficients angulaires pour l'hiver (b_1) sont largement comparables pour chacune des trois sous périodes: 1.394, 1.294 et 1.287; les droites de régression concernées sont donc parallèles et différenciées légèrement par leurs constantes. Le comportement des taux de chômage d'hiver, dans le Québec, est donc resté en gros le même, par rapport aux taux de chômage prévalant dans le reste du Canada, de 1946 à 1969. Ces taux étant élevés, les constantes ont moins d'importance: on peut dire alors que pendant l'hiver, les taux de chômage, dans le Québec, sont « normalement » à peu près de 40 p.c. plus élevés que dans le reste du pays pris lui-même comme un tout (graphique 1).

La décroissance des coefficients angulaires pour la saison d'été est, par contraste, très forte de 1946-50 à 1960-69 : elle passe alors de 2.333 à 0.748 (\hat{b}_{3}). En 1946-50, toute variation du taux de chômage d'été à l'extérieur du Québec était multipliée par deux, environ, à l'intérieur de la Province. Entre 1960-69 ces variations des taux de chômage dans le reste du pays se trouvent réduites d'un quart à peu près sur le territoire du Québec. Par contre, pour cette même saison, la constante s'accroît très fortement, compte tenu surtout du fait que les taux de chômage d'été sont normalement les plus faibles : la constante passe, en effet, de -.01671 en 1946-50 à .02563 en 1960-69 (\hat{a}_{s}). La droite de régression se rapproche alors de l'horizontale. Le phénomène d'inélasticité croissante des taux de chômage du Québec par rapport aux taux de chômage du reste du Canada se manifeste donc de façon particulièrement sensible en saison d'été (graphique 3).

Tels que révélés par les coefficients angulaires de leur droite de régression, les comportements relatifs des taux de chômage d'au-







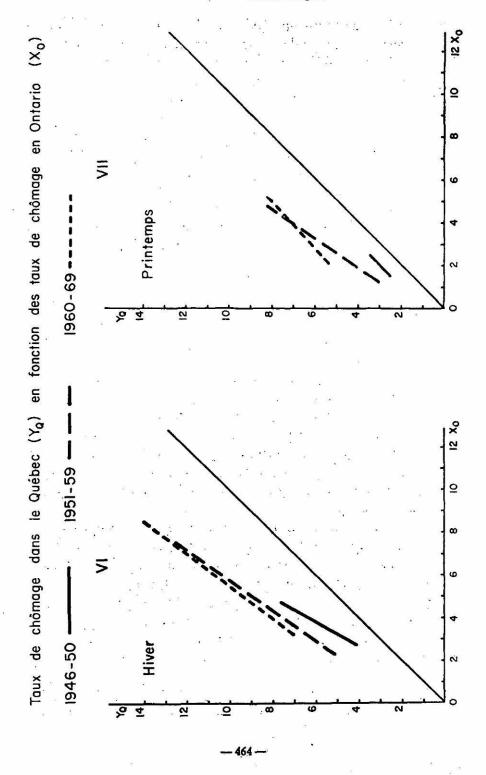
tomne (\hat{b}_{\bullet}) et de printemps (\hat{b}_{2}) sont étroitement assimilables les uns aux autres. Il en est de même des constantes. La tendance vers l'horizontale, tout en étant moins marquée que pour l'été, reste cependant très nette (graphiques 1 et 4).

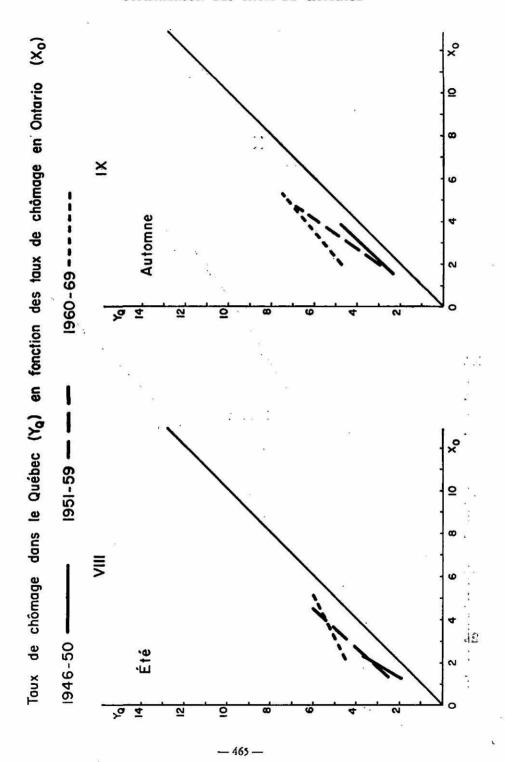
Par suite de la combinaison de coefficients angulaires (b) décroissants et de constantes (a) croissantes d'une période à l'autre, les segments pertinents des droites de régression par saisons se déplacent, à la fois, vers le haut et vers la droite; ce qui indique que les taux de chômage qui servent de repère (variable indépendante) sont eux-mêmes de plus en plus élevés et que l'écart qui sépare les taux du Québec des taux du reste du pays est croissant avec le temps: la situation du Québec s'est donc détériorée par rapport à une situation générale elle-même de moins en moins favorable. C'est là une constatation qu'il nous faudra préciser plus loin 10.

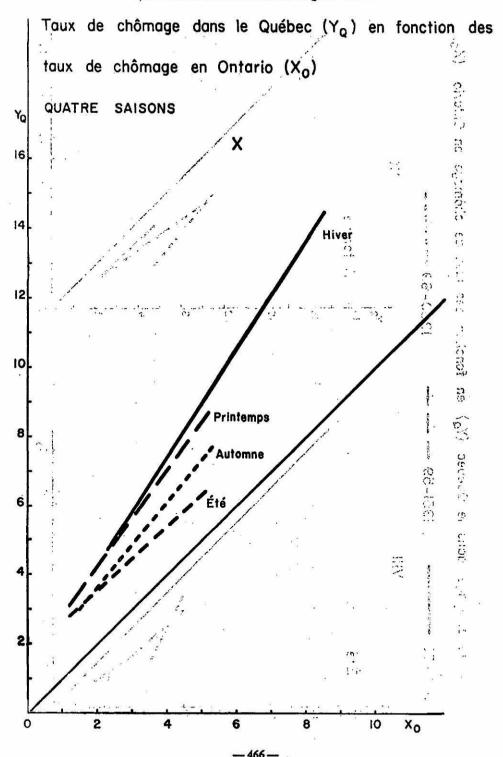
Si on considère maintenant les quatre régressions saisonnières correspondant à l'ensemble de la période (1946-69) on constate que les constantes sont toutes faibles : aucune n'atteint 1 p.c.; les droites de régression sont donc bien près de passer par l'origine et, pour fins de simplification, on peut les considérer comme telles. De plus, les coefficients angulaires se rapprochent étroitement les uns des autres. Si bien que les quatre droites de régression se superposent plus ou moins : les coefficients angulaires nous indiquent alors que les taux de chômage du Québec sont « normalement » de 40 à 50 p.c. plus élevés que les taux de chômage prévalant dans le reste du pays. Ce qui correspond aux constatations consignées, sur une autre base, au tableau 1.

Comparons maintenant (régressions 5, 6, 7 et 8) les taux de chômage au Québec (Υ_q) et les taux de chômage en Ontario (Υ_o) . Pour l'hiver (\hat{b}_1) et pour l'été (\hat{b}_3) , la décroissance des coefficients angulaires est assez nette. Pour le printemps (\hat{b}_2) et l'automne (\hat{b}_4) , il y a croissance des coefficients de 1946-50 à 1951-59 et chute de 1951-59 à 1960-69. La réduction du coefficient angulaire est nettement plus forte pour la saison d'été que pour la saison d'hiver. Sans être identique à ceux du premier groupe (1, 2, 3, 4) de régres-

^{10.} Notons tout de suite qu'il importe de tenir compte des marges pertinentes (observées) en ce qui concerne la variable indépendante. Extrapoler au delà des bornes ainsi fixées peut amener à formuler des conclusions fausses ou, à tout le moins, difficilement justifiables.







sion, les comportements des coefficients de ce second groupe (5, 6, 7, 8) sont en bonne partie semblables. Ce qui ne doit pas nous surprendre étant donné l'importance considérable de l'Ontario dans l'ensemble du Canada une fois que le Québec en a été soustrait (graphiques 6, 7, 8 et 9). Lorsque l'on procède à une comparaison avec l'Ontario, on obtient cependant un résultat nettement plus clair si on se limite aux deux dernières périodes, les années 1946 à 1950 correspondant à la reconstruction d'après guerre, donc à une série de rajustements complexes et non tout à fait superposables dans les deux régions. Compte tenu de ces quelques différences, ce qui a été dit de la relation Québec-Canada moins Québec reste largement vrai pour la comparaison Québec Ontario, et il est, dans une certaine mesure, indifférent d'utiliser une base de comparaison ou l'autre. Pour pousser plus avant la comparaison entre ces deux bases, considérons un tableau de coefficients obtenus avec l'une ou l'autre (tableau 5).

Il apparaît immédiatement que c'est du côté de la constante qu'il faut alors chercher une différence, qui est très forte d'ailleurs. Si en effet on passe de X_{c-q} à X_o , il faut ajouter entre 0.7 et 1.4 aux pourcentages de chômage estimés. Ce qui s'explique, naturellement, du fait que les taux ontariens sont toujours inférieurs aux taux du reste du pays (graphique 10).

Sur la base des régressions ci dessus on peut maintenant, en état stationnaire, comparer par saison et par période les taux « normaux » de chômage que l'on trouvera dans le Québec à partir d'une

Tableau 5 Coefficients pour le Québec (Y_q) sur la base X_{q-q} et X_q

Saisons	No.		A	t		ĝ .
Saisons	87	. • 5	X _{c-q}	X _o	X_{c-q}	X _o
Hiver	: .,	A)	00234	.01146	1.489	1.569
Printemps	10.8	* *	.00721	.01420	1.353	1.405
Été	, n		00930	.01697	1.171	0.930
Automne		• •	.00177	.01246	1.303	1.215

table de taux possibles pour le reste du Canada. Pour ce faire nous choisirons les taux de 3, 4 et 4.5 p.c. pour le Canada excluant le Québec, étant entendu qu'il n'y a pas de tels taux observés qui dépassent 5 p.c. À partir de la relation moyenne observée entre les taux annuels et les taux par saison, nous déduirons une série de taux par saison correspondant à 3, 4 et 4.5 p.c. en 1951-59 et en 1960-69 dans l'ensemble du Canada excluant le Québec (tableau 6) en retenant comme contrainte que les taux saisonniers choisis ne doivent pas dépasser les maxima et les minima observés pour chaque saison. À partir des régressions par saison, les résultats du tableau 6 nous permettront de déduire les taux « normaux » par saison pour le Québec. De ces taux par saison nous tirerons les moyennes qui constitueront les taux annuels du Québec pour la série de taux choisis pour le reste du pays (tableau 7). On pourra alors immé-

Tableau 6
Canada moins Québec — État stationnaire
Taux annuels et taux saisonniers correspondants

		1951-59		1	1960-69	3
Saisons '	3 p.c.	4 p.c.	4.5 p.c.	3 p.c.	4 p.c.	4.5 p.c.
Hiver	4.6	6.2	7.0	4.4	5.8	6.5
Printemps	2.6	3.4 -	3.8	2.8	3.7	4.2
Été	1.9	2.6	2.9	2.3	3.0	3.3
Automne	2.9	3.8	4.3	2.5	3.5	4.0

Tableau 7

Taux « normaux » par saison et moyennes annuelles de chômage dans le Québec pour certains taux donnés dans le reste du Canada

\bar{X}_{c-q}		1951-59			1960-69	
$Y_{\mathbf{q}}$	3 p.c.	4 p.c.	4.5 p.c.	3 p.c.	4 p.c.	4.5 p.c.
Y q1	6.9	8.9	10.0	6.9	8.7	9.6
$Y_{q_2}^{q_1}$	4.4	5.5	6.0	5.3	6.1	6.6
Y_{q_3}	3.1	3.9	4.3	4.3	4.8	5.0
Y_{q_4}	3.8	5.0	5.7	4.5	5.4	5.8
Y_{q}	4.6	6.0	6.5	5.3	6.3	6.8

diatement procéder à une comparaison des résultats obtenus pour chacune des deux sous périodes, sur la base des moyennes annuelles (tableau 8).

Il apparaît alors que l'écart, défavorable au Québec, est de 1.6 à 2.0 en 1951-59 et de 2.3 en 1960-69. La situation du Québec s'est donc détériorée d'une période à l'autre, du moins si l'on raisonne en termes de différence absolue de taux de chômage ¹¹.

Les colonnes 6 et 7 du tableau 8 reproduisent les rapports des taux de chômage supposés dans le reste du Canada au taux de chômage qui résulterait alors d'une telle situation au Québec (Υ_q/X_{c-q}) . On constate qu'en termes relatifs, l'écart reste plus large en 1960-69 qu'en 1951-59 : il y a donc bien eu détérioration, même compte tenu des taux « normalement » élevés dans le Québec. L'écart relatif est nettement plus marqué, ou la détérioration relative est nettement plus forte, lorsque l'on suppose des taux de chômage faibles dans le reste du pays. Conclusion qui se rattache bien entendu aux caractéristiques des régressions déjà notées plus haut.

Si maintenant on fait la comparaison, non plus des moyennes annuelles, mais des résultats saisonniers (tableau 9), on constate que pour toutes les saisons, la conclusion précédente tient : la situa-

Ý	1	q	Y _q moi	ns X_{c-q}	Y _q /	X_{c-q}
X_{c-q}	1951-59	1960-69	1951-59	1960-69	1951-59	1960-69
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
3.0	4.6	5.3	1.6	2.3	153	··· 177 ·
4.0	6.0	6.3	2.0	2.3	150	158
4.5	6.5	6.8	2.0	2.3	144	151

^{11.} Phénomène déjà démontré de manière analogue par Yves Rabeau dans sa thèse: « The Federal-Provincial Fiscal Policies: A Short Term Analysis with Applications to the Québec Economy ». Doctoral Dissertation Submitted at the M.I.T., 1970, p. 194. Ouvrage inédit.

tion du Québec s'est détériorée de 1951-59 à 1960-69. Cette constatation n'est cependant pas très caractérisée en ce qui concerne l'hiver : les écarts sont alors très voisins. Ce qui se comprend, l'hiver donnant lieu à des taux de chômage « nationaux » élevés.

En 1951-59, la différence est croissante pour des « taux nationaux » de chômage croissants alors qu'en 1960-69, la différence est décroissante, sauf en ce qui concerne l'hiver; ce qui fait que l'on peut dire, en général, que la situation s'est détériorée pour toutes les saisons, d'une période à l'autre, mais cet effet est d'autant plus clairement marqué que l'on suppose des taux de chômage plus faibles dans le reste du pays, l'hiver excepté. Ce qui est conforme aux constatations faites plus haut sur le tableau des coefficients â et b.

 $\begin{array}{c} \textbf{Tableau 9} \\ \textbf{Différence par saison et par période entre les taux de chômage dans} \\ \textbf{le Québec } (Y_q) \textbf{ et les taux dans le reste du Canada } (X_{c-q}) \end{array}$

* * .	24	1951	1-59	*,		1960)-69	v.
	. X	-q	1 1 1 2 2 E	Co-	: X	-q		Co-
Saisons	Moyen-		Y	lon-	Moyen-		Y	lon-
	ne annuel-	Saison	(saison)	ne 3-2	ne annuel-	Saison	(saison)	ne 7-6
Car A 1.	le	* (1 *)		* 12	le	ent v	5 10.s	
•	(1)	(2)	(3)	: (4)	. (5)	(6)	(7)	(8)
1. Hiver	3.0	4.6	: 6.0	1.4	3.0	4.4	6.9	2.5
	4.0	6.2	8.9	2.7	4.0	、5.8	8.7	2.9
	4.5	7.0	10.0	3.0	4.5	6.5	9.6	3.1
2. Printemps	3.0	2.6	4.4	1.8	3.0	2.8	5.3	2.5
25.2	4.0	3.4	5.5	2.1	4.0	3.7	6.1	2.4
	4.5	3.8	6.0	2.2	4.5	4.2	6.6	2.4
3. Été	3.0	1.9	3.1	1.2	3.0	2.3	4.3	. 2.0
	4.0	2.6	3.9	1.3	4.0	3.0	4.8	1.8
10.	4.5	2.9	4.3	1.4	4.5	3.3	5.0	1.7
4. Automne	3.0	2.9	3.8	0.9	3.0	2.5	4.5	2.0
:	4.0	3.8	5.0	1.2	4.0	3.5	5.4	1.9
1,17,	4.5	4.3	5.7	1.4	4.5	4.0	5.8	1.8

Le tableau 10 traduit en pourcentage des X_{c-q} par saison les divers taux du Québec à différents niveaux d'emploi dans le reste du Canada. Il s'agit donc des données du tableau 9 dont la colonne 3 a été transformée en pourcentage de la colonne 2 et la colonne 7 en pourcentage de la colonne 6. Les constatations faites sur le tableau 9 ressortent plus nettement encore sur le tableau 10.

On peut procéder à une analyse semblable en prenant l'Ontario comme base de comparaison. Les conclusions concordent alors, mutatis mutandis, avec ce qui a été dit ci dessus pour la comparaison avec le Canada, Québec exclu. Les tableaux 11, 12 et 13 permettent de le constater.

Ces comparaisons en pourcentage (Υ_q/X_o) permettent cependant de faire ressortir plus clairement d'abord l'importance de l'écart qui sépare normalement le Québec de l'Ontario, les taux de chô-

Tableau 10

Taux « normaux » par saison dans le Québec (Y_q) en pourcentage des taux des mêmes saisons pour le reste du Canada et selon certaines moyennes annuelles (X_{c-q}) .

		1951-5	•		1960-6	9
Saisons	X	c-q	Y _q / X _{c-q}	X	c-q	Y / X
	Moy.	Saison	(saison)	Moy. ann.	Saison	(saison)
1.: Hiver	(.3.0	. 100	150: -:	3.0	100	157
	4.0	100	144	4.0	100	150
	4.5	100	. 143	4.5	100	148
2. Printemps	3.0	100	169	3.0	100	189
	4.0	100	162	4.0	100	165
	. 4.5	. 100	158	4.5	100	157
3. Été	∉3.0	100	163	3.0	100	187
	4.0	. 100	150:	4.0	100	160
* "	4.5	100	148	4.5	100	152
1."Automne	.3.0	100	131	3.0	100	180
	4.0	100	132	4.0	100	154
	.4.5	100	133	4.5	100	145

mage du Québec étant « normalement » de 60 à 100 p.c. au dessus des taux de l'Ontario. La détérioration relative de la situation du Québec de 1951-59 à 1960-69 apparaît aussi plus fortement. Enfin,

Tableau 11

Différence entre les taux de chômage dans le Québec (Y_q) et ceux de l'Ontario (X_o) pour 1951-59, à différents niveaux de X_o.

	$Y_{\mathbf{q}}$		$Y_q - X_o$		Y_q / X_o	
X _o	1951 -59	1960 -69	1951 -59	1960 -69	1951 -59	1960 -69
3.0	5.2	6.1	2.2	3.1	173	203
4.0	6.6	7.0 ⁻	2.6	3.0	165	175
4.5	7.3	7.5	2.8	3.0	162	167

Tableau 12

Différence par saison et par période entre les taux de chômage dans le Québec (Y_o) et les taux en Ontario (X_o)

	1951-59				1960-69				
Saisons	X _o		. Y q	Co- lon-	X _o		Y	Co-	
9 5 .002	Annuel	Saison	(saison)	nes 3-2	Annuel	Saison	(saison)	nes 7-6	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
1. Hiver	3.0	4.4	8.0	3.6	3.0	4.2	8.3	4.1	
	4.0	5.9	10.1	4.2	4.0	5.7	10.3	4.6	
s ² 2	4.5	6.6	11.1	4.5	4.5	6.3	11.1	4.8	
2. Printemps	3.0	2.4	4.8	2.4	3.0	2.7	5.9	3.2	
	4.0	3.2	6.0	2.8	4.0	3.6	6.7	3.1	
• , •	4.5	3.6	6.6	3.0	4.5	4.1	7.2	3.1	
3. Été	3.0	2.3	3.6	1.3	3.0	2.6	4.8	2.2	
	4.0	3.0	4.4	1.4	4.0	3.4	5.1	1.7	
***	4.5	3.4	4.9	1.5	4.5	3.9	5.4	1.5	
4. Automne	3.0	2.9	4.4	1.5	3.0	2.5	5.2	2.7	
ounce to re-configure stressout (88)	4.0	3.9	5.8	1.9	4.0	3.3	5.9	2.6	
	4.5	4.4	6.5	2.1	4.5	3.7	6.2	2.5	

on peut noter la convergence de la situation relative des deux périodes aux taux de chômage les plus élevés en Ontario.

Sur la base du tableau 1, lui-même construit à partir de simples moyennes, on pouvait constater l'ampleur de l'écart qui sépare les taux de chômage relevés dans le Québec de ceux que l'on trouve dans l'ensemble du Canada et en Ontario, autre « moitié » du centre industriel du Canada. La comparaison des moyennes donnait l'impression que l'écart était resté constant depuis 1950. Un examen plus poussé permet d'affirmer qu'il n'en est pas ainsi : la période 1960-69 a été plus défavorable au Québec que la période 1951-59 et ceci, par rapport à des taux de chômage de référence (dans le Canada, Québec exclu) eux-mêmes plus élevés en 1960-69 qu'en 1951-59. Les deux périodes donnent cependant lieu à des comportements similaires du Québec si l'on suppose des taux particulièrement élevés dans le reste du pays. Ce qui s'explique par la relative

Tableau 13

Taux « normaux » par saison dans le Québec (Y_q) en pourcentage des taux des mêmes saisons en Ontario selon certaines moyennes annuelles X_0

		1951-59		1960-69			
Saisons	X _o		Y _a / X _o	X _o		Y _a / X _o	
	Moyenne annuelle	Saison	(saison)	Moyenne annuelle	Saison	(saison)	
1. Hiver	3.0	100	182	3.0	100	198	
	4.0	100	171	4.0	100	181	
	.4.5	100	168	4.5	100	176	
2. Printemps	3.0	100	200	3.0	100	219	
	4.0	100	188	4.0	100	186	
	4.5	100	183	4.5	100	176	
3. Été	3.0	100	157	3.0	100	185	
	4.0	100	147	4.0	100	150	
	4.5	100	144	4.5	100	138	
4. Automne	3.0	100	152	3.0	100	208	
	4.0	100	149	4.0	100	179	
	4.5	100	148	4.5	100	168	

inélasticité à la hausse ou à la baisse des taux de chômage du Québec par rapport à ceux du reste du Canada : en situation de sous-emploi marqué, le reste du Canada « rejoint » le Québec et s'en « éloigne » en situation de plein-emploi relatif.

Les constatations qui précèdent permettent aussi de donner une signification plus précise à la valeur « régionale » d'une définition « nationale » du plein emploi. « Tenir » l'Ontario à un niveau annuel moyen de 3 p.c. signifierait un taux de chômage moyen de l'ordre de 6.1 p.c. dans le Québec (tableau 11), taux qui s'élèverait à 8 p.c. en hiver (tableau 12) 12. Si on choisit de prendre tout le reste du Canada comme base de référence, 3 p.c. de chômage dans cette signifiera 4.6 p.c. comme moyenne annuelle dans le Ouébec et 6.9 p.c. en hiver (tableau 9). Bien entendu, si l'on accepte d'être moins rigoureux, on pourra, sur la base du tableau 2, constater que 3 p.c. comme movenne annuelle canadienne signifiera 3.8 p.c. au Québec et 1.4 p.c. en Ontario : le plein emploi canadien semble exiger la « surchauffe » en Ontario 18. Un niveau plus « normal » d'emploi en Ontario se traduit par un sous emploi caractérisé dans le Québec. Le dilemme est de taille, mais inéluctable, jusqu'à preuve du contraire

> Pierre HARVEY, École des Hautes Études commerciales (Montréal).

^{12.} On se rappellera que le Conseil économique du Canada avait, dans ses premiers travaux, implicitement défini le « plein-emploi » au Canada par une marge de 3 p.c. de chômage.

^{13.} On aura remarqué que, malgré un appareil plus complexe, nos résultats sont très voisins de ceux de J.T. Denton (tableau 2). Le problème soulevé par la rigueur de la définition de la variable indépendante est presque négligeable. Bien entendu il fallait procéder à la comparaison pour le savoir!