

## Sur quelques indices de propension à l'exogamie et au transfert linguistique

Charles Castonguay

Volume 9, numéro 3, décembre 1980

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/600829ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/600829ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (imprimé)

1705-1495 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Castonguay, C. (1980). Sur quelques indices de propension à l'exogamie et au transfert linguistique. *Cahiers québécois de démographie*, 9(3), 53–70.  
<https://doi.org/10.7202/600829ar>

Résumé de l'article

La comparaison de taux absolus d'exogamie ou de transfert linguistique présente une image biaisée de la réalité aussitôt que les groupes culturels en présence ne sont pas de taille égale. On obtient une solution satisfaisante à ce problème en mesurant la propension à l'exogamie ou au transfert respectivement au moyen du rapport entre les taux observés et les taux attendus sous l'hypothèse d'une différenciation culturelle nulle des choix matrimoniaux ou linguistiques. Cette méthode d'ajustement se confirme à l'usage préférable à d'autres indices employés en démographie des groupes linguistiques au Canada.

Charles CASTONGUAY\*: SUR QUELQUES INDICES DE PROPENSION À L'EXOgamIE ET  
AU TRANSFERT LINGUISTIQUE

### RÉSUMÉ

La comparaison de taux absolus d'exogamie ou de transfert linguistique présente une image biaisée de la réalité aussitôt que les groupes culturels en présence ne sont pas de taille égale. On obtient une solution satisfaisante à ce problème en mesurant la propension à l'exogamie ou au transfert respectivement au moyen du rapport entre les taux observés et les taux attendus sous l'hypothèse d'une différenciation culturelle nulle des choix matrimoniaux ou linguistiques. Cette méthode d'ajustement se confirme à l'usage préférable à d'autres indices employés en démographie des groupes linguistiques au Canada.

---

\* Département de mathématiques, Université d'Ottawa, Ottawa, Ontario,  
K1N 9B4.

## SUR QUELQUES INDICES DE PROPENSION À L'EXO GAMIE ET AU TRANSFERT LINGUISTIQUE

Par Charles CASTONGUAY\*

### Introduction(1)

L'appréciation de la tendance de divers groupes culturels à l'exogamie ou au transfert linguistique présente certaines difficultés aussitôt que les groupes en présence ne sont pas d'égale grandeur. Par exemple, la monogamie astreint d'emblée tout groupe majoritaire à pratiquer un minimum d'endogamie, alors qu'un groupe minoritaire échappe à cette exigence. Ou encore un déséquilibre substantiel dans sa composition selon le sexe obligera un groupe donné à une certaine part d'exogamie.

---

\* Département de mathématiques, Université d'Ottawa, Ottawa, Ontario, K1N 9B4.

(1) L'essentiel de la seconde partie de la présente étude est déjà paru sous le titre "Sur la comparaison des taux de transfert linguistique" dans le bulletin Society/Société, vol. 4, no 2, octobre 1980, pp. 6-10.

Nous exposerons d'abord un moyen simple et efficace d'ajuster pour fins de comparaison les taux d'exogamie. Nous nous en inspirerons ensuite pour obtenir des taux ajustés de transfert linguistique.

## 1. La propension à l'exogamie

### 1.1- L'ajustement des taux d'exogamie

L'ajustement des taux d'exogamie a pour but de relativiser les choix matrimoniaux observés à la taille et à la composition selon le sexe des groupes culturels en présence, de façon à tenir compte des contraintes mathématiques d'un marché matrimonial où la monogamie est de rigueur. La méthode la plus évidente, suggérée notamment par Glick (1960) et Besanceney (1965), serait d'établir le rapport entre le taux (le nombre) observé de mariages mixtes et le taux (le nombre) attendu sous l'hypothèse d'une différenciation culturelle nulle dans le choix des partenaires. Appelons propension à l'exogamie ce rapport, que nous désignerons par la lettre  $\pi$ .

Fixons mieux cette idée à l'aide d'une notation commode. Supposons que trois groupes X, Y et Z sont en présence dans une région donnée, et que nous disposons de la répartition matricielle des couples observés selon le sexe et l'appartenance culturelle des conjoints<sup>(2)</sup>. Dans cette matrice, désignons par XY le nombre de couples où le mari provient du groupe X et la femme du groupe Y. Les nombres  $\hat{X}Y$  de la matrice correspondante des mariages attendus se calculent à partir des totaux des rangées et colonnes de la matrice observée, comme dans l'évaluation d'une statistique  $\chi^2$ . La propension des hommes X à épouser des femmes Y et vice-versa, c'est-à-dire la propension à l'exogamie de type XY, est alors

$$\pi(XY) = \frac{XY}{\hat{X}Y} \quad (1)$$

---

(2) Faute de pouvoir reconnaître de façon valable les intentions pré-nuptiales des individus, les études d'exogamie portent habituellement sur les couples déjà constitués.

La propension générale des hommes X à l'exogamie se calcule naturellement par

$$\pi(\text{hommes X}) = \frac{XY + XZ}{\widehat{XY} + \widehat{XZ}} \quad (\text{II})$$

La propension générale des femmes X à l'exogamie s'obtient de façon similaire. Des calculs analogues s'appliquent en cas de plus de trois groupes culturels<sup>(3)</sup>.

L'endogamie culturelle étant dans les faits la règle générale, les différentes propensions à l'exogamie se situent normalement entre les valeurs 0 et 1. La valeur nulle ne survient que dans les très rares cas d'absence totale d'exogamie. Une propension supérieure à 1 signifierait également une situation proprement extraordinaire, en ce que les cas réels d'exogamie du type en question dépasseraient alors en importance les cas prévus sous l'hypothèse d'une discrimination culturelle nulle de la part des contractants.

Nous avons déjà utilisé l'indice  $\pi$  avec succès, notamment dans la comparaison des comportements matrimoniaux des groupes linguistiques de quelques conurbations dans la zone de contact entre le Canada anglais et le Canada français (Castonguay 1980 et 1981). Il est cependant intéressant, voire nécessaire, de le confronter avec d'autres indices proposés récemment.

## 1.2- Autres méthodes d'ajustement

Deschamps (1978) propose de calculer d'abord deux matrices attendues, l'une sous l'hypothèse d'une endogamie culturelle maximale,

---

(3) Les rapports (I) et (II) s'expriment tout aussi bien en termes de taux d'exogamie observé et attendu: voir Castonguay (1981) pour les détails. Il serait redondant de développer également une mesure de la propension à l'endogamie, en autant qu'endogamie et exogamie sont des concepts rigoureusement complémentaires.

l'autre sous la perspective contraire d'une exogamie maximale, puis de situer les données de la matrice observée par rapport à celles des deux matrices limites. En plus de calculs multiples, le procédé exige des hypothèses supplémentaires, et l'indice  $P(X,Y)$  qui en résulte manque par conséquent de transparence en regard de  $\pi(X,Y)$ , qui articule tous les ajustements avec un seul et même horizon.

Lachapelle et Henripin (1980) mesurent la propension générale des hommes  $X$  à l'exogamie au moyen d'un coefficient  $v(\text{hommes } X)$  égal au rapport entre la fraction des femmes non- $X$  qui ont épousé un homme  $X$ , et celle des femmes  $X$  qui ont épousé un homme  $X$ . Un ajustement semblable donne la propension générale des femmes à l'exogamie.

Comme  $\pi(X)$ ,  $v(X)$  varie pour l'essentiel entre 0 et 1, assumant ces valeurs limites lorsque les conjoints  $X$  (hommes ou femmes) font preuve respectivement soit d'une préférence absolue pour l'endogamie, soit d'une différenciation culturelle nulle dans leur choix de partenaire. Cependant  $\pi(X)$  et  $v(X)$  ne se comportent pas de la même façon entre ces limites. Normalement  $v(X)$  sera plus petit que  $\pi(X)$ , car on peut montrer que

$$v(X) = \frac{p_x}{h_x} \pi(X) \quad (\text{III})$$

où  $p_x$  représente le taux attendu d'endogamie des conjoints  $X$  sous l'hypothèse nulle et  $h_x$  leur taux d'endogamie observé. On voit par conséquent que, indépendamment de la valeur de  $\pi(X)$ , celle de  $v(X)$  approchera zéro dans le cas de tout groupe nettement minoritaire mais passablement endogame, puisque  $p_x$  sera alors bien inférieur à  $h_x$ .

En somme, l'équation (III) suggère que l'indice  $v(X)$  dépend encore trop de certaines contingences démolinguistiques du marché matrimonial pour servir d'ajustement valable au taux absolu d'exogamie. Il est vrai que  $v(X)$  renvoie au même horizon de l'hypothèse nulle, mais un exemple suffira pour montrer que son appréciation de la propension à

l'exogamie diverge fondamentalement de celle donnée par  $\pi(X)$ , voire de celle que nous impose le bon sens.

### 1.3- Confrontation pratique des méthodes

Le tableau 1 reproduit une matrice de mariages observés offerte en exemple par Deschamps. On y trouve également le nombre de mariages attendus sous l'hypothèse d'une différenciation nulle des choix matrimoniaux selon l'origine ethnique des partenaires.

Tableau 1

Couples époux-épouses\*  
selon l'origine ethnique des conjoints, Québec, 1971  
(mariages attendus selon l'hypothèse nulle indiqués entre parenthèses)

Origine ethnique de l'époux	Origine ethnique de l'épouse			Total
	Britannique (A)	Française (F)	Autre (T)	
Britannique (A)	73 457 (12 816)	39 240 (100 935)	8 735 ( 7 680)	121 432
Française (F)	33 650 (96 568)	869 199 (760 517)	12 105 (57 869)	914 954
Autre (T)	11 110 ( 8 832)	22 570 ( 69 557)	50 002 ( 5 293)	83 682
Total	118 217	931 009	70 842	1 120 068

\* Estimations des couples formés au Canada. Les familles comptant un conjoint amérindien ou inuit sont exclues.

Source: Deschamps (1978)

Les valeurs des indices  $P$ ,  $\pi$  et  $v$  pour ces données se trouvent au tableau 2. Il y manque des valeurs pour la propension générale

à l'exogamie d'après l'indice P et pour les propensions particulières suivant l'indice v, ces genres d'ajustement n'ayant pas été considérés par leurs utilisateurs.

Tableau 2

Propension à l'exogamie selon le sexe et l'origine ethnique  
d'après divers indices, Québec, 1971

	Propension générale					
	Hommes			Femmes		
	A	F	T	A	F	T
v	0,077	0,259	0,045	0,074	0,317	0,034
$\pi$	0,442	0,296	0,430	0,425	0,363	0,318
	Propension particulière					
	Type de mariage mixte					
	AF	FA	AT	TA	FT	TF
P	0,390	0,375	0,337	0,390	0,269	0,230
$\pi$	0,389	0,348	1,137	1,258	0,209	0,324

Source: Deschamps (1978) pour les valeurs de P.

De la première partie du tableau 2, on voit d'emblée qu'en tant qu'indice de propension à l'exogamie, v est à rejeter: pour les deux sexes, v(A) et v(T) sont très nettement inférieurs à v(F), alors que le tableau 1 montre à l'évidence que les membres du groupe F sont généralement moins enclins à l'exogamie que ceux des groupes A et T. En

particulier, les hommes A sont beaucoup moins nombreux que les hommes F (121 432 en regard de 914 954 respectivement), mais on voit néanmoins que les hommes A exogames sont plus nombreux que les hommes F exogames (47 975 contre 45 755 respectivement), et toute appréciation acceptable de ces comportements se doit manifestement de présenter les hommes A comme étant davantage portés à l'exogamie que les hommes F. On notera que parmi les conjoints masculins au tableau 1, les hommes A et T sont nettement minoritaires mais plutôt endogames, ce qui a pour effet d'entraîner les valeurs de  $v$  trop près de zéro.

La deuxième partie du tableau 2 montre que le coefficient  $P$  peut aussi s'avérer infidèle à l'ordre naturel des choses. Par exemple, selon les données du tableau 1, la propension des hommes A à épouser une femme T serait normalement supérieure à celle d'épouser une femme F, vu que le rapport de AT à AF est de beaucoup supérieur à celui des femmes T aux femmes F. Or Deschamps obtient au contraire  $P(AT) = 0,337$  en regard de  $P(AF) = 0,390$ .

Nous laissons au lecteur le soin d'apprécier, à la lumière des mariages observés, la justesse des valeurs indiquées de  $\pi$  comme mesure des propensions générale et particulière à l'exogamie. Relevons seulement que  $\pi(AT)$  et  $\pi(TA)$  sont supérieurs à 1, ce qui signifie que le nombre réel de mariages de types AT et TA dépasse le nombre attendu sous l'hypothèse nulle. Ce résultat s'explique au moins en partie par la concentration relative des groupes A et T dans la région de Montréal, ce qui porte bien au-delà du niveau aléatoire leurs occasions de rencontre, notamment dans le domaine scolaire. Ainsi peut-on chercher à expliquer par des considérations géolinguistiques ou sociales, entre autres, la propension différentielle à l'exogamie qui subsiste après l'élimination des effets dus aux contingences démologiques<sup>(4)</sup>.

---

(4) En nous tenant à la seule région de Montréal, nous avons trouvé, pour les couples avec conjoints nés tous deux au Québec et ventilés cette fois selon la langue maternelle, les valeurs 0,55 et 0,82 respectivement pour  $\pi(AT)$  et  $\pi(TA)$ .

## 2. La propension au transfert linguistique

La comparaison de l'attraction linguistique qu'exercent les uns sur les autres divers groupes culturels comporte également certaines difficultés aussitôt que les groupes en présence ne sont pas d'égale grandeur. Des perceptions divergentes de la force relative d'attraction ou de rétention des langues française et anglaise au Québec, obtenues pourtant à partir des mêmes observations de base, illustrent particulièrement bien ce genre de difficulté.

### 2.1- Quelques comparaisons courantes

Afin de parvenir rapidement au fond du problème, acceptons sans plus de nuances que la langue maternelle déclarée par un individu au recensement de 1971 puisse se concevoir comme sa langue de départ, et que la langue qu'il a déclaré utiliser le plus souvent au foyer à l'époque du même recensement soit en quelque sorte sa langue d'arrivée. Qualifions aussi de rétention linguistique les cas où la langue principale utilisée au foyer demeure la langue maternelle et de transfert linguistique les cas où la langue d'usage déclarée diffère de la langue maternelle. Appelons enfin groupe de départ le groupe linguistique formé de toutes les personnes qui ont en commun une langue maternelle donnée, et groupe d'arrivée le groupe de ceux qui partagent une même langue d'usage.

Si on répartit les populations de départ et d'arrivée en trois composantes distinctes, soient les groupes de langue maternelle ou d'usage anglaise, française ou tierce (c'est-à-dire autre qu'anglaise ou française), le chassé-croisé des cas de rétention et de transferts linguistiques relevés au Québec en 1971 se présente alors comme au tableau 3. Sur quelle base convient-il de comparer les transferts observés, même en se limitant seulement aux échanges entre les groupes français et anglais?

Tableau 3  
Population selon la langue maternelle  
et la langue d'usage, Québec, 1971  
 (en milliers)

Langue maternelle	Langue d'usage			Total (départ)
	Anglais	Français	Autre	
Anglais	730	49	10	789
Français	74	4 786	6	4 866
Autre	84	35	254	373
Total (arrivée)	888	4 870	270	6 028

Source: Recensement du Canada 1971: Statistiques sur la stabilité et l'instabilité linguistiques, no. 92-776 (SP-6) au catalogue, Statistique Canada, août 1976.

Certains auteurs ont comparé des taux d'attraction d'une langue (ou d'un groupe linguistique) sur l'autre calculés d'après l'importance relative des cas de transfert au sein des populations d'arrivée (Castonguay et Marion 1974; Rochon-Lesage et Maheu 1975). De ce point de vue, les 74 000 transferts du français à l'anglais comptent pour 8,3 pour cent des 888 000 personnes de langue d'usage anglaise, alors que les 49 000 transferts dans le sens inverse ne représentent que 1,0 pour cent des 4 870 000 personnes de langue usuelle française. Cependant, ce choix de dénominateur fait qu'un nombre donné de transferts provenant du groupe majoritaire représente trop facilement un pourcentage important de la population d'arrivée minoritaire, alors qu'un nombre à peu près équivalent de transferts dans le sens inverse compte trop légèrement au sein de la population d'arrivée majoritaire. Par conséquent on demeure insatisfait devant des calculs qui transforment un rapport d'environ 3 à 2 (soit 74 000 contre 49 000) en un écart de plus de 8 à 1 provenant de la compa-

raison du taux d'attraction de 8,3 pour cent de l'anglais sur le français avec celui de 1,0 pour cent qu'exerçait le français sur l'anglais.

D'autres auteurs ont choisi d'insister par contre sur l'importance relative des transferts par rapport aux populations de départ, et préfèrent comparer des taux d'assimilation d'un groupe linguistique par l'autre (Kralt 1976; Joy 1976). Aussitôt le groupe anglais paraît nettement plus instable que le groupe français, car les 49 000 transferts de l'anglais au français comptent pour 6,2 pour cent de la population de départ de 789 000 individus de langue maternelle anglaise, tandis que les 74 000 transferts dans l'autre sens représentent à peine 1,5 pour cent des 4 866 000 personnes du groupe de départ français. Cette approche s'avère donc encore moins satisfaisante que la première, en ce que ce choix de dénominateur souffle si bien le taux de francisation du groupe minoritaire et réduit si efficacement le taux d'anglicisation du groupe majoritaire que leur comparaison conduirait à croire que la langue anglaise est plus faible au Québec que la langue française, en dépit du solde positif de 25 000 transferts (74 000 - 49 000) à l'avantage de l'anglais dans les échanges entre les deux groupes.

Certes les notions de taux d'attraction et de taux d'assimilation ne sont pas sans intérêt dans l'évaluation de la situation d'une langue ou d'un groupe linguistique. Seulement elles se prêtent mal à des fins de comparaison entre situations linguistiques différentes. Pour contourner le dilemme de départager ces deux perspectives de comparaison divergentes et en quelque sorte biaisées, on peut s'inspirer de la solution présentée ci-dessus au problème analogue de déterminer le degré d'exogamie entre groupes culturels de taille inégale.

## 2.2- La propension au transfert

Imaginons par analogie que l'adoption d'une langue d'arrivée puisse se dérouler sur un marché linguistique où la fréquence des occasions de rencontre, d'apprentissage et d'adoption des diverses langues

tiendrait uniquement à l'importance numérique relative des groupes linguistiques en présence au départ. Dans une telle situation hypothétique, les transferts attendus pour le Québec en 1971 se présenteraient comme au tableau 4, dont les composantes ne font que refléter l'équilibre numérique des forces linguistiques de départ. Ainsi le tableau 4 présente 637 000 transferts de l'anglais au français, soit 80,7 pour cent du groupe anglais de départ, puisque sous l'hypothèse nulle le groupe français exercerait sur celui-là une force d'attraction strictement proportionnelle à son importance relative de 80,7 pour cent parmi les populations de départ. Réciproquement le groupe anglais attirerait vers lui 13,1 pour cent du groupe français, soit un nombre égal de 637 000 individus. Evidemment sous cette hypothèse, les groupes d'arrivée obtenus par ce jeu de transferts demeurent numériquement égaux aux groupes de départ.

Tableau 4

Population selon la langue maternelle et la langue d'usage attendue sous l'hypothèse nulle, Québec, 1971  
(en milliers)

Langue maternelle	Langue d'usage attendue			Total (départ)
	Anglais	Français	Autre	
Anglais	103	637	49	789
Français	637	3 928	301	4 866
Autre	49	301	23	373
Total (arrivée)	789	4 866	373	6 028

Etant en effet identiques, les composantes symétriques par rapport à la diagonale principale au tableau 4 nous fournissent les dénominateurs communs qui permettent de calculer des propensions au transfert com-

parables. "Normalement", c'est-à-dire sous l'hypothèse d'un relâchement complet des liens reliant les langues maternelle et d'usage des individus et d'un jeu d'attraction sur le marché linguistique réglé exclusivement sur l'importance numérique relative des populations linguistiques de départ, on compterait 637 000 transferts du français à l'anglais. Vu le nombre réel observé de 74 000 transferts de ce type, pour obtenir une mesure normalisée de la propension du groupe français au transfert à l'anglais, il suffit d'établir le rapport entre nombre observé et nombre attendu, ce qui donne 0,116 (74 000/637 000) ou 11,6 pour cent. De la même façon on peut évaluer la propension au transfert au français de la part du groupe anglais à 0,077 (49 000/637 000) ou 7,7 pour cent.

La comparaison de la force relative des langues par le truchement des propensions au transfert nous ramène alors à une constatation qui, en fin de compte, ne fait que respirer le bon sens. Car le rapport de 0,116 à 0,077 ou d'environ 3 à 2 entre la propension à l'anglais chez le groupe français et la propension au français du groupe anglais de par le mode de calcul de ces dernières ne représente rien d'autre que le fait fondamental que les 74 000 transferts du français à l'anglais dépassent en importance les 49 000 transferts de l'anglais au français par un facteur de 3 à 2.

On peut également mettre à profit le tableau 4 pour comparer les tendances du tiers groupe québécois vers l'adoption de l'anglais ou du français. Par rapport aux 49 000 transferts à l'anglais attendus du groupe "autre" au tableau 4, les 84 000 transferts réels relevés au tableau 3 donnent une propension fort marquée à l'anglais de 1,714. Un calcul similaire donne pour le même groupe une propension au français de 0,116. La mise en rapport de ces deux résultats conduit à conclure que la propension à l'anglais du tiers groupe est 14,8 fois sa propension au français. Ce genre de comparaison respire encore le bon sens, puisque de par son mode de calcul, il résulte en le même quotient que donne la division du rapport des transferts observés (84 000/35 000) par le rapport de l'importance numérique des groupes anglais et français de départ

(789 000/4 866 000). En effet pour apprécier justement l'attraction supérieure de l'anglais sur le tiers groupe, il convient de faire entrer en ligne de compte à la fois les transferts déclarés en faveur du français et de l'anglais et l'importance relative des populations anglaise et française au départ, ce dernier facteur servant à mesurer la force d'attraction relative des deux langues dans une situation "normale"<sup>(5)</sup>.

La propension à l'anglais de 1,714 du tiers groupe québécois montre que cet ajustement peut produire des valeurs supérieures à 1. Cela signifie simplement que les transferts du tiers groupe à l'anglais dépassent ce à quoi on s'attendrait normalement, vu l'importance numérique relativement faible du groupe anglais au Québec. Il ne manque évidemment pas d'interprétations pour expliquer ce fait: en particulier, la perception linguistique d'une part importante du tiers groupe peut ne pas se limiter au seul territoire québécois. Dans cette optique il faut souligner que, comme pour l'exogamie, notre mesure de la propension au transfert est normalisée par rapport à un certain écoumène où auraient lieu la plupart de ces échanges et ne constitue donc pas une mesure absolue de la mobilité linguistique<sup>(6)</sup>.

---

(5) Ces interprétations se doublent naturellement d'énoncés symétriques en termes de propension du groupe d'arrivée à attirer des transferts du groupe de départ. Par exemple, la valeur 0,116 est également une mesure normalisée de la propension du groupe anglais à attirer des transferts du groupe français. Pour alléger cependant notre exposé, nous orienterons le plus souvent nos énoncés dans le seul sens allant du groupe (ou de la langue) de départ vers le groupe (ou la langue) d'arrivée.

(6) Comme pour l'exogamie, on peut aussi obtenir pour chaque groupe de départ une propension générale au transfert, sans spécification de langue d'arrivée autre que non-maternelle. Il suffit de dichotomiser les tableaux suivant la langue de départ particulière envisagée, par l'addition des composantes appropriées. Au Québec, cette propension non-spécifique au transfert se fixerait à 0,085 pour le groupe français (74+6/637+301), à 0,086 pour le groupe anglais (49+10/637+49) et à 0,340 pour le tiers groupe (84+35/49+301).

La situation linguistique constatée au Québec en 1971 est en fait bien particulière, en ce qu'on y trouve un groupe linguistique numériquement majoritaire dont la position se voit contestée non sans un certain succès par un groupe très nettement minoritaire, situation de fait que la comparaison des propensions a bien fait ressortir. Des comparaisons semblables produisent bien sûr des quantifications tout aussi raisonnables dans des situations plus normales. Pour conclure, voyons à quel point le calcul des propensions permet de saisir clairement un comportement linguistique proprement minoritaire de la part d'une minorité numériquement minoritaire, en appliquant notre méthode d'analyse à la population canadienne à l'extérieur du Québec.

Le tableau 5 donne les transferts observés et attendus à l'extérieur du Québec pour 1971. Limitons-nous ici à l'examen des échanges entre les groupes anglais et français. Dans ce contexte, il est amusant de constater d'abord que du point de vue des taux absolus d'attraction, la force d'attraction du français sur l'anglais, de 0,30 (20 000/676 000), serait dans ce cas supérieure à celle de 0,020 (274 000/13 558 000) qu'exerce l'anglais sur le français! Quant à la comparaison des taux d'assimilation, la situation vue de cet angle dérape dans le sens opposé:

Tableau 5

Population selon la langue maternelle  
et la langue d'usage, Canada moins Québec, 1971  
 (en milliers: transferts attendus entre parenthèses)

Langue maternelle	Langue d'usage			Total (départ)
	Anglais	Français	Autre	
Anglais	12 083	20 (726)	76 (1 909)	12 179
Français	274 ( 726)	650	3 ( 145)	926
Autre	1 202 (1 909)	6 (145)	1 228	2 436
Total (arrivée)	13 558	676	1 306	15 541

Source: Recensement du Canada 1971 ..., op. cit.

le taux d'anglicisation du groupe français de 0,296 (274 000/926 000) écrase le taux de francisation du groupe anglais de moins de 0,002 (20 000/12 179 000) par un facteur de 180 à 1.

La comparaison des propensions ramène notre perception de la situation en deçà de ces perspectives trop biaisées. Sous l'hypothèse nulle on s'attendrait à des échanges dans les deux sens de 726 000 individus entre les groupes en cause. La propension du groupe anglais à adopter le français s'établit alors à 0,028 (20 000/726 000), et celle du groupe français à adopter l'anglais se fixe à 0,377 (274 000/726 000), soit quelque 13,5 fois la première. Retour au juste milieu que ni la comparaison des taux d'assimilation et encore moins celle des taux d'attraction ne réussissent à rejoindre.

### Conclusion

L'ajustement des taux d'exogamie par rapport à l'hypothèse d'une différenciation culturelle nulle du marché matrimonial permet de comparer de façon satisfaisante les choix matrimoniaux observés. Et alors que la comparaison des taux absolus d'attraction ou d'assimilation tantôt déforme démesurément, tantôt renverse complètement le bilan numérique des transferts, il nous semble que nous tenons également dans le calcul des propensions une méthode d'appréciation quantitative rationnelle et réaliste de l'importance relative des transferts d'une langue à l'autre. La même méthode s'appliquerait aussi bien à toute autre mesure de mobilité culturelle.

BIBLIOGRAPHIE

Besanceney, Paul H.

- 1965 "On reporting rates of intermarriage". American Journal of Sociology 70: 717-21.

Castonguay, Charles

- 1980 "L'orientation linguistique des mariages mixtes dans la région de Montréal". Recherches sociographiques 21 (3): à paraître.
- 1981 Exogamie et anglicisation dans les régions de Montréal, Hull, Ottawa et Sudbury. Québec: Presses de l'Université Laval (à paraître).

Castonguay, Charles et Marion, Jacques

- 1974 "L'anglicisation du Canada". L'Action nationale 63(8-9): 733-49.

Deschamps, Gilles

- 1978 Quelques données sur les propensions à l'endogamie et à l'exogamie de la nuptialité ethnique au Québec, Cahiers Québécois de démographie, vol. 7, no 2, pages 25 à 50.

Glick, Paul

- 1960 "Intermarriage and Fertility Patterns among Persons in Major Religious Groups". Eugenics Quarterly 8:31-38.

Joy, Richard J.

- 1976 "Languages in conflict: Canada, 1976". American Review of Canadian Studies 6(2): 7-21.

Kralt, John

- 1976 Les langues au Canada. Statistique Canada, Publications du recensement de 1971. Etudes schématiques: caractéristiques démographiques, Ottawa, 99-707, 76 pages.

Lachapelle, Réjean et Henripin, Jacques

- 1980 La situation démolinguistique au Canada: évolution passée et prospective, Institut de recherches politiques, Montréal, XXXII et 391 pages.

Rochon-Lesage, Madeleine et Maheu, Robert

- 1975 "Composition ethnique et linguistique de la population du Québec". in Annuaire du Québec 1974. Québec: Editeur officiel, pp. 206-212.