

## CHAPITRE 9

### RECAPITULATION ET VUE D'ENSEMBLE; DERNIERE ESTIMATION POUR LES ANDES CENTRO-MERIDIONALES

Pour mieux apprécier la validité de l'ensemble des estimations auxquelles nous avons procédé dans ce travail de recherche, nous avons établi des graphiques complémentaires pour rendre visibles les écarts entre elles, en portant systématiquement en dénominateur les valeurs obtenues à partir des mesures directes. Lorsque numérateur et dénominateur ont une valeur équivalente, le résultat valant 1, les estimations obtenues par les méthodes indirectes se trouvent être aussi valides que celles qui découlent des mesures directes. Si la fraction est en dessous de l'unité, les chiffres issus des méthodes sous-estiment la vraie valeur de l'indice; ils la surestiment dans le cas contraire.

En outre, nous avons élaboré des tableaux et graphiques donnant à voir les nouvelles estimations des indices démographiques.

#### 9.1. Les estimations concernant le Québec (H, I, J)

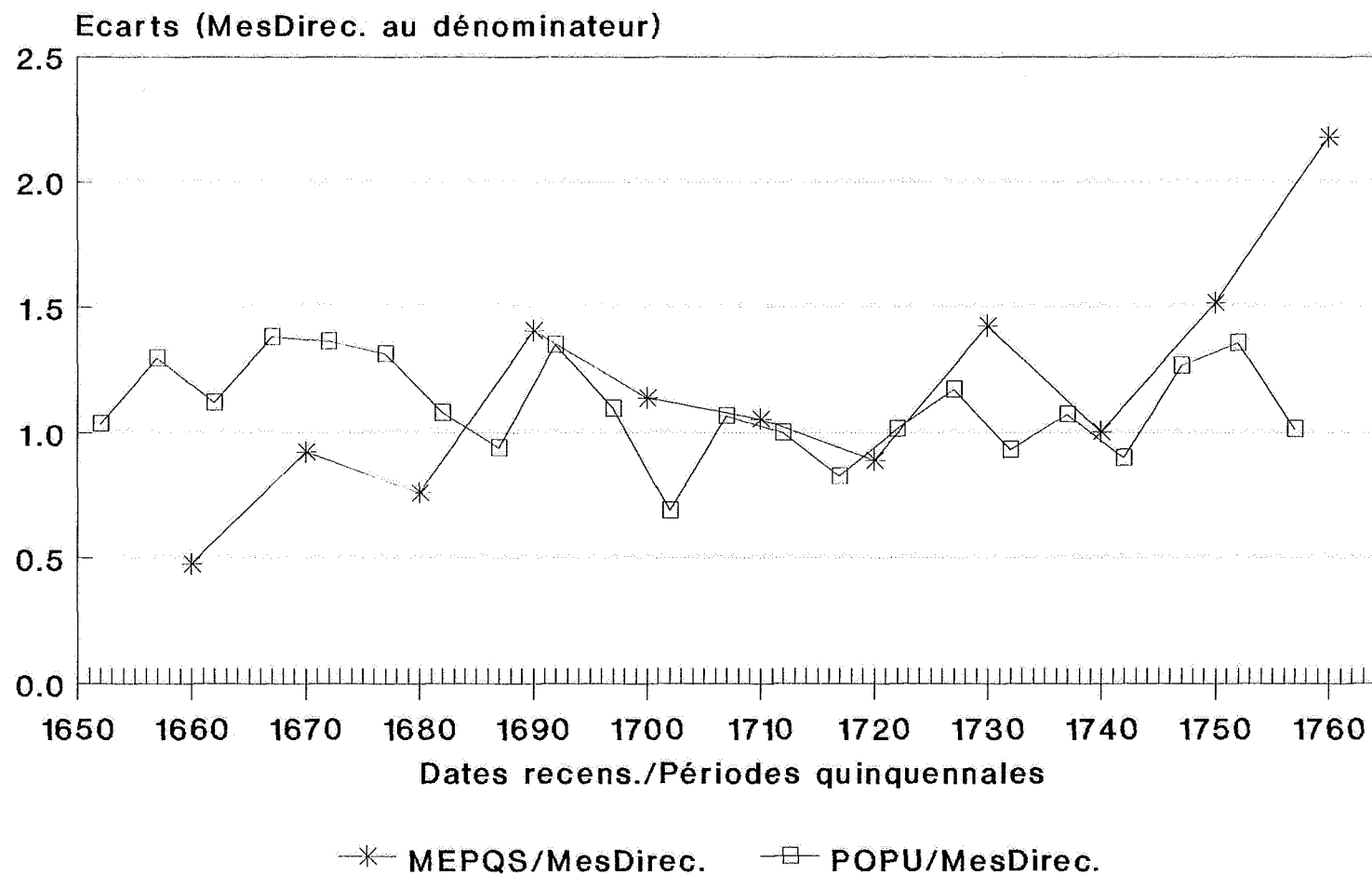
Nous commencerons par commenter les convergences, ou divergences, entre les estimations H et J, puis entre I et J (cf. Chap. 1, Tableau 1.1).

Puisque les mesures directes (J) constituent le seul et unique étalon de référence de ces comparaisons, nous pouvons de ce fait apprécier les rapports liant H à I.

##### 9.1.1. Les écarts relatifs à l'espérance de vie à la naissance

Considérons le Graphique 9.1 relatif aux écarts d'espérance de vie à la naissance, sexes réunis. On constate d'abord une sous-période, disons 1650-1685, pendant laquelle les estimations obtenues par les méthodes s'éloignent de la mesure réelle. Cependant, tout au commencement, le POPULATE approche de très près la bonne valeur. Les écarts s'accroissent ensuite jusqu'à la fin des années 1670, puis de fortes fluctuations marquent la sous-période se terminant avec les années 1710.

**Graphique 9.1**  
**Ecart entre les estimations de l'espérance de vie. Québec, 1650-1760.**



Source: Banque PRDH, 1650-1760.

En ce qui concerne le MEPQS, il y a un fort écart entre les chiffres du numérateur et du dénominateur au cours du XVII<sup>e</sup> siècle. Mais, entre 1700 environ et 1730, ou même 1740, les deux chiffres se rapprochent, que l'on se réfère à l'une ou l'autre méthode non directe, la fraction tendant vers la valeur 1. Un nouvel écart se creuse pendant les dernières décennies du régime français.

Nous pouvons dès lors formuler quelques conclusions :

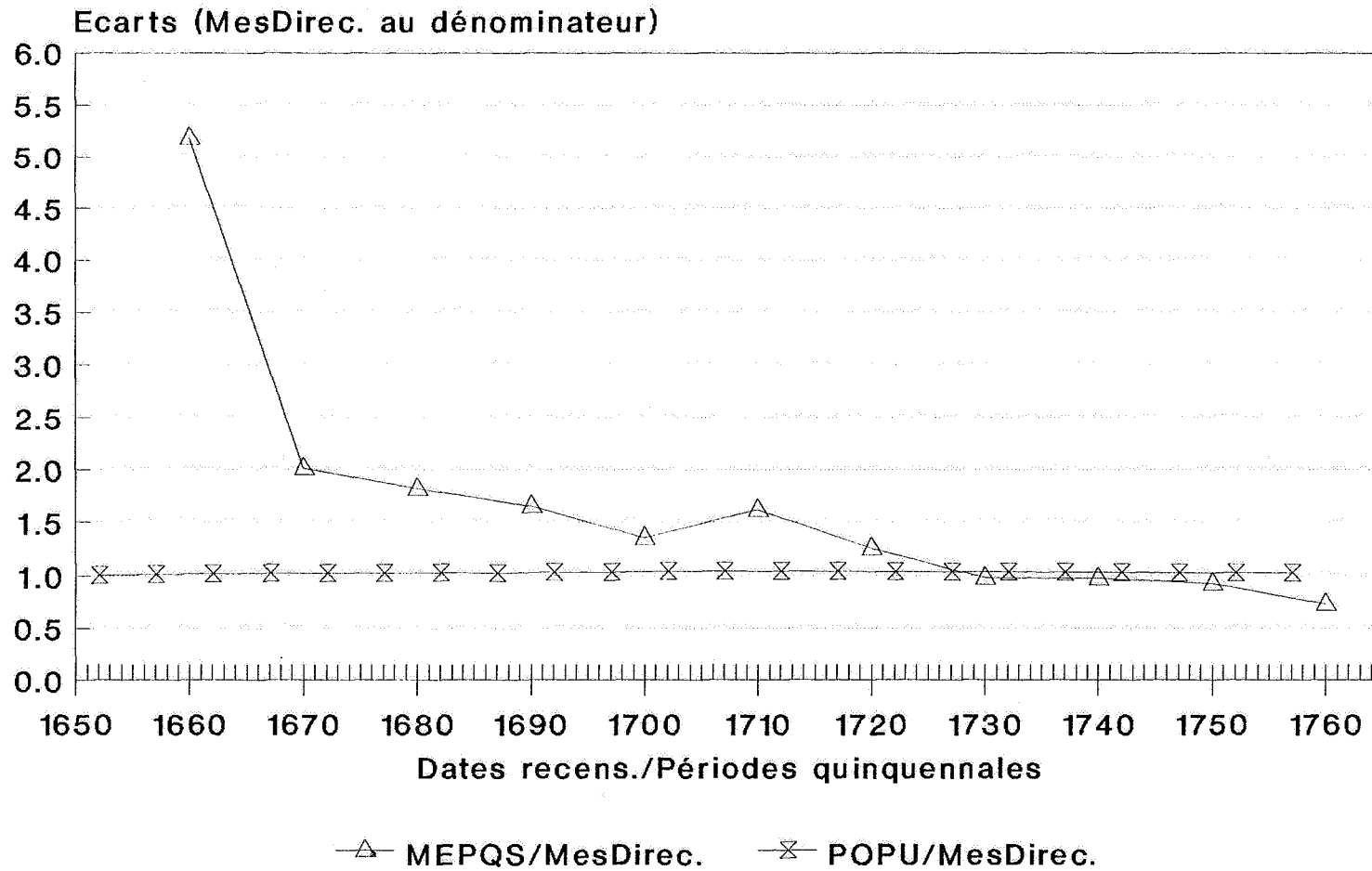
- (1) Il y a des écarts, parfois assez forts, entre les chiffres obtenus par les deux méthodes et ceux des mesures directes.
- (2) Lorsque les chiffres obtenus par l'une des méthodes sont tels que la valeur de la fraction est proche de l'unité, c'est également le cas pour l'autre, avec cependant deux exceptions: l'année 1670, où le résultat obtenu par MEPQS est proche de l'unité, celui de POPULATE en étant loin; puis l'année 1730 où c'est l'inverse.
- (3) Lorsque les valeurs auxquelles les deux méthodes aboutissent s'écartent de celle du dénominateur, cet écart est du moins similaire. En effet les estimations par MEPQS viennent s'interpoler correctement entre celles auxquelles aboutit POPULATE. Là encore il y a deux exceptions: les années 1660 et 1760.

Autrement dit, dans le domaine de l'espérance de vie à la naissance, sexes réunis, les deux méthodes semblent aboutir à des résultats biaisés, mais raisonnablement équivalents, sauf lorsque la structure de la population est profondément affectée, soit par l'immigration venue de l'outre-mer et le déséquilibre des sexes qu'elle induit souvent, soit par des épidémies répétées d'année en année, soit par des situations de guerre.

### 9.1.2. Les écarts des taux bruts

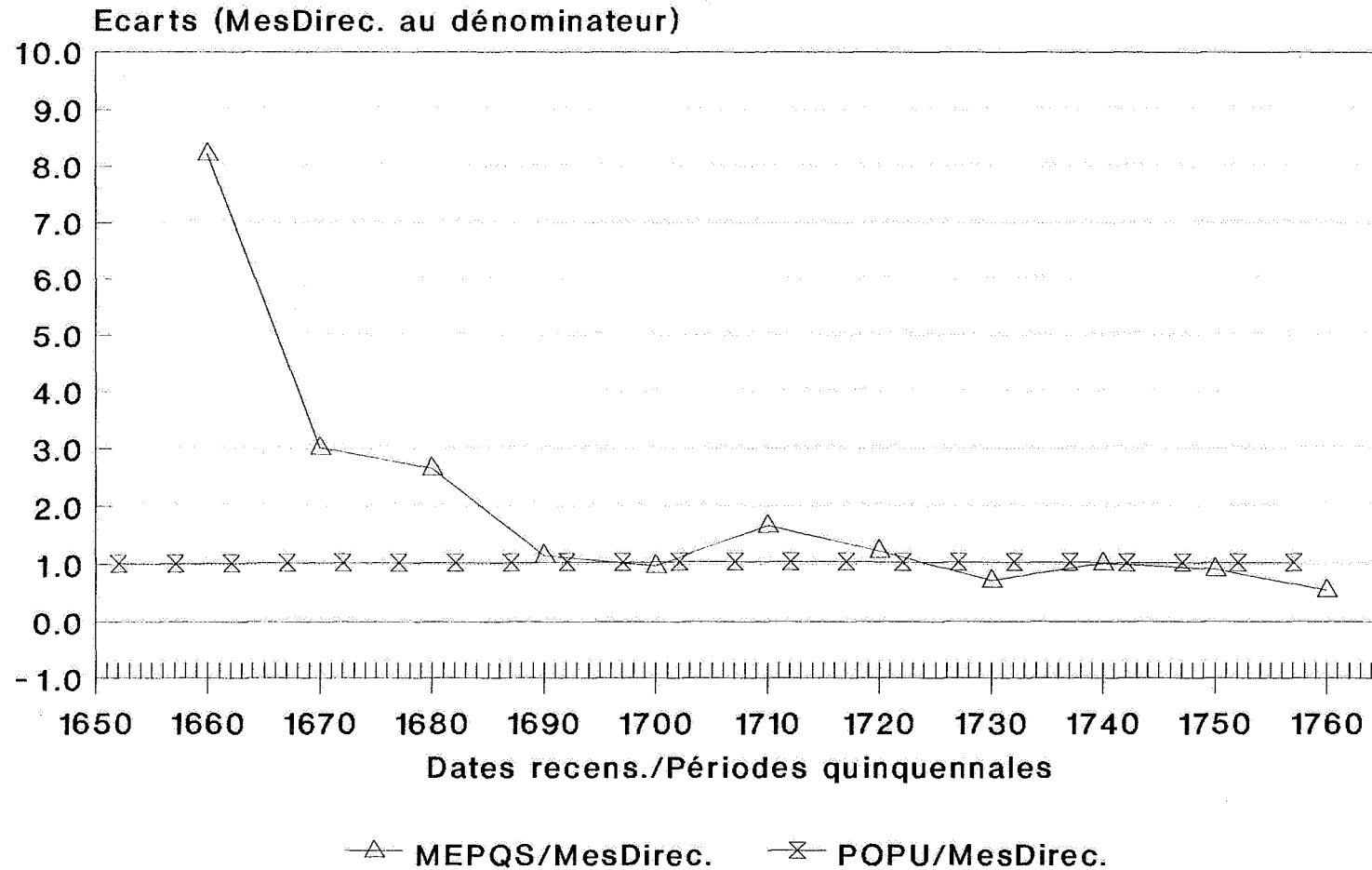
Les Graphiques 9.2 reproduisent les écarts concernant les taux bruts de natalité et de mortalité. L'échelle verticale des deux premiers (9.2a et 9.2b) est traitée 'en automatique', c'est l'échelle que le logiciel a déterminée en fonction des nécessités de la représentation pour chacun des graphiques. On constate que le nombre total d'écarts est fort différent d'un graphique à l'autre, ce qui ne peut que nuire à une comparaison précise entre les données. C'est pourquoi, après avoir éliminé les écarts les plus forts correspondant à la première date disponible, nous avons remanié les représentations en adoptant pour les Graphiques 9.2c et 9.2d la même échelle verticale.

**Graphique 9.2a**  
**Écarts entre les estimations du taux**  
**brut de natalité. Québec, 1650-1760.**



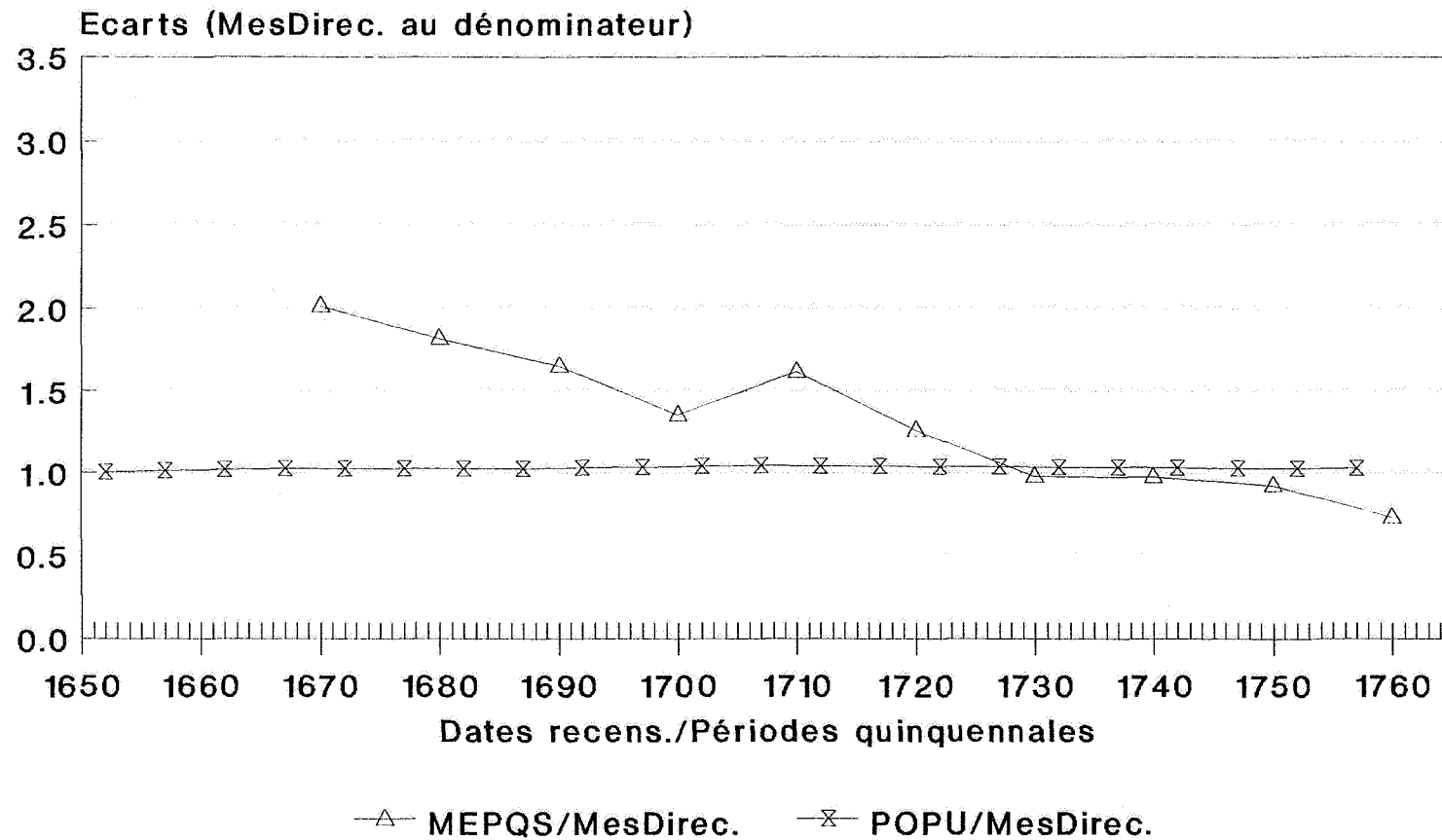
Source: Banque PRDH, 1650-1760.

Graphique 9.2b  
Ecart entre les estimations du taux  
brut de mortalité. Québec, 1650-1760.



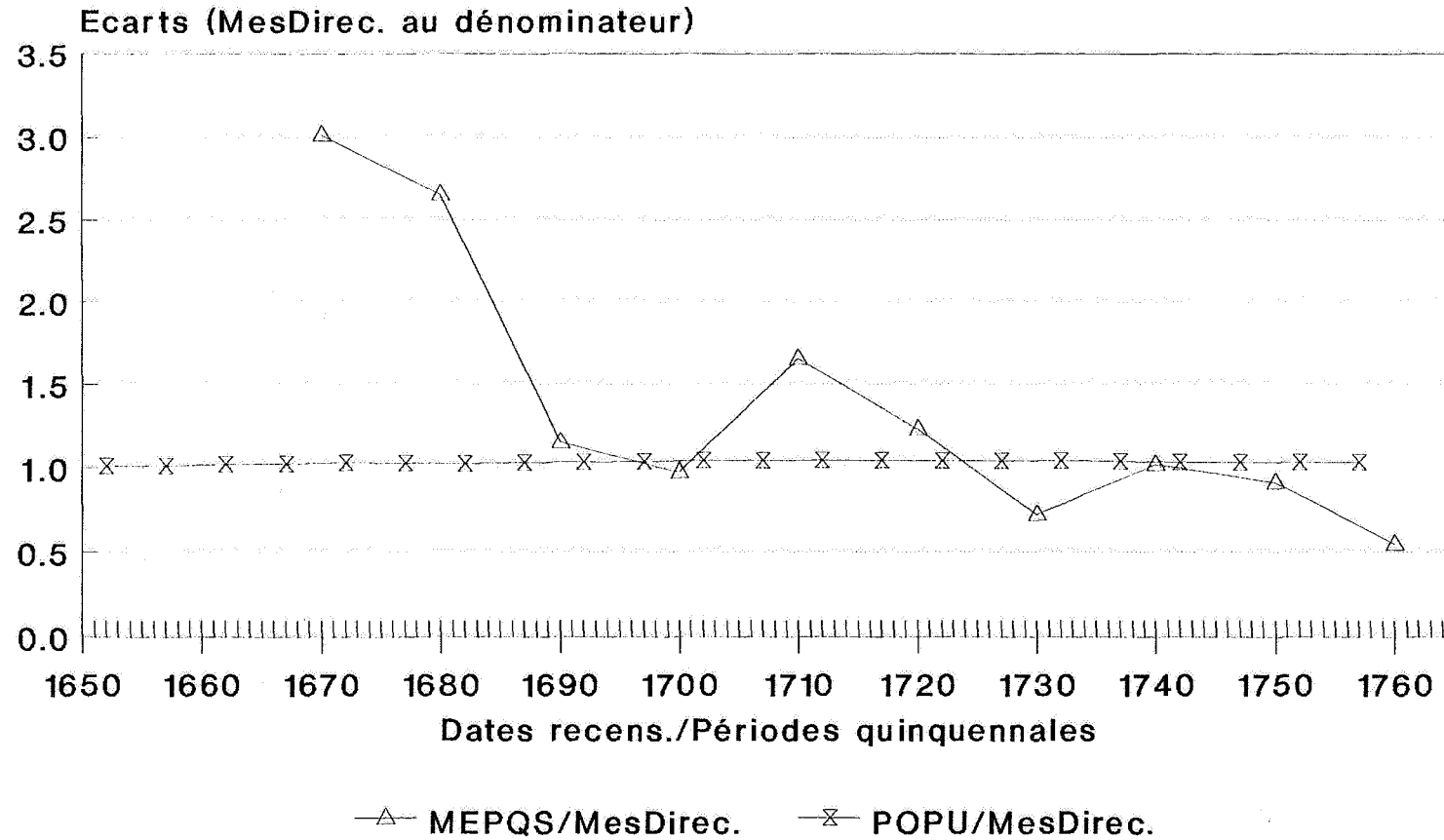
Source: Banque PRDH, 1650-1760.

**Graphique 9.2c**  
**Écarts modifiés entre les estimations.**  
**Natalité. Québec, 1650-1760.**



Source: Banque PRDH, 1650-1760.  
NB: Graphique 9.2a à l'axe vertical  
modifié.

**Graphique 9.2d**  
**Écarts modifiés entre les estimations.**  
**Mortalité. Québec, 1650-1760.**



Source: Banque PRDH, 1650-1760.  
 NB: Graphique 9.2b à l'axe vertical  
 modifié.

Il ressort de ces représentations graphiques que le POPULATE reproduit de façon très ajustée les taux bruts réels de natalité et de mortalité. Au contraire le MEPQS conclut à des taux éloignés des taux réels, jusqu'en 1720 pour la natalité, jusqu'en 1690 pour la mortalité.

Travaillant sur une échelle verticale fixe et plus limitée (Graphiques 9.2c et 9.2d), nous constatons que l'écart avec les taux réels se perpétue jusqu'en 1730, pour la natalité, et que les taux de mortalité connaissent de toute façon des fluctuations assez amples de 1690 à 1760. Ils ne correspondent aux taux réels, fraction de valeur proche de l'unité, que pour les années 1690, 1700, 1720, 1730 et 1740.

D'où une autre conclusion: (4) l'appréciation des taux bruts selon MEPQS ne saurait aucunement rivaliser, en somme, avec celle à laquelle aboutit POPULATE. Mais ce n'est vrai que lorsque POPULATE peut opérer à partir d'une bonne connaissance des populations totales pour toutes les périodes étudiées, ainsi que les naissances, les décès et les taux de migration nette. Nous reviendrons sur ce point.

## 9.2. Les estimations concernant les Andes centro-méridionales (A à G)

Ces constatations sont-elles de quelque poids lorsque nous cherchons à valider les estimations auxquelles nous avons abouti concernant les populations autochtones de l'Amérique andine (chap. 2 à 4)?

Il existe, méthodologiquement, une différence fondamentale entre les estimations québécoises et les andines: la présence, dans le premier cas, d'une estimation J, autrement dit une référence-étalon à laquelle rapporter tous les autres moyens d'évaluation démographique. Cette référence n'existe pas dans les études relatives à nos populations indiennes ce qui est, d'ailleurs, la raison pour laquelle nous nous sommes référés au Québec.

Quelles sont les comparaisons possibles entre G et I, entre F et H ? Pour le Québec, le POPULATE a été nourri de beaucoup plus d'informations relatives à la population réelle, notamment les chiffres quinquennaux de *la population totale* et les *taux de migration nette* obtenus par des mesures directes. Pour les Andes, on s'en souviendra, la migration nette a été considérée comme nulle et la seule population réelle introduite dans le logiciel POPULATE a été celle de départ.



La non-prise en compte des taux de migration pourrait donc handicaper fortement toute estimation reposant sur l'application de POPULATE. Evidemment, les estimations relatives aux populations andines devraient souffrir du même handicap.

On se souviendra que les estimations F et G, commentées au Chapitre 4, manifestaient des coïncidences importantes, sinon pour ce qui est du taux brut de natalité. L'absence de taux de migration nette a sans doute favorisé la similitude des estimations issues des deux méthodes. Mais cela ne saurait être tenu pour une preuve de leur validité. Il est possible que les deux méthodes soient affectées de biais semblables quand abstraction est faite des taux de migration.

Pour mieux nous éclairer sur ce point, nous avons cherché à saisir les éléments concrets qui expliquent les différences entre estimations de POPULATE et MEPQS dans le cas québécois.

### 9.3. Evaluations expérimentales

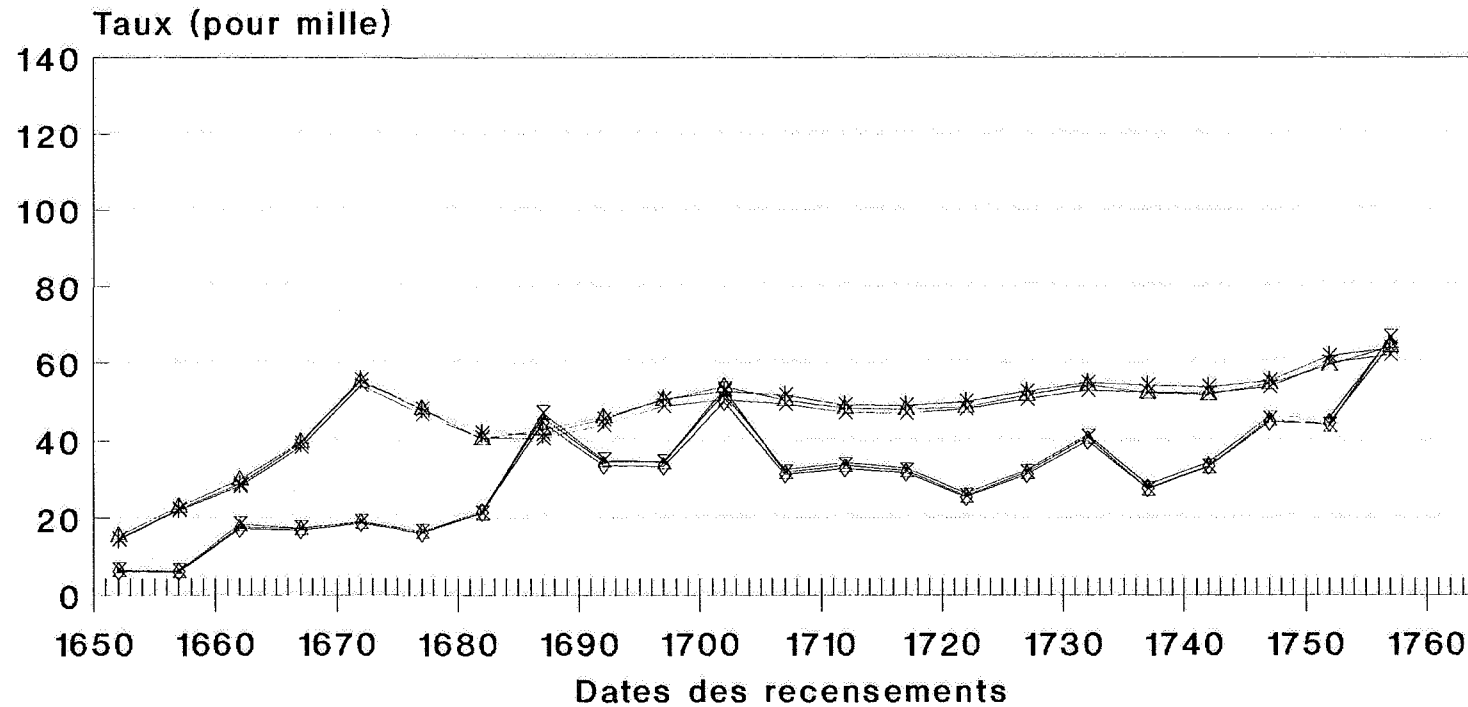
Réexaminant les estimations obtenues par POPULATE à partir des données du PRDH, nous avons éliminé de celles-ci tout ce qui concerne les taux de migration et sommes parvenu ainsi à une estimation modifiée identifiée comme mod(1) ou, plus simplement, po.m.

En ce qui concerne les taux bruts, c'est-à-dire les indices démographiques pour lesquels les estimations de POPULATE et les mesures directes ont été les plus proches (Graphiques 9.2c et 9.2d), le Graphique 9.3 montre que ces coïncidences restent indemnes. Éliminer les taux de migration, dans ce cas, n'altère en rien l'efficacité de POPULATE.

Si, outre les taux de migration, nous éliminons également des données fournies au logiciel les chiffres quinquennaux de population (estimation modifiée mod(2), ou po.m-p), ne laissant apparaître que les populations de départ et finale, nous obtenons le Graphique 9.4. On constate que les nouvelles estimations suscitent de fortes variations. Les profils suivent à peu près les mêmes aléas, mais selon des ordres de grandeur bien différents.

Nous avons ainsi la matière d'une cinquième conclusion: (5) l'absence simultanée des taux de migration nette et des chiffres quinquennaux de la population totale induit des taux bruts de natalité et de mortalité qui s'éloignent nettement des mesures réelles. Encore une fois, le biais le plus important affecte la natalité.

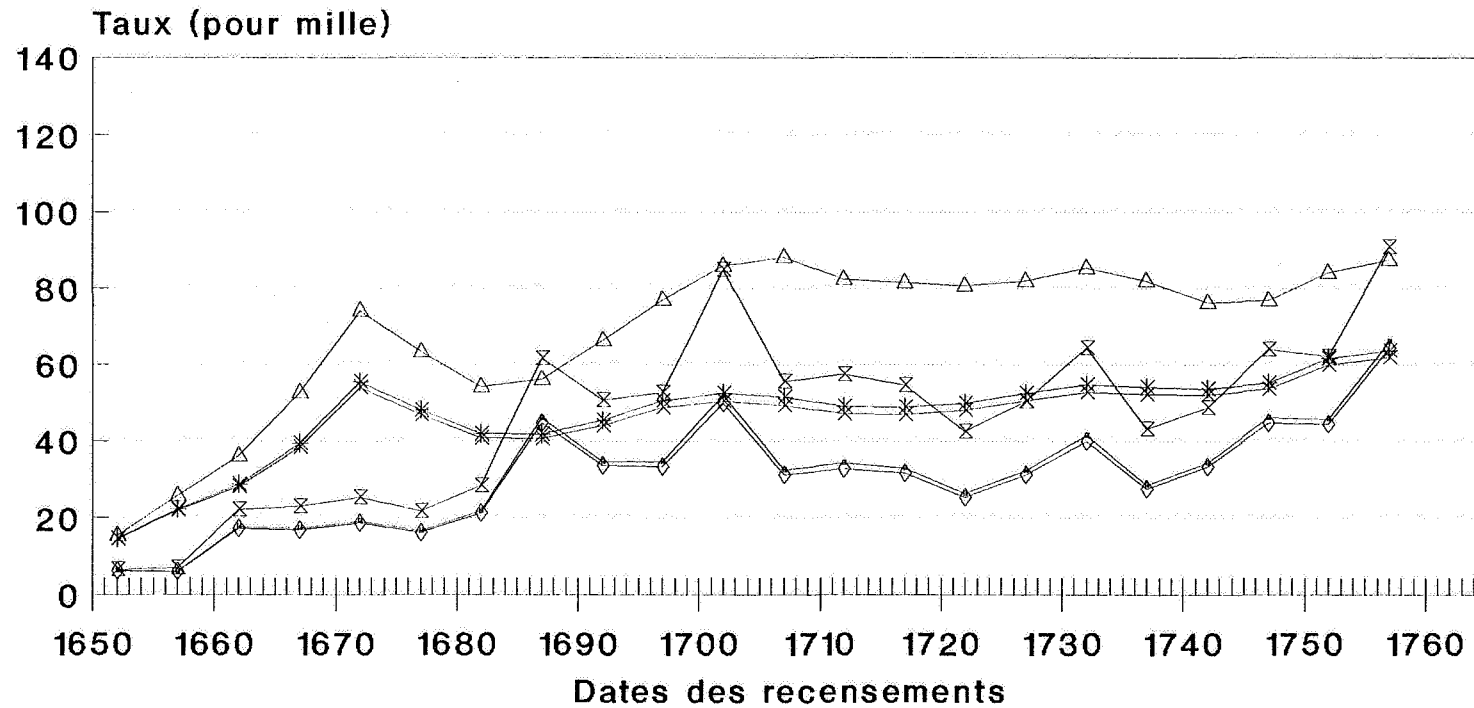
**Graphique 9.3**  
**Taux bruts, mesures directes, indirectes**  
**et mod(1). Québec, 1650-1760.**



* Nat-POPU.	— Mor-POPU.	× Nat-MesDirec.
◇ Mor-MesDirec.	△ Nat-po.m	⊗ Mor-po.m

Source: Banque PRDH, 1650-1760.  
 NB: séries marquées po.m font part de l'estimation mod(1).

**Graphique 9.4**  
**Taux bruts, mesures directes, indirectes**  
**et mod(2). Québec, 1650-1760.**



* Nat-POPU.	• Mor-POPU.	× Nat-MesDirec.
◇ Mor-MesDirec.	△ Nat-po.m-p	⊠ Mor-po.m-p

Source: Banque PRDH, 1650-1760.  
 NB: séries marquées po.m-p font part de  
 l'estimation mod(2).

Considérons maintenant l'espérance de vie à la naissance, pour laquelle les résultats obtenus par les différentes méthodes sont moins nets (graphique 9.1). Le Graphique 9.5 reproduit à la fois les séries déjà connues et les estimations nouvelles, soit  $po.m$  (comportant élimination des taux de migration nette) et  $po.m-p$  (éliminant en outre les populations quinquennales).

Dans le premier cas (Graphique 9.5,  $po.m$ ), la série à laquelle nous aboutissons est identique à la série originale issue de POPULATE, à deux exceptions près: les deux premières périodes quinquennales.

Dans le deuxième cas (Graphique 9.5,  $po.m-p$ ), les résultats concernant les deux premières périodes sont équivalents aux précédents ( $po.m$ ), alors que, pour les périodes suivantes, les nouvelles espérances de vie à la naissance sont au-dessous des estimations originales de POPULATE et, à partir de 1680, inférieures également aux estimations directes.

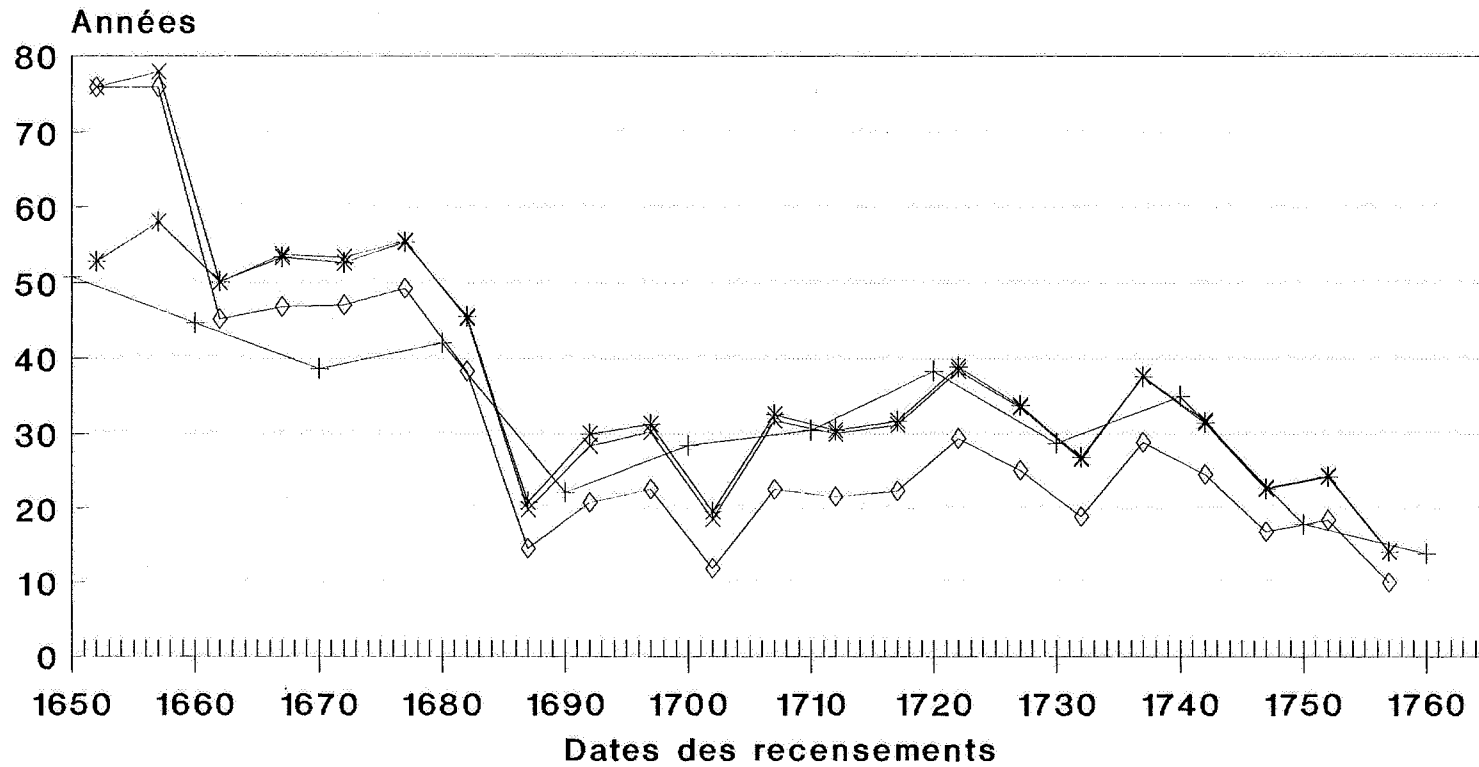
En ce qui concerne les écarts, nous sommes en mesure de bâtir le Graphique 9.6, selon la même procédure que ci-dessus, qui permet de relever la distance entre estimations nouvelles et estimations directes. On y lit très bien un même comportement pour natalité et mortalité, les coïncidences entre les deux séries de taux étant parfaites. C'est là un résultat qui était tout à fait prévisible car, dans le logiciel, l'élimination des taux de migration nette et des chiffres de population par périodes ne peut susciter aucun effet touchant natalité et mortalité.

Le Graphique 9.7 permet aussi de lire des écarts, mais relatifs cette fois aux espérances de vie à la naissance. Les profils des deux séries sont presque identiques, mais les ordres de grandeur sont différents. D'autre part, les écarts connaissent des fluctuations bien plus fortes que dans le cas des taux bruts.

#### 9.4. Applicabilité aux estimations andines; évaluation des méthodes

Il nous faudrait élaborer un système simple, ou du moins le plus simple possible, permettant de réviser en fonction de ces résultats les estimations pratiquées sur les populations aborigènes des Andes centro-méridionales. Le plus simple serait d'exploiter les commentaires dont nous avons assorti les écarts québécois de façon à dégager des valeurs moyennes telles que nous pourrions aboutir à de nouvelles mesures. Notons que les Graphiques 9.6 et 9.7 font état de vrais écarts ( $ec$ ) puisque ce sont les mesures directes qui apparaissent en dénominateur

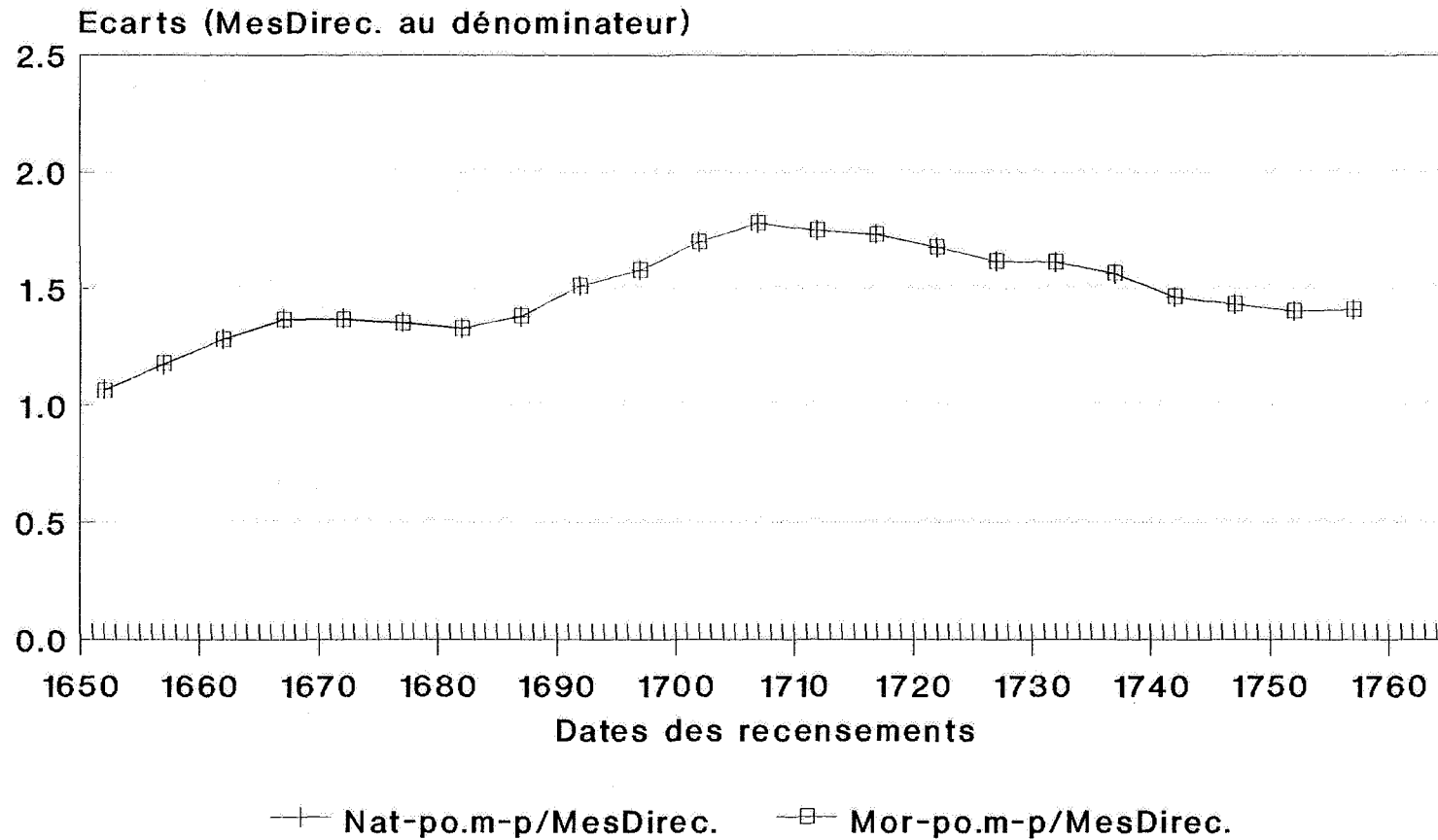
**Graphique 9.5**  
**Espérance de vie, mesures directes, in-**  
**directes et mod(1)(2). Québec, 1650-1760.**



—\*— POPULATE    —+— MesDirec.    —×— po.m(1)    —◇— po.m-p(2)

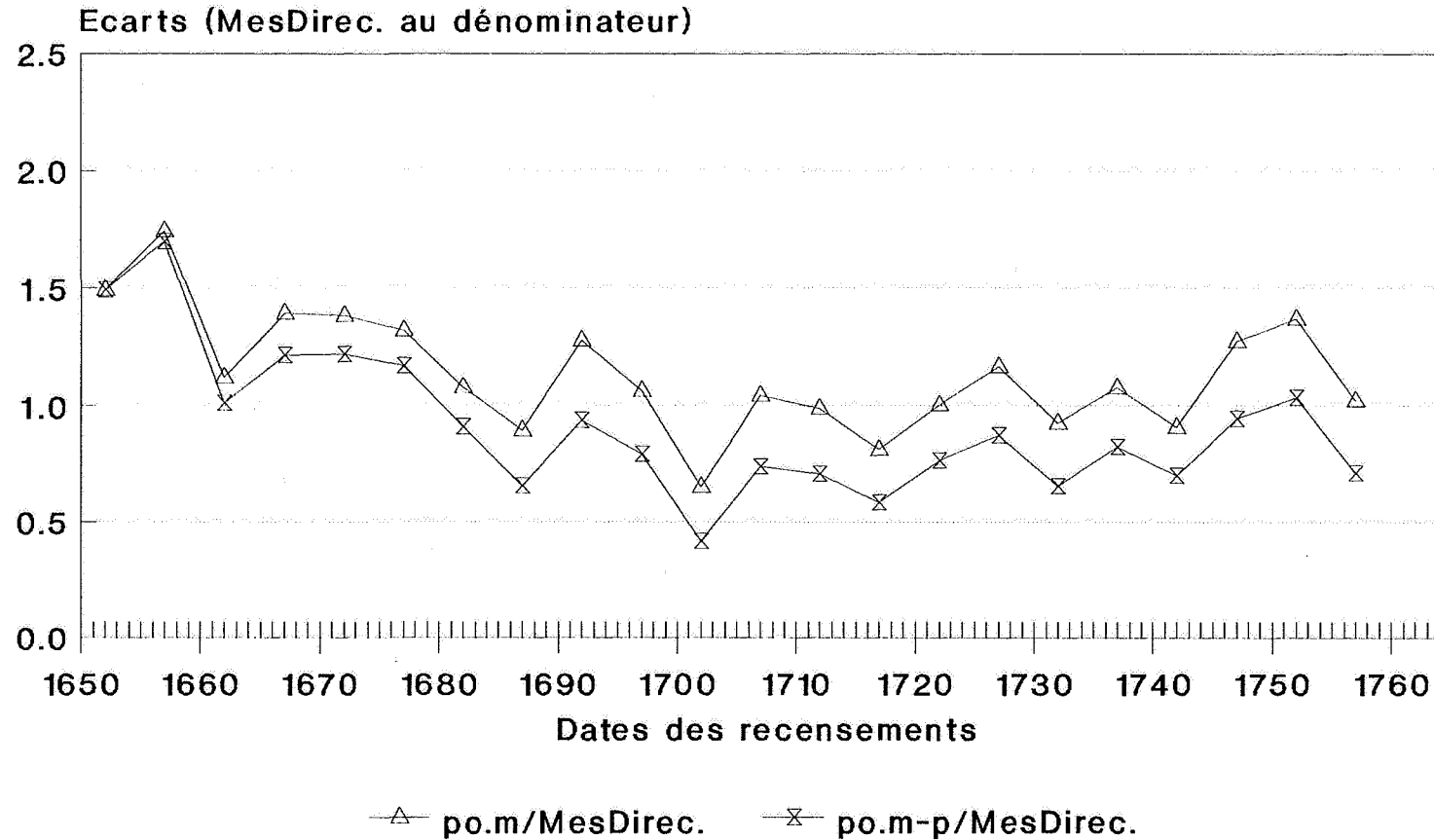
Source: Banque PRDH, 1650-1760.  
 NB: séries marquées po.m et po.m-p font  
 part des estimations mod(1) et mod(2).

### Graphique 9.6 Ecart concernant les nouveaux taux bruts. Québec, 1650-1760.



Source: Banque PRDH, 1650-1760.  
NB: séries marquées po.m-p font part de  
l'estimation mod(2).

**Graphique 9.7**  
**Ecarts concernant les nouvelles espérances**  
**de vie. Québec, 1650-1760.**



Source: Banque PRDH, 1650-1760.  
 NB: séries marquées po.m et po.m-p font  
 part des estimations mod(1) et mod(2).

Mais nous avons besoin en outre de facteurs de correction (fc) à appliquer aux estimations obtenues par méthodes indirectes pour rapprocher celles-ci des valeurs adéquates des indices recherchés. Ces indices nouveaux sont les inverses des écarts, selon la formule suivante:

$$fc = 1/ec. \quad (9.1)$$

Nous avons déjà présenté les chiffres de base dans les différents graphiques relatifs à la population andine. Pour chacune des méthodes en cause, nous avons cherché à calculer des écarts moyens, en tenant toujours compte de trois paramètres: (a) la condition croissante ou décroissante des valeurs considérées dans la tendance; (b) le nombre d'écarts relevés dans la tendance; (c) l'amplitude de chacune des périodes en nombre d'années.

Puis nous avons calculé un écart moyen par siècle et l'inverse correspondant, autrement dit le facteur de correction, pour approcher au mieux ce qu'auraient été les mesures directes. Les résultats sont détaillés ci-après.

Concernant les estimations obtenues par la méthode MEPQS, nous aboutissons aux facteurs de correction (fc) suivants concernant les indices les plus fondamentaux, taux brut de natalité (TBN), taux brut de mortalité (TBM) et espérance de vie à la naissance, sexes réunis:

	<u>TBN</u>	<u>TBM</u>	<u>Esp.de vie</u>
XVIIe siècle	0,5846	0,5132	1,0666
XVIIIe siècle	0,9240	1,2047	0,7735

Concernant la méthode de *l'Inverse Projection* (logiciel POPULATE), nous proposons les facteurs de correction (fc) suivants :

	<u>TBN</u>	<u>TBM</u>	<u>Esp.de vie</u>
XVIIe siècle	1,00 (*)	1,00 (*)	1,1838
XVIIIe siècle	1,00 (*)	1,00 (*)	1,0416

Notons que, dans ce dernier cas, nous n'avons pas calculé les écarts concernant les taux bruts. Les valeurs calculées par cette méthode sont certainement un peu supérieures à



celles qu'aurait comporté le dénominateur, mais si proches de l'unité que l'on peut admettre une réelle équivalence. Les Graphiques 9.2a et 9.2b sont nets sur ce point.

Quant aux résultats issus de cette même méthode, mais cette fois sans incorporation des taux de migration nette et des chiffres de populations totales, tous deux sur une base quinquennale, les facteurs de correction diffèrent sensiblement:

	<u>TBN</u>	<u>TBM</u>	<u>Esp.de vie</u>
XVIIe siècle	0,7423	0,7423	0,9506
XVIIIe siècle	0,6333	0,6333	1,3475

Qu'apportent ces facteurs de correction? On notera en premier lieu qu'ils ne permettent pas de dégager une bonne évaluation des méthodes. C'est surtout le cas pour MEPQS. En effet les taux bruts auxquels cette méthode aboutit pour le XVIIe siècle sont très surestimés, presque du double. De même elle surestime l'espérance de vie à la naissance d'environ un quart pour le XVIIIe siècle. Ce sont certes les valeurs les plus éloignées de la réalité que nous ayons trouvées; elles n'en sont pas moins très significatives compte tenu des objectifs de notre recherche.

A l'évidence, l'épreuve est moins dommageable pour POPULATE, en particulier pour les taux bruts de natalité et mortalité, tout à fait équivalents à ceux des mesures dites directes. Cependant cette méthode sous-estime l'espérance de vie à la naissance de 4 à 18 pour cent.

En second lieu, et c'est de toute autre conséquence, l'épreuve de validation à laquelle nous avons soumis ces méthodes dans le cas du Québec ne peut guère se transférer telle quelle au cas des Indiens de l'Amérique du Sud. Obéissant à notre deuxième principe (cf. Chap.1), nous avons pris en compte au Québec nombre d'informations réelles, en tout cas beaucoup plus que celles que nous avons pu utiliser pour les Andes. D'où la nécessité de procéder à un deuxième test (po.m-p) éliminant des données d'entrée, outre les taux de migration, les chiffres de populations totales par périodes. Il faut rappeler que POPULATE est en principe une méthode à utiliser lorsque les mesures directes ne sont pas possibles. Autrement dit, si nous avions eu pour nos populations andines le genre d'informations que nous avons entrées dans POPULATE pour l'expérience québécoise, nous n'aurions pas eu recours à ce logiciel dans notre étude sud-américaine puisque nous aurions pu recourir à des estimations directes. Mais, on le sait, ce n'était pas le cas.

Or la deuxième application (po.m-p) aboutit à des résultats moins satisfaisants que ceux de la première (po.m). Les taux bruts s'en trouvent surestimés de 25% (pour le XVII<sup>e</sup> siècle) jusqu'à 40% (pour le XVIII<sup>e</sup>). L'espérance de vie est surestimée de 5% (XVII<sup>e</sup> siècle) ou sous-estimée d'un tiers (XVIII<sup>e</sup>). Autrement dit, notre expérience nous porte à dire que le logiciel POPULATE est aussi biaisé. Cette méthode, comme le MEPQS, ne permet qu'une approximation fort éloignée de la réalité qu'elle est censée décrire.

Que peut-on faire face à une conclusion aussi décevante? L'enjeu est capital, car nombreux sont les chercheurs qui ne seront jamais en mesure de réunir la totalité des informations indispensables pour procéder à des estimations directes. Faudra-t-il leur dire qu'ils doivent oublier jusqu'à l'existence des méthodes d'estimation indirecte ou par modèles? Doit-on alors renoncer à toute estimation démographique pour la plupart des populations historiques? C'est alors le premier principe de notre chapitre I qui est en cause, car il s'oppose à une telle conclusion. Il importe que nous fournissions aux chercheurs en histoire des outils qui leur permettent d'entreprendre des travaux qui ne soient pas inutiles.

#### 9.5. Nouvelle estimation pour les Andes

Il nous faut admettre que l'application des facteurs de correction engendre des résultats de même ordre que ceux qui sont obtenus par d'autres procédés, des résultats certes nouveaux, mais qui sont les conséquences des hypothèses présidant aux différents facteurs de correction (fc) calculés ci-dessus.

Les Tableaux 9.1 à 9.4 ci-après résultent de l'application de ces facteurs aux conclusions chiffrées de l'enquête sur les populations des Andes centro-méridionales que nous avons menée dans les chapitres 2 à 4.

On constate en premier lieu que la mortalité évaluée selon la méthode MEPS (affectée des facteurs de correction) a un poids beaucoup plus lourd que dans l'estimation initiale pour le XVIII<sup>e</sup> siècle. Cela est clair, aussi bien pour la zone-cible que pour l'extra-zone. En effet, les taux bruts de mortalité originaux étant multipliés par un facteur supérieur à 1 (XVIII<sup>e</sup> siècle), ces taux deviennent automatiquement plus forts (tableaux 1 et 2). On constate même l'apparition de taux de mortalité (TBM) plus forts que les taux bruts de natalité respectifs (TBN). C'est ainsi le cas (cf Tableau 9.1) pour Sacaca et Acasio (SASIO), Cochinoça (COC) et San Pedro de Atacama la Alta (SPAA).

Tableau 9.1

Des estimations nouvelles d'après les facteurs de correction.

Zone-cible, méthode MEPS, sexes réunis, 1777-1792.

Localité	TBN (pour mille)	TBM (pour mille)	Esp.vie (années)
(1)	(2)	(3)	(4)
Sacaca et Acasio	36,90	42,09	22,20
Yavi	51,13	45,59	21,67
Santa Catalina	45,10	44,95	21,36
Rinconada	43,76	43,20	22,07
Cochinoca	46,96	47,37	20,44
San Pedro de Ataca.	47,29	47,80	20,32

Sources: LN-792-SASIO; LN-779-Y; LN-779-STA; LN-779-RIN; LN-779-COC; LN-777-SPAA; Coale et Demeny (1966); application du MEPS; facteurs de correction de pp.113-114.

Tableau 9.2

Des estimations nouvelles d'après les facteurs de correction.

Extra-zone, méthode MEPS, sexes réunis, 1798-1813.

Localité	TBN (pour mille)	TBM (pour mille)	Esp.vie (années)
(1)	(2)	(3)	(4)
Paraná 1798, Esclav.	45,29	40,97	23,31
Paraná 1798, Libres	57,59	57,02	17,03
Paraná 1798, Blancs	55,69	54,54	17,67
Paraná 1810, Esclav.	46,63	42,72	21,68
Paraná 1810, Libres	52,39	50,24	19,14
Paraná 1810, Blancs	50,36	47,59	19,82
Córdoba 1813, Abor.	51,25	48,74	19,42
Córdoba 1813, Blan.	51,77	49,43	19,21

Sources: PAR798; PAR810; CBA(813); Coale et Demeny (1966); application du MEPS; facteurs de correction de pp.113-114.

Tableau 9.3

Des estimations nouvelles d'après les facteurs de correction.

San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio,  
méthode MEPQS, sexes réunis, 1614-1792.

Date	TBN (pour mille)	TBM (pour mille)	Esp.vie (années)
(1)	(2)	(3)	(4)
1614	34,13	22,27	26,39
1684	30,95	16,90	33,54
1725	59,51	63,73	15,83
1792	36,90	42,09	22,20

Sources: LN-614-SASIO; LN-684-SASIO; LN-725-SASIO; LN-792-SASIO; Coale et Demeny (1966); application du MEPQS; facteurs de correction de p.113-114.

Naturellement, l'espérance de vie à la naissance, indice qui constitue d'une certaine façon l'inverse à la mortalité, s'en trouve évaluée à un niveau moindre (XVIIIe siècle). Il apparaît même des espérances de vie inférieures à 20 ans pour le Paraná, au Brésil et pour Córdoba, en Argentine (Tableau 9.2).

La correction des estimations issues de la méthode MEPQS (Tableau 9.3) fait également ressortir des TBM supérieurs aux TBN respectifs. La lecture de ce Tableau confirme le sentiment que nous avons déjà: le XVIIe siècle semble avoir été meilleur pour les aborigènes des Andes que le siècle suivant, du moins si nous en jugeons par les chiffres de l'espérance de vie à la naissance évaluée à des niveaux très faibles pour le XVIIIe siècle (par exemple, moins de 16 ans pour 1725).

Quant au Tableau 9.4, il indique les évaluations faites à partir du POPULATE affecté des facteurs de correction. Certes, les facteurs concernant les TBM et les TBN étant identiques, les rapports entre taux bruts restent immuables, même si les chiffres s'amenuisent. Cependant on relève que le taux de mortalité est plus fort que le taux de natalité pour certaines périodes, celles pour lesquelles nous avons déjà observé la même caractéristique dans nos résultats initiaux: 1690-94, 1720-24, plus les quatre périodes finales entre 1790 et 1809. On remarquera aussi les faibles espérances de vie dans les périodes de grandes épidémies (1720-24 et 1800-04).

Tableau 9.4

Des estimations nouvelles d'après les facteurs de correction. San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio, POPULATE, sexes réunis, 1685-1809.

Période	TBN (pour mille)	TBM (pour mille)	Esp.vie (années)
(1)	(2)	(3)	(4)
1685-89	38,45	27,98	28,14
1690-94	24,64	27,02	26,14
1695-99	44,98	24,42	33,08
1700-04	39,58	24,45	42,85
1705-09	26,47	24,51	36,25
1710-14	32,68	22,55	39,75
1715-19	31,98	27,61	32,21
1720-24	33,88	48,38	12,94
1725-29	36,16	20,71	42,04
1730-34	34,77	22,10	41,50
1735-39	34,20	19,13	46,62
1740-44	23,88	17,61	44,87
1745-49	33,44	18,81	45,82
1750-54	33,94	18,49	48,11
1755-59	29,13	18,37	46,35
1760-64	31,29	14,88	54,71
1765-69	27,55	24,76	34,36
1770-74	29,64	25,33	33,15
1775-79	24,13	22,23	35,44
1780-84	26,66	23,88	33,55
1785-89	20,58	20,20	37,19
1790-94	17,35	19,00	37,73
1795-99	17,80	23,69	30,18
1800-04	25,78	45,53	12,26
1805-09	26,79	35,65	20,35

Sources: LN-614-SASIO; LN-684-SASIO; LN-725-SASIO; LN-792-SASIO; Registres paroissiaux; nos corrections; application du POPULATE; facteurs de correction de pp.113-114.

## 9.6. Etude des deux estimations concernant les Andes centro-méridionales

A l'issue de ces travaux, nous disposons donc de deux estimations relatives aux populations indigènes de la zone andine. La première, développée dans nos chapitres 2 à 4, s'appuie sur des méthodes applicables dans les cas où l'information de base fait défaut, et où il est donc impossible de procéder par mesures directes. La seconde découle de l'application des facteurs de correction à l'estimation initiale. Ces facteurs de correction (fc) ont été calculés à partir du cas du Québec ancien (chapitres 5 à 8).

Les Graphiques 9.8, 9.9 et 9.10, présentant respectivement les taux bruts de natalité, ceux de mortalité et l'espérance de vie à la naissance de ces deux estimations. Les valeurs originales, intitulées *ori*, ressortent de la première de celles-ci; les valeurs de la seconde reproduisant les estimations obtenues par application des facteurs de correction (fc).

Il ressort des Graphiques 9.8 et 9.9 que les écarts entre les séries de taux bruts sont de grande amplitude. Les valeurs les plus proches sont celles des taux de natalité en 1725 et 1792, telles qu'elles ont été calculées par le MEPQS. Quant à POPULATE, on peut dire que les taux bruts de mortalité, tels qu'ils ressortent des deux approches, s'écartent moins les uns des autres que les taux bruts de natalité.

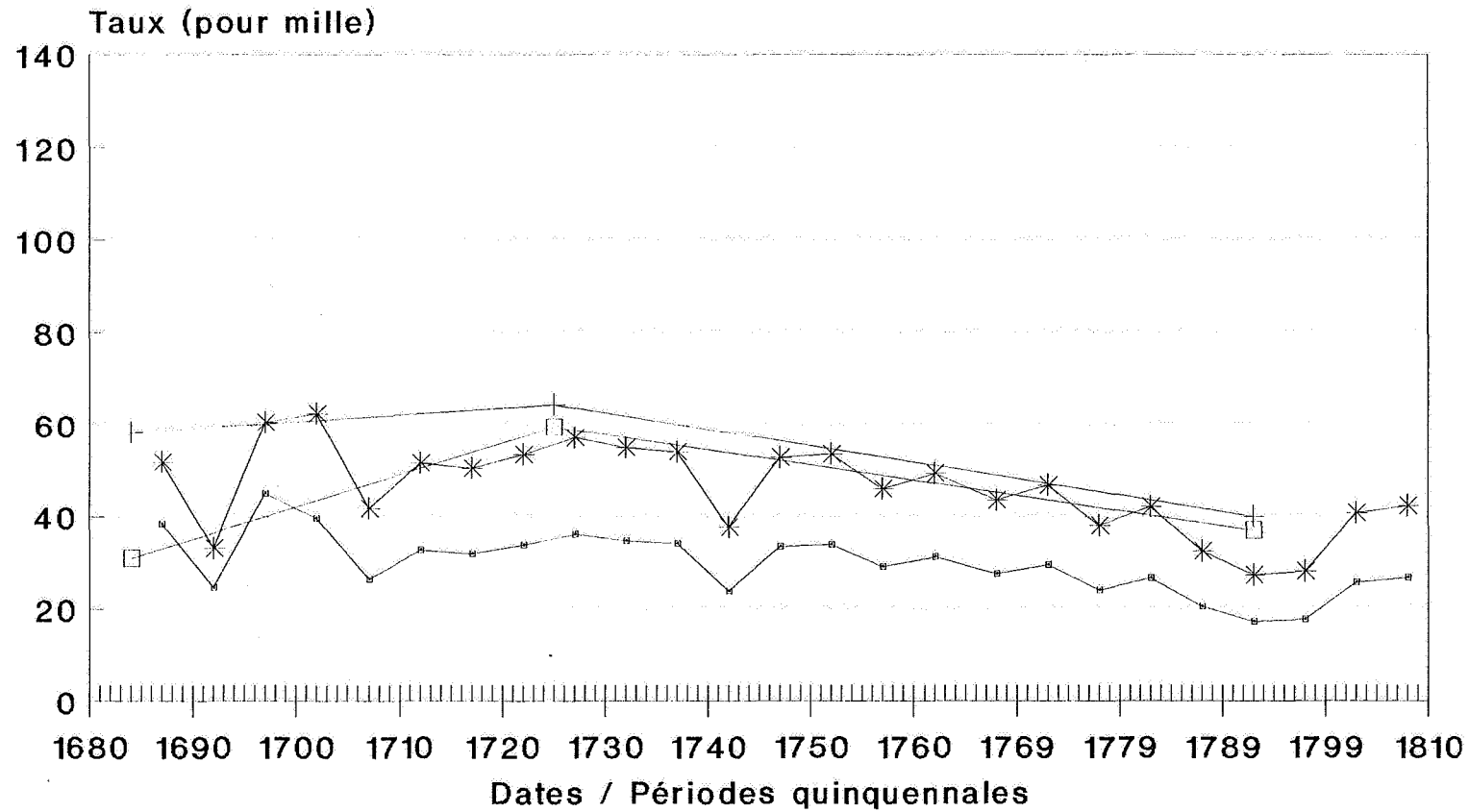
En ce qui concerne l'espérance de vie à la naissance (Graphique 9.10), les effets des facteurs de correction semblent être de moindre importance. Notons toutefois que, selon la méthode employée, les effets sont inverses. En général, dans le cas de POPULATE, l'application des facteurs de correction (fc) a pour effet d'augmenter les espérances de vie à la naissance. C'est, en général, le contraire pour le MEPQS.

## 9.7. La fécondité: quelques indications

Les estimations auxquelles nous avons procédé relèvent d'autres indices, liés à d'autres variables, tels les indices de reproduction brute à partir desquels nous pouvons mesurer la proportion dans laquelle la population des femmes en âge reproductif (disons, entre 15 et 49 ans) engendrera celle des femmes qui la remplacera. Ainsi le taux brut de reproduction indique-t-il le nombre des enfants de sexe féminin qu'engendre la population de femmes âgées de 15 à 49 ans.

Le POPULATE est une des méthodes qui fournit ce genre d'estimation, et nous pouvons donc confronter ces résultats aux données de la banque du PRDH.

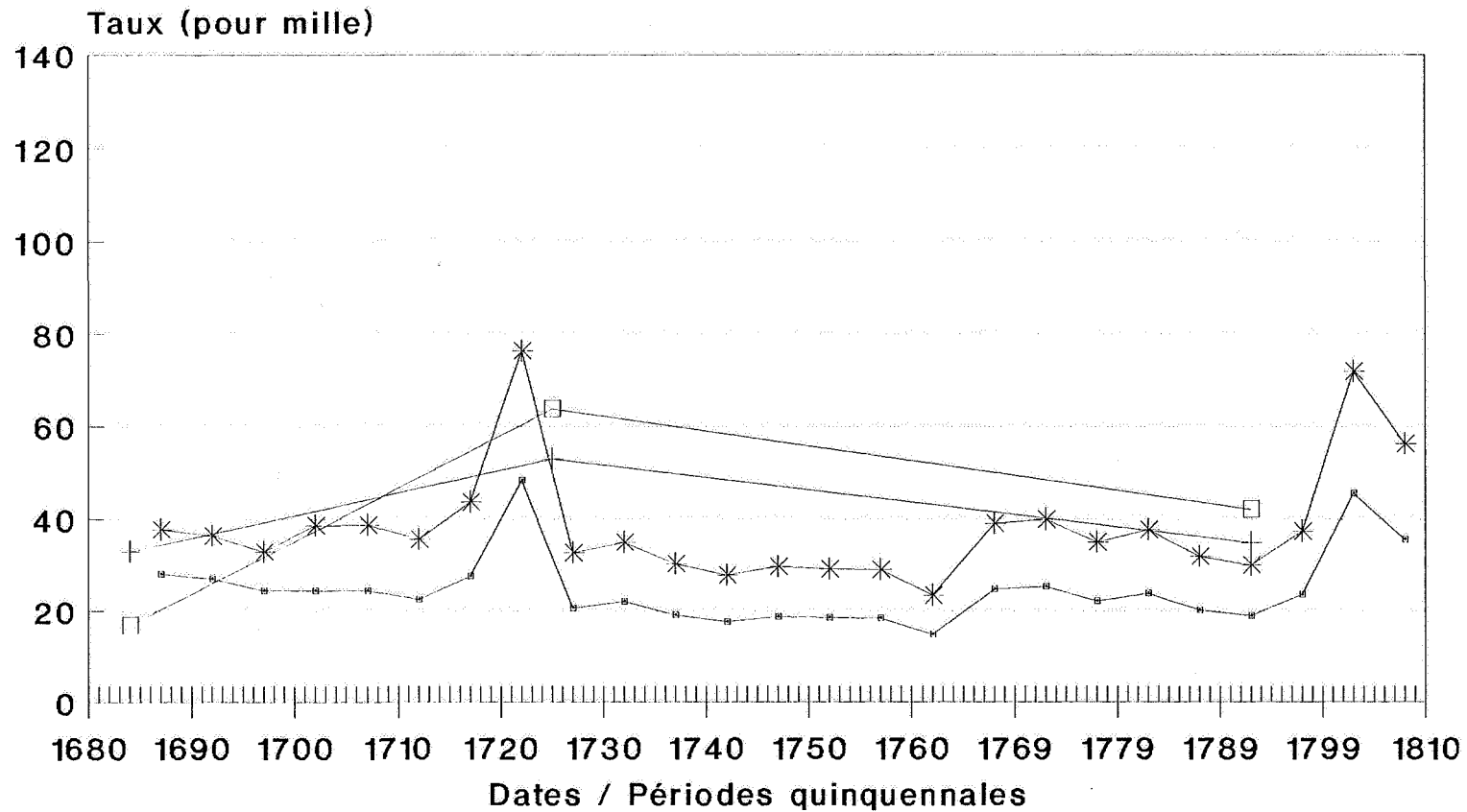
**Graphique 9.8**  
**Taux bruts de natalité suivant diverses estimations. Sacaca-Acasio, 1680-1810.**



\* POPULATE ori.    □ POPULATE fc    + MEPQS ori.    □ MEPQS fc

Source: Tableaux 4.2, 4.4, 9.3 et 9.4.

**Graphique 9.9**  
**Taux bruts de mortalité suivant diverses estimations. Sacaca-Acasio, 1680-1810.**

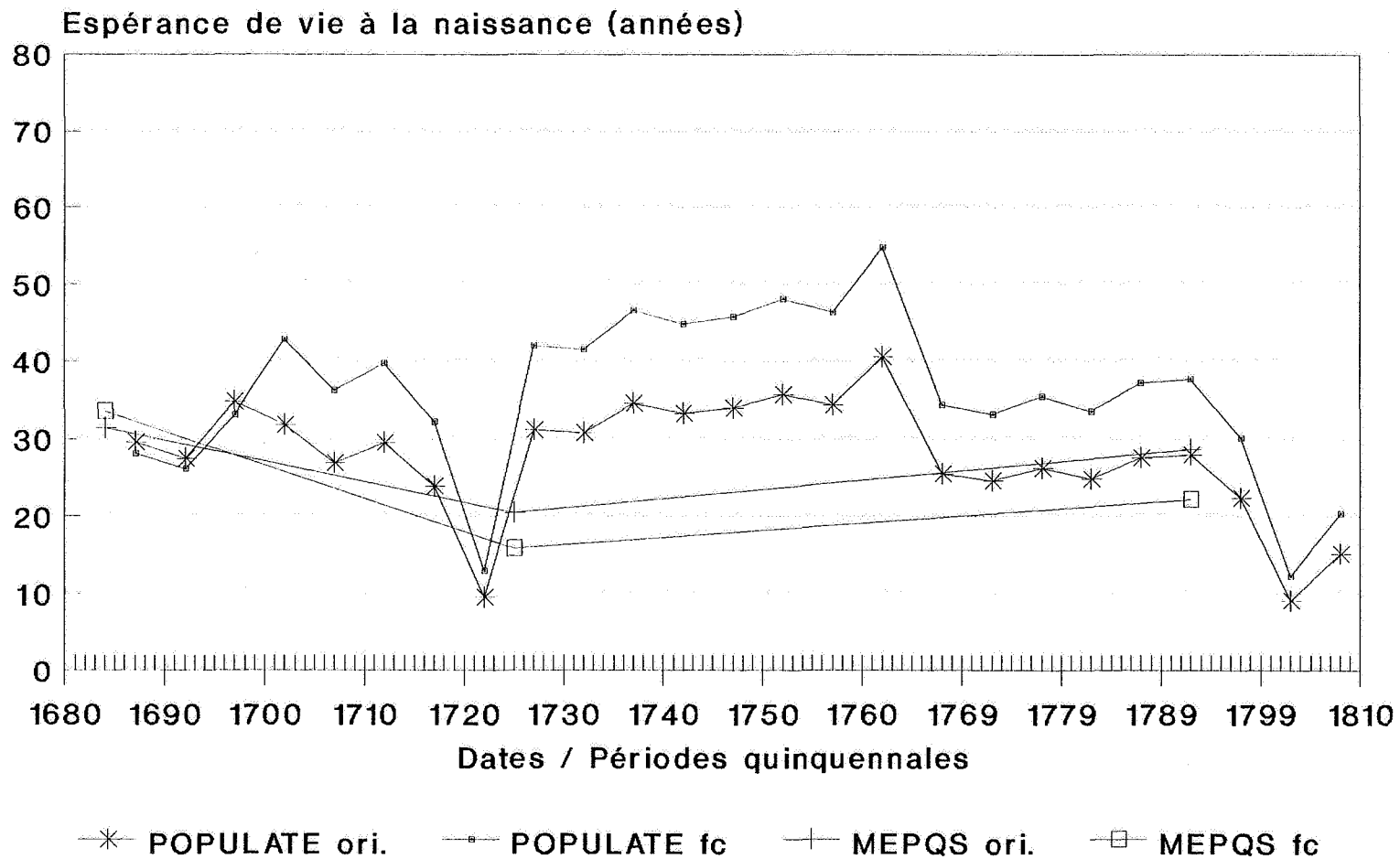


—\*— POPULATE ori.    — POPULATE fc    —+— MEPQS ori.    —□— MEPQS fc

Source: Tableaux 4.2, 4.4, 9.3 et 9.4.

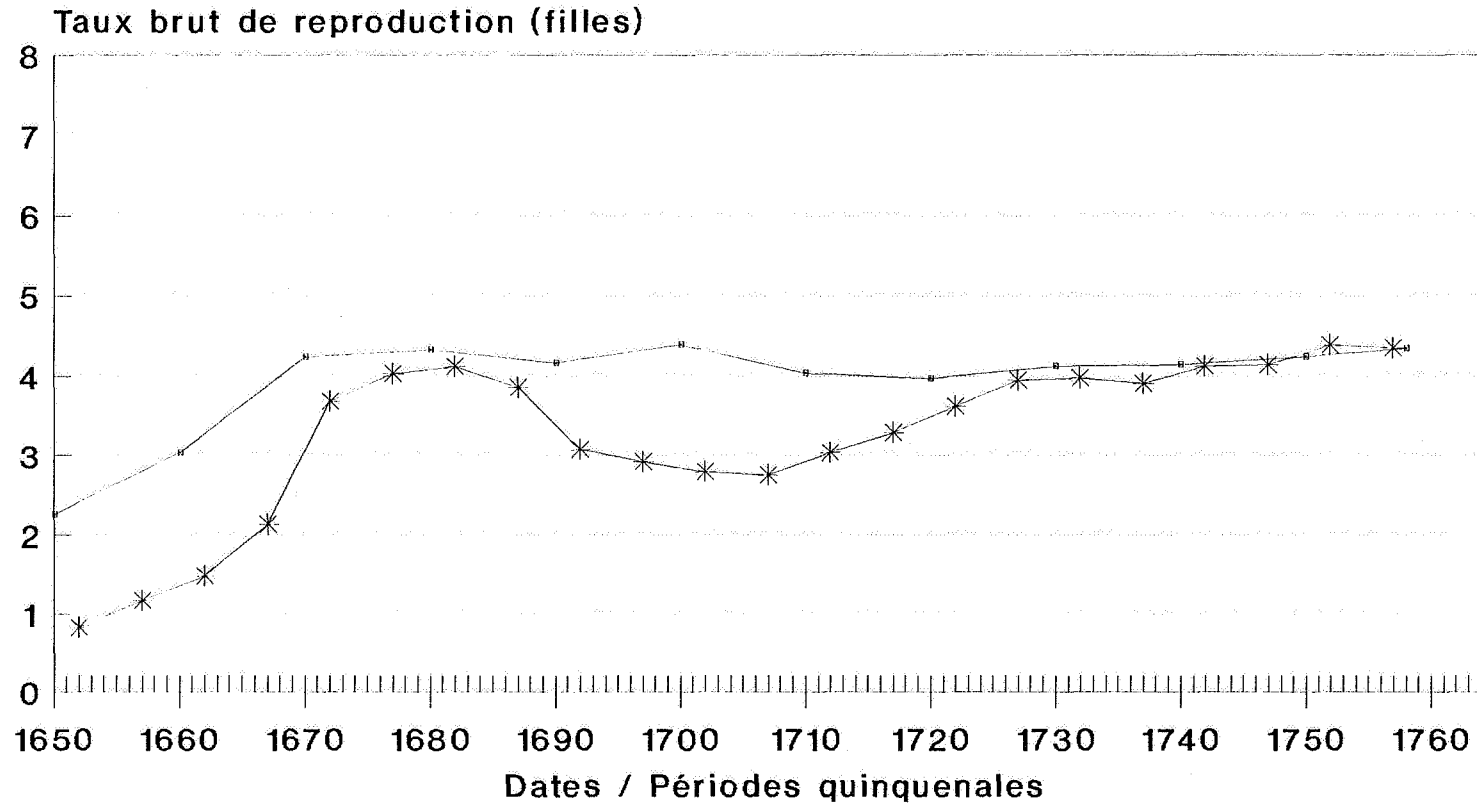


**Graphique 9.10**  
**Espérance de vie suivant diverses esti-**  
**mations. Sacaca-Acasio, 1680-1810.**



Source: Tableaux 4.2, 4.4, 9.3 et 9.4.

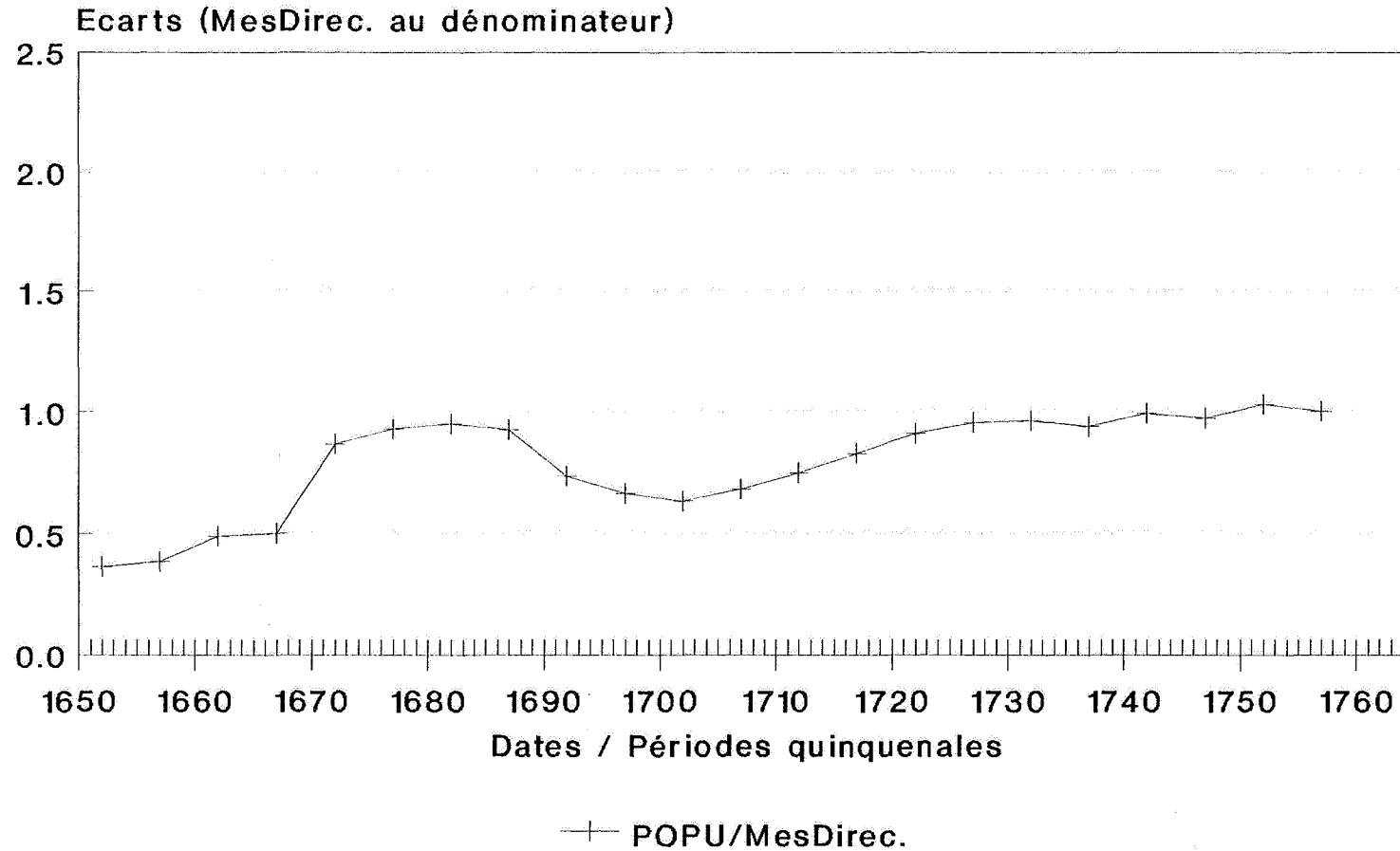
Graphique 9.11  
Taux bruts de reproduction, directes et  
indirectes. Québec, 1650-1760.



\* POPULATE      □ MesDirec.

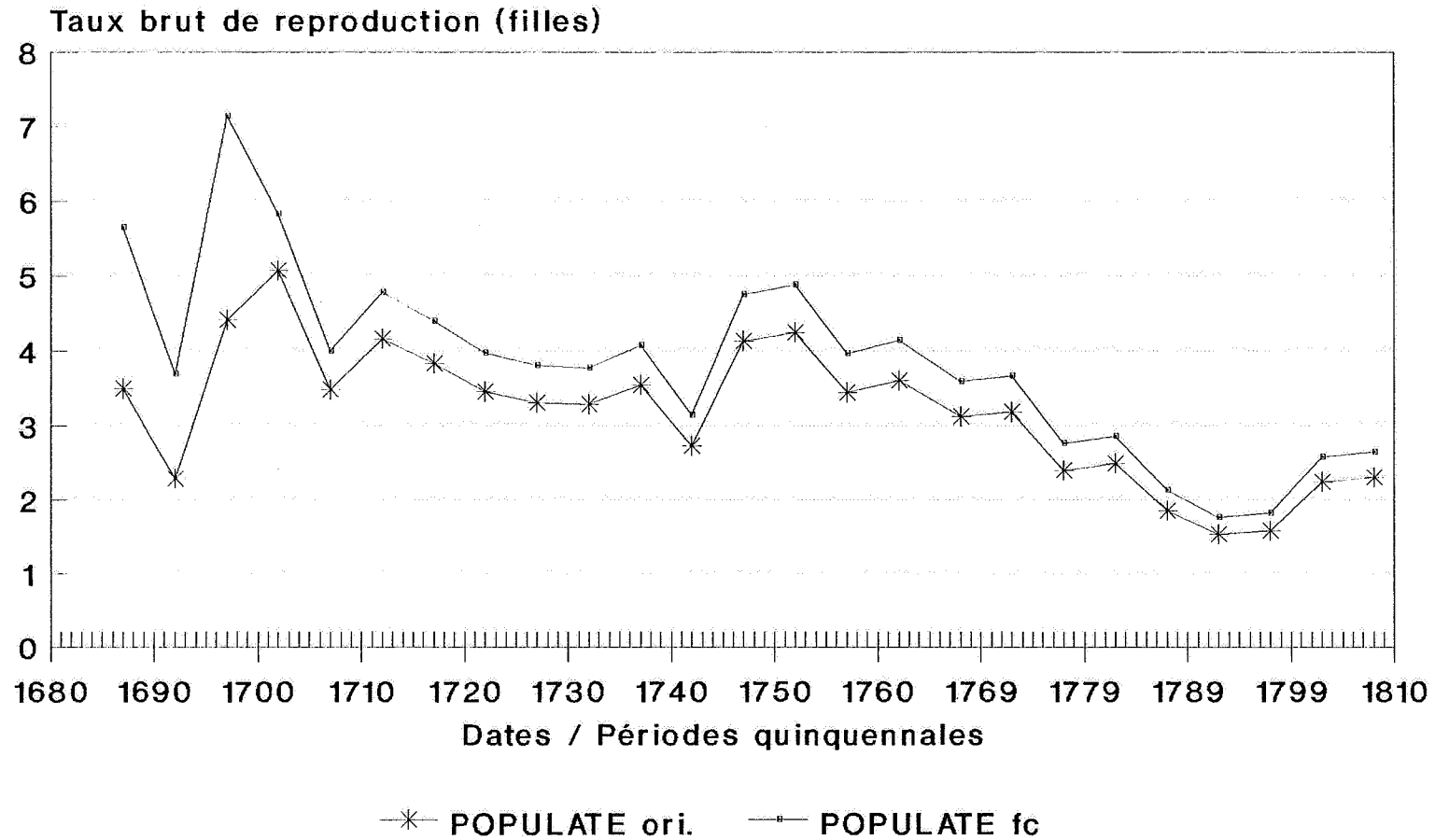
Source: Banque PRDH, 1650-1760; tableaux  
6.2 et 7.2.

**Graphique 9.12**  
**Écarts entre les estimations du taux**  
**brut de reproduction. Québec, 1650-1760.**



Source: Banque PRDH, 1650-1760; tableaux  
6.2 et 7.2.

**Graphique 9.13**  
**Taux bruts de reproduction, diverses es-**  
**timations. Sacaca-Acasio, 1680-1810.**



Source: Tableau 4.4; nouvelle estimation par fc correspondant à mod(2).

Le Graphique 9.11, qui trace en parallèle les chiffres produits par ce logiciel et ceux des mesures directes, nous montre que ces derniers sont en général plus élevés jusque vers 1730, après quoi les deux procédures concluent à des taux équivalents. Mais, pour les premières décennies, POPULATE sous-estime la reproduction du Québec ancien de 50%, et même plus parfois. Au tournant des deux siècles, cette sous-estimation affecte entre un quart et un tiers de la valeur vraie.

Or, à l'évidence, la fécondité québécoise contribuait fortement à la croissance de la population, du moins à partir de 1670: des taux de reproduction allant au delà de quatre filles par femme (cf. Graphique 9.11) impliquent des indices synthétiques de fécondité de neuf (9) enfants par femme.

Quant aux écarts (graphique 9.12), nous ne pouvons que le souligner, aucun chiffre ou presque n'est au-dessus de l'unité, sauf à la fin de la période observée. De ce fait, les facteurs de correction (fc) applicables aux estimations originales sont presque tous supérieurs à 1, ce qui ressort nettement du Graphique 9.13. Dans ce graphique final nous avons les taux bruts de reproduction obtenus initialement pour notre population de Sacaca et Acasio, dans les Andes centro-méridionales, et ceux découlant de l'application des facteurs de correction calculés pour le Québec. Les profils des deux séries sont presque parallèles.

On remarquera que la série générée à Sacaca et Acasio par l'application des facteurs mentionnés contient des valeurs extrêmes (Graphique 9.13), possibles sans doute, mais peu vraisemblables, tel ce chiffre de plus de 7 filles par femme à la fin du XVIIe siècle (disons, quelque 15 enfants par femme).

En outre il faut souligner la pente négative que suivent les chiffres au cours de la deuxième moitié du XVIIIe siècle, période pour laquelle on enregistre des taux bruts de reproduction parfois inférieurs à deux filles par femme, ce qui est minime si l'on tient compte de la forte fécondité de l'époque.