

Dynamique démographique dans les Andes centro-méridionales

Population dynamics in the South-Central Andean region

Mario Boleda and Enrique Tandeter

Volume 31, Number 2, Fall 2002

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/000666ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/000666ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Boleda, M. & Tandeter, E. (2002). Dynamique démographique dans les Andes centro-méridionales. *Cahiers québécois de démographie*, 31(2), 215–248. <https://doi.org/10.7202/000666ar>

Article abstract

In this article, the authors present some results that were obtained by using colonial nominal lists and parish records related to aboriginal populations living in the South–Central Andean Region during the 17th and 18th centuries. Two estimation methods were applied, one based on stable population models, and the other on inverse projection as proposed by Ronald Lee. The results from both methods are quite similar, in showing for example that the 18th century was generally worse than the previous century. Life expectancy at birth is a clear indicator of this. This seems to be a case where population dynamics helps us to understand other social phenomena. During the 18th century, roughly a hundred aboriginal rebellions in fact took place in the region, in addition to the major revolt headed by Túpac Amaru and Túpac Catari.

Dynamique démographique dans les Andes centro-méridionales

Mario BOLEDA et Enrique TANDETER *

Dans cet article, les auteurs présentent des résultats obtenus à partir de l'exploitation de listes nominatives coloniales et des registres paroissiaux, concernant des populations autochtones situées dans la région connue sous le nom d'Andes centro-méridionales, au cours des XVII^e et XVIII^e siècles. L'application à ces données de deux méthodes d'estimation, l'une basée sur les modèles des populations stables, l'autre sur la projection inverse proposée par Ronald Lee, donne à penser que les deux méthodes produisent des résultats similaires, montrant, par exemple, que le XVIII^e siècle a été globalement pire que le siècle précédent. L'espérance de vie à la naissance en est un indice clair. Voilà probablement un cas où la dynamique démographique peut contribuer à l'explication des phénomènes sociaux. En effet, pendant le XVIII^e siècle se sont produites dans la région une centaine de rébellions autochtones environ, en plus de la grande révolte de Túpac Amaru-Túpac Catari.

English abstract, p. 248.

Il y a quelques années déjà que nous avons entrepris d'analyser la dynamique démographique des populations autochtones habitant les Andes centro-méridionales à l'époque de la colonie espagnole. Dans cet article, nous nous attachons à évaluer les indices démographiques fondamentaux (natalité, mortalité, espérance de vie, etc.), ce qui implique aussi que nous évoquions les problèmes méthodologiques que posent de telles évaluations. C'est dans cet esprit que nous ferons le point des connaissances acquises et des étapes déjà parcourues. En conclusion, nous signalerons sommairement les compléments de recherche qui nous paraissent devoir être engagés.

* Respectivement du GREDES (Groupe d'études socio-démographiques), Conicet-Université de Salta, Argentine, et du PROHAL (Programme d'histoire d'Amérique latine), Conicet-Université de Buenos Aires, Argentine. Les auteurs remercient les membres du GREDES (María Cecilia Mercado) et du PROHAL (Marisa Díaz et Patricia Fogelman) qui ont participé à cette recherche. Ils remercient également M. Jacques Fauve, qui a mis au propre la version originale de ce texte.

Les populations autochtones du Nord du Chili et du Nord de l'Argentine, telles qu'elles ont été dénombrées par les autorités coloniales au cours du dernier quart du XVIII^e siècle, ont été la cible initiale de nos travaux (voir le tableau 1, colonnes 3 à 8). Nous avons pu y joindre ultérieurement des dénombrements de Bolivie (tableau 1, colonne 2). Nous identifions l'ensemble comme populations de la « zone-cible » (Boleda, 1992a, 1992b, 1992c, 1997; Boleda et Mercado, 1991, 1992). Les estimations démographiques auxquelles nous sommes parvenus à partir de ces dénombrements résultent de l'application des modèles de population évoqués ci-dessous, dans notre première partie.

Plus récemment, nous avons cherché à confronter ces estimations à celles que révèle l'analyse de populations d'autres régions coloniales, bien différentes tant ethniquement que socialement (Boleda, 1998a, 1998b), que nous identifions comme « extra-zone ». D'autre part, nous avons essayé de cerner l'évolution dans le temps de la « zone-cible », à partir du cas de Chayanta (Bolivie, au nord de Potosi), qui a fait l'objet d'un travail commun du GREDES (Université de Salta) et du PROHAL (Université de Buenos Aires). Outre les dénombrements, nous disposons alors des registres paroissiaux (Boleda et Tandeter, 1998) et avons donc pu utiliser dans ce cas les méthodes de reconstitution agrégée de populations.

La première de ces enquêtes récentes nous a permis de mieux situer nos estimations dans l'espace géographique et social de l'époque. La deuxième nous a donné accès à une certaine profondeur temporelle, tout en autorisant le recours à la méthode d'analyse mentionnée. Pour des raisons de logique interne, nous ne traiterons ici que de ce qui concerne la « zone-cible » (voir la carte, ci-contre), tant en rapportant nos premières estimations (ci-dessous) qu'en livrant les résultats de notre deuxième approche, à Chayanta (deuxième partie).

Ces résultats, on le conçoit, revêtent nécessairement un caractère très expérimental.

NOS PREMIÈRES ESTIMATIONS. LA MÉTHODE DES POPULATIONS STABLES (MEPS)

La méthode des populations stables (MEPS) est un procédé bien connu et relativement ancien (Coale et Demeny, 1966; Nations Unies, 1967, 1983; Clairin, 1973; Wünsch, 1978). Elle permet des évaluations démographiques à partir des structures



CARTE 1

SITUATION GÉOGRAPHIQUE APPROXIMATIVE
DES POPULATIONS ÉTUDIÉES

de population telles qu'elles ressortent des recensements ou, dans notre cas, des listes nominatives des relevés coloniaux. Ainsi peut-on parvenir à établir des indices de la dynamique démographique pour telle ou telle population (natalité, mortalité, espérance de vie, etc.) à partir de la structure des âges et d'une estimation du taux de croissance, en attribuant à cette population les indices de la structure modèle la plus proche, sous l'hypothèse de stabilité.

Cette méthode a été d'utilisation relativement courante pour la démographie du Tiers monde, sans doute moins pour la démographie historique. Entre autres exemples touchant l'histoire de l'Amérique latine, on peut citer les travaux de Foschiatti et Somoza (1984, 1985), Jaspers Faijer et Pérez Brignoli (1985), Somoza (1985). Il est légitime de recourir à cette méthode en cas de renseignements incomplets ou de sources défectueuses. Pour ce qui nous concerne, y recourir était d'autant plus nécessaire que les listes nominatives étaient notre seule source disponible.

Il est évident que les populations réelles ne sont jamais ce que les modèles décrivent, et que les modèles de populations — construits sur la base d'une expérience démographique relativement contemporaine — ne correspondent pas identiquement aux populations du passé. Considérons cependant qu'en l'absence de données qui auraient permis l'application d'autres méthodes, aucune estimation des indices de la dynamique n'aurait été possible si nous n'avions recouru à la méthode des populations stables (MEPS).

Pour ce qui est de la « zone-cible », nous avons exploité sept listes établies pendant le dernier quart du XVIII^e siècle (tableau 1). Parmi ces documents, certains semblent faire partie du recensement général ordonné par Charles III (1778-1779). Or, une partie de ces comptages était de caractère fiscal puisqu'ils permettaient de déterminer les taxes que les sujets aborigènes (mâles, entre 18 et 50 ans) devaient payer au Roi. Les structures analysées ici concernent cependant l'ensemble de la population, sans que l'on puisse déceler des omissions systématiques et grossières touchant des segments particuliers. Mais elles ne sont pas exemptes pour autant des difficultés, ou systématiques ou aléatoires, qui caractérisent ce genre de sources.

Les individus figurant dans ces listes sont identifiés par leur nom; mention est faite de leur âge, de leur état matrimonial, de leurs enfants et souvent aussi des activités

TABLEAU 1 — Populations de la « zone-cible », par sexe. Listes nominatives coloniales, Bolivie, Nord de l'Argentine et Nord du Chili, 1777-1792

Population	Sacaca et Acasio	Yavi	Santa Cata- lina	Rinco- nada	Cochi- noca	San Pedro de Ata- cama	San Fran- cisco de Chuichui
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Total	12 735	2 703	1 955	1 996	2 268	2 845	630
Hommes (H)	6 842	1 302	993	1 007	1 167	1 340	313
Femmes (F)	5 893	1 401	962	989	1 101	1 505	317
H/F	1,161	0,929	1,032	1,018	1,060	0,890	0,987

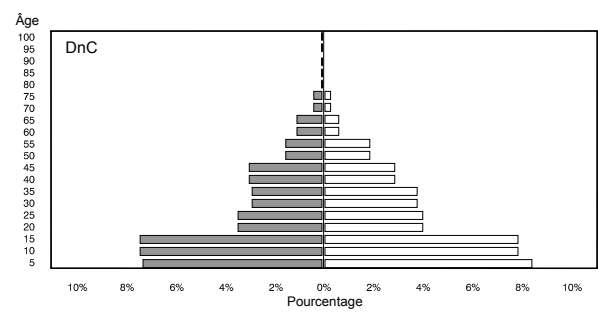
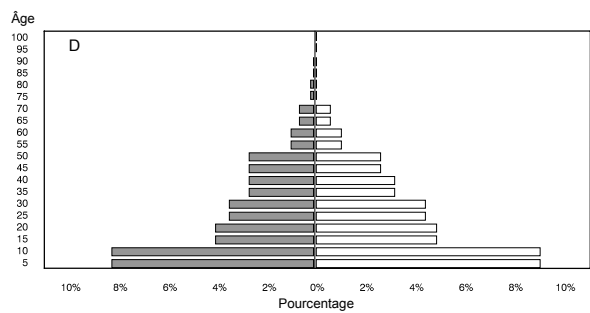
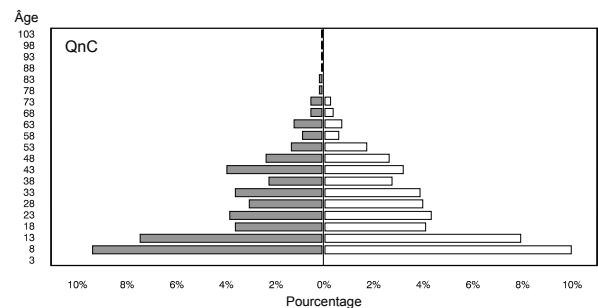
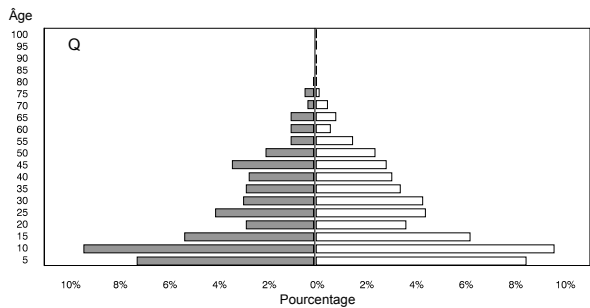
Sources : LN-792-SASIO; LN-779-YAVI; LN-779-STA; LN-779-RIN; LN-779-COC; LN-777-SPAA; LN-777-SFC; Boleda (1992a, 1992b, 1992c, 1997, 1998b).

productives des adultes. Ils apparaissent agrégés dans des groupes « familiaux-résidentiels », en général unis par des liens familiaux, mais aussi par des liens autres qui font que l'on pourrait parler de « foyers ». La mention de l'âge pour les femmes mariées donne à plusieurs de ces documents une valeur particulière, car il est rare que cette information apparaisse dans les listes coloniales connues.

Le tableau 1 présente des données résumées sur ces populations. On peut constater que le rapport de masculinité a été relativement fort à Sacaca et à Acasio (Bolivie), et faible à San Pedro de Atacama la Alta (Chili) ainsi qu'à Yavi (Argentine). On constate également quelques chiffres de population apparemment trop réduits pour que l'on se sente autorisé à conclure de façon acceptable. C'est le cas notamment de la localité chilienne de San Francisco de Chuichui (ou Chiuchiu).

La qualité des sources : les structures de population

Nous avons commencé par étudier les structures de population de la « zone-cible » selon le sexe et l'âge, en bâtissant les pyramides classiques (voir l'exemple de Yavi, à la figure 1), et ce en premier lieu par groupes d'âge quinquennaux réguliers (Q : 0-4, 5-9, 10-14, etc.). Nous n'avons pu que constater des irrégularités très fortes dans la totalité des cas. La liste de San Pedro de Atacama la Alta, Chili, s'est révélée la plus régulière, bien que fort loin de la perfection symétrique à laquelle on s'attend en général.



■ Hommes □ Femmes

Source : LN-779-Y.

FIGURE 1 — Structure des âges par sexe, Yavi, 1779

Nous avons construit d'autres pyramides selon des agrégations différentes. D'abord, éliminant la première fraction de la base (0-2 ans), nous avons utilisé des groupes quinquennaux non conventionnels (QnC : 3-7, 8-12, 13-17, etc.) qui atténuent l'effet des âges arrondis. Ensuite, nous avons travaillé sur des groupes décennaux réguliers (D : 0-9, 10-19, 20-29, etc.) ou non conventionnels (DnC : 5-14, 15-24, 25-34, etc.). Pour ce qui est de ces groupes décennaux, nous avons cependant conservé la dimension quinquennale afin de faciliter la comparaison avec les groupes précédents. Les résultats sont sans ambiguïté : pour toutes les listes nominatives considérées, la meilleure agrégation est la décennale (voir la figure 1), qu'elle soit conventionnelle (D) ou non (DnC). Plusieurs irrégularités se superposent dans l'ensemble des années individuelles que l'on additionne pour la constitution des groupes, toute asymétrie de la structure originale perd largement de son importance dans l'agrégation décennale. Les irrégularités que l'on constate dans la forme des pyramides ressortissent donc pour la plupart à des problèmes d'agrégation d'âges.

Nous avons aussi testé les structures des populations observées selon les techniques en usage pour l'évaluation des recensements (Chackiel et Macció, 1978-1979; Nations Unies, 1955) afin de vérifier la qualité des données de façon quantitative et synthétique. Nous avons fait appel aux indices de Whipple, de Myers et des Nations Unies (données non présentées).

L'indice de Whipple mesure l'attraction exercée par les chiffres terminaux 0 et 5 sur les individus tenus de déclarer leur âge, alors que la méthode de Myers vise l'attraction exercée par la totalité des chiffres terminaux, entre 0 et 9. Ces deux procédés permettent d'obtenir des estimations séparées par sexe. Quant à l'indice des Nations Unies, qui ne permet aucunement des mesures par sexe, il combine la composition par sexe et la composition par âge, mais sans tenir compte de l'attraction des chiffres terminaux. Ici, nous l'avons calculé pour la population âgée de 5 à 75 ans.

Au regard des échelles d'évaluation assorties à ces indices (Boleda, 1987 : 16-17), il faut reconnaître que les listes nominatives que nous a léguées la fin du XVIII^e siècle sont de mauvaise qualité. Pour autant, elles ne sont pas nécessairement pires que certains recensements latino-américains de l'époque contemporaine (Chackiel et Macció, 1978-1979), surtout si l'on tient compte des indices de Whipple et de Myers.

Certes, selon l'indice des Nations Unies, le résultat est fort décevant, surtout en ce qui concerne Rinconada, mais cela s'explique dans une certaine mesure. La méthode des Nations Unies attache une très grande importance aux rapports de masculinité par âge. Or ces rapports sont d'autant plus aberrants que les groupes d'âge des localités étudiées sont de petite taille. Même si, à l'évidence, la qualité des sources laisse à désirer, même si nos listes nominatives ne peuvent pas être utilisées telles qu'observées (à la manière, par exemple, d'Henry et Blum, 1988, chapitre premier), rien ne permet de conclure à l'éventuelle inutilité de les exploiter, pourvu que l'on applique des procédés de correction ou d'estimation qui tiennent compte de ces défauts. C'est bien ce que nous prétendons faire par la méthode des populations stables (MEPS), qui permet de corriger les données de base et, simultanément, d'obtenir des valeurs d'indices concernant la dynamique démographique, toujours sous l'hypothèse de stabilité.

La comparaison entre structures

Utiliser des populations stables suppose une analyse relativement poussée des structures d'âge. On peut calculer, par exemple, des quotients $c(x)/cs(x)$ où le numérateur représente la fraction de population de la structure observée appartenant à un groupe d'âge déterminé, alors que le dénominateur représente ce même groupe mais dans le modèle ou standard. Plus la population réelle s'approche du modèle, plus ces quotients doivent approcher l'unité.

On peut aussi construire des courbes (des « ogives ») par cumul des fractions $c(x)$ et $cs(x)$, à partir de l'âge 0 (zéro), en calculant alors les écarts $C(x) - CS(x)$, où $C(x)$ est le cumul de l'âge 0 à l'âge x dans la structure observée, alors que $CS(x)$ est le même cumul dans la population modèle. Puisque les difficultés de listage les plus importantes concernent les âges les plus jeunes — ceux qui constituent les segments les plus nombreux de la population totale —, les écarts entre courbes doivent augmenter de façon rapide à partir de 0 an, où il n'y a pas d'écart possible, pour se réduire par la suite, le manque d'ajustement devenant de plus en plus résiduel à cause du cumul à un âge croissant. Les écarts disparaissent ainsi aux âges élevés. Ici, l'ajustement parfait est indiqué par des écarts nuls. Cette deuxième mesure semble plus adéquate que la première, à cause précisément de l'action bénéfique des cumulés.

Les graphiques que nous avons ainsi obtenus (non présentés) nous ont indiqué que les écarts de Yavi correspondent au profil afro-asiatique (Nations Unies, 1967, chapitre premier), l'ajustement le plus adéquat se vérifiant à un taux d'accroissement égal à 1,75 pour cent (voir, à la figure 2, l'exemple de Yavi, sexe féminin). Pour les autres listes argentines, les résultats sont moins nets. En général, cependant, Santa Catalina et Cochinoça sont plus proches du schéma latino-américain, alors que Rinconada est restée relativement isolée sans approcher aucun des profils. Pour sa part, San Pedro de Atacama la Alta suit un développement plus proche du schéma latino-américain, avec moins d'inflexions, à un taux d'accroissement de 1,75 pour cent. Dans le cas de San Francisco de Chuichui, il faut mentionner la grande variation des chiffres et les écarts masculins et féminins variant en sens contraire. Ce dernier cas devra être traité avec prudence. Pour ce qui est des listes boliviennes de San Luis de Francia de Sacaca et de San Juan de Acasio, les comparaisons montrent qu'elles sont ajustées au profil latino-américain.

L'estimation finale par modèles

Les structures observées donnent normalement accès aux modèles de Coale et Demeny (Nations Unies, 1967, chapitre premier et chapitre 6). Il faudrait ajouter un taux d'accroissement adéquat pour déterminer le modèle à sélectionner. Parmi d'autres caractéristiques centrales, les populations stables répondent à une structure qui peut s'exprimer ainsi :

$$c(a) = be^{-ra} p(a), \quad (1)$$

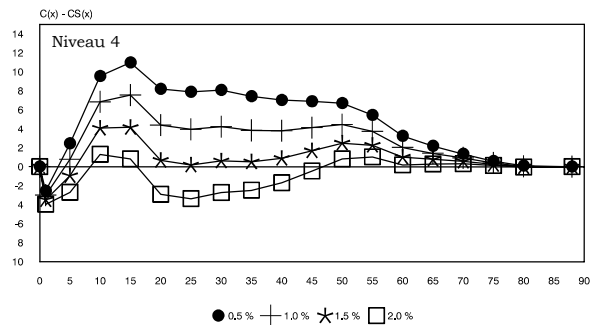
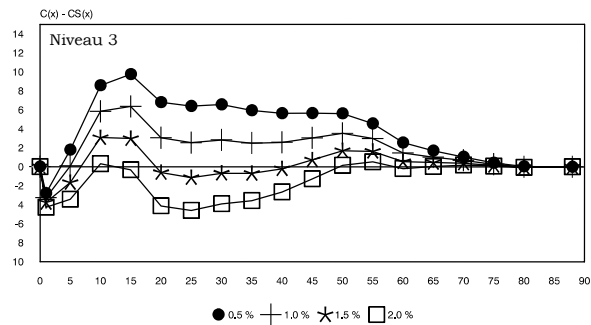
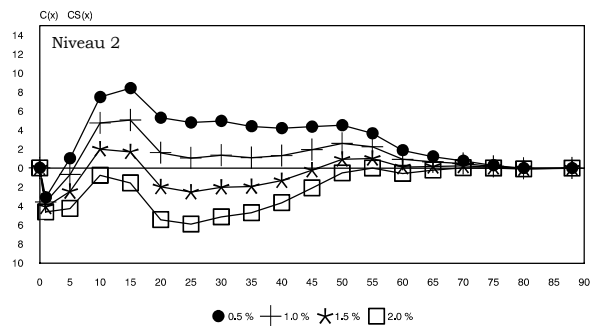
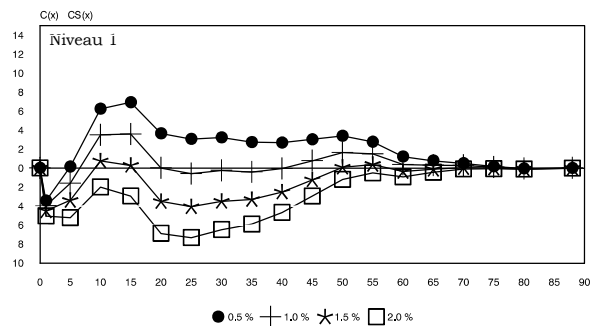
où $c(a)$ est la structure relative de la population d'un sexe donné, à l'âge exact a ,

b le taux intrinsèque de natalité,

r le taux intrinsèque de croissance, et

$p(a)$ la probabilité de survie entre la naissance et l'âge exact a .

Dans le cas de Yavi, nous avons pu calculer des taux d'accroissement à partir de données concernant baptêmes et sépultures. Ils varient entre 11,5 et 17,5 pour mille. Ces évaluations sont des estimations brutes, sans aucune correction des données de base, et le chiffre de 17,5 pour mille nous paraît un peu fort dans le contexte de l'époque. Pour les autres secteurs, nous ne disposons d'aucune des informations qui nous



Source : LN-779-Y; et Coale et Demeny (1966) : West Level 1 (Niveau 1); West Level 2 (Niveau 2); West Level 3 (Niveau 3); et West Level 4 (Niveau 4).

FIGURE 2 — Écarts entre ogives féminines, Yavi-Ouest

permettraient de calculer ce taux. Dans ces conditions, nous avons fait l'hypothèse de quatre niveaux de taux : 5, 10, 15 et 20 pour mille. Nous englobions ainsi les deux valeurs calculées pour Yavi et nous tenions compte également d'une éventuelle surestimation de la croissance dans cette population.

Nous avons procédé de la façon suivante :

- a) nous avons retenu la seule famille ouest de Coale et Demeny (1966) en ce qui concerne les huit premiers niveaux de mortalité, donc pour des espérances de vie à la naissance variant entre 20,00 et 37,50 ans pour les femmes, et entre 18,03 et 34,89 ans pour les hommes;
- b) pour chacun des taux mentionnés, nous avons cherché les populations féminines et masculines dont les $CS(x)$ englobaient les $C(x)$ observés;
- c) nous avons calculé par interpolation les niveaux exacts de mortalité correspondant aux $C(x)$ observés, pour tous les $C(x)$ possibles entre $C(5)$ et $C(65)$;
- d) nous avons retenu des niveaux de mortalité relativement constants, ce qui en général s'est vérifié entre $C(20)$ et $C(45)$;
- e) parmi ces derniers, nous avons adopté le niveau médian;
- f) une fois ce niveau fixé, l'espérance de vie à la naissance et le taux de natalité, pour le sexe de démarrage, ont été calculés par interpolation dans les modèles;
- g) nous avons calculé le taux de mortalité par soustraction;
- h) les estimations ont été complétées pour l'autre sexe et pour l'ensemble de la population (sexes réunis). Pour cette dernière étape, nous avons utilisé les expressions suivantes :

$$b^M = b^F \frac{N^M}{N^F} \frac{P^F}{P^M}, \tag{2}$$

$$b^F = \frac{b^M}{\frac{N^M}{N^F}} \frac{P^M}{P^F}, \tag{3}$$

$$\text{et } b^{F+M} = b^F \left(1 + \frac{N^M}{N^F}\right) \frac{P^F}{P^{F+M}}. \tag{4}$$

où b représente les taux de natalité,
 N les naissances,

P les populations, et
F, M les sexes féminin et masculin, respectivement.

En ce qui concerne l'espérance de vie à la naissance, sexes confondus, nous avons appliqué le rapport de masculinité à la naissance (0,512 garçons et 0,488 filles).

Le tableau 2 reproduit les résultats auxquels nous sommes parvenus selon ces dispositions. Observons d'abord, en fin de tableau, la section relative aux sexes confondus. Nous relevons des estimations étonnamment similaires dans deux localités : Cochinoça, au nord de l'Argentine, et San Pedro de Atacama la Alta, au nord du Chili. Les taux de natalité et de mortalité, tels qu'évalués, s'expriment par des chiffres tout à fait équivalents. Il en va de même pour l'espérance de vie à la naissance; dans ce cas, l'écart entre ces deux populations est inférieur à deux

TABLEAU 2 — *Dynamique démographique dans la « zone-cible », selon la méthode des populations stables (MEPS). Bolivie, Nord de l'Argentine et Nord du Chili, pour 1000 habitants, 1777-1792*

Indice/sexe	Sacaca et Acasio (a)	Yavi (b)	Santa Cata- lina (c)	Rinco- nada (c)	Cochi- noca (c)	San Pedro de Atacama (c)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Hommes						
Taux de natalité	42,77	58,87	49,23	48,14	50,63	55,67
Taux de mortalité	37,77	41,37	37,73	36,64	39,13	44,17
Espér. de vie à la naiss.	26,75	26,03	27,31	27,98	26,51	23,91
Femmes						
Taux de natalité	37,47	52,11	48,39	46,67	51,11	47,19
Taux de mortalité	32,47	34,61	36,89	35,17	39,61	35,69
Espér. de vie à la naiss.	30,75	30,08	27,95	29,10	26,35	28,75
Total						
Taux de natalité	39,94	55,34	48,81	47,36	50,82	51,18
Taux de mortalité	34,94	37,84	37,31	35,86	39,32	39,68
Espér. de vie à la naiss.	28,70	28,01	27,62	28,53	26,43	26,27

Sources : LN-792-SASIO; LN-779-Y; LN-779-STA; LN-779-RIN; LN-779-COC; LN-777-SPAA; Boleda (1992a, 1992b, 1992c, 1997, 1998b); Coale et Demeny (1966).

- (a) Taux $r = 5,0$ pour mille, en commençant par les hommes.
 (b) Taux $r = 17,5$ pour mille, en commençant par les femmes.
 (c) Taux $r = 11,5$ pour mille, en commençant par les hommes.

dixièmes d'année (26,43 et 26,27). Or, cette similitude extraordinaire disparaît lorsqu'on prend en compte les données par sexe; on constate des écarts très nets qui se sont compensés.

Les quatre autres populations étudiées, soit San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio (Bolivie), Yavi, Santa Catalina et Rinconada (Argentine), forment un deuxième groupe. Ces quatre populations ont aussi des indices démographiques très similaires, quoique soumis à des variations d'une certaine amplitude. Elles ont une mortalité moindre que les deux précédentes et, par conséquent, une espérance de vie à la naissance plus élevée d'environ deux ans (entre 27,62 ans et 28,70 ans). D'ailleurs, pour ce qui est de l'espérance de vie, on constate l'existence de deux sous-groupes dans ces quatre localités, chacun étant le siège de résultats encore une fois très proches : Sacaca-Acasio et Rinconada, d'une part, Yavi et Santa Catalina de l'autre.

Il est légitime d'en conclure que le régime démographique d'ensemble de toutes ces populations était assez similaire, bien qu'il y eût des différences dans le comportement par sexe. Rappelons, à ce propos, que nous ne saurions ignorer la maigreur des échantillons sur lesquels nous travaillons. Pour aboutir aux chiffres par sexe, nous devons diviser les totaux, et la variabilité accrue des résultats, pour n'importe quelle estimation, est la conséquence inévitable de cette division. Par exemple, pour en revenir à l'espérance de vie à la naissance, l'écart d'ensemble le plus fort entre les populations du tableau 2 est de l'ordre de 2,5 ans, alors qu'entre femmes et hommes cet écart atteint au moins 4 ans.

EXTENSION CHRONOLOGIQUE : L'ÉVOLUTION DANS LA ZONE-CIBLE

Il y avait un double avantage à étudier les populations de San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio, dans la région de Chayanta, en Bolivie, au nord de Potosí (Boleda et Tandeter, 1998). En premier lieu, les données de base disponibles permettaient de remonter à un passé plus reculé puisque, pour ces deux localités, nous possédons quatre listes nominatives datées de 1614, 1684, 1725 et 1792, cette dernière ayant déjà été étudiée plus haut (voir le tableau 1, colonne 2).

En deuxième lieu, nous disposions de registres paroissiaux et pouvions donc recourir à une méthode élaborée pour recons-

tituer la population de façon agrégée. Nous examinerons donc cette population ci-dessous, en étudiant des résultats obtenus par l'application de deux procédés différents.

Si elles constituent deux localités, Sacaca et Acasio sont en fait des villages jumelés, pour des raisons tant écologiques que de complémentarité économique. Sacaca, à 3500 mètres d'altitude environ, est zone d'élevage de camélidés andins (alpaga, guanaco, lama, vigogne); Acasio, annexe de Sacaca, situé dans la vallée (à 2500 mètres d'altitude environ), est zone d'agriculture. En fait, les listes nominatives coloniales exploitées ici dénombrement les populations de ces deux localités comme un seul ensemble.

L'évaluation des listes

Nous avons traité les trois premières listes indiquées comme celle de 1792. Nous avons donc bâti les pyramides des âges, conventionnels ou non, en mettant en œuvre les mêmes procédures. Disons une fois de plus que ces listes peuvent être considérées comme de mauvaise qualité, surtout les deux premières (1614 et 1684), qui révèlent de forts déséquilibres selon le sexe. Cependant, elles ne sont pas pires que celles que nous avons traitées précédemment ni que certains recensements plus ou moins contemporains faits en Amérique latine.

En outre, les données brutes seront cumulées à partir de l'âge 0 (zéro), ce qui réduit l'importance des irrégularités. Par conséquent, nous considérons ces listes comme aussi exploitables que les autres.

Estimation selon la méthode des populations quasi stables (MEPQS)

Nous avons procédé de la même façon qu'auparavant, à partir des courbes obtenues par le cumul des groupes d'âge à partir de zéro an. C'est l'instrument de base qui permet la comparaison avec les structures modèles. Ici, cependant, l'approche change quelque peu en raison de l'introduction de la vision chronologique. Puisque la méthode s'applique aux mêmes localités dans le temps, les modèles ne sont plus stables mais quasi stables (nous passons donc de MEPS à MEPQS). La mortalité y suit par hypothèse une pente négative, quoique faible. D'autre part, puisque les données sur lesquelles nous avons travaillé remontent à la fin du XVI^e siècle, nous avons

cru devoir ajouter trois taux de croissance aux quatre que nous avons définis précédemment, soit : - 10,0, - 5,0 et 0,0 pour mille.

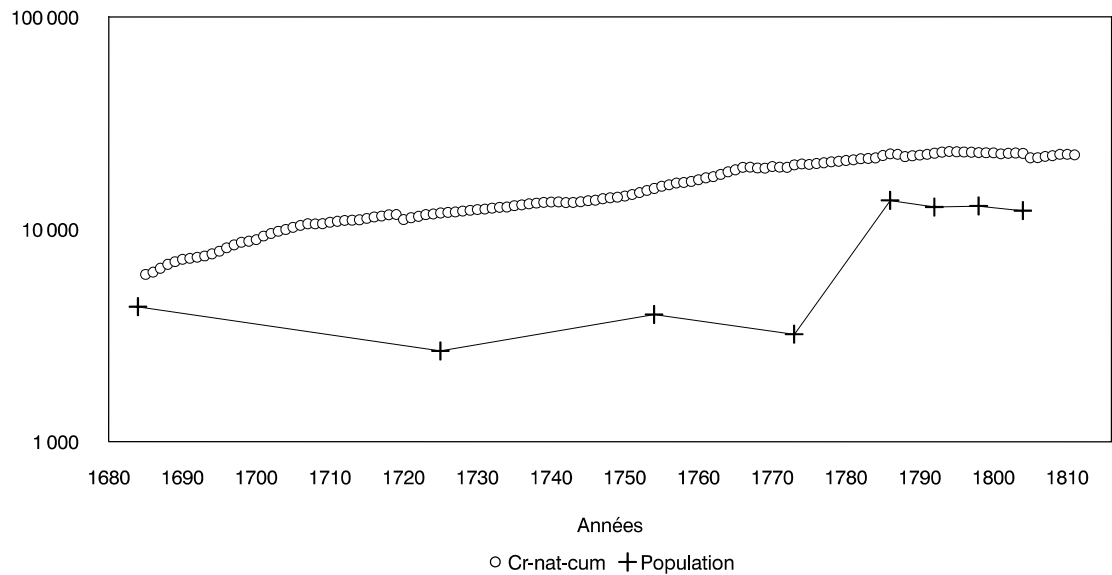
Quelles listes devront être retenues pour l'exploitation ? Nous observons en effet (figure 3) que les listes donnent lieu à des estimations différentes de la population totale. Le relevé de 1614 est le premier qui nous soit parvenu complet, suivi par ceux de 1684 et 1725. La comparaison des deux listes de 1614 et 1684 devrait faire apparaître l'évolution démographique au cours du XVII^e siècle. C'est une période malheureusement fort longue, mais le manque de sources nous contraint à nous en contenter.

La liste de 1725 a la particularité d'avoir été relevée à la suite d'une grande crise de mortalité survenue pendant les années 1719-1721, qui a profondément marqué la structure de la population. Il est clair que la population mettra du temps à se refaire (figure 3). Or on constate à partir de 1725 que les listes sous-évaluent le nombre réel des habitants. La courbe de croissance naturelle cumulée (figure 3) nous en donne la preuve définitive. C'est vers la fin du XVIII^e siècle que les listes approchent le cumul mentionné. En effet, les quatre listes de 1786, 1792, 1798 et 1804, qui datent de l'ère des « réformes bourbonniennes », présentent des totaux relativement similaires. De ces quatre relevés, nous avons cru devoir retenir le plus récent, qui ne porte pas encore trace de la crise de mortalité du début du XIX^e siècle (Tandeter, 1991), donc celui de 1792. Ainsi la variation du XVIII^e siècle pourra-t-elle se lire entre 1725 et 1792. Le tableau 3 présente les résultats ainsi obtenus.

On y constate que l'espérance de vie à la naissance s'est beaucoup améliorée au cours du XVII^e siècle, variant de presque 25,0 ans à presque 31,5 ans (les deux sexes confondus). Puis la situation a empiré, car l'estimation pour 1725 est de l'ordre de 20,5 ans. Vers la fin du XVIII^e siècle, les conditions deviennent meilleures et l'espérance de vie à la naissance est estimée à 28,7 ans (les deux sexes confondus). Il convient de souligner que les chiffres du XVII^e siècle, début et fin, se sont toujours maintenus à un niveau plus élevé que celui des chiffres correspondants au XVIII^e siècle, début et fin.

Quelques conclusions peuvent être tirées de ces estimations :

- a) la dynamique a été relativement semblable au cours des XVII^e et XVIII^e siècles;



Sources : listes nominatives et registres paroissiaux.

FIGURE 3 — Population et croissance naturelle cumulée, Sacaca et Acasio, 1648-1811

TABLEAU 3 — *Dynamique démographique obtenue par la méthode des populations quasi stables (MEPQS), San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio, 1614-1792*

	Total	Hommes	Femmes
(1)	(2)	(3)	(4)
1614 Niveau Coale et Demeny		3,05	
Taux de croissance (pour mille)	15,00	15,00	15,00
Taux brut de natalité (pour mille)	58,39	62,23	54,88
Taux brut de mortalité (pour mille)	43,39	47,23	39,88
Espér. de vie à la naiss. (années)	24,74	22,97	26,60
Population totale	2 039	839	1 200
1684 Niveau Coale et Demeny		5,71	
Taux de croissance (pour mille)	20,00	20,00	20,00
Taux brut de natalité (pour mille)	52,94	55,89	50,14
Taux brut de mortalité (pour mille)	32,94	35,89	30,14
Espér. de vie à la naiss. (années)	31,45	29,38	33,62
Population totale	4 318	2 554	1 764
1725 Niveau Coale et Demeny			1,81
Taux de croissance (pour mille)	11,50	11,50	11,50
Taux brut de natalité (pour mille)	64,40	68,89	60,19
Taux brut de mortalité (pour mille)	52,90	57,39	48,69
Espér. de vie à la naiss. (années)	20,47	19,00	22,02
Population totale	2 675	1 452	1 223
1792 Niveau Coale et Demeny		4,62	
Taux de croissance (pour mille)	5,00	5,00	5,00
Taux brut de natalité (pour mille)	39,94	42,77	37,47
Taux brut de mortalité (pour mille)	34,94	37,77	32,47
Espér. de vie à la naiss. (années)	28,70	26,75	30,75
Population totale	12 735	6 842	5 893

Sources : Listes nominatives respectives; Coale et Demeny, 1966, West Level; application du MEPQS.

N. B. Les estimations pour 1792 sont évidemment les mêmes que celles inscrites au tableau 2, colonne 2.

- b) l'ampleur des variations au cours du temps est une des caractéristiques saillantes du devenir de cette population. Il se trouve que nous observons cette variation du début à la fin d'un siècle, mais rien n'interdit de penser que des variations analogues se soient produites entre ces extrêmes;
- c) en l'état actuel de la recherche, on peut dire que le XVIII^e siècle a été, en général, pire que le siècle précédent. Cette

situation démographique pourrait avoir joué un rôle dans l'apparition de nombreuses rébellions aborigènes au cours du XVIII^e siècle : on en connaît plus d'une centaine avant la grande révolte de Túpac Amaru-Túpac Catari (Golte, 1980; O'Phelan Godoy, 1985; Stern, 1987).

Reconstitution de la population

Pour Sacaca et Acasio (Bolivie), comme nous l'avons dit plus haut, nous disposons aussi de registres paroissiaux et pouvons donc procéder à la reconstitution agrégée de la population. Nous avons recouru pour ce faire à l'*inverse projection* développée par Ronald Lee (1974, 1985) en utilisant le logiciel POPULATE dû à Robert McCaa et Héctor Pérez Brignoli (1989). Nous n'avons pas ignoré le relatif conflit de méthode entre les tenants de l'*inverse projection* et ceux de la *back projection*. Avec la méthode de Lee, les estimations démographiques sont faites à partir de la date la plus ancienne en progressant vers la date la plus récente. Par contre, quand on applique la *back projection*, ces estimations sont produites dans le sens exactement opposé. Le point conflictuel tient au fait que, lorsqu'on veut remonter dans le passé à partir de la date finale d'une période déterminée, on a à choisir entre une très grande variété d'évolutions historiques également possibles, chacune ayant pu créer les conditions constatées à cette date finale. Jim Oeppen (1993) a tenté de régler ce conflit en identifiant ces deux procédés comme éléments d'une même famille de méthodes (GIP, *Generalized Inverse Projection*).

Les données relatives aux baptêmes et sépultures que nous livrent les registres paroissiaux constituent des séries brutes allant de 1574 à 1811, et comportent de nombreuses irrégularités (Tandeter, 1995). Il y a, également, de longues périodes lacunaires. Ainsi, à Sacaca, pour les baptêmes, 1614-1655, 1658-1660, 1711-1742, 1795-1801 et 1810-1811; pour les sépultures, 1574-1692, 1793-1795 et 1811. En ce qui concerne San Juan de Acasio, les lacunes sont, pour les baptêmes, 1574-1673, 1676-1677, 1743-1748 et 1811; pour les sépultures, 1574-1735. Autrement dit, nous avons fort peu d'informations pour le XVI^e siècle comme pour la plus grande partie du XVII^e jusqu'au dernier quart de ce siècle. Nous avons donc jugé plus sage de commencer la reconstitution autour de la liste relevée en 1684.

D'autre part, les dernières périodes quinquennales considérées (1800-1804 et 1805-1809) ont été très affectées par la crise de 1800-1805. De plus, le système d'ajustement des données de base que nous avons employé peut également avoir influencé ces résultats, auxquels il ne convient donc pas d'accorder trop d'attention.

Il nous aura fallu prendre les lacunes en considération et améliorer les données pour les années où nous disposions d'événements enregistrés. Pour corriger les renseignements de l'état civil,

- a) dans le cas des baptêmes, nous avons appliqué l'indice de masculinité à la naissance (0,512 garçons, 0,488 filles). Nous avons ainsi pu procéder à l'estimation du total des baptêmes par an, pour les années où nous disposons de données;
- b) ce total révisé des baptêmes nous a permis de calculer un facteur de correction pour les sépultures : nous pouvions supposer que l'enregistrement des sépultures avait pâti des mêmes défauts que celui des baptêmes (mauvais enregistrement à l'époque du décès, perte ultérieure, etc.);
- c) nous avons ensuite cherché à combler les lacunes par régressions linéaires. Pour ce faire, nous avons interchangé les séries des deux localités pour nos calculs, afin d'assurer une certaine indépendance; puis, lorsque cela a été possible, nous avons travaillé avec des valeurs encadrantes pour en retenir finalement la moyenne. Parfois, nous n'avons pas eu d'autre recours que l'utilisation de données postérieures à la lacune.

Ces trois interventions sur les données de base ont eu pour seul but de reconstruire ces données telles qu'elles auraient été si les sources paroissiales avaient scrupuleusement enregistré baptêmes et sépultures. Mais il fallait en outre tenir compte de l'écart existant entre naissances et baptêmes, entre décès et sépultures. Après quelques essais, nous avons effectué cette correction comme suit :

- d) nous avons considéré que nos données corrigées sur les baptêmes reflétaient une bonne estimation des naissances survenues à Sacaca et à Acasio;
- e) nous avons multiplié par deux les sépultures des années de crise, correction habituelle dans la région, ainsi que celles d'années que le procédé précédent n'avait pas permis de bien évaluer;

- f) nous avons assorti les sépultures des autres années d'un facteur égal à 1,2, à titre de correction d'un sous-enregistrement constant.

La figure 4 reproduit ces données (brutes et corrigées), par périodes quinquennales, à partir de 1680.

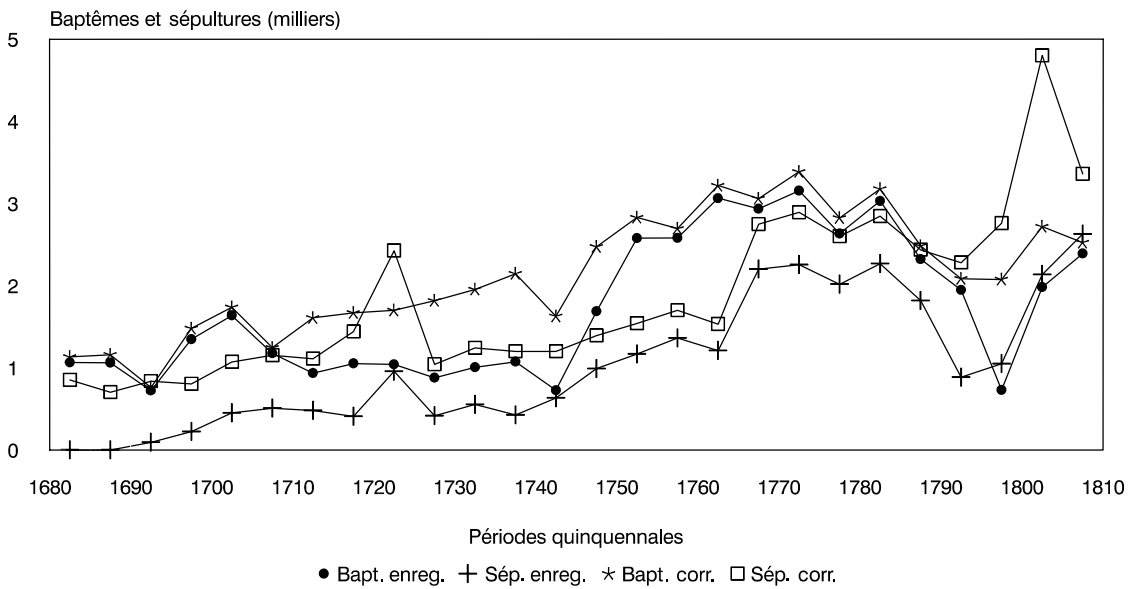
Les résultats que POPULATE nous a permis d'obtenir sont détaillés dans les tableaux 4 et 5. Le premier de ces tableaux utilise les données brutes des registres paroissiaux, le second les données corrigées. Ces deux tableaux sont évidemment bien différents. Le premier fait état de totaux de population, vers la fin de la période considérée, qui sont nettement supérieurs à ceux que nous pouvons déduire des dénombrements. Il fait apparaître aussi des taux de mortalité invraisemblables, parfois au-dessous de 10 pour mille et même en deçà de 5 pour mille. D'autre part, l'espérance de vie à la naissance et le taux de mortalité infantile impliquent souvent des valeurs indicatives d'une très faible mortalité, qui ne sont aucunement vraisemblables à l'époque historique considérée. Enfin, on constate que ce tableau rend mieux compte de la natalité, ce qui incite à conclure que les données de sépultures doivent être corrigées plus fortement que celles des baptêmes. C'est ce que nous avons fait.

Les résultats que l'on peut relever dans le tableau 5, constitué à partir de données corrigées, sont d'un tout autre ordre. En premier lieu, les totaux de population de la dernière partie de la période étudiée correspondent mieux à ceux que nous relevons dans les listes. Ensuite, les taux de natalité, mortalité et mortalité infantile et l'espérance de vie à la naissance semblent beaucoup plus adéquats au contexte socio-historique.

La figure 4 présente ces chiffres, bruts et corrigés, en dimension quinquennale. Il est clair que les écarts les plus forts, sauf la dernière crise de mortalité du début du XIX^e siècle, sont survenus dans la partie intermédiaire de la période, disons entre 1710 et 1760.

Comparaison des méthodes

La figure 5 concerne les populations dont les indices ont été calculés selon les deux méthodes. On remarque que les populations moyennes (moyennes des périodes), estimées par POPULATE à partir de données corrigées, sont très proches de celles qui ont été dénombrées au début et à la fin de la période considérée.



Source : registres paroissiaux; nos corrections.

FIGURE 4 — *Baptêmes et sépultures enregistrés et corrigés, par période, Sacaca et Acasio, 1680-1810*

TABLEAU 4 — Estimations par période quinquennale obtenues par le POPULATE, San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio. Données brutes (sans corrections), 1685-1810

« KILMES1, Tandeter 1685-1809 ».

« Model AKILMES1.POP Childbearing 31 Initial population 4318 »

« Variables: Births Deaths A30r Bear31 w30 Migrage »

TITRE DES COLONNES

(1) Année centrale de la période quinquennale.

(2) Population au commencement de la période.

(3) Population centrale de la période.

(4) Taux de migration.

(5) Taux brut de natalité.

(6) Taux brut de mortalité.

(7) Taux de croissance naturelle.

(8) Facteur « crise ».

(9) Espérance de vie à la naissance.

(10) Taux brut de reproduction.

(11) Taux net de reproduction.

(12) Facteur « k » des décès.

(13) Taux de mortalité infantile.

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
1687	4 318	4 778	0,0	44,5	3,9	40,6	0,0	75,9	3,09	2,99	- 0,98	0,012
1692	5 287	5 593	0,0	25,9	3,3	22,5	0,0	77,9	1,96	1,93	- 1,01	0,011
1697	5 917	6 454	0,0	41,7	6,9	34,8	0,0	70,9	3,44	3,17	- 0,91	0,031
1702	7 041	7 610	0,0	43,0	11,9	31,2	0,0	61,4	3,88	3,21	- 0,78	0,070
1707	8 227	8 554	0,0	27,5	11,9	15,6	0,0	59,1	2,41	1,93	- 0,74	0,081
1712	8 895	9 119	0,0	20,5	10,5	10,0	0,0	60,1	1,56	1,27	- 0,76	0,076
1717	9 349	9 666	0,0	21,8	8,4	13,3	0,0	65,6	1,44	1,25	- 0,84	0,053
1722	9 994	10 035	0,0	20,7	19,1	1,7	0,0	44,3	1,19	0,75	- 0,46	0,156

1727	10 077	10 305	0,0	17,1	8,1	9,0	0,0	66,1	0,88	0,77	- 0,85	0,050
1732	10 540	10 764	0,0	18,7	10,3	8,4	0,0	61,6	0,97	0,80	- 0,78	0,070
1737	10 994	11 313	0,0	19,0	7,5	11,5	0,0	69,4	1,08	0,98	- 0,89	0,037
1742	11 643	11 690	0,0	12,4	10,8	1,6	0,0	61,5	0,78	0,64	- 0,78	0,070
1747	11 738	12 081	0,0	27,9	16,4	11,5	0,0	53,1	1,98	1,45	- 0,64	0,109
1752	12 435	13 121	0,0	39,3	17,8	21,5	0,0	53,6	3,20	2,37	- 0,65	0,107
1757	13 846	14 442	0,0	35,7	18,8	16,9	0,0	52,0	3,24	2,34	- 0,62	0,115
1762	15 065	15 965	0,0	38,4	15,2	23,2	0,0	58,0	3,82	3,02	- 0,73	0,086
1767	16 919	17 282	0,0	34,0	25,5	8,5	0,0	42,9	3,49	2,13	- 0,43	0,164
1772	17 654	18 098	0,0	34,9	24,9	10,0	0,0	42,5	3,20	1,94	- 0,42	0,166
1777	18 555	18 880	0,0	27,9	21,4	6,5	0,0	44,7	2,10	1,33	- 0,47	0,153
1782	19 171	19 549	0,0	31,0	23,2	7,8	0,0	41,5	1,97	1,17	- 0,40	0,171
1787	19 935	20 185	0,0	23,0	18,0	5,0	0,0	46,2	1,31	0,85	- 0,51	0,145
1792	20 439	20 962	0,0	18,6	8,4	10,1	0,0	64,0	1,01	0,86	- 0,82	0,059
1797	21 500	21 339	0,0	6,8	9,8	- 3,0	0,0	59,0	0,36	0,29	- 0,74	0,081
1802	21 181	21 104	0,0	18,8	20,2	- 1,5	0,0	41,0	1,01	0,59	- 0,39	0,174
1807	21 028	20 909	0,0	22,9	25,1	- 2,3	0,0	36,9	1,27	0,68	- 0,29	0,020

K*2 = 12,5896

Source : application du POPULATE.

TABLEAU 5 — Estimations par période quinquennale obtenues par le POPULATE, San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio. Données corrigées, 1685-1810

« KILMES10, Tandeter 1685-1809 »

« Model AKILMES10.POP Childbearing 31 Initial population 4318 »

« Variables: Births Deaths A30r Bear31 w30 Migrage »

TITRE DES COLONNES

(1) Année centrale de la période quinquennale.

(2) Population au commencement de la période.

(3) Population centrale de la période.

(4) Taux de migration.

(5) Taux brut de natalité.

(6) Taux brut de mortalité.

(7) Taux de croissance naturelle.

(8) Facteur « crise ».

(9) Espérance de vie à la naissance.

(10) Taux brut de reproduction.

(11) Taux net de reproduction.

(12) Facteur « k » des décès.

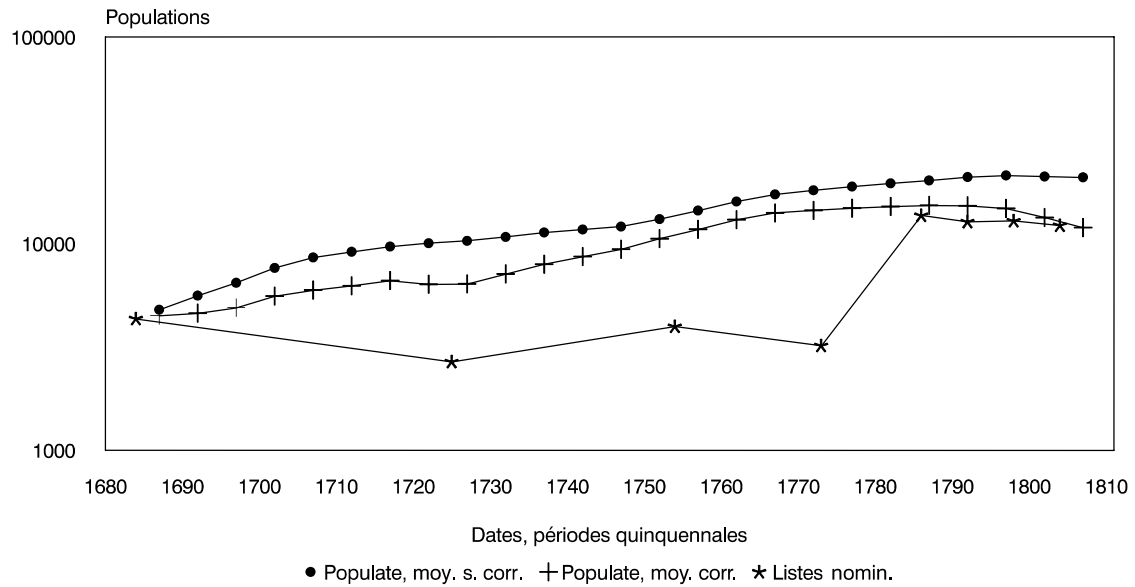
(13) Taux de mortalité infantile.

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
1687	4 318	4 472	0,0	51,8	37,7	14,1	0,0	29,6	3,49	1,51	- 0,07	0,249
1692	4 633	4 595	0,0	33,2	36,4	- 3,2	0,0	27,5	2,28	0,92	0,00	0,265
1697	4 559	4 885	0,0	60,6	32,9	27,7	0,0	34,8	4,41	2,23	- 0,23	0,213
1702	5 235	5 557	0,0	62,5	38,6	23,9	0,0	31,8	5,07	2,35	- 0,14	0,234
1707	5 900	5 945	0,0	41,8	38,7	3,1	0,0	26,9	3,48	1,37	0,02	0,269
1712	5 992	6 236	0,0	51,6	35,6	16,0	0,0	29,5	4,16	1,80	- 0,06	0,250
1717	6 490	6 603	0,0	50,5	43,6	6,9	0,0	23,9	3,83	1,34	0,13	0,293
1722	6 719	6 345	0,0	53,5	76,4	- 22,9	0,0	9,6	3,45	0,45	0,94	0,436

1727	5 993	6 368	0,0	57,1	32,7	24,3	0,0	31,2	3,30	1,51	- 0,12	0,237
1732	6 768	7 114	0,0	54,9	34,9	20,0	0,0	30,8	3,28	1,48	- 0,11	0,240
1737	7 479	7 937	0,0	54,0	30,2	23,8	0,0	34,6	3,54	1,78	- 0,22	0,215
1742	8 424	8 634	0,0	37,7	27,8	9,9	0,0	33,3	2,73	1,33	- 0,18	0,223
1747	8 851	9 375	0,0	52,8	29,7	23,1	0,0	34,0	4,13	2,05	- 0,20	0,219
1752	9 932	10 556	0,0	53,6	29,2	24,4	0,0	35,7	4,24	2,20	- 0,25	0,208
1757	11 221	11 707	0,0	46,0	29,0	17,0	0,0	34,4	3,44	1,72	- 0,21	0,216
1762	12 216	13 032	0,0	49,4	23,5	25,9	0,0	40,6	3,60	2,10	- 0,38	0,177
1767	13 903	14 058	0,0	43,5	39,1	4,4	0,0	25,5	3,12	1,17	0,07	0,280
1772	14 215	14 460	0,0	46,8	40,0	6,8	0,0	24,6	3,18	1,15	0,11	0,288
1777	14 710	14 822	0,0	38,1	35,1	3,0	0,0	26,3	2,40	0,93	0,04	0,274
1782	14 936	15 101	0,0	42,1	37,7	4,4	0,0	24,9	2,49	0,91	0,09	0,285
1787	15 268	15 291	0,0	32,5	31,9	0,6	0,0	27,6	1,85	0,75	- 0,00	0,264
1792	15 315	15 216	0,0	27,4	30,0	- 2,6	0,0	28,0	1,53	0,63	- 0,01	0,261
1797	15 119	14 772	0,0	28,1	37,4	- 9,3	0,0	22,4	1,58	0,51	0,20	0,306
1802	14 434	13 353	0,0	40,7	71,9	- 31,2	0,0	9,1	2,24	0,27	0,98	0,442
1807	12 353	11 929	0,0	42,3	56,3	- 14,0	0,0	15,1	2,30	0,49	0,56	0,374

K*2 = 2,79663

Source : application du POPULATE.



Sources : tableaux 4 et 5; listes nominatives.

FIGURE 5 — Populations des listes et du POPULATE (brutes et corrigées), Sacaca et Acasio, 1680-1810

En opérant sur les données brutes, sans correction, on obtient une série similaire à la courbe de croissance naturelle cumulée que nous avons évoquée plus haut. Les écarts les plus sensibles concernent les listes nominatives de 1725, 1754 et 1773. Si toutes les données étaient bonnes, celles des registres et des listes, la seule explication que l'on pourrait donner de ces écarts serait l'éventuelle existence d'une très forte émigration nette pendant ces années, facteur considéré comme nul dans l'application du POPULATE. Or aucune information historique ne vient confirmer cette hypothétique émigration. Nous croyons plutôt que ce sont les dénombrements qui furent défectueux. En outre, le premier de ceux-ci était affecté par l'épidémie de 1719-1721.

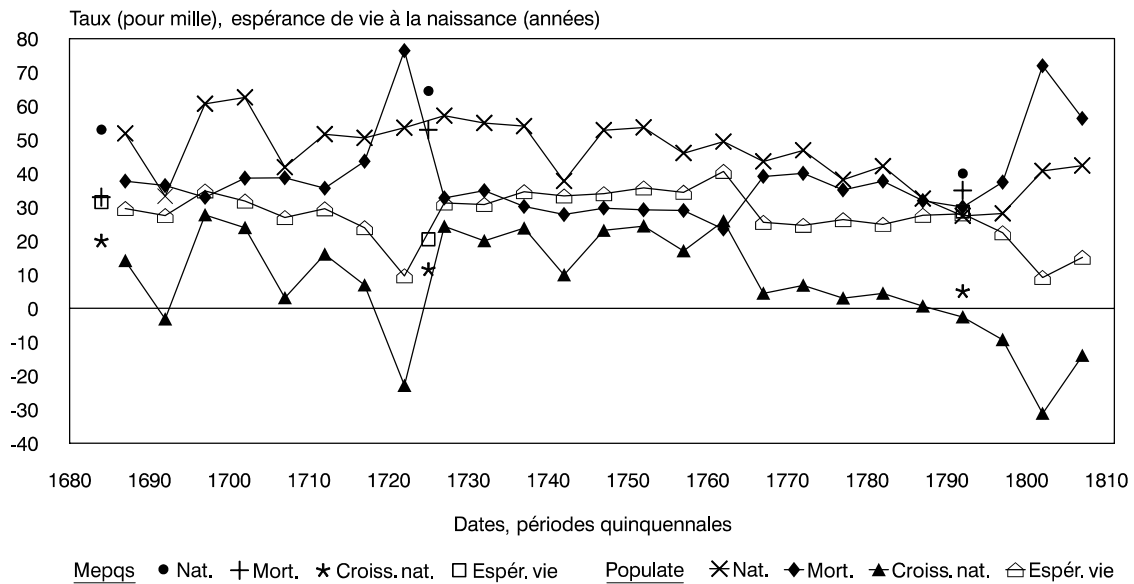
La figure 6 reproduit les résultats fondamentaux : d'une part, les séries qui ont été obtenues à partir de POPULATE (tableau 5); d'autre part, les indications isolées obtenues par la MPEQS. Nous ne pouvons vérifier le degré de concordance entre les résultats obtenus par les deux méthodes qu'en trois moments précis : le début de la période, autour de 1725, autour de 1792.

Pour le début de cette période, les espérances de vie à la naissance estimées selon les deux méthodes semblent bien accordées. En fait, l'estimation tirée de la méthode des populations quasi stables (MEPQS) peut être tenue pour une sorte d'extrapolation, plus ou moins linéaire, de la série produite par le POPULATE. Un même commentaire pourrait s'appliquer aux taux de natalité et à la croissance naturelle. Pour le taux de mortalité, il y a moins de concordance de résultats entre les deux méthodes.

Pour 1725, la coïncidence est tout aussi remarquable en ce qui concerne trois des indices sur quatre : l'espérance de vie à la naissance, le taux de mortalité et le taux de croissance naturelle. Les estimations de ces trois facteurs obtenues par la méthode des populations quasi stables (MEPQS) sont des interpolations presque parfaites des séries estimées par POPULATE. Par contre, le taux de natalité tel qu'il résulte de la méthode des populations quasi stables est un peu plus fort.

Pour 1792, enfin, la concordance la plus nette concerne l'espérance de vie à la naissance. Pour les taux de natalité, de mortalité et de croissance naturelle, on obtient des valeurs supérieures avec la méthode des populations quasi stables.

Dans l'ensemble, même si elle est partielle, la coïncidence entre les résultats obtenus par les deux méthodes est assez



Sources : tableaux 3 et 5.

FIGURE 6 — Comparaison de résultats entre les deux méthodes, Sacaca et Acasio, 1680-1810

forte, bien plus forte que celle à laquelle on serait parvenu de façon aléatoire. On peut donc manifester une certaine confiance dans ces résultats et dans leur capacité à bien décrire l'évolution des populations observées. L'espérance de vie à la naissance est l'indice fondamental; or il semble précisément être celui pour lequel la concordance est la meilleure. Mais sans doute ne faut-il pas oublier que les deux procédés utilisés ici font appel aux mêmes modèles de population, ceux qu'ont proposés Coale et Demeny (1966). Nous soulignerons cependant qu'en appliquant ces deux méthodes, nous n'avons nullement cherché à les accorder le plus possible; nous avons voulu, au contraire, les développer indépendamment l'une de l'autre. Ajoutons que Jim Oeppen a accepté d'appliquer à nos données son logiciel GIP, où le traitement de la mortalité est fondé sur le modèle de Brass. Il a abouti à des estimations très similaires à celles du POPULATE (résultats présentés lors du séminaire réalisé à Sabaudia, Italie; voir Boleda et Tandeter, 2000).

Les coïncidences que nous venons de constater permettent une conclusion d'une importance capitale pour le démographe historien. Pour autant que l'on puisse en juger à cette date, *lorsque le chercheur ne dispose que de listes nominatives*, situation assez courante en Amérique du Sud, recourir aux procédés de la méthode des populations stables ou quasi stables est très loin d'être sans intérêt. Bien au contraire, exploiter de telles sources par ce biais est une procédure efficace qui permet d'aboutir à des estimations de la dynamique démographique apparemment fiables.

VUE D'ENSEMBLE ET PROSPECTIVE

Nous venons de faire le point des recherches concernant la dynamique démographique de la région des Andes centro-méridionales. Nous l'avons fait à partir de plusieurs sources de données et en appliquant deux procédures méthodologiques différentes. Nos informations étaient assez variées pour la dernière partie du XVIII^e siècle, mais, au moins pour deux localités, nous pouvions remonter à la fin du XVII^e siècle.

Nous savons maintenant qu'à la fin du XVIII^e siècle les populations aborigènes de la zone-cible connaissaient des régimes démographiques similaires. L'espérance de vie à la naissance variait entre 26,3 et 28,7 ans. Cette limite supérieure ressemble de près aux estimations concernant l'espérance de vie à

la naissance en France, à la même époque (Blayo, 1975 : 141). En outre, nous savons que les conditions démographiques du XVII^e siècle étaient globalement plus favorables que celles du XVIII^e.

Des études complémentaires sont nécessaires, et les voies qui s'ouvrent à l'enquête historique multiples et diverses. Quant à nous, nous proposons deux directions de recherche. La première, de caractère méthodologique, consisterait à vérifier la pertinence des méthodes utilisées en les appliquant à une population empirique, ancienne et déjà bien connue sur le plan démographique : le Québec sous régime français. Nous pourrions alors confronter les estimations directes et celles qui seraient obtenues à partir des méthodes de populations stables ou quasi stables et de POPULATE, de façon à réfléchir sur les écarts possibles. Bien sûr, rien n'interdirait d'appliquer également d'autres méthodes. La difficulté serait que nous ne traiterions qu'une seule population, notre expérience devenant de ce fait nécessairement asymétrique. Elle suffirait certes pour rejeter les méthodes si l'on constate qu'il n'y a pas de concordance entre les mesures directes et les autres, mais elle ne serait pas suffisante à elle seule pour confirmer de façon définitive la validité des méthodes si celles-ci permettent de dégager des concordances acceptables.

La deuxième direction de recherche consisterait à répéter l'étude consacrée à San Luis de Francia de Sacaca et à San Juan de Acasio, Bolivie, mais cette fois sur des populations différentes. Autrement dit, on cherchera à reproduire les estimations qui font l'objet de nos tableaux 3 à 5, mais à propos de localités nouvelles de la même région globale.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BLAYO, Y. 1975. « La mortalité en France de 1740 à 1829 », *Population*, 30, numéro spécial (novembre) : 123-142.
- BOLEDA, M. 1987. *Los censos de población para la provincia de Salta*. Salta, GREDES, Cuaderno Nro. 2.
- BOLEDA, M. 1992a. *Mortality in North-West Argentina (End of the 17th Century/End of the 18th Century)*. Texte présenté au colloque annuel de la Population Association of America (Denver, avril-mai), dans le cadre d'un atelier consacré à la démographie historique.
- BOLEDA, M. 1992b. *Dinámica demográfica en el Norte de Argentina y Chile (último cuarto del siglo XVIII)*. IV Jornadas sobre Temas

- Actuales de Investigación Histórica en la Argentina, Panel sobre Historia Demográfica, Comité Internacional de Ciencias Históricas, Córdoba, juillet.
- BOLEDA, M. 1992c. *Demografía Histórica del Noroeste Argentino (1). Dinámica demográfica hacia fines del siglo XVIII*. Salta, GREDES, Cuaderno Nro. 15.
- BOLEDA, M. 1997. *Estimaciones de la dinámica demográfica para poblaciones aborígenes de Bolivia, Norte de Argentina y Norte de Chile (fines del Siglo XVIII)*. II Encuentro Chileno Argentino de Estudios Históricos, Sociedad Chileno-Argentina de Integración Cultural, Santiago, Chili, 16-19 avril.
- BOLEDA, M. 1998a. *Dinámica demográfica durante el pasado colonial en los Andes Centro-Meridionales; ensayo de nuevas comparaciones*. Texte présenté dans le cadre du « Seminar on Change and Continuity in American Demographic Behaviors: The Five Centuries Experience », IUSSP-Universidad Nacional de Córdoba, octobre.
- BOLEDA, M. 1998b. *Dinámica demográfica colonial en el cono sur americano*. Salta, GREDES, Cuaderno Nro. 31.
- BOLEDA, M., et E. TANDETER. 1998. *Dinámica de la población en el Alto Perú colonial. Crítica de fuentes y estimaciones*. Texte présenté aux « XVI Jornadas de Historia Económica », Universidad Nacional de Quilmes, 16-18 septembre.
- BOLEDA, M., et E. TANDETER. 2000. *Historical Demography of the Southern-Central Andes*. Workshop on Inverse Projection Techniques, Sabaudia, Italie, 25-27 mai.
- BOLEDA, M., et M. C. MERCADO. 1991. *Introducción a la Demografía Histórica del Noroeste Argentino (NOA)*. Salta, GREDES, Cuaderno Nro. 11.
- BOLEDA, M., et M. C. MERCADO. 1992. *Mortalidad y fecundidad en el Noroeste Argentino (NOA), hacia fines del siglo XVIII*. Communication présentée au colloque « El Poblamiento de las Américas », Sesión H.17, IUSSP/UIESP-ABEP-FCD-PAA-SOMEDE, Veracruz, mai.
- CLAIRIN, R. 1973. *Sources et analyse des données démographiques. Application à l'Afrique d'expression française et à Madagascar, 2^e partie*. Paris, INED, INSEE, ORSTOM, SEAE.
- CHACKIEL, J., et G. MACCIÓ. 1978-1979. *Evaluación y corrección de datos demográficos*. Santiago de Chile, CELADE, Serie B, Nro. 39.
- COALE, A., et P. DEMENY. 1966. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- FOSCHIATTI, A. M., et J. SOMOZA. 1984. *Breve historia de la ciudad de Corrientes y estimación de la mortalidad adulta por sexo, a partir de información sobre orfandad recogida en actas matrimoniales de la Catedral de Corrientes entre 1866 y 1875*. Seminar on Adult

- Mortality and Orphanhood in the Past, San José, Costa Rica, 12-14 décembre.
- FOSCHIATTI, A. M., et J. SOMOZA. 1985. « Una estimación de la mortalidad de la ciudad de Corrientes en el siglo XIX », *Notas de Población*, XIII, 39, décembre : 105-126.
- GOLTE, J. 1980. *Repartos y Rebeliones. Túpac Amaru y las contradicciones de la economía regional*. Lima, Instituto de Estudios Peruanos.
- HENRY, L., et A. BLUM. 1988. *Techniques d'analyse en démographie historique*. Paris, INED, 2^e édition.
- JASPERS FAJER, D., et H. PÉREZ BRIGNOLI. 1985. « Estimación de la mortalidad adulta en seis parroquias del valle central de Costa Rica (1888-1910) a partir de información sobre orfandad », *Notas de Población*, XIII, 37, avril : 87-106.
- LEE, R. L. 1974. « Estimating series of vital rates and age structures from baptisms and burials: A new technique with applications to pre-industrial England », *Population Studies*, 28 : 495-512.
- LEE, R. L. 1985. « Inverse projection and back projection: Comparative results and sensitivity tests for England », *Population Studies*, 39 : 233-248.
- MCCAA, R., et H. PÉREZ BRIGNOLI. 1989. *Populate: From Births and Deaths to the Demography of the Past, Present and Future*. University of Minnesota, Center for Population Analysis and Policy, Working Paper 89-0-1.
- NATIONS UNIES. 1955. *Manual II. Métodos para evaluar la calidad de los datos básicos destinados a los cálculos de población*. New York, ST/SOA/Serie A/23.
- NATIONS UNIES. 1967. *Manual IV. Methods of Estimating Basic Demographic Measures from Incomplete Data*. New York, ST/SOA/Serie A/42.
- NATIONS UNIES. 1983. *Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation*. New York, ST/ESA/SER.A/81.
- OEPPEN, J. 1993. « Back projection and inverse projection: Members of a wider class of constrained projection models », *Population Studies*, 47 : 245-267.
- O'PHELAN GODOY, S. 1975. *Rebellions and Revolts in Eighteenth Century Peru and Upper Peru*, Böhlau Verlag, Köln, Wien.
- ROJAS, R. 1913. *Archivo Capitular de Jujuy*, Tomo I. Buenos Aires, Imprenta Coni Hnos.
- SOMOZA, J. 1985. « Mortalidad adulta y orfandad en el pasado: cinco casos latinoamericanos », *Notas de Población*, XIII, 38, agosto : 9-53.

SOURCES DU DÉNOMBREMENT

LN-779-YAVI : *Padrón de Yavi y sus contornos*, AHPJ, Caja I, R. R., Libro II, Provincia de Jujuy.

LN-779-STA : recuento de *Pueblos de indios de Santa Catalina*, Rojas, 1913, p. 211-247.

LN-779-RIN : *Padrón del curato de la Rinconada*, Rojas, 1913, p. 247-290.

LN-779-COC : *Padrón del pueblo de Cochino y otros lugarcitos que corresponden a este curato*, Rojas, 1913, p. 291-333.

LN-777-SPAA : *Revisita, numeración y empadronamiento... de San Pedro de Atacama la Alta*, AGN, Sala IX.7.7.1.

LN-777-SFC : *Revisita, numeración y empadronamiento... de San Francisco de Chuichui*, AGN, Sala IX.7.7.1.

LN-614-SASIO : *Visita de San Luis de Francia de Sacaca, pueblo de puna, y de su anexo en tierras de valle, San Juan de Acasio*, AGN, Sala XIII.18.7.1.

LN-684-SASIO : *Visita de San Luis de Francia de Sacaca, pueblo de puna, y de su anexo en tierras de valle, San Juan de Acasio*, AGN, Sala XIII.18.7.3.

LN-725-SASIO : *Visita de San Luis de Francia de Sacaca, pueblo de puna, y de su anexo en tierras de valle, San Juan de Acasio*, AGN, Sala XIII.18.8.4.

LN-792-SASIO : *Visita de San Luis de Francia de Sacaca, pueblo de puna, y de su anexo en tierras de valle, San Juan de Acasio*, AGN, Sala XIII. 19.1.1., lib.2, et 19.2.2., lib.4.

SOURCES DES ÉVÉNEMENTS

Microfilms *bms* (baptêmes, mariages, sépultures), San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio, Bolivie. Salt Lake City, Utah, Genealogical Society.

STERN, S. J. 1987. *Resistance, Rebellion and Conciousness in the Andean Peasant World. 18th to 20th Centuries*. Madison, University of Wisconsin Press.

TANDETER, E. 1991. « Crisis in Upper Peru, 1800-1805 », *Hispanic American Historical Review*, 71, 1, février : 35-71.

TANDETER, E. 1995. « Población y economía en los Andes (siglo XVIII) », *Revista Andina*, 25, año 13, no 1, Cusco, Julio : 7-42.

UNITED NATIONS (voir NATIONS UNIES).

WÜNSCH, G. 1978. *Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement*. Liège, Ordina.

ABSTRACT

Mario BOLEDA and Enrique TANDETER

POPULATION DYNAMICS IN THE SOUTH-CENTRAL ANDEAN REGION

In this article, the authors present some results that were obtained by using colonial nominal lists and parish records related to aboriginal populations living in the South-Central Andean Region during the 17th and 18th centuries. Two estimation methods were applied, one based on stable population models, and the other on inverse projection as proposed by Ronald Lee. The results from both methods are quite similar, in showing for example that the 18th century was generally worse than the previous century. Life expectancy at birth is a clear indicator of this. This seems to be a case where population dynamics helps us to understand other social phenomena. During the 18th century, roughly a hundred aboriginal rebellions in fact took place in the region, in addition to the major revolt headed by Túpac Amaru and Túpac Catari.