

CHAPITRE 2

LES PREMIERES ESTIMATIONS; LA "ZONE-CIBLE"

Ce deuxième chapitre fait état des premières estimations auxquelles nous avons procédé concernant des populations autochtones des Andes centro-méridionales. Ces évaluations de la dynamique démographique ont été obtenues par l'application de modèles de population. Dans ce cas particulier, ce sont les modèles de populations stables dus à Ansley Coale et Paul Demeny (1966).

La méthode des populations stables (MEPS) est une technique bien connue et relativement ancienne (Coale & Demeny, 1966; Nations Unies, 1967, 1983; Clairin, 1973; Wunsch, 1978). Elle permet des évaluations démographiques à partir des structures de population telles qu'elles ressortent des recensements ou, comme dans notre cas, à partir 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 que l'on observe et d'une estimation du taux de croissance, en attribuant à cette population réelle 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). Ici c'est le premier principe formulé au Chapitre 1 qui justifie la décision prise.

2.1. Les populations concernées

Pour ce qui est de la "zone-cible", nous avons exploité sept listes établies pendant le dernier quart du XVIIIe siècle (tableau 2.1). Parmi ces documents, certains semblent faire partie du recensement général ordonné par Charles III (1778-79). 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 ici analysées 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 indemnes pour autant des difficultés ou systématiques ou aléatoires qui caractérisent ce genre de sources.

Tableau 2.1

Populations de la "zone-cible", par sexe. Listes nominatives coloniales, Bolivie, Nord de l' Argentine et Nord du Chili, 1777-1792.

Population/ Sexe	Sacaca et Acasio (Bolivie)	Yavi (Ar- gentine)	Sta.Cata- lina (Ar- gentine)	Rinco- nada (Ar- gentine)	Cochi- noca (Ar- gentine)	San P.de Atacama (Chili)	San Fco. Chuichui (Chili)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TOTAL	12.735	2.703	1.955	1.996	2.268	2.845	630
Hommes	6.842	1.302	993	1.007	1.167	1.340	313
Femmes	5.893	1.401	962	989	1.101	1.505	317
Hom./Fem.	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).

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 productives des adultes. Il y a parfois de grands-parents et des agrégés. 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" ou de "ménages".

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 2.1 présente des données résumées de ces populations. On peut constater que le rapport de masculinité a été relativement fort à Sacaca et Acasio (Bolivie) et faible à San Pedro de Atacama la Alta (Chili) et 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 San Francisco de Chuichui, ou Chiuchiu.

2.2. 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 (cf. l'exemple de Yavi, Annexes, série des graphiques A.1), et ce en premier lieu par groupes d'âges 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.

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 (cf. Annexe, Graphiques A.1), qu'elle soit conventionnelle (D) ou non (DnC). Plusieurs irrégularités se superposant 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, 1978-79; Nations Unies, 1955) afin d'évaluer les données de façon quantitative et synthétique. Dans ce but, nous avons fait appel aux indices de Whipple, de Myers et des Nations Unies, des mesures utilisées couramment lorsqu'il faut vérifier la qualité d'un dénombrement.

L'indice de Whipple cherche à déterminer 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.

Dans le tableau 2.2 l'on a inscrit les résultats de ces indices, en ajoutant des valeurs qui concernent quelques recensements modernes (ca 1970) de l'Amérique Latine.

Au regard des échelles d'évaluation assorties à ces indices (Boleda, 1987, pp.16-17), il faut reconnaître que les listes nominatives que nous a léguées la fin du XVIIIe 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, 1978-79), en particulier si l'on tient compte des indices de Whiple 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'âges des localités étudiées sont de petite taille.

Même si, à l'évidence, la qualité des sources coloniales 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 1), 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 la population observée réelle par l'ajustement d'une population modèle et, simultanément, d'obtenir les valeurs des indices

Tableau 2.2

Evaluation des listes nominatives de la "zone-cible". Comparaison avec des recensements contemporains de l'Amérique Latine (ca. 1970).

Populations	Myers		Whipple	UN
	Hommes	Femmes		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<u>Recensements Latino-américains (ca. 1970)</u>				
-Le Salvador	20,4	20,9	161,7	25,7
-Guatemala	19,9	24,4	163,9	27,7
-Haïti	26,2	24,7	170,6	37,6
-Mexique	15,5	18,6	148,0	18,7
-Nicaragua	28,3	27,9	185,2	31,1
-République Dominicaine	25,2	25,9	181,0	41,2
<u>Listes Nominatives Coloniales</u>				
-Sacaca et Acasio, 1792 (a)	48,0	(s/d)	176,6	(s/d)
-Yavi, 1779	28,1	31,1	140,1	167,8
-Sta. Catalina, 1779	35,0	34,6	82,2	343,9
-Rinconada, 1779	60,9	72,5	269,1	508,9
-Cochinoca, 1779	41,1	71,6	216,7	224,8
-San Pedro de Atacama la Alta, 1777	10,4	40,4	132,8	101,6
-San Francisco de Chuichui, 1777	12,5	36,1	115,9	347,9

(a) Sacaca et Acasio; données des hommes, seulement.

(S/d). Sin datos.

Sources: LN-792-SASIO; LN-779-YAVI; LN-779-STA; LN-779-RIN; LN-779-COC; LN-777-SPAA; LN-777-SFC; Chackiel et Macció (1978-79); Naciones Unidas (1955).

concernant la dynamique démographique de cette population, toujours sous l'hypothèse de stabilité.

2.3. L'étude des structures

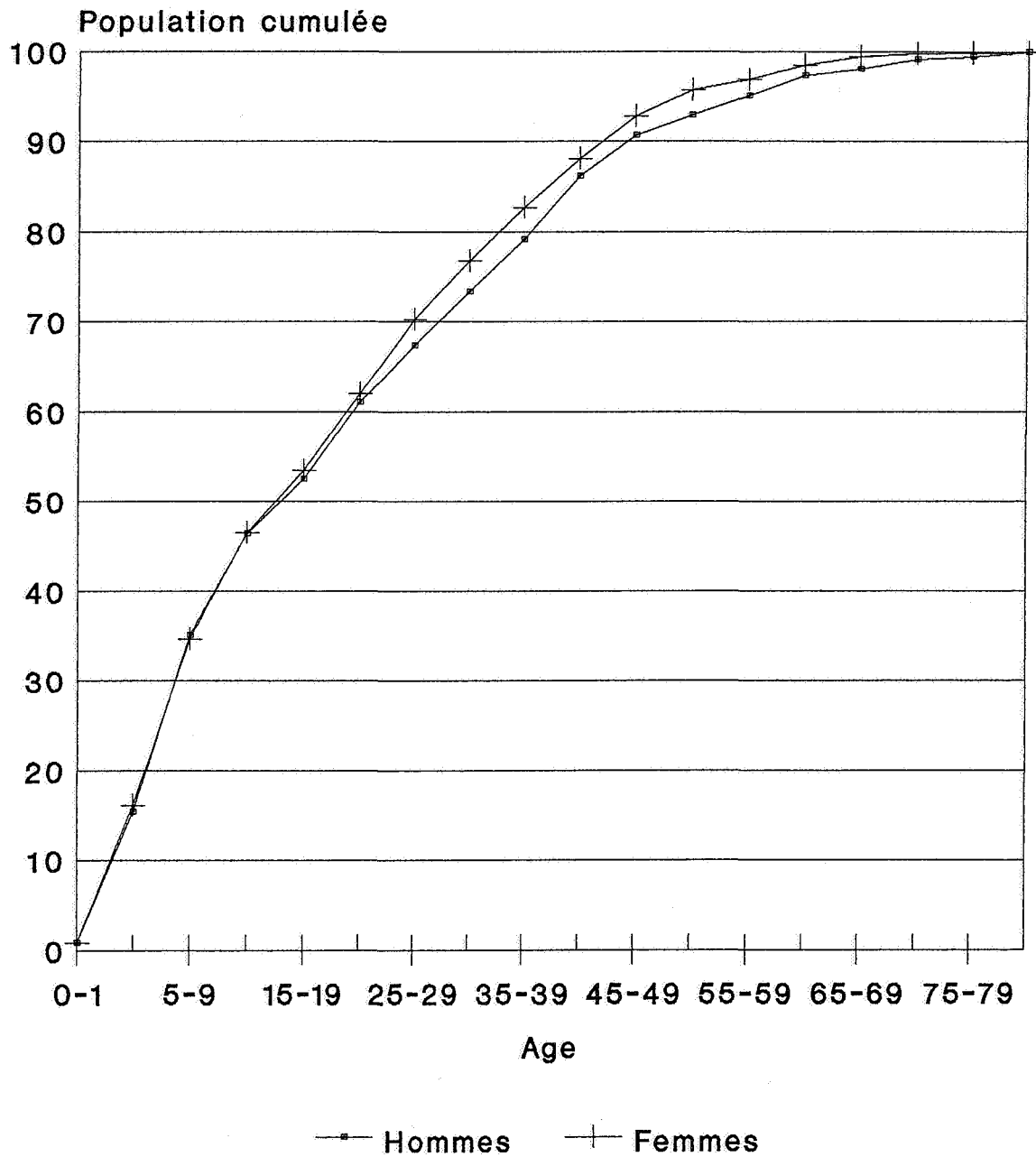
Utiliser des populations stables suppose une analyse relativement poussée des structures d'âges. On peut calculer, par exemple, des quotients $c(x) / cs(x)$ où le numérateur représente la fraction de population de la structure observée appartenant à un groupe d'âge déterminé, alors que le dénominateur 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) dont un exemple est le graphique 2.1. Ensuite, il est possible de calculer 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 ans, où il n'y a point 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 cumuls.

Les graphiques que nous avons ainsi obtenus nous ont indiqué que les écarts de Yavi correspondent au profil afro-asiatique (Nations Unies, 1967, chap.1), l'ajustement le plus adéquat se vérifiant à un taux d'accroissement égal à 1,75 % (cf. Annexe, série des graphiques B). Quant aux autres listes argentines, les résultats sont moins nets. En général, cependant, Santa Catalina et Cochinoca 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 %. 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 (Annexes, série des graphiques B.1 à B.6). Pour ce qui est de la liste bolivienne de San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio, 1792, les comparaisons concernant le sexe masculin semblent s'ajuster au profil latino-américain.

Graphique 2.1
Population cumulée par sexe et âge.
Exemple de Yavi, 1779.



Source: LN-779-YAVI.

2.4. L'estimation finale par modèles

Les structures observées donnent normalement accès aux modèles de Coale & Demeny (Nations Unies, 1967, chap. 1 et 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 comme suit:

$$c(a) = be^{-ra} p(a), \quad (2.1)$$

où

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

b est 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 localités, nous ne disposons d'aucune des informations qui nous 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 & Demeny (1966) en ce qui concerne les huit premiers niveaux de mortalité, soit 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:

$$b^M = b^F \frac{N^M}{N^F} \frac{P^F}{P^M}, \quad (2.2)$$

$$b^F = \frac{b^M}{\frac{N^M}{N^F}} \frac{P^M}{P^F}, \quad (2.3)$$

et

$$b^{F+M} = b^F \left(1 + \frac{N^M}{N^F}\right) \frac{P^F}{P^{F+M}}. \quad (2.4)$$

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 2.3 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: Cochinoca, 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 où l'écart entre ces deux

populations est inférieur à deux dixièmes d'année (26,43 et 26,27). Or, cette similitude extraordinaire disparaît lorsqu'on prend en compte les données par sexe où l'on constate des écarts très nets qui se trouvent s'être compensés au total.

Les quatre autres populations étudiées, soit San Luis de Francia de Sacaca et San Juan de Acasio (Bolivie), prises ensemble, 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.

Tableau 2.3

Dynamique démographique dans la "zone-cible", selon la méthode des populations stables (MEPS). Bolivie, Nord de l'Argentine et Nord du Chili. Pour 1.000 habitants les taux, en nombre d'années les espérances de vie, 1777-1792.

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

(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.

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 & Demeny (1966); application du MEPS.

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.

En fait, 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 2.3 est de 2,4 ans, alors que pour les femmes cet écart est de 4,4 ans et de 4,1 ans pour les hommes.