

Etude de l'homogamie dans un village des hauts plateaux guatémaltèques *

Claudine SAUVAIN-DUGERDIL

I. INTRODUCTION

1.1. Définition du phénomène: ses implications dans les processus évolutifs.

L'homogamie est par définition

«une déviation à la panmixie dans laquelle les individus semblables s'unissent préférentiellement (homogamie positive). Dans le cas contraire d'unions préférentielles entre individus dissemblables, on parle d'homogamie négative».¹

Homogamie ne doit pas être confondue avec sélection sexuelle. Celle-ci est un choix qui porte sur un certain phénotype (masculin ou féminin), plus précisément sur certaines caractéristiques phénotypiques plus prisées que d'autres. C'est souvent le cas pour des phénotypes rares, comme les cheveux blonds en Amérique latine. La sélection sexuelle introduit une modification dans les fréquences géniques des générations ultérieures, tandis que l'homogamie, si elle n'est pas accompagnée de fertilité différentielle, n'affecte que la distribution des génotypes et par conséquent la variance génétique. Dans une population pratiquant l'homogamie positive le nombre observé de génotypes homozygotes est supérieur à celui que l'on

trouverait dans un groupe panmictique². Il y a donc dans celle-là un plus grand nombre de génotypes extrêmes et une variance additive plus élevée. Un régime matrimonial opposé, homogamie négative, aura l'effet inverse d'augmenter le nombre de génotypes hétérozygotes et pourra, comme nous le verrons ci-dessous, modifier les fréquences géniques.

Prenons l'exemple d'un caractère simple déterminé par un allèle dominant (A) et un allèle récessif (a); p et q étant leurs fréquences respectives dans la population. A la génération n, si les unions se font au hasard (équilibre de Hardy-Weinberg)³, les fréquences génotypiques sont les suivantes:

$$\begin{array}{l} AA \quad p^2 \\ Aa \quad 2pq \\ aa \quad q^2 \end{array}$$

et les fréquences phénotypiques sont:

$$\begin{array}{l} A \quad p^2 + 2pq \\ a \quad q^2 \end{array}$$

A la génération n + 1, lorsqu'une fraction r de la population pratique l'homogamie positive, les fréquences génotypiques seront:

AA (1-r)p ²	+	r(1-q ²) (p/1-q ²) ²	=	(1-r)p ² + (rp ²)/1-q ²
Aa (1-r)2pq	+	r(1-q ²) (2p/1-q ²) (pq/1-q ²)	=	2(1-r)pq + (2rpq)/1 + q
aa (1-r)q ²	+	r(1-q ²) (pq/1-q ²) ²	+ rq ²	= (1-r)q ² + r(q ² + q ² (p-q))/1-q ²
fraction pan-		fraction homogame pour		homog. pour le phénotype
mictique		le phénotype dominant		récessif

Si l'homogamie est totale (r = 1) et les fréquences d'équilibre des deux allèles égales (p_n = q_n = 1/2), les fréquences génotypiques des hétérozygotes diminueront au rythme suivant:

$$\begin{array}{l} Aa_{n+1} = 2pq/1 + q = 1/3 \\ Aa_{n+2} = 1/4 \\ Aa_{n+3} = 1/5 \\ \text{etc.} \end{array}$$

* Thèse de M. A. de l'Université de Californie à Los Angeles, décembre 1973. Texte traduit et réduit de la version qui a obtenu le prix en Anthropologie physique du Concours international du XLI^e Congrès international des Américanistes (Mexico 1974) organisé en l'honneur du Congrès du Centenaire (Paris 1976).

¹ D'après Cavalli-Sforza et Bodmer (1971, p. 537).

² Panmictique: qualifie un groupe dans lequel les unions se font au hasard.

³ La loi de Hardy-Weinberg stipule que les fréquences génotypiques et géniques sont constantes d'une génération à l'autre si la population est de taille infinie, si elle n'est le siège ni de mutations, ni de sélection, ni de migrations et qu'elle est panmictique.

Si n loci déterminent le caractère étudié, il y a en outre corrélation entre gènes homologues qui, à l'équilibre, est égale à: $\hat{r} = r/(2n(1-r) + r)$, où r représente la fraction de la population qui est homogame et également le coefficient de corrélation entre époux. Dans le cas d'un caractère multifactoriel, l'homogamie ne provoquera donc qu'une augmentation minime du niveau d'homozygose, sauf si n est petit ou r très élevé.

L'excès du nombre de génotypes homozygotes affecte l'élément additif de la variance génétique:

$V_p = V_G + V_E$ où V_p est la variance phénotypique totale
 V_G la variance génotypique totale
 $V_G = V_A + V_D + V_I$
 V_A = variance additive
 V_D = variance de dominance
 V_I = variance d'interaction
 V_E est la variance due à l'environnement.

Après une génération d'homogamie positive, la variance additive sera:

$$V_{A_{n+1}} = V_{A_n} (1+r/2)$$

A l'équilibre $\hat{V}_A = V_{A_n}/1-r(1-1/2n) \approx V_{A_n}/1-r$ (si n est grand).

Dans le cas d'homogamie négative totale, en reprenant l'exemple d'un caractère déterminé par deux allèles A et a , un seul type d'union est possible, en l'occurrence entre les phénotypes A et a . Le premier est l'expression soit du génotype AA , soit du génotype Aa ; le second du génotype aa . Sans croisements entre génotypes Aa et AA , ce dernier

va disparaître. L'homogamie négative provoque donc des modifications dans les fréquences génétiques (Jacquard, 1974, pp. 254-261). En employant la même notation que ci-dessus, nous obtiendrons après une génération d'homogamie négative les fréquences génotypiques suivantes:

$$\begin{array}{ll} AA & (1-r)p^2 + r(o) = (1-r)p^2 \\ Aa & (1-r)2pq + r(p^2 + pq)/(p^2 + 2pq) = 2(1-r)pq + r(p^2 + pq)/1-q^2 \\ aa & (1-r)q^2 + r(pq)/(p^2 + 2pq) = (1-r)q^2 + rpq/1-q^2 \end{array}$$

Quoique le choix du conjoint ne s'effectue généralement pas à un niveau génétique, il existe cependant quelques cas d'homogamie pour des marqueurs génétiques simples (Cavalli-Sforza et Bodmer, 1971, p. 531 et ss.), par exemple pour des maladies récessives comme la surdité. De plus, dans une population dans laquelle une immigration récente a créé une forte stratification sociale, l'homogamie sociale, ou plutôt ethnique, peut provoquer un assortiment génétique secondaire qui durera tant que les mariages ne se feront pas au hasard entre les membres de la population originale et les nouveaux venus. Une illustration de ce cas existe en Australie où l'on trouve une corrélation entre groupes sanguins et patronymes.

Puisque l'homogamie se situe le plus souvent à un niveau phénotypique, il est évidemment important de connaître le degré d'héritabilité du caractère étudié afin de prédire l'effet qu'auront des unions homogames sur le patrimoine génétique des générations ultérieures. En introduisant l'influence de l'environnement dans la fraction additive de la variance génotypique, on obtient, à l'équilibre:

$$\hat{V}_A = V_{A_n}/1-\hat{r}(1-1/2n) \text{ ou } \hat{A} = rV_A/V_p = rh^2$$

h^2 = héritabilité

Des unions préférentielles pour un caractère à héritabilité faible n'affecteront pas la distribution génotypique des générations futures, comme elles le feraient pour des traits à héritabilité élevée. Une héritabilité faible signifie également qu'une altération du milieu peut modifier profondément le caractère en question. Par exemple, il est bien connu que la taille est influencée par le milieu et varie en fonction du groupe social et de la génération⁴. Par conséquent, l'homogamie physique doit

être contrôlée pour le niveau social et l'âge des époux. Le choix d'un conjoint appartenant au même milieu (temporel et spatial) que le sujet peut être la cause des corrélations physiques observées entre les époux.

1.2. Connaissance actuelle du sujet: rappel des études consacrées à l'homogamie dans l'espèce humaine

Le problème de la sélection sexuelle commençait à être abordé à la fin du siècle dernier après la publication du fameux ouvrage de Darwin (1874). Cependant c'est Karl Pearson (1896, 1903, etc.) qui fut le véritable pionnier des études sur l'*homogamie physique* chez l'homme: c'est lui qui créa le terme et le moyen de la mesurer, en l'occurrence le coefficient de corrélation de Pearson. En employant ses propres données anthropométriques et celles récoltées par Galton, il releva des corrélations statistiquement significatives entre époux pour leurs tailles, leurs envergures⁵, leurs avant-bras gauches⁵, la couleur de leurs yeux, leurs poids et leurs âges au décès.

Plutôt que d'examiner en détail toutes les publications consacrées à ce sujet⁶, nous avons regroupé les résultats des diverses études sur l'homogamie physique dans le tableau n° 1. Pour les principales mesures anthropométriques, nous avons relevé le nombre de coefficients de corrélation calculés et leur niveau de signification. Les caractères qui ont été les plus étudiés sont la taille et les dimensions de la tête:

⁵ Même en contrôlant pour la taille.

⁶ L'appendice II du travail présenté au prix du Centenaire du Congrès des Américanistes est un résumé chronologique des diverses publications intéressant ce sujet.

⁴ A un rythme de 0.1 à 0.5 déviations standards par génération.

68.6 % des corrélations pour la taille
13.6 % de celles pour l'indice céphalique
57.9 % de celles pour le diamètre bizygomatique
sont significatives statistiquement ($P \leq 0.05$).

Ce tableau de résultats suggère une tendance à l'homogamie positive pour le poids, la taille, la longueur du membre supérieur, la largeur biacromiale, les périmètres du bras et du poignet, le diamètre bizygomatique, la hauteur et la largeur du nez. Il serait hasardeux de tirer des conclusions sur l'homogamie de caractères qui n'ont été étudiés que dans cinq groupes ou même moins: tels l'indice cormique, la longueur du membre supérieur, le diamètre biacromial, les périmètres du bras et du poignet, la hauteur faciale.

Tableau 1. Résultats des études sur l'homogamie physique

Caractère	Nombre d'études dans lesquelles les coefficients de corrélation entre époux sont* :				Total
	non significatifs	0.05	0.01	0.001	
Poids	2	2	2	3	9
Taille	11	6	9	9	35
Taille assis	4	0	2	2	8
Indice cormique	4	0	1	0	5
Longueur membre sup.	0	0	1	1	2
Diamètre biacromial	0	1	0	1	2
Périmètre du bras	0	0	1	1	2
Périmètre du poignet	1	0	1	1	3
D.A.P.	9	1	2	0	12
D.T.	6	3	3	0	12
Indice céphalique	19	2	0	1	22
Diamètre bizygomatique	8	3	6	2	19
Hauteur faciale	2	1	0	0	3
Indice facial	12	0	1	2	15
Hauteur nasale	2	2	1	0	5
Largeur nasale	2	2	1	0	5
Indice nasal	9	1	0	0	10

* Niveaux de signification calculés par l'auteur à partir des tables de coefficients de corrélations données par Spühler (1967) et Suzanne (1967) et des résultats de l'auteur dans un échantillon d'étudiants suisses (Dugerdil et Wyss-Hamori, 1971).

Le niveau de signification a été calculé par la formule:

$$F_{1,N-2} = \frac{r^2}{1-r^2} (N-2) \quad \text{ou} \quad \frac{1}{r} = \sqrt{\frac{N-2}{F} + 1}$$

Selon de nombreux auteurs, l'homogamie sociale est un phénomène bien connu⁷. Pourtant, il n'existe qu'un nombre étonnamment restreint d'études détaillées dans ce domaine (moins de dix). Dans un bref rapport sur ce sujet⁸ nous concluons que « parmi les populations caucasoïdes, le phénomène d'homogamie sociale est largement répandu et ne tend pas à disparaître. Si l'assortiment pour certaines caractéristiques sociales semble diminuer avec le temps, c'est seulement parce que les variables définissant le niveau social changent.

⁷ Cf. Cavalli-Sforza et Bodmer (1971, p. 542): « Il est connu qu'il y a une forte corrélation entre époux pour leur statut socio-économique. L'homogamie sociale pourrait être élevée dans presque toutes les sociétés. »

⁸ Travail de trimestre à l'Université de Californie. Appendice III du travail présenté au prix du Centenaire du Congrès des Américanistes.

L'éducation, par exemple, aurait actuellement plus d'importance que le milieu familial. (...) L'absence d'études comparatives dans des populations non caucasoïdes ne nous permet pas d'émettre de conclusions quant à l'universalité de l'homogamie sociale dans l'espèce humaine».

L'âge est le caractère le plus fortement corrélé entre époux. Les seize études incluant ce trait concluent qu'il y a homogamie positive sur la base de coefficients de corrélation significatifs à 0.001. Parmi les Indiens Ramah Navaho (Spühler, 1967), aucune corrélation concernant la morphologie des époux n'est statistiquement significative, alors que celle pour l'âge est très élevée.

L'homogamie géographique tend à diminuer dans les sociétés industrielles. La rupture d'isolats est plus évidente dans les classes sociales supérieures. Néanmoins, les quelques études récentes sur le sujet (Girard, 1964; Suzanne, 1967) montrent que l'homogamie géographique est encore une réalité, même dans un échantillon d'étudiants (Dugerdil et Wyss-Hamori, 1971), groupe qui devrait être plus ouvert que le reste de la population.

Outre les études intéressant l'homogamie physique, sociale, géographique et pour l'âge des époux⁹, de nombreux documents sont consacrés aux aspects théoriques du phénomène. La loi d'équilibre de Hardy-Weinberg (1908)³, base des théories classiques de la génétique des populations, est le point de départ de tous les modèles mathématiques cherchant à expliquer les effets de l'homogamie¹⁰. Les modèles les plus simples supposent que toute la population pratique l'homogamie, que celle-ci n'est pas couplée à une fertilité différentielle en fonction des génotypes ou toute autre forme de sélection et que le caractère étudié est déterminé par un locus unique, autosomal avec deux allèles, sans dominance et non affecté par des facteurs du milieu. Puis les modèles se compliquent en introduisant l'influence de la dominance et, dans les cas de caractères multifactoriels, des effets inégaux des divers gènes, des fréquences géniques variant d'un locus à l'autre, et également le concept d'hérédité du trait étudié. Scudo et Karlin (1969) ont, en outre, introduit les effets de délais, de densité de la population et du taux de masculinité dans des modèles testant les conséquences de l'homogamie sur des gènes autosomes avec ou sans dominance et sur des gènes gonosomiques. Il y a effet de délais lorsque la fraction homogame de la population ne se marie pas en même temps que la fraction panmictique. Ces auteurs ont pu démontrer mathématiquement que, lorsque l'on prend en considération les facteurs énumérés ci-dessus, l'homogamie peut influencer les fréquences géniques des générations futures conduisant à un polymorphisme stable ou un état pur (fixation d'un allèle).

Mais, comme note Dahlberg (1948), gardons en mémoire que: « les modèles mathématiques sont importants, mais ils ne permettent pas de négliger la part expérimentale de toute recherche ». La dialectique est indispensable entre théorie et données; il semble actuellement que celles-ci infirment celle-là et qu'il faudrait trouver de nouveaux concepts traduisant mieux une réalité trop

⁹ Nous n'avons pas compulsé la documentation consacrée à l'homogamie pour des maladies, des défauts, les capacités mentales.

¹⁰ L'appendice I du travail présenté au prix du Centenaire du Congrès des Américanistes décrit les principaux modèles.



Fig. 1. Carte sommaire du Guatemala.

complexe pour souscrire aux modèles classiques de l'évolution.

Le problème du choix du conjoint a aussi intéressé les sociologues. Bien que cet aspect de la question dépasse notre propos présent, il nous semble intéressant de relever l'hypothèse de Rodman (1965), qui suggère que, suite à une première limitation à la panmixie – en l'occurrence le tabou de l'inceste – c'est le principe d'homogamie qui guide le choix du conjoint, mais que, en connaissant mieux le partenaire, il y a un besoin de complémentarité (hétérogamie) pour les traits de caractère.

1.3. But de notre étude. Hypothèse.

La littérature est très pauvre en données concernant l'homogamie des populations non caucasoïdes. A notre connaissance, il n'y a que trois études traitant cet aspect du problème: celle de Spühler (1967) chez les Indiens Ramah Navaho de la partie occidentale du Nouveau Mexique, celle de Elston (1961) chez des Lapons suédois et celle de Furusho (1961) sur des sujets japonais. Les Ramah Navaho étudiés par Spühler ne présentent aucune homogamie pour des traits physiques (13 mesures anthropométriques); l'âge est le seul caractère qui soit corrélié entre époux. Le coefficient de corrélation pour la taille des époux lapons, calculé par Elston, semble faible ($r = 0.22$); il ne nous donne cependant aucun renseignement sur l'homogamie de cette population. En effet, ne connaissant pas la taille de l'échantillon mesuré, nous ne pouvons calculer le niveau de signification statistique de ce coefficient. Pour autant qu'il soit possible de généraliser des données d'une seule étude, il n'y a pas d'homogamie pour la taille chez les Japonais.

Nous n'avons trouvé aucune référence bibliographique au sujet de l'homogamie sociale et géographique des populations non-caucasoides.

Cavalli-Sforza et Bodmer (1971) ont proposé une explication pour cette absence apparente d'homogamie physique: «En agrément avec l'idée qu'une grande partie des corrélations entre époux pour des caractères physiques est due à la stratification sociale ajoutée à l'homogamie sociale, les populations dont l'organisation sociale diffère probablement de celle des leucodermes, tels les Indiens Ramah Navaho et d'autres, ne présentent point d'homogamie physique.»

Il semble cependant précaire de conclure, sur la base des données très fragmentaires existant actuellement, qu'il n'y a point d'homogamie physique dans les populations non-caucasoides. Il serait donc intéressant de retester cette hypothèse au vu de nouvelles données.

Notre recherche représente non seulement une nouvelle étape dans la compréhension du phénomène de l'homogamie, mais fournit des mesures anthropométriques d'une population biologiquement peu connue. Le but de notre étude est donc de tester si, dans un échantillon d'Indiens maya, il y a:

- homogamie physique
- corrélations pour l'âge des époux
- homogamie sociale
- homogamie géographique

et si l'homogamie physique pourrait être expliquée par les autres types d'homogamie, ou du moins par un des autres, plus particulièrement par l'homogamie sociale.

II. DONNÉES

II. 1. Description générale de la population.

San Antonio Palopó est un «municipio» (commune) du département de Sololá dans les hauts plateaux guatémaltèques (voir cartes). L'agglomération principale, la «cabecera municipal», se nomme San Antonio Palopó. Elle est située sur les rives abruptes du lac Atitlán (1500 m d'altitude) et n'est atteinte par aucune route. On s'y rend à pied ou en bateau. En dépit de sa basse latitude (14.5° N), grâce à son altitude, San Antonio jouit d'un climat agréable: il ne connaît pas la chaude humidité des tropiques. L'été, appelé «invierno» bien que le Guatemala soit situé dans l'hémisphère nord, est la saison des pluies. Elle dure de juin à octobre, généralement coupée par une petite saison sèche en juillet; les précipitations les plus importantes tombent en septembre.

En 1964, le «municipio» comptait 3569 habitants, dont 1427 dans la localité principale. Entre les deux derniers recensements¹¹, 1950 et 1964, la population a augmenté de 2,6 %. Les perspectives pour 1973 sont respectivement de 4267 pour la commune et 1710 pour son chef-lieu. La taille maximum des familles indiennes rurales du département de Sololá, est de six enfants; elle est de cinq pour les Ladinos ruraux et tous les citoyens indiens ou ladinos¹². Le taux de mortalité infantile est

¹¹ Au moment de notre enquête (été 1973), nous ne possédions pas encore les données du recensement suivant (1973).

¹² Données du recensement de 1964, appendice IV du travail présenté au prix du Centenaire du Congrès des Américanistes.

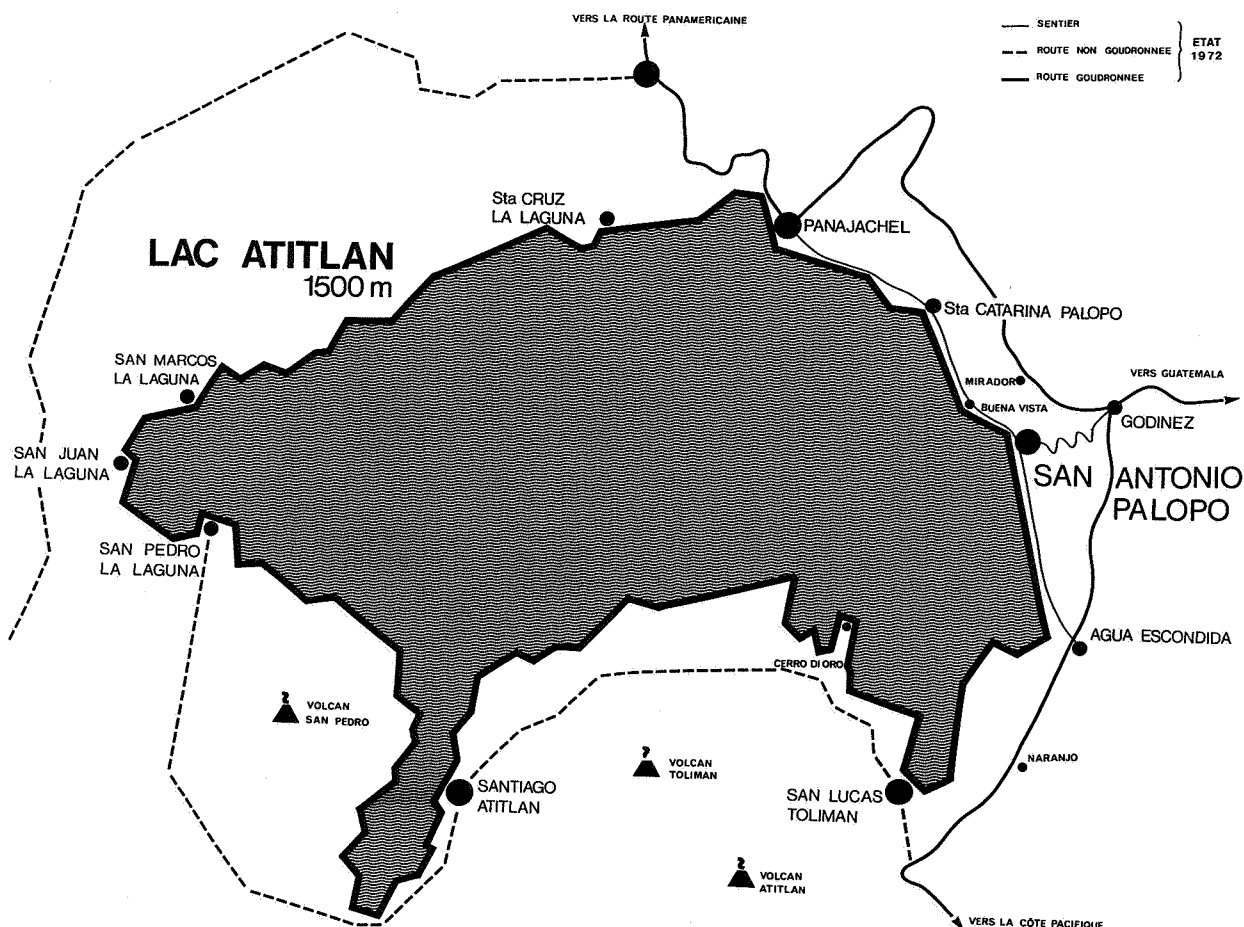


Fig. 2. Région du Lac Atitlán.

élevé: en 1950, 101,4 enfants, sur mille naissances, mouraient avant un an (Whetten, 1961), alors que la moyenne en Amérique latine est de 70 pour mille (Vallin, 1976). Ce chiffre est cependant bien inférieur à l'indice moyen d'Afrique noire: 200 pour mille, et au 300 pour mille que nous avons observé dans un groupe de Dogons du Mali (Sauvain-Dugerdil, 1977).

Les «Tuñecos» sont des Indiens maya. Ils parlent le cakchikel, un des seize différents dialectes parlés au Guatemala. Le terme «maya» se rapporte à une famille linguistique, il ne reflète aucune entité biologique:

«Dans l'état actuel de nos connaissances, tout semble appuyer le critère de non-existence d'un type somatique unique, aux caractéristiques représentatives des peuples de la famille linguistique maya, qui ont probablement habité la région depuis 2500 av. J.-C. Nous avons plutôt affaire à des groupes humains distincts provenant éventuellement d'un stock initial commun et par conséquent plus ou moins apparentés génétiquement, mais présentant des différences très marquées, résultats d'unions avec des groupes non maya qui envahirent la région à différentes époques.» (Traduit de Comas, 1966, p. 35.)

Les Espagnols furent les derniers envahisseurs ¹³

¹³ Les touristes leur ont succédé.

se métissant avec les populations indiennes. Les métis sont appelés Ladinos. En fait, la distinction entre Ladino et Indien est basée sur le degré d'acculturation plutôt que sur des caractéristiques biologiques. Toute personne n'épousant pas le mode de vie des Indiens, y compris les ressortissants d'autres pays d'Amérique latine et d'Europe, sont actuellement appelés Ladinos. La transition de l'Indien au Ladino peut prendre plus d'une génération.

La population de San Antonio Palopó est exclusivement indienne, à l'exception des quatre maîtres d'école, de l'infirmier et du secrétaire de mairie. Aucun de ceux-ci n'a de racines dans le village; ils ne font qu'y travailler, passant leurs congés dans d'autres villes ou villages où demeurent leurs familles. Tous les Ladinos que nous avons rencontrés portent des patronymes espagnols; en revanche, parmi la population indienne de San Antonio Palopó, si certains noms de famille sont typiquement espagnols, tels Perez, Lopez, Diaz, Sanchez, etc., d'autres sont d'origine maya: Calabay, Sicajan, Chocho, Choguaj, Tzorin, Xajil. Ce dernier était le nom de l'ultime roi cakchikel d'Iximché, l'ancienne capitale de cette ethnie (Guillemin, 1963). San Antonio Palopó est encore très isolé car, à défaut de chemin carrossable, il est exclu du réseau tentaculaire des compagnies guatémaltèques d'autobus.

On n'y trouve que les biens de consommation les plus élémentaires. Chaque famille produit le maïs,

les «frijoles» (haricots noirs) qui sont la base de sa nourriture; des «huisquiles» (cucurbitacée) la complètent parfois; café et volaille sont également consommés sur place. Les dix «tiendas» (épicerie) vendent: petits pains, œufs, sel, sucre, bonbons, sodas, bière, vin d'orange, bougies, alcool à brûler, perles, piles, savon, encens, cigarettes et parfois des tomates. La boucherie n'est guère ouverte plus d'une fois par semaine, faute de viande; en effet, puisque tout le terrain escarpé entourant le village est aménagé en terrasse pour l'agriculture, il n'y a pas de bétail à San Antonio Palopó. Lundi est jour de marché: quatre ou cinq commerçants viennent des villages voisins pour vendre du coton, des fruits, des petits pains et du poisson. Quelques colporteurs vont parfois de maison en maison, proposant des petits crabes ou des poissons, des œufs, des fruits. D'autres font le commerce du «kux», l'eau-de-vie illégalement distillée dans les villages.

Les femmes ne sortent guère du village, si ce n'est pour se rendre au marché hebdomadaire de Godinez (1 h. 30 de marche). Les hommes, en revanche, circulent beaucoup; ils ne s'absentent pourtant qu'exceptionnellement plus d'une journée. Ils vont en pirogue à San Lucas (deux heures), ou grimpent jusqu'à Godinez d'où un autobus les mènera dans les villes voisines sur les marchés desquelles ils pourront vendre leurs «cebollitos» (petits oignons), principale culture commercialisée de San Antonio, les «asuzenas», les blancs qui ornent les églises, et les graines d'anis. Il n'est pas rare qu'ils aillent proposer leurs produits jusqu'à la capitale¹⁴. En dépit de ces contacts avec l'extérieur, ils épousent toujours des femmes de leur village et portent le costume traditionnel. Les quelques individus qui lui ont préféré les pantalons sont des travailleurs saisonniers des plantations de coton de la côte pacifique. Le recensement de 1964 indique que pour l'ensemble du pays 24 % des hommes et 38,5 % des femmes portaient les vêtements traditionnels et que dans la commune de San Antonio le pourcentage est de 77 pour les hommes et 90 pour les femmes. La même source relève que 89 % des femmes et 60 % des hommes de cette commune ne possèdent pas de chaussures (56 % et 43 % à l'échelle nationale).

Quoique leur ressource principale soit l'agriculture, les Tuñecos la complètent généralement par une seconde, voire une troisième occupation, telle la pêche, la confection de nattes ou de meubles, des travaux dans la construction, un poste de gardien d'une des maisons de vacances de quelque citadin, l'exploitation d'un magasin ou d'une meule mécanique, le transport de marchandises ou la vente sur les marchés des récoltes d'autres Tuñecos que le commerce n'intéresse pas.

La vie du «municipio» est contrôlée par une organisation hiérarchique de fonctions civiles et religieuses. L'unique employé communal rémunéré est le secrétaire de mairie, Ladino qui vient chaque jour de Panajachel¹⁵. Les fonctions civiques et religieuses sont honorifiques, elles prennent du temps et n'offrent guère de compensations; les postes supérieurs requièrent même des dépenses qui peuvent être importantes. L'organisation civile n'est composée que d'hommes, mais les femmes collaborent aux fonctions religieuses de leurs maris.

¹⁴Une heure et demie de marche jusqu'à Godinez, puis trois heures d'autobus.

¹⁵Celui qui lui a succédé en 1974 habitait San Antonio Palopó et ne rejoignait sa famille que les jours de congé.

La durée du mandat est généralement d'une année, avec possibilité de renouvellement.

La loi guatémaltèque exige que tous les enfants aillent à l'école de 7 à 12 ans. Les faits cependant s'éloignent fort de la théorie. Le recensement de 1964 indique que dans l'ensemble du pays 63 % de la population âgée de 7 ans et plus est analphabète, 31 % dans la capitale et 85 % dans le département de Sololá et la commune de San Antonio Palopó. A l'école du village, 26 garçons et 24 filles sont dans la classe de «castilianization», préparatoire pour apprendre l'espagnol; 51 enfants sont en première année, 3 filles et 19 garçons sont en seconde, 8 garçons en troisième, 3 en quatrième, aucun en cinquième et un en sixième. Peu de filles suivent plus d'une année les classes car elles restent à la maison pour seconder leur mère.

Les unions sont rarement légalisées, la plupart des Tuñecos n'ayant pas les moyens financiers de s'offrir la cérémonie du mariage.

Le village est construit en pisé et en «baraque» (boue retenue par des bambous), une ou deux maisons sont en pierre. Les toits sont en chaume ou en tôle ondulée; quelques anciennes constructions sont recouvertes de tuiles. Les familles les plus pauvres vivent dans une seule pièce dans laquelle elles cuisinent, mangent et dorment; lorsqu'elles s'enrichissent, elles construisent une seconde hutte pour avoir une cuisine séparée. L'ameublement le plus simple est une natte posée à même le sol; les familles plus riches possèdent des lits, des chaises, une table pour l'image du saint, une radio, une montre. Dans toute l'agglomération, il n'y a qu'un seul réfrigérateur et un tourne-disque. L'électricité atteint le village depuis 1971; seules 40 familles ont pu l'installer dans leur maison. Les Tuñecos les plus aisés ont l'eau courante dans leur cour, les autres doivent aller la chercher à la fontaine la plus proche.

De la richesse dépend aussi le nombre d'animaux que possèdent les familles: volaille, lapins, cochons pour les fêtes et la vente, chevaux et mules pour les transports.

Si nous avons décrit avec quelques détails la situation des Tuñecos, c'est que cette définition est à la base de l'indice que nous avons créé pour circonscrire le niveau social des sujets étudiés.

Quelques comparaisons avec les données du recensement soulignent l'isolement de San Antonio Palopó qui apparaît plus éloigné des courants de renouveau que ne l'est l'ensemble du pays. Les données que nous avons récoltées dans le village montrent qu'il est plus traditionaliste que la commune entière (chiffres du recensement) incluant le hameau de Agua Escondida qui, situé sur la route reliant San Lucas à Godinez, compte plus de Ladinos que d'Indiens.

II.2. Méthodes

Pour tester l'hypothèse énoncée ci-dessus, quatre variables sont nécessaires: l'âge des sujets, leur origine géographique, leur statut social et un certain nombre de mensurations anthropométriques. Des informations sur l'origine géographique et sociale des parents sont également utiles pour définir celles des sujets.

Ces données ont été récoltées au cours d'un premier séjour à San Antonio Palopó (juin-septembre 1973)¹⁶.

¹⁶Un second séjour (juin-septembre 1974) a été consacré à l'étude des structures parentales (généalogies).

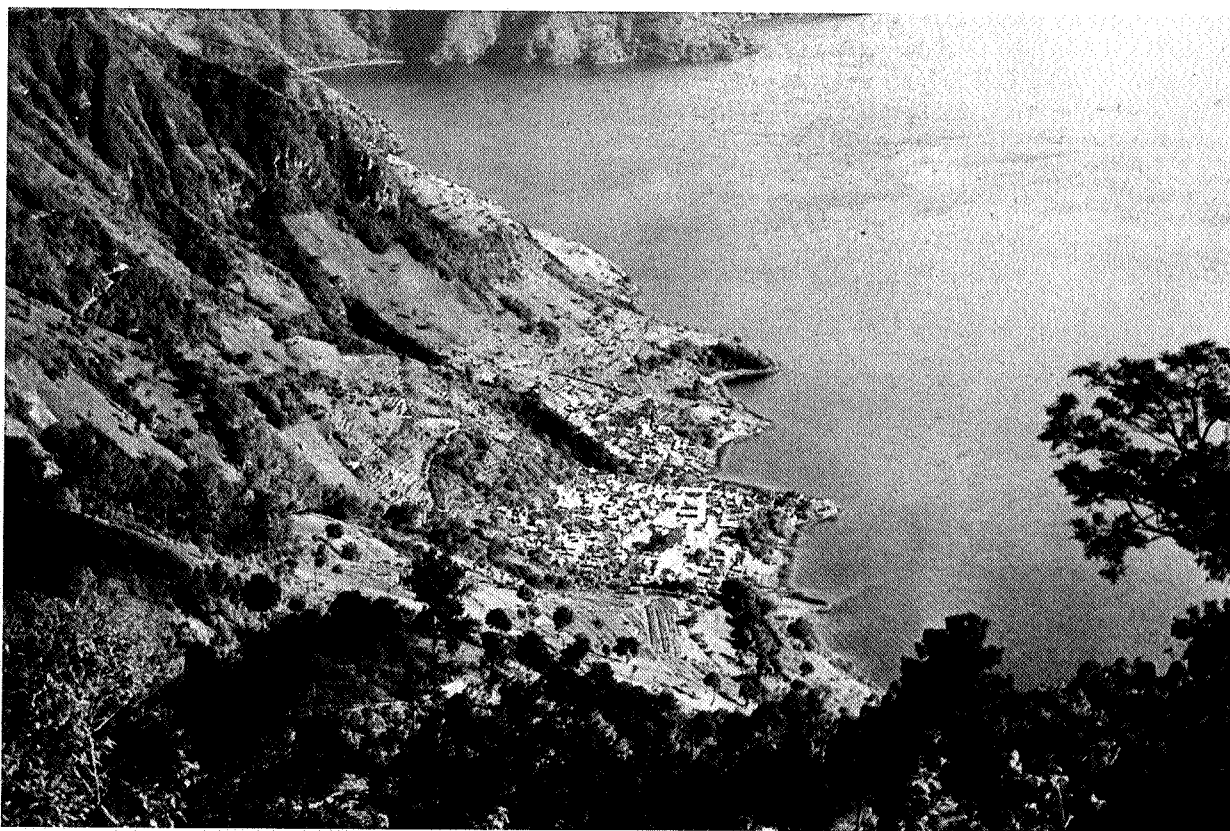


Fig. 3. San Antonio Palopó est situé sur les rives abruptes du Lac Atitlán.

La taille minimale de l'échantillon, permettant d'obtenir des résultats statistiquement significatifs, est estimée par l'intervalle de confiance d'une des mensurations:

$$\bar{x} \pm \frac{\alpha \sigma}{\sqrt{N}}$$

Nous avons basé notre estimation sur le trait physique probablement le plus caractéristique, c'est-à-dire la taille.

$\bar{x}$ est la taille moyenne

$\pm \frac{\alpha \sigma}{\sqrt{N}}$ est le degré de précision souhaité pour ce caractère.

Pour une précision de ± 1 cm, un niveau de signification de 0.05 et une déviation standard de 5¹⁷, le nombre minimum de couples à mesurer est égal à:

$$N = ((\alpha \cdot \sigma)/1)^2 = (1.96 \cdot 5)^2 = 96$$

Pour une précision de ± 1.5 cm, $N = 43$
de ± 2 cm, $N = 24$

Sur la base de ces chiffres, nous avons décidé qu'un échantillon de 50 couples (100 sujets) est un minimum, si le groupe étudié ne requiert pas de substratification.

Sur les 98 couples étudiés, 66 ont été retenus pour tester l'hypothèse. Deux «faux» couples ont dû

être éliminés¹⁸. Comme il était difficile de refuser de mesurer des amis ou parents plus âgés présents dans la maison du sujet lors de l'enquête¹⁹, notre échantillon était trop hétérogène du point de vue de l'âge; pour éviter une subdivision, seuls les couples dont le mari est âgé de moins de 39 ans ont été inclus dans les calculs.

Cette étude ne demande pas d'échantillonnage au hasard, mais le groupe doit être socialement hétérogène. Cette condition a été remplie puisque nos informateurs ont pu classer les couples en fonction de leur richesse.

C'est par trois intermédiaires différents que nous avons été introduite auprès des sujets: l'infirmière, Ramos Perez Perez, un des hommes les plus importants du village, et Pedro Perez Martin, notre informateur, hôte, interprète. En connaissant mieux les Tuñecos, nous eûmes des contacts directs avec quelques couples.

La première partie du travail de terrain consistait en mensurations anthropométriques et quelques questions «neutres», telles que nom, âge, nombre d'enfants. Les Tuñecos ont étonnamment bien accepté l'idée d'être mesurés; par contre, ils ne répondaient aux questions qu'avec réticence. Ils les

¹⁸ Un célibataire, ainsi qu'un époux dont la femme ne voulait pas être mesurée, désiraient néanmoins gagner les quelques «centavos» que nous offrions aux sujets. Ils vinrent se faire mesurer avec une cousine. Heureusement la supercherie a été découverte grâce aux informateurs qui classaient les couples selon leur richesse.

¹⁹ A la fin de notre séjour, les fonds diminuant, nous nous sommes restreinte à mesurer les jeunes couples. Les Tuñecos ne comprirent pas nos raisons et nous avons essuyé plus de refus qu'auparavant.

¹⁷ Valeur moyenne des données de Wauchope (1971), Comas (1966), Steggerda (1932).



Fig. 4. La population de San Antonio Palopó est exclusivement indienne.

associaient à celles posées en 1965 par des employés du gouvernement, dont la conséquence fut une hausse des impôts. Les couples étaient mesurés dans leur maison, parfois devant; dans quelques cas à l'infirmerie, chez Ramos Perez Perez ou encore dans notre habitation. Autant que possible les enquêtes se déroulaient à la même heure chaque jour (fin de l'après-midi). Les conditions de travail n'étaient pas parfaites car les gens ne rentraient chez eux qu'à la venue de l'averse quotidienne ou de la nuit. Les mensurations anthropométriques ont été prises selon la méthode de Martin.

Lorsque les couples étaient mesurés dans leur maison, nous pouvions relever les détails permettant de définir leur niveau social: qualité des murs, du toit, du sol, présence de fenêtres, de portes, de meubles, d'électricité, de radio, d'animaux, port de chaussures, de montre. Cette description a été complétée et vérifiée avec notre informateur, ainsi que lors d'une seconde visite diurne, dont le prétexte était d'accéder à leur désir d'être pris en photo. Grâce à la collaboration du secrétaire de mairie, nous avons eu accès aux registres civils. Il était ainsi possible de contrôler l'âge des sujets, leur lieu de naissance, les noms et lieux de naissance de leurs parents et parfois même de leurs grands-parents. Ces documents fournissaient également des indications concernant la profession des parents, leur âge à la naissance du sujet, le type de leur union, le niveau d'éducation du père et son aptitude à signer.

Les derniers renseignements ont été obtenus par le truchement de quelques informateurs. Il s'agit du nombre de frères et sœurs, de la profession, des fonctions religieuses et civiles, de la surface de terrain possédée, de la possession ou location de la maison, de l'acquisition d'une pirogue, de la localisation du domicile des parents ainsi que sa description.

Il n'existe aucune bonne carte de San Antonio Palopó. Le département de statistiques de la capitale a aimablement mis à notre disposition une copie de leur plan. Il ne comportait malheureusement que quelque vingt maisons sur les 500 du village. En conséquence, pour calculer les distances géographiques entre domiciles, nous avons travaillé avec des photos et un schéma personnel qui divise le village en huit zones, en suivant, autant que possible, la configuration du terrain (voir fig. 5). Des distances ont été calculées entre les domiciles des deux couples de parents des conjoints et entre la demeure du couple et celle de leurs parents. Elles ont été comparées à une estimation de la distance moyenne séparant deux maisons quelconques dans le village.

Une distance de

- 0 a été attribuée entre deux maisons situées dans la même zone
- 1 entre deux maisons de zones adjacentes
- 2 entre deux maisons séparées par une zone
- 3 entre deux maisons séparées par deux zones
- 4 si l'une des deux est en dehors du village.

La distance moyenne entre deux maisons quelconques du village est égale à:

$$4/9 \frac{1(0) + 3(1) + 2(2) + 2(3)}{9} +$$

- 4 zones extrêmes (des 8 zones):
- 2 zones sud
- 2 zones nord

$$2/9 \frac{1(0) + 5(1) + 2(2)}{9} +$$

2 zones centrales (sud)

$$2/9 \frac{1(0) + 5(1) + 2(2)}{9}$$

2 zones centrales (nord)

$$= (4/9) (13/9) + (2/9) (9/9) + (2/9) (9/9) = 1.197$$

Le niveau socio-économique des couples a été défini par un indice absolu et un indice relatif. L'indice social absolu est un regroupement codé et pondéré de caractéristiques que nous avons estimées importantes dans l'évaluation de la richesse des Tuñecos:

indice absolu = 3 (première occupation) + 2 (2^e occupation) + (3^e occupation) + 2 (fonction civile) + 2 (fonction religieuse) + (nicedème) + 2 (éducation du mari) + 2 (éducation de la femme) + (le mari signe-t-il?) + (la femme signe-t-elle?) + 2 (type d'union) + (souliers) + 2 (murs) + 2 (toit) + (plancher) + (fenêtres) + (portes) + 3 (nombre de huttes) + (les possèdent-ils?) + 3 (meubles) + 3 (terres) + (terrains vendus) / (22-NITEM)

où 22 est le nombre total de caractéristiques et NITEM le nombre de traits manquants.

L'indice social relatif est le rang moyen donné par dix informateurs. Le coefficient de concordance de Kendall a été employé pour tester l'association entre les dix classifications:

$$W = \frac{(k-1)r_s + 1}{k-1}$$

où k est le nombre de groupes à comparer, ici le nombre d'informateurs; r_s est la corrélation de rang (Spearman) moyenne entre toutes les paires d'informateurs.

Le niveau de signification du W est donné par un Chi carré:

$$\chi^2 = k(N-1)W \quad D.L. = (2-1)(N-1) = N-1$$

Le coefficient de concordance pour la classification des couples est égal à:

$$W = 0.5068 \quad \chi^2 = 359.8 \quad (D.L. = 71)$$

pour celle des parents du mari:

$$W = 0.6318 \quad \chi^2 = 448.58 \quad (D.L. = 71)$$

pour celle des parents de la femme:

$$W = 0.6777 \quad \chi^2 = 481.17 \quad (D.L. = 71)$$

Au vu du haut degré de signification statistique des coefficients de concordance, nous pouvons

conclure que les dix classifications concordent. Le rang moyen de chaque couple peut donc être employé comme indice social relatif.

Les corrélations de Spearman entre indices absolus et relatifs sont très élevées:

$$\begin{aligned} r_s &= -0.4569 \quad (P 0.001) \text{ pour les couples étudiés} \\ r_s &= -0.3690 \quad (P 0.002) \text{ pour les parents du mari} \\ r_s &= -0.5770 \quad (P 0.001) \text{ pour les parents de la femme.} \end{aligned}$$

La corrélation est négative, car l'indice absolu croît en remontant l'échelle sociale, alors que l'indice relatif décroît.

L'indice social employé dans les calculs est la somme de l'indice absolu et de l'inverse de l'indice relatif²⁰.

En fait, l'indice absolu a plus de poids; son amplitude est en effet plus grande.

La première étape de l'étude des données est l'observation de leur distribution, c'est le sujet du chapitre suivant.

Les programmes SPSS CODEBOOK (Nie, 1975) et BMDP5D ont calculé les fréquences absolues et relatives, les fréquences ajustées cumulées, les moyennes, les modes, les médians, les minima et maxima, amplitudes, déviations standards, erreurs standards, distorsions de la distribution, histogrammes et scattergrammes.

Des corrélations non paramétriques (SPSS NONPAR CORR) ont été employées dans tous les tests incluant le niveau social, donnée qui n'est pas distribuée normalement. En revanche, l'association entre époux pour leur âge, le nombre de leurs frères et sœurs, ainsi que pour les données anthropométriques, a été calculée par des corrélations de Pearson (SPSS PEARSON CORR).

II.3. Description de l'échantillon

II.3.1. Age

La variance de l'âge est plus grande chez les femmes (25.8 ans $\pm$ 6.82) que chez les hommes (28.7 ans $\pm$ 5.88). En effet, d'une part la limite supérieure de 38.9 ans a été appliquée aux maris, d'autre part, comme beaucoup de femmes sont plus jeunes que leur mari, leur âge minimum est inférieur à celui des hommes.

A la naissance de leur premier enfant, l'âge moyen des femmes est de 19.3 ans (mode 17), celui des hommes 21.8 ans (mode 22).

L'âge des parents à la naissance des sujets présente des pics:

Age moyen des pères à la naissance des sujets	des maris	des femmes
pics à	30.5 ans	30.4 ans
	23, 28, 32, 35, 40	23, 27, 34, 41
Age moyen des mères à la naissance des sujets	des maris	des femmes
pics à	25.9 ans	26.5 ans
	18, 22, 25, 29, 34	18, 23, 26, 30, 34

Ces pics indiquent très probablement les âges moyens aux naissances des premiers, deuxièmes, troisièmes... enfants. Si l'on suppose que tous les parents se sont approximativement mariés au même âge, leur âge à la naissance des sujets donne donc une indication sur le rang de celui-ci parmi ses frères et sœurs.

Grâce à la précocité des unions et à la jeunesse relative des couples étudiés, la majorité de leurs parents sont encore en vie:

70.8 % des pères des deux époux
66.7 % des mères des maris,
80.6 % des mères des femmes.

Ceci facilite la prise de renseignements sur la génération des parents.

²⁰ Indice social relatif soustrait au nombre de couples.

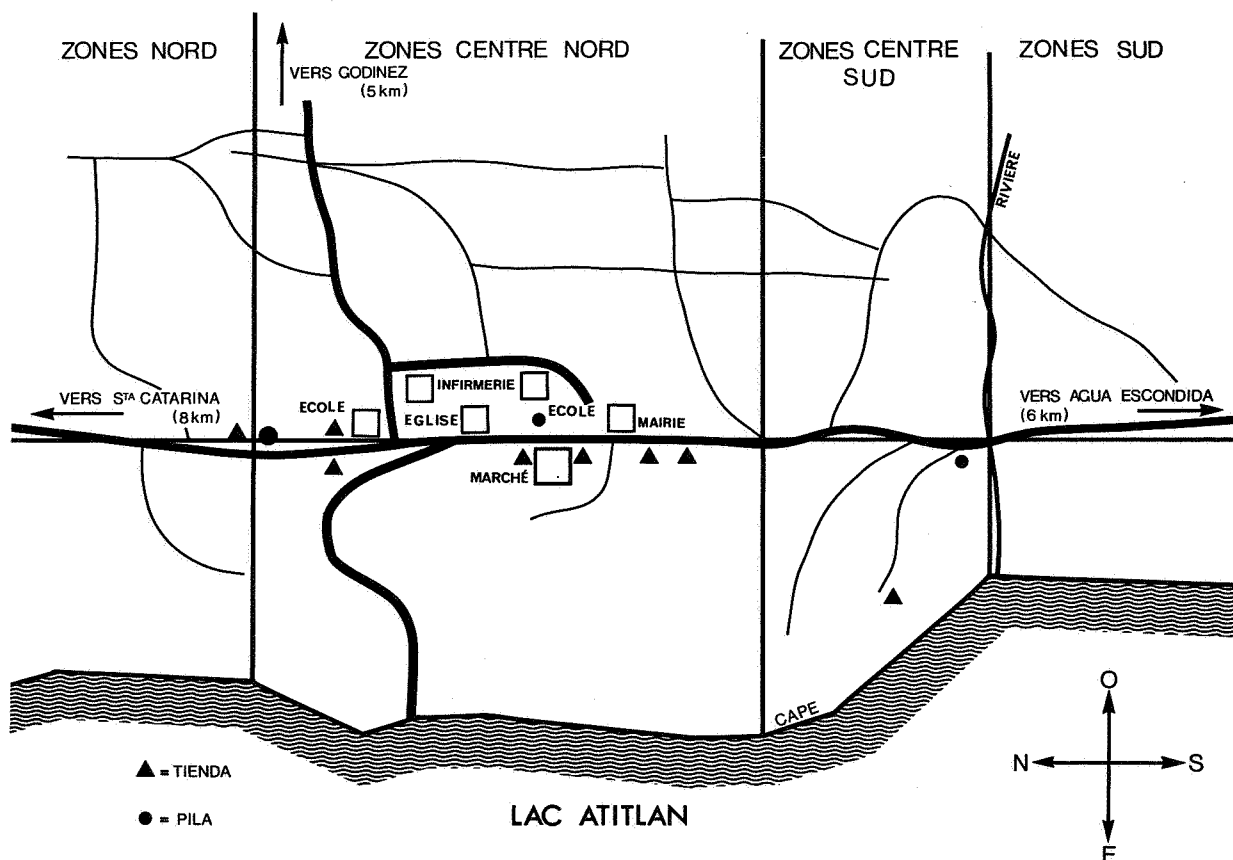


Fig. 5. Découpage en zones du village de San Antonio Palopó.

II.3.2. Données géographiques.

Des couples ont été mesurés dans les huit zones décrites ci-dessus (fig. 5). Toutes les subdivisions du village sont aussi représentées en ce qui concerne les domiciles des parents.

Dans huit couples, les parents d'un des conjoints vivent en dehors du village, mais dans les limites de la commune. La distance moyenne séparant deux maisons (cf. II.2) devra être modifiée en conséquence. Si huit parents vivent en dehors de l'agglomération, huit des 136 distances entre les maisons des couples et de leurs parents prennent la valeur 4. Il faut donc ajouter à la distance calculée un facteur correctif de $\frac{(8)}{136} \times 4 = 0.25$. Elle devient

$$1.197 + 0.25 = 1.447.$$

La distance moyenne entre les maisons des couples étudiés et celles de leurs parents est de :

0.41 (avec un mode de 0) pour les parents du mari
1.19 (avec un mode de 1) pour les parents de la femme.

Ces deux distances sont inférieures à celle séparant n'importe quelle maison. Les couples ont tendance à vivre plus près des parents du mari que de ceux de la femme ; en fait, ils commencent souvent leur vie conjugale dans la maison de ceux-là et construisent ensuite leur demeure sur le même site.

Huit sujets et treize de leurs parents sont nés en dehors du village (tableau 2). Aucun des époux étudiés n'est né en dehors du «municipio», trois de leurs mères le sont. Sur les vingt-et-une per-

sonnes nées hors du village, dix-sept sont des femmes, ou les pères des femmes. Le nombre de données manquantes est également plus élevé pour les femmes et leurs parents que pour les maris et leurs parents. Cela confirme ce que nous avons observé plus haut, à savoir que ce sont les femmes qui se déplacent pour aller habiter chez leur mari. Il semble que l'opposé était de règle chez les Maya pré-colombiens (V. W. von Hagen, 1960). En 1964, 2.9 % des Indiens habitant le «municipio» de San Antonio Palopó étaient nés hors du département : dans notre échantillon 1.15 % des parents le sont (trois mères). Il n'est guère possible d'émettre la moindre conclusion quant à l'évolution dans le temps, puisqu'elle est masquée par l'isolation plus grande du village par rapport à la commune entière.

II.3.3. Données socio-économiques.

La taille moyenne des familles étudiées est inférieure aux chiffres donnés dans le recensement de 1964 pour la population de plus de quinze ans du département de Solola : 3.8²¹ au lieu de 4.3 en-

²¹ Nombre moyen d'enfants dans les deux générations étudiées :

4.19 frères et sœurs du mari,

4.13 frères et sœurs de la femme,

c'est-à-dire $(5.19 + 5.13) / 2 = 5.16$ enfants dans la génération des parents.

2.5 enfants des couples étudiés,

c'est-à-dire $(5.16 + 2.5) / 2 = 3.83$.

Il est fort probable que les enfants morts en bas âge aient été omis.

fants. Notre échantillon compte en effet plus de jeunes couples que dans la population totale. La moyenne pour l'ensemble du pays est un peu plus basse (3.2). Notre maximum est plus élevé que celui du recensement (9 au lieu de 6). Pour autant que notre échantillon soit représentatif du village entier, on peut expliquer la similitude de la taille moyenne des familles dans l'ensemble du département en 1964 et dans le village de San Antonio en 1973 de deux façons. La première serait que la taille moyenne des familles du village et de celles de l'ensemble du département sont semblables et n'ont pas changé. La deuxième suppose deux tendances opposées: en 1964, les familles étaient plus grandes à San Antonio, plus agricole que le reste du département de Solola; mais ces neuf dernières années le nombre d'enfants a diminué. Il existe effectivement un programme de contrôle des naissances établi par l'INCAP. Une infirmière spécialisée est venue à San Antonio pour aborder le problème avec les femmes. A ma connaissance, une femme au moins applique la contraception orale. La plupart des Tuñecos en ont entendu parler, mais craignent des conséquences néfastes, comme le cancer; d'autre part, ils ne pratiqueront probablement aucune méthode contraceptive tant que l'Eglise catholique ne le recommande pas.

Les couples étudiés n'ont pas encore atteint la fin de leur période fertile: ils n'ont en moyenne que 2.5 enfants; alors que leurs parents en ont eu 5.2. Dans notre échantillon, vingt femmes au moins sont enceintes.

L'occupation principale de 76.5 % des maris est «jornalero», ouvrier agricole, recevant un salaire de cinquante «centavos»²² par jour. Ils sont trop jeunes pour posséder suffisamment de terres pour être autonomes. 62.0 % des pères sont agriculteurs mais travaillent occasionnellement comme «jornalero» pour quelqu'un d'autre (51.0 % des secondes occupations). Puisque les produits de la terre sont

les principales sources de richesse du village, il n'est guère étonnant que la grande majorité des Tuñecos soient «agricultores» ou «jornaleros». Les autres professions exercées comme première occupation sont: commerçant (5.9 % des maris, 1.45 % des pères), fabricant de nattes (1.5 % des maris, 2.3 % des pères), gardien de chalet (1.5 % des maris), artisan dans la construction (2.55 % des pères), propriétaire d'épicerie (1.55 % des pères).

Les sujets sont également trop jeunes pour avoir atteint de hautes positions dans les *hiérarchies civiles et religieuses*: la plupart d'entre eux appartiennent aux deux premières catégories de ces organisations (aucune fonction et première étape). Les pères sont représentés dans toutes les fonctions; cependant la majorité d'entre eux s'est arrêtée au troisième échelon de la hiérarchie civile et au quatrième de la hiérarchie religieuse.

Entre la génération des parents et celle des sujets, le niveau d'éducation a nettement évolué:

ont-ils été à l'école?

	oui	non	manque
maris	87.7 %	12.3 %	3
femmes	72.4 %	27.6 %	10
pères des maris	9.1 %	90.9 %	13
pères des femmes	22.2 %	77.8 %	23

Les registres civils ne donnent guère d'information sur l'éducation des mères.

91.85 % des sujets sont au moins capables de signer de leurs noms, alors que 37.95 % de leurs pères ont validé les déclarations de naissance par leur empreinte digitale. Au vu de ce que nous avons relevé plus haut au sujet de l'assiduité aux cours, le niveau d'éducation des femmes devrait être inférieur à celui des hommes. Dans nos résultats un biais a très probablement été introduit par le nombre de données manquantes. Nos sources sont les registres civils et des informateurs, principalement ces derniers en ce qui concerne les femmes. Il est probable que les informateurs ont plus de difficultés d'assurer qu'une femme ne signe pas plutôt que l'affirmative. Ainsi les données manquantes incluent plus de sujets incapables de signer.

Tableau 2. Lieu de naissance des sujets et de leurs parents

Lieu de naissance	Maris	Pères des maris	Mères des maris	Femmes	Pères des femmes	Mères des femmes
Village:						
Fréquences absolues	62	59	59	58	53	50
Fréquences relatives ajustées*	95.4 %	98.3 %	96.7 %	92.1 %	93.7 %	89.3 %
Commune:						
Fréquences absolues	3	1	1	5	4	4
Fréquences relatives ajustées	4.6 %	1.7 %	1.6 %	7.9 %	7.0 %	7.1 %
Département:						
Fréquences absolues	0	0	1	0	0	2
Fréquences relatives ajustées			1.6 %			3.6 %
Données manquantes:						
Fréquences absolues	3	8	7	5	11	12
Total:						
Fréquences absolues	68	68	68	68	68	68

* Excluent les valeurs manquantes.



Fig. 6. Les jeunes couples possèdent moins d'animaux que leurs parents.

82.1 % des couples étudiés ne sont pas officiellement mariés, 68.55 % de leurs parents ne le sont pas non plus. En vieillissant, les couples accroissent leur richesse et donc peuvent s'offrir une cérémonie de mariage.

Le port de chaussures est la seule caractéristique vestimentaire donnant quelque indication sur la richesse d'un Tuñeco. En effet, un individu riche porte exactement les mêmes vêtements qu'une personne plus pauvre; simplement, ce dernier les renouvellera plus souvent. Toutes les femmes examinées sont nu-pieds, 53.7 % des hommes le sont.

En 1964, dans l'ensemble du «municipio», 60 % des hommes l'étaient.

Comme on pouvait l'attendre, les sujets ont des maisons plus simples, moins de meubles, d'animaux et de terrain que leurs parents. La majorité d'entre eux n'ont qu'une seule hutte aux parois de «barajeque», au toit de chaume et sol de terre battue; la ou les fenêtre(s) et la porte n'ont pas d'encadrement. 77.9 % d'entre eux sont cependant propriétaires de leur maison. Les parents, eux, possèdent généralement une grande maison, ou deux petites, en pisé, au toit de tôle ondulée et au sol cimenté. 60.25 % de leurs maisons ont des fenêtres avec encadrement et 58.65 % ont des portes pouvant se fermer. L'indice décrivant l'ameublement est, chez les sujets, inférieur de 12 points à celui des parents du mari et de 31 points à celui des parents de la femme.

En moyenne les couples étudiés ont 2.2 «cuerdas» de terrain de moins que leurs parents.

Les indices socio-économiques des parents de la femme ont une variabilité plus importante que ceux des parents de l'époux. Ceux des premiers s'étendent de 31.69 à 206.93, ceux des seconds de 19.34 à 141.55.

Le niveau social des couples semble lié à l'âge des parents à leur naissance, donc à leur rang de naissance. Nous avons calculé des corrélations de Spearman entre l'indice social du couple et l'âge de :

la mère du mari à la naissance de celui-ci :
 $r_s = 0.3349$ ($P < 0.035$)

du père du mari à la naissance de celui-ci :
 $r_s = 0.2725$ ($P < 0.07$)

la mère de la femme à la naissance de celle-là :
 $r_s = 0.2397$ ($P < 0.10$)

du père de la femme à la naissance de celle-là :
 $r_s = 0.3477$ ($P < 0.03$)

Ceci peut être expliqué par le fait que, généralement, le dernier enfant reste plus longtemps à la charge de ses parents. N'ayant pas à subvenir aux besoins de sa propre famille, il peut s'acheter une radio, une montre, une pirogue... En effet, le jeune couple ne contribue jamais au coût de la nourriture et du logement tant qu'il vit avec ses parents.

II.3.4 Anthropométrie.

Comme nous l'avons déjà relevé dans l'introduction, l'anthropométrie des Indiens maya est mal connue. Wauchope (1971) et Comas (1965, 1966, 1971) ont regroupé les connaissances actuelles. La plupart de ces moyennes sont calculées sur de très petits échantillons et aucune information n'est donnée sur l'âge des sujets mesurés; ces études sont en outre relativement anciennes. Tout en gardant en mémoire ces restrictions et le fait que les populations maya ne correspondent pas à une entité biologique, nous tenterons d'insérer nos données dans un cadre plus large.

La comparaison de l'anthropométrie de tous les Tuñecos mesurés à celle de ceux qui ont été inclus dans les calculs (couples dont le mari est âgé de 38.9 ans ou moins), nous donnera quelques indications sur l'effet de l'âge.

La pigmentation n'a pas été étudiée car la couleur des yeux et des cheveux est trop homogène et celle de la peau requiert des instruments trop encombrants.

Le poids a été mesuré sans chaussures, chapeau, ni veste. Parmi les hommes, la moyenne des plus jeunes ne s'écarte guère de celle de l'échantillon entier (tableau 3), ce n'est pas le cas pour les femmes car vingt (au moins), parmi les plus jeunes, sont enceintes. Les données concernant l'homogamie pour le poids ne pourront donc guère être prises en considération.

Jusqu'à une taille de 1640 mm, le poids moyen devrait être égal à la taille moins 100 (Comas, 1965). Dans notre échantillon, ceci est vérifié pour les hommes; ce n'est pas le cas pour les femmes à cause du nombre d'entre elles qui sont enceintes.

Les Tuñecos mesurés sont de petite taille. Tous les sujets masculins mesurent entre 1413 mm et 1657 mm.

Catégories	Limites	% de Tuñecos
Très grands	1800 mm	0
Grands	1700-1799	0
Moyens	1600-1699	12
Petits	1500-1599	60
Très petits	1500	28

La taille des femmes de San Antonio Palopó est comparable à celle des autres Indiennes maya, alors que seul un groupe masculin²³ a une taille moyenne inférieure à celle des hommes de notre échantillon: huit hommes, Uspantèc de El Quiché (Aloja, 1939).

Les auteurs du «Handbook of Middle American Indians» suggèrent qu'il y a deux centres de petite taille: une dans la partie septentrionale de l'Etat

²³ Trois groupes si l'on ne considère que les Tuñecos plus jeunes que 39 ans.

de Oaxaca (Mexique) et l'autre dans la zone montagneuse du Guatemala (Indiens Quiché, Ixil, Chuj, Uspantèc et Aguatèc). La taille moyenne de ce dernier groupe se situe entre 1530 et 1540 mm pour les hommes, 1402 et 1417 mm pour les femmes. Ce noyau est entouré par une zone de tailles légèrement plus élevées (1545 à 1570 mm et 1415 à 1454 mm): les Tzutuhil, Cakchikel, Pocoman, Chorti, Mam, Jacalteco, Tzeltal, Tzotzil, Chol et les Maya du Yucatan.

Dans notre échantillon, les hommes ont en moyenne 1 cm de moins que ceux du noyau de petite taille. Il est difficile de savoir si les Cakchikel ont été mal classés dans Wauchope (1971) ou si, à San Antonio Palopó, les gens sont plus petits que dans les autres villages cakchikel. Les données de Aloja, Steward et Mendez (in: Wauchope, 1971) confirment la seconde explication. Un régime avitaminé pourrait expliquer la petite taille des Tuñecos. Newman (1960) estime que dans les Hauts Plateaux guatémaltèques une sélection s'opère contre les personnes de corpulence forte. Un apport faible de calories et de protéines, accompagné de déficience en vitamines A, complexe B et C, plus des parasites intestinaux, du travail pénible physiquement et un climat relativement rigoureux (grands écarts de température) «ne laissent pas grand-chose pour la croissance et la maturation. Leur petite taille est donc une adaptation à long terme à un milieu total difficile»²⁴. Cet auteur compare la corpulence de diverses populations par l'indice: taille / 3 $\sqrt{\text{poids}}$. Des données de Steward sur les Cakchikel, il obtint 41.77 pour les hommes de Patzun et 41.80 pour ceux de Solola. De nos mensurations,

²⁴ Traduit de Newman (1960).

Tableau 3. Anthropométrie des Tuñecos

Caractère	Tous les sujets				Jeunes sujets *			
	masculins		féminins		masculins		féminins	
	$\bar{x}$ ***	V	$\bar{x}$	V	$\bar{x}$	V	$\bar{x}$	V
Poids (kg)	52.6	11.08	46.5	12.40	52.8	10.15	47.3	11.30
Taille (mm)	1529	3.44	1417	3.15	1536	3.49	1422	3.13
Taille assis	776	4.97	714	4.59	777	4.65	720	4.08
Indice cormique	50.8	4.33	50.4	4.56	50.6	4.15	50.6	4.14
Longueur membre supérieur	732	4.17	671	4.06	736	4.16	671	3.91
Indice membre supérieur	47.9	2.92	47.3	2.75	47.9	2.51	47.2	2.33
Diamètre biacromial	426	4.06	389	4.72	428	4.44	390	4.73
Indice biacromial	27.9	3.58	27.4	4.36	27.9	3.58	27.4	4.36
Périmètre maximum du bras	219	7.79	219	7.54	220.2	7.16	219	6.80
Périmètre du poignet	148	5.43	139	4.84	149	5.44	140	4.21
D.A.P.**	186	3.00	179	3.11	186	3.21	179	3.01
D.T.**	149	3.21	144	3.41	148	3.16	144	3.40
Indice céphalique	80.1	3.37	80.4	3.97	79.7	3.38	80.4	3.73
Diamètre bizygomatique	138	3.25	132	3.57	138	3.22	133	3.73
Hauteur faciale	113	5.15	104	5.63	113	5.23	104	6.09
Indice facial	81.9	5.12	78.8	5.46	81.9	5.47	78.8	5.59
Hauteur nasale	48	7.25	43	8.26	48	7.24	42	8.06
Largeur nasale	38	7.73	34	7.90	37	6.39	33	7.86
Indice nasal	79.2	10.08	79.1	9.72	77.1	10.02	78.6	10.11

* Couples dont le mari est âgé de 38.9 ans ou moins.

** D.A.P. = diamètre antéro-postérieur (tête).

D.T. = diamètre transverse (tête).

*** $\bar{x}$ = moyenne.

V = coefficient de variation = (déviatoin standard/moyenne) x 100.

**** Les valeurs ont été arrondies.



Fig. 7. Les Tuñecos sont de petite taille et leurs épaules sont larges.

nous obtenons 40.77 pour tous les hommes et 40.96 pour les plus jeunes (39.36 et 39.28 pour les femmes). Un seul échantillon de Newman a une valeur inférieure à la nôtre: 40.86 chez les Tzeltal (Huixtan).

Les Tuñecos vivent-ils dans un milieu vraiment hostile?

Il y a augmentation diachronique de la taille: le groupe plus jeune a respectivement 7 cm de plus chez les hommes et 5 chez les femmes. La différence moins importante chez les femmes est probablement due à leur taille plus menue et à la plus grande dispersion de leur âge dans l'échantillon.

Les valeurs européennes extrêmes pour le dimorphisme sexuel (taille de l'homme si celle de la femme est égale à 100) sont 109.0 et 105.7 (Macédoniens et Bernois de l'Oberland suisse)²⁵. Les Tuñecos se situent entre les deux: 107.9.

Comme prévu, la *taille assis* est, elle aussi, spécialement basse. L'âge semble moins affecter la taille assis des femmes que celle des hommes (voir aussi III. 4).

L'*indice cormique*²⁶ est à peine supérieur au minimum trouvé chez les Indiens d'Amérique (49.7 en Arizona). Les Maya de la région de petite taille ont un indice cormique entre 53.0 et 53.4. Dans notre échantillon il est de 50.6, ce qui signifie

que la longueur des jambes est équivalente à la taille assis. Selon la nomenclature de Vallois (in: Olivier, 1969), les Tuñecos sont brachycormes, ce qui est une caractéristique des mélanodermes. Les caucasoides tendent à être mésocormes (indice environ 52) et les mongoloïdes macrocormes (env. 53). Cet indice est généralement plus faible pour les sujets plus grands et légèrement plus élevé chez les femmes que chez les hommes; il est plus petit chez les individus adaptés aux climats chauds.

Dans les données de Comas sur les Indiens d'Amérique centrale, quatre groupes ont un indice cormique proche de celui des Tuñecos:

- 50.26 pour des paysans du Tarasco (sud du Mexique)
- 50.80 pour des Indiens Pima (frontière entre l'Arizona et l'Etat de Sonora)
- 50.87 pour des pêcheurs du Tarasco
- 51.20 pour des Tarahumara (Chihuahua).

Ils sont cependant beaucoup plus grands que les Tuñecos; leurs tailles respectives sont: 1614, 1696, 1599 et 1630 mm.

Parmi les groupes féminins de Comas aucun indice n'est aussi bas que le nôtre. Nos valeurs ne concordent pas avec celles de Mendez (1963). Dans son échantillon d'Indiens cakchikel, l'indice cormique est de 54.3. Il est plus élevé que chez les Guatémaltèques citadins.

Aucune donnée comparative n'est disponible pour les mensurations du membre supérieur. Après avoir éliminé les couples plus âgés, la *longueur du membre supérieur* augmente parmi les hommes, mais ne change pas dans le groupe de femmes. Nous avons observé le contraire pour la taille assis: une augmentation parmi les femmes mais pas parmi les hommes.

L'*indice de longueur du membre supérieur*²⁷ ne semble pas affecté par l'âge, comme c'est le cas pour la plupart des indices. En se référant aux chiffres donnés par Olivier (1969), l'indice moyen des Tuñecos tombe dans la catégorie «long», caractéristique des mélanodermes (Noirs d'Afrique: 46, Négrilles: 47), plutôt que des Blancs et des Jaunes (44 à 45). Si les bras, eux aussi, sont exceptionnellement longs, nous pouvons légitimement rejeter l'hypothèse d'erreur de mesure dans la taille assis. En effet, la longueur du membre supérieur est fortement corrélée à celle du membre inférieur qui a été calculée en soustrayant la taille assis de la taille.

Le *périmètre maximum du bras*, légèrement au-dessous du deltoïde, donne la mesure du développement musculaire d'une personne. D'après nos données, il diminue en fonction de l'âge chez les hommes; le changement est minime chez les femmes. Ces dernières poursuivent-elles de dures tâches toute leur existence, alors que les hommes, à un moment donné, les confient à des sujets plus jeunes?

Le *périmètre minimum du poignet* traduit plus particulièrement ce qui se rapporte à l'ossature. Il ne varie pas avec l'âge dans notre échantillon.

Le *diamètre biacromial* a une moyenne élevée, spécialement pour des personnes aussi petites.

Sa valeur relative, l'*indice biacromial*²⁸, ou indice de largeur des épaules, est particulièrement

²⁵ Données de Hiernaux dans Stini (1972).

²⁶ Indice cormique = (taille assis/taille) 100.

²⁷ Indice de longueur du membre supérieur = (longueur du membre supérieur/taille) 100.

²⁸ Indice biacromial = (diamètre biacromial/taille) 100.

haut, comme le laissait supposer une taille menue et de larges épaules. Il est légèrement plus bas chez les femmes et ne semble pas être modifié par l'âge.

L'indice céphalique²⁹ moyen des Tuñecos est similaire à celui que d'Aloja (1939) avait calculé dans un échantillon quiché et cakchikel. Il est supérieur à ceux calculés dans d'autres groupes d'Indiens maya, sauf les Maya du Yucatan.

Le Tuñeco moyen est mésocéphale, proche de la limite de la brachycéphalie :

Catégorie	Limites	Proportion de Tuñecos (%)	
		♂	♀
dolichocéphales	≤ 75.9	9.1	4.5
mésocéphales	76-80.9	53.0	46.9
brachycéphales	81-85.4	33.3	45.4
hyperbrachycéph.	≥ 85.5	4.6	3.2

Les femmes ont un indice plus élevé; il est en effet bien connu qu'elles tendent à être plus brachycéphales que les hommes.

Une corrélation négative a été relevée par Pittard (in: Olivier, 1969) entre taille et indice céphalique: les individus plus grands sont plus dolichocéphales. C'est le cas dans notre échantillon. La mésocéphalie et la brachycéphalie sont des caractéristiques des caucasoïdes et des mongoloïdes.

L'indice facial³⁰ n'est pas modifié en excluant de l'échantillon les sujets les plus âgés. Les hommes sont euryprosopes, ils ont une face basse et large; ce caractère est encore plus accentué chez les femmes qui sont hypereuryprosopes. Le dimorphisme sexuel correspond à ce qui est généralement observé.

Cet indice est très variable; toutefois les Blancs passent en général pour avoir une face plus étroite que les Noirs et les Jaunes. Les chiffres concernant les Indiens maya («Handbook of Middle American Indians») sont plus élevés que ceux que nous avons relevés: les Tuñecos ont donc une face plus large et plus courte.

Leur nez est également plus large que ceux des Maya dont les mensurations sont connues. La déviation standard de leur indice nasal³¹ est plus élevée. Les Tuñecos sont mésorhiniens, caractéristique des populations asiatiques. Les femmes ont généralement un nez plus étroit que les hommes (indice plus bas), c'est le contraire dans le cas présent.

Le tableau 4 résume les effets de l'âge sur les traits physiques des Tuñecos étudiés. Il agit différemment selon le sexe: on constate, en effet, une plus grande corrélation entre l'âge et les mensurations des femmes qu'entre l'âge et les mensurations des hommes. La seule corrélation statistiquement significative entre l'âge de ces dernières et leur aspect physique est relative à leur taille; cette relation négative est due à ce que la longueur des jambes a tendance à décroître avec l'âge.

²⁹ Indice céphalique = $\frac{\text{diamètre antéro-postérieur (D.A.P.)}}{\text{diamètre transverse (D.T.)}} \times 100$

³⁰ Indice facial = $\frac{\text{hauteur faciale morphologique}}{\text{diamètre bizygomatique}} \times 100$

³¹ Indice nasal = $\left(\frac{\text{largeur nasale}}{\text{hauteur nasale}}\right) \times 100$.

Chez les femmes, la taille ne semble pas dépendre significativement de l'âge, mais celui-ci influence leur diamètre biacromial, leur indice biacromial, le périmètre de leur bras, la longueur de leur tête (D.A.P.), leur largeur bizygomatique, leur indice facial (corrélation négative) et la largeur de leur nez.

Les données de ce tableau ne correspondent pas exactement aux remarques préliminaires au sujet de l'effet de l'âge. Elles étaient basées sur la comparaison entre l'échantillon entier et le groupe, excluant les couples dont le mari est âgé de plus de 38,9 ans. En effet, le tableau 4 est le résultat de corrélations entre des variables continues (âges-mensurations), il rend donc mieux compte du phénomène qu'un parallèle entre deux groupes dont l'un inclut l'autre.

Les caractères physiques des femmes sont plus fortement corrélés entre eux que ne le sont ceux des hommes. Le poids et la taille déterminent dans une large mesure les autres traits; seuls la largeur nasale et les indices céphalique, cormique, facial, nasal, biacromial et du membre supérieur ne sont pas significativement corrélés au poids; seuls les indices céphalique, nasal et biacromial sont indépendants de la taille. Notre propos n'est pas d'entrer dans le détail des corrélations entre les différentes parties du corps; elles sont l'objet de l'appendice VII du travail que nous avons présenté au prix du Centenaire du Congrès des Américanistes.

L'indice cormique est la variable la plus fortement influencée par le niveau socio-économique du sujet et ses origines sociales, en l'occurrence le niveau social de ses parents (tableau 5). Cette relation est, chez les femmes, le fait de corrélations négatives entre le niveau social et la taille assis.

Tableau 4. Influence de l'âge sur les mensurations

Niveau de signification des corrélations entre l'âge et les caractères physiques

Caractère	Hommes	Femmes	Sexes réunis
Poids	NS	NS	NS
Taille	*	NS	NS
Taille assis	NS	NS	NS
Indice cormique	NS	NS	NS
Longueur des jambes	*	NS	NS
Diamètre biacromial	NS	*	*
Indice biacromial	NS	*	**
Longueur membre supérieur	NS	NS	NS
Indice membre supérieur	NS	NS	NS
Périmètre maximum du bras	NS	*	NS
Périmètre du poignet	NS	NS	NS
D.A.P.	NS	*	***
D.T.	NS	NS	**
Indice céphalique	NS	NS	NS
Diamètre bizygomatique	NS	*	**
Hauteur faciale	NS	NS	NS
Indice facial	NS	*	NS
Hauteur nasale	NS	NS	**
Largeur nasale	NS	*	**
Indice nasal	NS	NS	NS

Légende: NS statistiquement non significatif
 * significatif à 0.05
 ** significatif à 0.01
 *** significatif à 0.001
 - coefficient négatif

En remontant l'échelle sociale, les individus ont donc, proportionnellement à leur taille, des membres plus courts et un tronc plus long, également une taille plus faible chez les femmes. Faut-il conclure que les personnes aux longs membres n'ont pas eu un régime aussi riche que ceux aux membres plus courts, mais au tronc plus développé? Stini (1972) aboutit à des conclusions opposées. Il a comparé les proportions corporelles d'une population colombienne au régime déficient en protéines à celles de divers groupes habitant dans des milieux variés. Il n'a pas relevé de différence évidente. Dans son échantillon colombien de 63 hommes et 63 femmes, les indices cormiques sont respectivement 52.0 et 52.4. Ces chiffres sont inférieurs de 0.2 et 0.5 points aux moyennes des Blancs des Etats-Unis. Ils ont 1.8 et 2.0 points de plus que dans notre groupe de Tuñecos.

Nos observations sont également en contradiction avec les données de Mendez: son échantillon de Guatémaltèques de la ville, mieux nourris que les Indiens, ont des jambes proportionnellement plus longues. Il est évident qu'un facteur ethnique a pu biaiser ces résultats. De nouvelles études sur l'influence du régime alimentaire sur les proportions corporelles seraient nécessaires.

L'indice biacromial des hommes est négativement corrélié au niveau social de leurs parents. Dans les couches sociales les plus élevées, les hommes auraient donc à la fois un tronc plus long et plus étroit, proportionnellement à leur taille, que les hommes moins riches dont le régime est presque totalement déficient en protéines animales. Cette corrélation n'est pas significative chez les femmes; en revanche, les périmètres de leurs bras et poignets,

indices de leur corpulence et de leur ossature, croissent avec leur niveau socio-économique, le premier n'étant influencé que par le niveau socio-économique des beaux-parents. Il serait intéressant de savoir si cette relation est le fait d'homogamie socio-économique ou de l'influence du milieu dans lequel vit le couple, plus proche de celui des parents du mari, puisque la plupart des jeunes couples demeurent quelques années avec ceux-ci. L'homogamie est le sujet du chapitre suivant (cf. III.2).

Le niveau socio-économique des parents du mari influence plus l'anthropométrie des sujets que celui des parents de la femme et que celui du couple lui-même. Une influence à court terme peut être la cause des corrélations entre le niveau social des beaux-parents et le poids, ainsi que le périmètre du bras des femmes, puisqu'il s'agit de caractères facilement modelables par le milieu.

D'une manière générale, les mensurations des femmes semblent plus affectées par le milieu social que ne le sont celles des hommes.

Les mensurations des femmes semblent également plus sensibles à l'âge des parents à leur naissance. En fait, celui-ci n'influence guère les mensurations (voir tableau 6) à part celles de la tête. La brachycéphalie des femmes augmente avec l'âge de leurs parents et surtout de leur mère. Les premiers-nés, dont les mères sont jeunes, auraient-ils une tête plus allongée à cause d'un accouchement plus difficile?

Nous pouvons conclure ce survol de l'anthropométrie des Tuñecos en disant qu'ils sont spécialement petits et larges, avec de très longs membres par rapport à leur taille. Leurs indices cormique et

Tableau 5. Influence du statut socio-économique sur les mensurations
Niveau de signification des coefficients de corrélation entre niveau social et traits physiques

Caractère	Mensurations du mari et statut social des parents						Mensurations de la femme et statut social des parents					
	du couple		du mari		de la femme		du couple		du mari		de la femme	
	τ	r_s	τ	r_s	τ	r_s	τ	r_s	τ	r_s	τ	r_s
Age	—	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Poids	—	—	NS	NS	NS	NS	NS	NS	*	*	NS	NS
Taille	NS	—	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	—	—
Taille assis	NS	NS	NS	NS	—	—	*	*	**	***	NS	—
Indice cormique	—	NS	NS	NS	*	*	*	*	*	*	**	***
Longueur des jambes	—*	—*	NS	NS	NS	—	—	—	NS	NS	—**	—***
Longueur membre sup.	—*	—*	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Indice membre supérieur	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	—	—	—	NS
Diamètre biacromial	NS	NS	—*	—	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Indice biacromial	NS	NS	—*	—*	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Périmètre du bras	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	**	**	NS	NS
Périmètre du poignet	NS	NS	—	—	NS	NS	*	*	**	**	NS	NS
D.A.P.	NS	NS	NS	NS	—	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
D.T.	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	—	—	NS	NS
Indice céphalique	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Diamètre bizygomatique	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	*	—
Hauteur faciale	NS	NS	NS	NS	—	—	NS	NS	NS	NS	—	—
Indice facial	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Hauteur nasale	—	—	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Largeur nasale	NS	NS	—*	—*	—**	—***	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Indice nasal	—*	—*	—*	—*	—*	—*	NS	NS	NS	NS	NS	NS

Légende: cf. tableau 4, plus: . pour un coefficient significatif à 0.1.
 τ est le coefficient de corrélation de Kendall, r_s celui de Spearman.

Tableau 6. Influence de l'âge des parents à la naissance des sujets sur les mensurations de ceux-ci (τ de Kendall)

Caractère	Mensurations			
	du mari		de la femme	
	âge du père	de la mère	âge du père	de la mère
Poids	NS	NS	NS	NS
Taille	NS	NS	NS	NS
Taille assis	NS	NS	NS	NS
Indice cormique	NS	NS	NS	NS
Longueur des jambes	NS	NS	NS	NS
Long. membre sup.	NS	NS	NS	NS
Indice membre sup.	NS	NS	NS	NS
Diamètre biacromial	NS	NS	NS	NS
Indice biacromial	NS	NS	NS	NS
Périmètre du bras	NS	NS	NS	NS
Périmètre du poignet	NS	NS	NS	NS
D.A.P.	NS	NS	NS	NS
D.T.	NS	NS	NS	NS
Indice céphalique	NS	NS	NS	NS
Diamètre bizygomatique	NS	NS	NS	NS
Hauteur faciale	NS	NS	NS	NS
Indice facial	NS	NS	NS	NS
Hauteur nasale	NS	NS	NS	NS
Largeur nasale	NS	NS	NS	NS
Indice nasal	NS	NS	NS	NS

Légende: NS corrélation statistiquement non significative
 . niveau de signification = 0.1
 * niveau de signification = 0.05
 ** niveau de signification = 0.01
 *** niveau de signification = 0.001
 - corrélation négative

du membre supérieur sont comparables à ceux que l'on connaît chez les mélanodermes. Au vu de la corrélation négative entre longueur des membres et statut social, ainsi que de l'influence certaine de ce dernier sur le régime alimentaire, principalement sur l'apport en protéines animales, nous avons émis l'hypothèse d'une relation négative entre la qualité de l'alimentation et la longueur des membres (ou positive entre celle-là et la taille assis). Cette relation pourrait aussi apporter une explication à la valeur spécialement basse de leur indice cormique, comparée à celles des autres groupes maya: un plus grand isolement, des conditions matérielles plus dures pourraient être à l'origine des longs membres des Tuñecos. L'influence du régime alimentaire sur la morphologie, sujet qui, à notre connaissance, n'a pas été l'objet de travaux exhaustifs, devrait cependant être étudiée plus en détail avant qu'il soit possible de conclure sur son universalité.

III. HOMOGAMIE

III.1. Homogamie pour l'âge et le nombre de frères et sœurs.

Vu la faible variabilité de l'âge au mariage, la corrélation pour l'âge des époux est hautement significative. C'est la plus élevée de nos résultats:

$$r \text{ (Pearson)} = 0.8578 \quad (P < 0.001)$$

Dans la génération précédente, les conjoints avaient aussi des âges analogues: la corrélation entre les âges des parents

$$\begin{aligned} \text{de l'époux est égale à: } r &= 0.8057 \quad (P < 0.001) \\ \text{de l'épouse} \quad r &= 0.6564 \quad (P < 0.001) \end{aligned}$$

Il y a aussi relation entre les âges des pères et beaux-pères:

$$r = 0.4355 \quad (P < 0.006)$$

et des mères et belles-mères:

$$r = 0.3553 \quad (P < 0.03)$$

Ces deux dernières corrélations suggèrent qu'il y a homogamie pour l'ordre de naissance parmi les frères et sœurs.

La corrélation pour le nombre de frères et sœurs n'est statistiquement pas significative: $r = 0.1535$ ($P > 0.1$).

Cette variable, qui ne nous semble pas importante dans l'estimation de la richesse des familles à San Antonio Palopó, n'avait pas été incluse dans l'indice social.

III.2. Homogamie géographique.

Il est évidemment impossible d'étudier l'homogamie des origines géographiques d'époux dont 94 % d'entre eux et 95 % de leurs parents sont nés dans le même village. Nous pouvons cependant examiner si un facteur de proximité des domiciles joue un rôle dans le choix d'un époux à San Antonio Palopó.

Comme dans la comparaison de la distance séparant les domiciles des couples et ceux de leurs parents à la distance moyenne entre deux maisons (cf. II.3), celle-ci doit être modifiée en fonction des huit couples de parents vivant en dehors du village:

$$1.197^* + (8/68)4^{**} = 1.667$$

* distance moyenne entre deux maisons quelconques du village (cf. II.2)

** facteur correctif: 8 des 68 distances entre les domiciles des parents auront une valeur de 4.

Dans aucun cas les parents des deux conjoints habitent en dehors du village. 77.2 % des deux domiciles sont situés dans la même zone ou dans deux zones adjacentes.

La distance moyenne séparant le domicile des parents du mari de celui des parents de la femme est égale à 1.410, ce qui est inférieur à la distance entre n'importe quelles maisons calculée ci-dessus. Un facteur de proximité a donc très probablement une certaine importance dans le choix du conjoint. Il est plus facile pour un jeune homme de rencontrer une jeune fille demeurant dans la même partie du village que lui, car les demoiselles, et les femmes en général, ne se promènent guère sans but dans le village. Elles ne vont qu'au marché, au moulin à maïs, à la fontaine, à l'épicerie ou au lac pour faire la lessive.

III.3. Homogamie sociale.

Aucune corrélation entre les statuts sociaux des parents des deux conjoints n'est statistiquement significative. Ce test a été calculé une première fois sur l'indice social global, puis séparément sur l'indice absolu et l'indice relatif: le même résultat négatif a été obtenu dans les trois cas.

Une absence d'homogamie sociale entre époux est rare: la littérature, à notre connaissance, ne cite aucune observation similaire. Cependant, il n'existe pas d'étude comparable dans des sociétés pré-industrielles. Les réponses des Tuñecos sur les critères influençant le choix d'un époux corroborent ce résultat. Un seul homme cita la richesse de la future épouse; une femme qui respecte ses parents, travaille bien et ne perd pas son temps à errer dans le village est un bon parti. Le maire du village déclara que seul l'amour compte, les Tuñecos n'attachent pas la moindre importance aux origines socio-économiques de leur femme³². Cette absence d'homogamie pour les caractéristiques socio-économiques ne peut pas être le fait d'un échantillon trop homogène, puisque, nous l'avons noté plus haut (II.3.3), ce n'est pas le cas. Les coutumes locales pourraient expliquer la faible valeur des coefficients de corrélations. Les Tuñecos savent qui est plus aisé et qui l'est moins au village; en effet, les dix informateurs n'eurent pas de peine à classer les couples mesurés, même s'ils commençaient par déclarer que c'est inutile puisque tout le monde est pauvre à San Antonio Palopó. Néanmoins, on ne trouve guère de signes extérieurs évidents de richesse; la vie quotidienne est semblable pour tous. Chacun porte le costume traditionnel, transporte sa cargaison de bois et cultive son «milpa» (champ de maïs). Toutes les femmes cuisinent au feu de bois, vont faire moudre leur maïs sur la meule mécanique et préparent les «tortillas». Les familles les plus riches mangent probablement plus souvent de la viande et des œufs, possèdent une demeure plus grande et plus confortable, plus de terrain et engagent des ouvriers pour les seconder.

³² Le point de vue des femmes n'a pas été exposé, d'une part parce que nos informateurs étaient des hommes, les femmes étant souvent réticentes à répondre aux questions et ne sachant guère l'espagnol, d'autre part parce que leur avis n'a pas l'air de compter beaucoup: elles se bornent à accepter, éventuellement refuser, le prétendant.

Des études comparables dans d'autres populations pré-industrielles pourraient permettre de situer le seuil au-dessus duquel il y aurait homogamie sociale. Mais il faudrait définir l'échelle sur laquelle placer ce seuil: organisation sociale, technologie, degré d'industrialisation?

Nous nous bornons donc à conclure que, dans l'échantillon étudié à San Antonio Palopó, il n'y a pas d'homogamie en ce qui concerne les occupations et fonctions des pères des époux, l'éducation des conjoints, le type de maison et la surface de terrain qu'ils possèdent, ainsi que leur richesse globale estimée par leurs concitoyens.

III.4. Homogamie physique.

Les corrélations entre époux pour leurs tailles assis et leurs indices cormiques (tableau 8) sont telles qu'il y a une probabilité inférieure à 0.001 d'obtenir le même résultat au hasard. Les Tuñecos sont également homogames pour le périmètre du bras, la longueur du membre inférieur³³ et le poids, ce dernier en dépit du nombre élevé de femmes enceintes. Les coefficients pour la taille et le diamètre biacromial correspondent à un niveau de signification de 0.1 que nous ne pouvons pas considérer comme significatif.

Une corrélation non significative pour la taille est surprenante lorsqu'il y en a une forte pour la taille assis et l'indice cormique et un peu moins élevée pour la longueur du membre inférieur. Nous avons donc vérifié la normalité de la distribution de nos données afin d'éviter une erreur dans le calcul du niveau de signification des coefficients de corrélations, erreur qui pourrait provenir d'un écart à cette distribution. Dans notre population totale, et pour les deux sexes, le poids, la taille assis et le périmètre du bras ont des distributions qui s'éloignent significativement de la normale, soit par leur asymétrie, soit par leur aplatissement. Il en est de même pour la largeur du nez des hommes, ainsi que du diamètre biacromial et de la circonférence du poignet des femmes. Dans l'échantillon retenu pour les calculs (couples dans lesquels le mari est âgé de moins de 39 ans), seuls le poids, le diamètre biacromial et le périmètre du bras des

³³ La longueur du membre inférieur n'a pas été mesurée mais calculée en soustrayant la taille assis de la taille.

Tableau 7. Homogamie sociale

		Indice social absolu	Parents de la femme Indice social relatif	Indice social global*
Parents du mari	indice social absolu	$r_s^{**} = 0.1257$ sign. 0.169	0.2225 sign. 0.04	0.0172 sign. 0.448
	indice social relatif	$r_s = 0.0989$ sign. 0.226	0.1378 sign. 0.147	-0.0512 sign. 0.349
	indice social global *	$r_s = -0.1507$ sign. 0.125	-0.2683 sign. 0.019	-0.1507 sign. 0.438

Légende: * Indice global = Indice social absolu plus l'inverse de l'indice social relatif. Pour le détail du calcul de ces indices cf. II.2.

** r_s = coefficient de corrélation non paramétrique (Spearman).

sign. = niveau de signification statistique du coefficient

femmes ont une distribution significativement différente de la distribution normale. Ceci confirme l'importance de l'homogénéité de l'échantillon quant à l'âge des sujets. L'absence d'écart à la normalité des mensurations des hommes confirme ce que nous avons noté plus haut, à savoir que les caractères physiques des femmes sont plus variables que ceux des hommes (cf. II.3.4). En testant la normalité des données, notre but est de vérifier la validité des niveaux de significations des corrélations observées entre époux pour leur taille et leur taille assis. Chez les hommes, la distribution de la taille a des probabilités de 0.94 et 0.48 (respectivement en ce qui concerne l'asymétrie et l'aplatissement de la courbe) d'être normale. Chez les femmes ces probabilités sont de 0.83 et 0.77. La taille assis a également une probabilité supérieure à 0.05 d'être distribuée normalement; cependant, chez les femmes cette probabilité est proche du niveau de signification (0.07 et 0.14). Dans cette distribution, nous observons une valeur extrême nettement plus basse que toutes les autres. En la supprimant, un nouveau test de normalité donne des probabilités de 0.65 et 0.60 de correspondre à la courbe de Gauss. Sans le couple incluant cette valeur extrême, le coefficient de corrélation devient:

$$r = 0.4420 \quad (P < 0.001).$$

En conséquence, la déviation à la normalité observée dans la distribution de la taille assis n'affecte pas le niveau de signification du coefficient de corrélation.

Quant à l'écart à la normalité de la distribution du poids, elle est bien connue en anthropométrie, et n'est pas surprenante. Voici donc une seconde

raison d'être très prudent dans l'interprétation des corrélations entre époux pour ce caractère ³⁴.

Comme dans la distribution de la taille assis, un cas extrême est la cause de l'asymétrie de la courbe de distribution du diamètre biacromial et de celle du périmètre du bras. Sans cette valeur, leurs distributions peuvent à nouveau être considérées comme gaussiennes, avec des probabilités de:

$$0.55 \text{ et } p.93 \text{ pour le diamètre biacromial} \\ 0.17 \text{ et } 0.67 \text{ pour le périmètre du bras.}$$

Les corrélations entre époux deviennent:

$$\text{diamètre biacromial: } r = 0.2856$$

$$\text{périmètre du bras: } r = 0.3265 \quad (0.05 > P > 0.01)$$

Pour le premier caractère, le niveau de signification a passé de 0.1 à 0.05, pour le second de 0.01 à 0.05.

La taille est plus fortement déterminée par la longueur des jambes que par la taille assis ³⁵. Chez les femmes, taille et longueur des jambes sont toutes deux corrélées négativement avec leur statut social (cf. tableau 5), la première reste constante chez les hommes. Chez les femmes, la taille assis croît avec leur niveau socio-économique, elle reste constante chez les hommes. Dans les deux sexes, l'indice cormique augmente avec le niveau social. L'âge et la taille, comme l'âge et la longueur des jambes, sont corrélées négativement (cf. tableau 4)

³⁴ La première raison est le nombre de femmes enceintes.

³⁵ Cf. corrélation entre les différentes mensurations. Appendice VII du travail présenté au prix du Centenaire du Congrès des Américanistes.

Tableau 8. Homogamie physique
Niveau de signification des coefficients de corrélation (Pearson)

Caractère	Etude présente à San Antonio N = 66	Etudiants suisses ¹ N = 60	Echantillon belge ² N = 130	Ann Harbour ³ N = 205
Poids	(*)	NS	**	*
Taille		**	**	**
Taille assis	*** [***]	.	**	*
Indice cormique	***	/	/	/
Longueur des jambes	**	/	/	/
Longueur membre supérieur	NS	/	**	/
Indice membre supérieur	NS	/	/	/
Diamètre biacromial	. [*]	NS	NS	*
Indice biacromial	NS	/	/	/
Périmètre du bras	** [*]	/	**	/
Périmètre du poignet	NS	NS	**	**
D.A.P.	NS	NS	NS	*
D.T.	NS	.	NS	**
Indice céphalique	NS	/	/	/
Diamètre bizygomatique	NS	NS	**	*
Hauteur faciale	NS	NS	/	/
Indice facial	NS	/	/	/
Hauteur nasale	NS	NS	*	*
Largeur nasale	NS	NS	—*	*
Indice nasal	NS	/	/	/

Légende: NS non significatif
* significatif à 0.1
* significatif à 0.05

** significatif à 0.01
*** significatif à 0.001
— corrélation négative
/ donnée manquante

¹ Dugerdil et Wyss-Hamori. 1971 (non publié).

² Suzanne (1967)

³ Spühler (1967)

Remarques: Le résultat concernant le poids est entre parenthèses vu les restrictions émises à son sujet. Entre [] sont les seconds résultats après correction pour la normalité de la distribution.

chez les hommes; la corrélation n'est pas significative chez les femmes. La taille assis et l'indice cormique tendent aussi à diminuer avec l'âge; cette tendance est plus marquée chez les femmes, mais elle demeure cependant en deçà du seuil de signification.

Le fait que l'âge et le statut socio-économique n'influencent pas de la même manière tous les caractères physiques et que leurs effets ne sont pas identiques dans les deux sexes, pourrait être la cause des différences observées entre l'homogamie concernant la taille et celle pour la taille assis, la longueur des jambes et l'indice cormique. Nous avons donc calculé des corrélations partielles permettant de neutraliser les effets de ces deux variables (tableau 9).

Au vu de l'influence de l'âge sur les mensurations anthropométriques et l'homogamie importante pour ce caractère, il n'est pas étonnant que l'homogamie physique soit modifiée lorsque celui-ci est maintenu constant. Les traits sur lesquels l'âge agit dans la même direction dans les deux sexes auront une corrélation plus faible lorsque les effets de l'âge seront supprimés; la corrélation partielle sera au contraire plus élevée que la corrélation simple lorsque l'âge a des effets opposés sur les femmes et les hommes. Les corrélations pour la taille, la taille assis, le périmètre du poignet, le diamètre antéro-postérieur de la tête, le diamètre bizygomatique et la hauteur faciale, diminuent lorsqu'elles sont contrôlées pour l'âge. Le diamètre biacromial, la longueur des jambes, les indices céphalique, cormique et facial, en revanche, augmentent. Quelques corrélations sont modifiées dans une direction inattendue: il s'agit du poids, du périmètre

du bras, de la largeur du nez, de la longueur du membre supérieur, des indices nasal, biacromial et du membre supérieur; leurs coefficients de corrélations ne sont cependant significatifs ni avant, ni après le contrôle pour l'âge, à l'exception du poids qui, comme nous l'avons relevé plus haut, ne peut guère être pris en considération. Le niveau de signification des corrélations n'est modifié que pour la taille, la longueur des jambes, les indices céphalique, facial et biacromial: il diminue pour la première mensuration, augmente pour les quatre autres.

Le statut social influence aussi les mensurations, ainsi que nous l'avons déjà relevé plus haut (cf. II.4.4, tableau 5). Il ne peut cependant guère avoir des effets systématiques sur l'homogamie physique, puisque le groupe étudié ne présente pas d'homogamie sociale. Le seul coefficient significativement influencé par le statut social des époux est celui du diamètre biacromial. La corrélation pour la taille croît également lorsque l'on élimine les effets du niveau social, cette augmentation n'est cependant pas suffisante pour la rendre significative.

Par des analyses de variance, nous avons testé les différences entre corrélations simples et partielles; les deux tests de F sont significatifs à 0.01.

Nous pouvons donc conclure que même en contrôlant pour les effets de l'âge et du statut socio-économique il y a homogamie physique à San Antonio Palopó. Cependant, les corrélations ne sont significatives que pour un petit nombre de caractères, inférieur à celui observé par Spühler et Suzanne aux Etats-Unis et en Belgique (tableau 8). Le groupe de Suisses mesurés par l'auteur n'est pas représentatif de la population: on s'attend à trouver

Tableau 9. Homogamie physique contrôlée pour le statut socio-économique et l'âge

Caractère	Corrélation simple	Contrôlée pour le statut socio-économique des parents	Contrôlée pour l'âge des époux
Poids	.2425*	.2489*	.1937'
Taille	.1625'	.1967'	.1433
Taille assis	.4200***	.4205***	.3918***
Indice cormique	.4844***	.4624***	.5071***
Longueur des jambes	.3376**	.3278**	.3656***
Longueur membre supérieur	.0468	.0967	.0403
Indice membre supérieur	-.1025	-.0328	-.1125
Diamètre biacromial	.1829'	.2157*	.1980'
Indice biacromial	.1590	.1860'	.1859'
Périmètre du bras	.3437**	.3511**	.3297**
Périmètre du poignet	.0145	.0079	.0093
D.A.P.	.0411	.0279	-.0182
D.T.	.0799	.1008	.0775
Indice céphalique	-.1307	-.1196	-.1679'
Diamètre bizygomatique	.0342	.0247	.0450
Hauteur faciale	.1006	.1328	.0832
Indice facial	.1510	.1165	.1757'
Hauteur nasale	.0739	.0817	.0322
Largeur nasale	.0151	.0836	.0207
Indice nasal	.0489	.0065	.0531

Légende: ' coefficient significatif à 0.1
 * à 0.05
 ** à 0.01
 *** à 0.001

Un test de F a été calculé pour tester les différences entre la corrélation simple et les corrélations partielles contrôlant:
 pour le statut socio-économique $F_{1,38} = 8.72$ ($P < 0.01$)
 pour l'âge $F_{1,38} = 16.14$ ($P < 0.001$)

moins d'homogamie dans un échantillon aussi «ouvert» que celui d'étudiants. Bien qu'elle affecte moins de mensurations que dans les populations leucodermes, l'homogamie physique est pratiquée chez les Indiens maya de San Antonio Palopó. Ce fait contredit Cavalli-Sforza et Bodmer (1971) qui, au vu de corrélations non significatives entre les tailles d'époux japonais étudiés par Furusho et entre 39 traits physiques de conjoints Navaho (Spühler, 1967), concluent qu'il n'y a pas d'homogamie physique dans les populations non caucasoïdes.

IV. RÉSUMÉ ET CONCLUSION

Grâce à la bonne volonté des Tuñecos, nous avons pu récolter des données sur leur morphologie et les critères influençant leur choix d'un époux.

Malheureusement, il n'existe guère de données comparatives.

Les sujets étudiés sont de petite taille avec de larges épaules. Leurs membres sont étonnamment longs par rapport à leur taille. Cette caractéristique est surprenante dans une population dont on place l'origine en Asie. La valeur de leur indice cormique est comparable à celle que l'on trouve chez les mélanodermes. L'hypothèse de l'effet d'un régime pauvre en vitamines est étayée par la relation positive que nous avons observée entre taille assis et statut socio-économique. Nous ne pouvons cependant tirer aucune conclusion sans de nouvelles données sur les relations entre statut social, et donc souvent alimentation, et proportions corporelles.

Les autres mensurations anthropométriques des Tuñecos correspondent aux valeurs connues chez les Asiatiques.

Un facteur de proximité des domiciles des parents joue certainement un rôle dans le choix d'un époux.

Il y a hétérogénéité sociale dans le village, mais elle n'affecte guère l'apparence des Tuñecos et leur vie quotidienne, comme c'est le cas dans nos

sociétés. Cela pourra changer lorsqu'une route atteindra San Antonio Palopó; seuls quelques villageois pourront alors s'offrir un véhicule, créant donc un fossé évident entre couches sociales. Cette uniformité extérieure des individus, quelle que soit leur richesse, est probablement une des causes d'absence d'homogamie sociale dans notre échantillon. L'homogamie sociale est connue pour être importante dans la plupart des populations; cependant, ce phénomène n'a pas été étudié dans les groupes pré-industriels.

Malgré l'absence d'homogamie sociale, il y a homogamie physique. Cet assortiment matrimonial affecte moins de caractères que ce n'est généralement le cas dans les populations caucasoides. Néanmoins ce fait réfute l'hypothèse de Cavalli-Sforza et Bodmer (1971) qui prétendent que l'homogamie physique ne peut exister dans des groupes dont l'organisation sociale diffère de celle des populations blanches.

La forte corrélation entre les âges des époux tend à diminuer la plupart des corrélations pour les traits physiques. En effet, l'âge n'affecte pas la morphologie des femmes dans la même direction qu'il influence celle des hommes.

Contrôlées pour le statut social des époux, les corrélations pour les traits physiques ne sont que légèrement modifiées. Le diamètre biacromial est le seul caractère pour lequel la corrélation partielle a un niveau de signification différent de celui de la corrélation simple.

Nous pouvons donc conclure que l'homogamie physique n'est pas seulement une conséquence de l'homogamie sociale; elle peut exister en l'absence de celle-ci.

Cette étude n'aurait pu être possible sans le support financier du Département d'anthropologie de l'Université de Californie à Los Angeles et les précieux conseils du professeur Clyde Woods, sur le terrain, du professeur B. J. Williams à Los Angeles et du professeur J. Comas à Mexico. Je les remercie sincèrement de leur aide.

Que M^{me} J. Wanner trouve ici l'expression de ma reconnaissance pour avoir dactylographié avec soin ce rapport.

Bibliographie

- D'ALOJA, A. 1939. Informe sobre la investigación antropológica demográfica realizada en Centroamérica. In: *Inst. Panamericano de Geog. e Hist. Mexico*. Publ. n° 39.
- BLALOC, H. M. Jr. 1932. *Social Statistics*. McGraw-Hill Inc.
- BECKMAN, L. 1962. Assortative Mating in Man. In: *Eugen. Rev.* 54: 63-67.
- and R. ELSTON. 1962. Assortative Mating and Fertility. In: *Acta Gen.* 12: 117-122.
- BOAS, F. 1903. Heredity in Head Form. In: *Am. Antro.* 4: 530-538.
- BURGESS, E. W. and P. WALLIN. 1943. Homogamy in Social Characteristics. In: *Am. J. of Sociology*, 49 (2): 109-124.
- 1944. Homogamy in Personality Characteristics. *J. Abnorm. In: Soc. Psychol.* 39: 475-481.
- DE CANDOLLE, A. 1884. Hérité de la couleur des yeux dans l'espace humain. In: *Archives des Sc. Phys. et Nat.* 12: 97-119.
- CANN, H. M. et al. 1969 (non publié). Genetic Studies in the Lake Atitlán Basin, Guatemala. Progress Report.
- CAVALLI-SFORZA, L. L. and W. F. BODMER. 1971. *The Genetics of Human Populations*. San Francisco: Freeman and Co. 965 p.
- CARTER, F. N. 1932. Physical Measurements in Man. In: *Am. Sc.* 58: 173-179.
- CENTERS, R. 1949. Marital Selection and Occupational Strata. In: *Am. J. Sociol.* 54 (6): 530-535.
- COMAS, J. and FAULHABER. 1965. Somatometría de los Indios Triques de Oaxaca, México. Univ. Nac. Auton. de México. In: *Inst. Inv. Hist. Serie Antro.* N° 9, 190 p.
- 1966. Características Físicas de la Familia Lingüística Maya. In: *Inst. Inv. Hist. Serie Antro.* N° 20.
- 1971. Anthropometric Studies in Latin American Populations. In: *The Ongoing Evolution of Latin American Population*, chap. 12.
- CROW, J. F. and J. FELSENSTEIN. 1967. The effect of Assortative Mating on the Genetic Composition of a Population. Fourth Princeton Conf. on Pop. Gen. and Dem. In: *Eugen. Quat.* 15: 85-97.

- DAHLBERG, G. 1948. *Mathematical Methods for Population Genetics*. Basel: S. Karger: 1-182.
- DARWIN, C. 1874. *The Descent of Man and Selection in relation to sex*. London: J. Murray. 688 p.
- DOBZHANSKI, T. 1962. *Mankind Evolving. The Evolution of the Human Species*. London and New Haven: Yale Univ. Press. 387 p.
- and BOESINGER, E. 1968. *Essais sur l'Evolution*. Paris: Masson et Cie. 182 p.
- DUGERDIL, C. et WYSS-HAMORI, H. 1971 (non publié). Etude de l'homogamie dans une population de jeunes universitaires suisses.
- ELSTON, R. 1961. Assortative Mating in Man. In: *Trans. of the Sec. Int. Congr. of Hum. Gen.* Rome.
- ECKLAND, B. K. 1967. Theory of Mate Selection. Fourth Princeton Conf. on Pop. Gen. and Dem. In: *Eugen. Quart.* 15: 71-84.
- FALCONER, D. S. 1970. *Introduction to Quantitative Genetics*. N. Y.: The Ronald Press Co.
- FISHER, R. A. 1918. The Correlations between Relatives on the supposition of Mendelian Inheritance. In: *Roy. Soc. Edinburgh. Trans.* 52: 399-433.
- FOL, H. 1891. Ressemblance entre époux. In: *Revue Scientifique*. 47: 47-49.
- FURUSHO, T. 1961. Genetic Study on Stature. In: *Jap. J. Hum. Gen.* 6: 78-101.
- GALTON, F. 1925. *Hereditary Genius. An inquiry into its laws and consequences*. London: MacMillan, 379 p.
- GARRISON, R. J., ANDERSON, V. E. and REED, S. C. 1967. Assortative Marriage. Fourth Princeton Conf. on Pop. Gen. and Dem. In: *Eugen. Quart.* 15: 113-127.
- GENNA, G. 1931. *Correlazione fra i caratteri morfologici degli sposi*. Rome.
- GIRARD, A. 1964. Le choix du conjoint. Enquête psychosociologique en France. In: *Trav. et Doc. Inst. Nat. Et. Dem.* Cahier n° 44. 201 p.
- GLOOR, P. A. 1967. Sélection sexuelle et couleur des yeux. In: *Actes Soc. Helv. Sc. Nat.*: 150-152.
- GORING, C. H. 1909. *Studies in National Deterioration*. Draper's Co. Research Memoir 5. London: Dulau.
- GOFF, C. W. 1948. In: *Am. J. Phys. Anthro.* 6: 429-448.
- GUILLEMEN, G. F. 1965. Iximché, Capital del Antiguo Reino Cakchikel. In: *Publ. Inst. Antro. e Hist. de Guatemala*.
- HARRIS, J. A. 1912. Assortative Mating in Man. In: *Pop. Sc. Monthly*. 80: 476-492.
- and GOVAERTS, A. 1922. Notes on Assortative Mating in Man with Respect to Head Size and Head Form. In: *Am. Nat.* 56: 381-383.
- HAUSER, P. M. and DUNCAN, O. D., ed. 1959. *The Study of Population: an Inventory and Appraisal*. 864 p.
- HUNT, T. C. 1940. Occupation Status and Marriage Selection. In: *Am. Soc. Rev.*: 495-504.
- HULSE, F. 1957. Exogamie et hétérosis. In: *Arch. Suisses d'Anthr. Gén.* XXII (2): 103-125.
- JACQUARD, A. 1974. *The Genetic Structure of Populations. Biomathematics V*. 5. Berlin: Springer. 569 p.
- KISER, C. V. 1967. Assortative Mating by Educational Attainment in Relation to Fertility. Fourth Princeton Conf. on Pop. Gen. and Dem. In: *Eugen. Quart.* 15: 98-112.
- KLUCKHOHN, C. 1966. The Ramah Navaho. In: *Bur. Amer. Ethnol. Bull.* 196. Gov. Printing Office, Washington D.C.
- LEWONTIN, R., KIRK, D. and CROW, J. 1967. Selective Mating and Inbreeding: Definitions and Implications. Fourth Princeton Conf. on Pop. Gen. and Dem. In: *Eugen. Quart.* 15: 141-143.
- LUTZ, F. E. 1905. Assortative Mating in Man. In: *Science*. 22: 249-250.
- MARTIN, R. 1928. *Lehrbuch der Anthropologie in systematischer Darstellung*. Jena: G. Fischer.
- MENDEZ, J. and BEHRHORST, C., 1963. The Anthropometric Characteristics of Indian and Urban Guatemalan. In: *Hum. Biol.* 35: 457-469.
- MURDOCK, G. P. 1949. *Social Structure*. N. Y.: McMillan Co. 387 p.
- NEWMAN, M. T. 1960. Adaptations in the Physique of American Aborigenes to Nutritional Factors. In: *Hum. Biol.* 32: 288-313.
- NIE, N. H. et al. (1975). *Statistical Package for the Social Sciences*. 2nd ed. New York: Mc Graw and Hill.
- NICOLAEFF, L. 1931. Les corrélations entre les caractères morphologiques des époux. In: *L'Anthropologie*. 41: 75-93.
- OLIVIER, G. 1960. *Pratique anthropologique*. Paris: Vigot Frères.
- PEARSON, K. 1896. Mathematical Contributions to the theory of Evolution: III. Regression, Heredity and Panmixia. In: *Roy. Soc. London. Phil. Trans.* 187a: 253-318.
- 1903. Assortative Mating in Man. In: *Biometrika*. 2: 481-498.
- and LEE, A. 1903. On the Laws of Inheritance in Man: I. Inheritance of Physical Characters. In: *Biometrika*. 2: 357-462.
- 1903. On the Laws of Inheritance in Man. In: *Biometrika*. 2: 373.
- PRICE, G. R. 1971. Extension to the Hardy-Weinberg Law to Assortative Mating. In: *Ann. Hum. Gen.* 34: 455-458.
- RAO, C. R. 1952. *Advanced Statistical Methods in Biometric Research*. Wiley publ. in Statistics.
- REED, S. C. 1965. The Evolution of Human Intelligence, some Reason why it should be a Continuing Process. In: *Am. Sc.* 55: 317-326.
- RODMAN, H., ed. 1965. *Marriage, Family and Society*. N.Y.: Randon House. 302 p.
- SAUVAIN-DUGERDIL, C. 1977. Etude anthropologique des Dogons du Sarnyéré (Mali). Premières données sur la fertilité et la mortalité infantile. (A paraître: *Journal de la Soc. des Africanistes*).
- SCUDO, F. M. and KARLIN, S. 1969. Assortative Mating based on Phenotypes: I. Two Alleles with Dominance. II. Two Autosomal Alleles without Dominance. In: *Genetics*. 63: 479-510.
- SIEGEL, S. 1956. *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*. McGraw-Hill Co.
- STEGGERDA, M. 1932. *Anthropometry of Adult Maya Indians*. Carnegie Inst. of Washington.
- STINI, W. A. 1972. *Malnutrition, Body Size and Proportion. Ecol. of Food and Nutrition* 1: 121-126.
- SPÜHLER, J. N. 1967. Assortative Mating with Respect to Physical Characters. Fourth Princeton Conf. on Pop. Gen. and Dem. In: *Eugen. Quart.* 15: 128-140.
- SUTTER, J. 1955. Le choix du conjoint. In: *La Progenèse*. Centre Int. de l'Enfance. Trav. et Doc. VIII: 317-328.
- SUZANNE, C. 1967. Contribution à l'étude de l'assortiment matrimonial dans un échantillon de population belge. In: *Bull. Soc. Roy. Belge Anthro. Préhist.* 78: 147-196.
- TAX, S. 1968. *Los Pueblos del Lago Atitlán*. Semin. Integr. Soc. Guatemala, C.A.
- TWIESELNMAN et al. 1962. Evolution du taux de consanguinité en Belgique de 1918 à 1959. In: *Population*. 17^e année, 2: 241-266.
- VON DE GEER, J. P. 1971. *Introduction to Multivariate Analysis for the Social Sciences*. San Francisco: Freeman and Co.
- VON HAGEN, V. W. 1960. *El Mundo de los Mayas*. Mexico: Diana, Coll. Moderna.
- WAUCHOPE, R., ed. 1964-1971. In: *Handbook of Middle American Indians*. Vol. I, VII and IX. Austin, Univ. of Texas Press.
- WESTERMARCK, E. 1891. *The History of Human Marriage*. London: MacMillan and Co. 3 vol.
- WHETTEN, N. L. 1961. *Guatemala, the Land and the People*. New Haven: Yale Univ. Press.
- WILLOUGHBY, R. 1931. Homogamy and Fertility. In: *Eugen. Rev.* 23: 223-229.
- 1933. Somatic Homogamy in Man. In: *Human Biol.* 5: 690-705.
- WRIGHT, S. 1921. Assortative Mating based on Somatic Ressemblance. In: *Genetics* 6: 144-161.

Zusammenfassung

Die Homogamie ist ein Sonderfall der Gattenwahl. Sie ist eine der Kräfte, die das Zustandekommen des genetischen Erbes beeinflussen. In der vorliegenden Arbeit hat die Verfasserin die Hypothese zurückweisen können, wonach die Homogamie aufgrund der physischen Merkmale nur die Folge der sozialen Homogamie wäre. In einer Bevölkerung, deren Sozialorganisation sich von derjenigen der industriellen Gesellschaften unterscheidet und die keine soziale Homogamie praktiziert – so die Stichprobe von Maya-Indianern, die in San Antonio Palopó untersucht wurde –, sind signifikante Korrelationen zwischen den Masszahlen der Gatten beobachtet worden. Diese Korrelationen bleiben signifikant, wenn man sie in Bezug auf das Alter der Gatten und ihren sozio-ökonomischen Status kontrolliert.

Diese Untersuchung hat überdies anthropometrische Messungen einer biologisch wenig bekannten Gruppe geliefert. Vergleicht man mit den kargen Angaben, die sich in der Literatur über die physischen Züge der Maya-Indianer finden, so bietet die gemessene Gruppe marginale Merkmale dar: einen besonders kleinen Wuchs (1529 mm für die Männer und 1422 für die Frauen), extrem breite Schultern und lange Glieder im Verhältnis zum Wuchs (sehr niedriger kormischer Index). In Anbetracht einer negativen Korrelation zwischen sozio-ökonomischem Status der untersuchten Personen und der Länge ihrer Glieder wie der geographischen Isolierung von San Antonio Palopó hat die Verfasserin die Hypothese aufgestellt, dass die Ernährungsweise einen Einfluss auf den kormischen Index hat.

Claudine SAUVAIN-DUGERDIL. Née en 1948, à Genève. Diplômée en biologie humaine de l'Université de Genève, travail de diplôme sur l'homogamie d'un échantillon d'étudiants suisses.

Spécialisation en génétique des populations à l'Université de Californie à Los Angeles et obtention du M. A. en anthropologie physique.

Deux séjours de trois mois à San Antonio Palopó (1973 et 1974): étude de l'homogamie et des structures matrimoniales.

Deux missions de terrain (3 et 2 mois) chez les Dogons du Sarnyéré (Mali) en 1975 et 1976, en collaboration avec l'Institut national d'études démographiques (Paris): définition d'une population jamais étudiée, généalogies, enquête sur la fertilité et la mortalité infantile.

Assistante à l'Université de Genève, puis bourse de jeune chercheur du Fonds national de la Recherche scientifique.

Troisième mission de terrain à San Antonio Palopó (1977) pour effectuer une enquête sur la mortalité infantile en vue de la rédaction d'une thèse de doctorat à l'Université de Genève sur les effets de l'apparementement des époux sur leur descendance; deux exemples: San Antonio Palopó (Guatemala), les Dogons du Sarnyéré (Mali).

