

Typologies migratoires et mariages consanguins : signification démographique et génétique

Rosario CALDERON, Maria Begona MORALES, Yvan LEPAGE, José Angel PENA et José Ignacio GUEVARA

Résumé

L'objet de ce travail porte sur une analyse qualitative des migrations matrimoniales entre apparentés et repose sur 49.614 unions consanguines célébrées dans trois régions d'Espagne (province d'Alava au Pays basque, diocèses de Sigüenza-Guadalajara et Tolède en Espagne centrale) au cours des 19^{ème} et 20^{ème} siècles. Utilisant le lieu de naissance et la dernière résidence au moment du mariage de chacun des partenaires, une typologie a été construite pour décrire et analyser les relations entre la parenté et les migrations matrimoniales. Des différences significatives dans les modalités migratoires sont apparues entre les populations de ces trois régions. C'est ainsi qu'en Espagne centrale, 80% des unions consanguines sont contractées par des sédentaires, ce type d'unions est inférieur à 30% dans le Pays basque. Les différences de comportement trouvent une explication dans les particularités socio-économiques, géographiques et démographiques de ces régions.

Summary

This work analyses, in a qualitative way, mobility patterns of the 49,614 consanguineous marriages celebrated in three Spanish regions : Alava province (Basque Country), Dioceses of Sigüenza-Guadalajara and Toledo (Central Spain), over XIXth and XXth centuries. By using birthplace and premarital residence of both partners, a code of four digits has been built up in order to describe and analyze both complexities of marital movement and relationships between kinship and migration. When comparisons were established among these three Spanish populations, significant differences in migration modalities were found. A high frequency (80%) of consanguineous marriages celebrated in Central Spain were strictly sedentary up to marriage (typology 1111) regarding to those relative matings registered in Alava province (Basque Country) where this typology was less represented (30%). This behavior and some other outstanding results could be understood as a consequence of geographical, demographic and socioeconomic particularities of these populations.

1. INTRODUCTION

Depuis les travaux de Wright (1943), la migration est devenue une variable essentielle des études relatives à l'évolution de l'espèce humaine. L'intensité des mouvements des individus au sein d'une région, facilitent ou empêchent la différenciation génétique des populations qui l'occupent.

Cavalli-Sforza *et al.* (1966) mirent au point une méthode permettant d'évaluer les rapports entre la mobilité d'une population et son nombre attendu de mariages consanguins. Leur modèle estime la dispersion des individus apparentés et la probabilité de se marier avec l'un de ceux-ci, en fonction de la manière dont sont effectués les flux migratoires à l'intérieur d'une zone géographique déterminée.

La probabilité que se réalise un mariage entre apparentés d'un type déterminé (celui-ci étant défini par le sexe des ancêtres intermédiaires dans sa généalogie), les partenaires étant issus de deux populations séparées par une distance «d», est fonction : i) du nombre d'individus à une telle dis-

tance; ii) du nombre de parents du type considéré à cette distance; et iii) de la probabilité pour un individu de la population de contracter un mariage avec une autre personne née à une distance «d».

La seconde de ces variables est le résultat des déplacements des générations antérieures, tandis que la troisième reflète la mobilité de la présente génération. Selon l'hypothèse retenue, on peut escompter une différence de mobilité entre les mariages consanguins et non consanguins. La mobilité des individus est mesurée à l'aide de la distance séparant le lieu de naissance et la dernière résidence au moment du mariage de chacun des conjoints. Toutefois, la mobilité des couples consanguins, en fonction des conditions panmixtiques, peut être retenue et utilisée comme référence dans la description du rôle joué par les migrations dans l'évolution (ou la microévolution) de cette population.

Il convient de garder à l'esprit qu'une série de facteurs socio-culturels, liés aux phénomènes de la consanguinité peuvent provoquer une modification de la mobilité de ce type d'union.

Cette altération peut se produire dans un double sens. Soit, elle peut favoriser les contacts entre individus apparentés, même s'ils n'habitent pas dans la même région, de façon à les inclure dans les conjoints potentiels (Barrai *et al.*, 1962; Cavalli-Sforza et Bodmer, 1971; Azevedo *et al.*, 1969; Imaizumi, 1988; Relethford et Jaquish, 1988); soit la consanguinité peut constituer un facteur qui incite un individu à rester célibataire ou à migrer. Cette situation contribue à exclure du pool des conjoints potentiels, les individus qui sont les plus apparentés (Leslie *et al.*, 1980; Dyke, 1982, 1984).

Tant du point de vue quantitatif (mesuré par les distances géographiques) que du point de vue qualitatif (en employant les modèles typologiques de mobilité), il est retenu comme hypothèse de travail que les modèles migratoires des mariages entre apparentés seront un reflet de la mobilité de la population générale qui habite une aire géographique déterminée.

L'objectif de ce travail porte sur l'analyse comparative des modèles de mobilité des mariages consanguins issus de l'Espagne septentrionale et de l'Espagne centrale. Ces deux régions sont très différentes tant du point de vue des structures démographiques de leurs populations que de leurs structures socio-économiques et culturelles. De plus, la consanguinité s'y manifeste d'une manière différente (Calderon *et al.*, 1993).

2. MATERIEL ET METHODES

Trois sites ont été considérés dans ce travail. Le premier d'entre eux est la province d'Alava au Pays basque. Les deux autres, géographiquement contigus, sont situés dans le centre de l'Espagne. Les limites sont définies par les divisions ecclésiastiques qui ne correspondent pas aux découpages administratifs. Elles sont formées par l'évêché de Sigüenza-Guadalajara et l'archevêché de Tolède.

Pour les trois populations observées, les sources d'information utilisées pour étudier les unions entre apparentés sont issues des dispenses ecclésiastiques, provenant des archives diocésaines respectives. La période d'observation pour la province d'Alava (Pays basque) s'étend de 1830 à 1979 et le nombre de mariages consanguins relevé s'élève à 5.212. Dans l'évêché de Sigüenza-Guadalajara, le nombre de dispenses récoltées s'élève à 23.616,

pour la période s'étendant de 1855 à 1979 (Morales, 1992) et finalement dans l'archevêché de Tolède, le nombre de mariages consanguins répertoriés est de 20.786 pour les années comprises entre 1900 et 1979 (Calderon, 1989).

Une bonne connaissance des structures géographiques et démographiques des populations observées s'avère indispensable pour l'étude de la consanguinité. Les trois populations étudiées occupent une grande superficie. La plus importante est celle de l'archevêché de Tolède qui couvre 26.800 km² et comprend 8 provinces administratives, suivie par celle de Sigüenza-Guadalajara avec 9.976 km² et finalement la province basque d'Alava qui ne compte que 3.047 km². Dans le Pays basque, l'habitat prédominant est de type dispersé, tandis que dans les villages de Castille (Espagne centrale), il est concentré. Il existe cependant une similitude entre la province basque d'Alava et la région de Sigüenza-Guadalajara. Ces deux régions sont dotées de villages de petite taille. C'est ainsi qu'en Alava (Pays basque) le nombre de villages s'élève à 433 dont 76% comptent moins de 100 habitants. Dans la zone de Sigüenza-Guadalajara, on recense 426 localités dont le nombre moyen d'habitants s'élève à environ 400 et finalement dans l'archevêché de Tolède, on enregistre une moyenne de 1.900 habitants par entité pour les 364 paroisses.

Les mariages consanguins peuvent être répertoriés selon différents systèmes de classement. Les auteurs ont retenu la nomenclature de l'Eglise catholique, issue du droit canon. Le degré de proximité des conjoints est défini sur base du nombre de générations existant entre les membres du couple consanguin et leur ancêtre commun. Les degrés de parenté sont identifiés de la manière suivante :

M12 :	oncle (tante) / nièce (neveu)
M22 :	cousins germains;
M23 :	oncle (tante) / petite-nièce (petit-neveu)
M33 :	cousins sous-germains (cousins issus de germains)
M34 :	oncle (tante) / arrière petite-nièce (arrière petit-neveu)
M44 :	cousins issus de sous-germains
MM :	unions consanguines multiples

Ces sept types d'union ont été considérés dans les populations d'Alava et de Sigüenza-Guadalajara pour le 19^{ème} siècle. Au début du 20^{ème} siècle, en 1917 plus précisément, l'Eglise catholique a modifié le *Codex Juris Canonici* réduisant les demandes de dispenses d'unions entre apparentés jusqu'aux cousins issus de germains. Dans cette seconde période ne seront reprises que les unions consanguines M12, M22, M23, M33 et MM. Suite à cette modification juridique, l'observation des données pour le 20^{ème} siècle ne comprendra pas les unions du type M34, entre oncle (tante) et arrière petite-nièce (arrière petit-neveu) et M44, entre cousins issus de sous germains.

Pour analyser d'une manière qualitative l'ensemble des déplacements éventuels ayant précédé la formation du couple, on a élaboré une typologie des modèles migratoires en tenant compte des lieux de naissance et des lieux de résidence des futurs conjoints.

Pour cela, on a adopté un code à 4 chiffres. Le premier chiffre prend toujours la valeur «1» et donne la référence du lieu de naissance de la femme. Le second chiffre précise le lieu de résidence de l'épouse. Le troisième chiffre, identifie le lieu de naissance du mari et finalement, le dernier chiffre situe le lieu de résidence du mari au moment du mariage.

C'est ainsi que lorsqu'une femme, au moment de se marier, réside toujours dans le village qui l'a vue naître, le second chiffre prendra également la valeur «1». Si l'épouse a changé de résidence entre le moment de sa naissance et celui de son mariage, on attribuera la valeur «2» au second chiffre. Le troisième chiffre peut prendre les valeurs «1», «2» et «3». Si la localité de naissance de l'époux correspond au lieu de naissance ou au lieu de résidence de son épouse, cette valeur sera reproduite dans la troisième position du code à quatre chiffres. Si le lieu de naissance du mari diffère du lieu de naissance et/ou du lieu de résidence de la femme, il sera attribué à ce troisième chiffre du code, une valeur qui dépasse d'une unité le plus grand des chiffres précédents. Finalement, le quatrième et dernier chiffre de ce code, qui est assigné en suivant le même raisonnement, peut prendre les valeurs «1», «2», «3» ou «4». En considérant ces quatre points de référence, quinze situations sont possibles et celles-ci figurent dans le tableau 1. Elles représentent les différents types de déplace-

ments réalisés jusqu'à la veille de la célébration nuptiale par les futurs époux. Ces catégories ont été reprises sous le vocable de «modalités migratoires».

Du point de vue de la génétique, deux variables sont particulièrement intéressantes. Ce sont la distance entre les lieux de naissance des époux et la distance progéniteur-descendant.

Etant donné que les populations rurales sont relativement sédentaires et stables, le mariage est souvent la principale forme de migration et la date de la cérémonie nuptiale, le moment de sa concrétisation (Barrai *et al.*, 1962; Swedlund, 1988). La distance entre les lieux de naissance des futurs conjoints est un bon indicateur de flux génétiques entre populations. Cette variable n'est pas l'expression d'une migration «réelle», mais bien la résultante des comportements et déplacements distincts qu'un individu réalise entre le moment de sa naissance et celui de son mariage. Sa signification ne peut être comprise que si ces phases du mouvement sont considérées séparément.

Comme le souligne Coleman (1977), ces phases se répartissent en deux séries. La première intitulée «migration pré-nuptiale» (*migration distance*) suppose des changements de résidence entre le moment de la naissance et celui de la célébration nuptiale. La seconde baptisée «migration matrimoniale» (*marriage distance*) reflète la distance entre les lieux de résidence des futurs époux au moment du mariage. Coleman (1977) suggère que dans une population rurale relativement peu mobile, la recherche d'un partenaire serait la principale composante du mouvement des populations.

3. RESULTATS ET DISCUSSION

Le tableau 2 et la figure 1 représentent les fréquences obtenues selon les différentes classes typologiques retenues pour les trois populations espagnoles observées. Le type dominant, tant au 19^{ème} siècle qu'au 20^{ème} siècle est celui formé par le code «1111». Il correspond aux couples n'ayant jamais migré entre la naissance et le moment du mariage et dont les deux conjoints sont originaires de la même localité : les deux partenaires se marient là où ils ont vu le jour. Ce modèle peut être qualifié de strictement sédentaire ou strictement endogame. Parmi les catégories qui impliquent

Modalités de migration	Code	Typologie des groupes
Sans migration	SM	'1111'
Migration prénuptiale de la femme	MPF	'1211' '1222'
Migration prénuptiale de l'homme	MPH	'1112' '1121'
Migration prénuptiale des deux époux	MPH et MPF	'1212' '1213' '1221' '1223' '1231' '1232'
Migration matrimoniale	MM	'1122'
Migr. matrimoniale et prénuptiale de la femme	MM et MPF	'1233'
Migr. matrimoniale et prénuptiale de l'homme	MM et MPH	'1123'
Migr. matrimoniale et prénuptiale des deux époux	MM, MPF et MPH	'1234'

Tableau 1 : Classification des typologies en «modalités de migration». Ces catégories ont été élaborées en fonction des différents types de déplacement réalisés par les conjoints jusqu'au moment du mariage.

Typologies	XIXè siècle				1900-1979					
	Pays basque		Esp. centrale		Pays basque		Espagne centrale			
	Alava		Guadalajara		Alava		Guadalajara		Toledo	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
'1111'	1.163	36,96	11.811	83,43	622	30,12	7.378	77,99	17.907	86,15
'1112'	49	1,56	129	0,91	80	3,87	268	2,83	271	1,30
'1121'	141	4,48	308	2,18	110	5,33	224	2,37	618	2,97
'1122'	590	18,75	1236	8,73	484	23,44	844	8,92	745	3,58
'1123'	156	4,96	81	0,57	166	8,04	188	1,99	188	0,90
'1211'	30	0,95	104	0,73	40	1,94	63	0,67	113	0,54
'1212'	387	12,30	24	0,17	70	3,39	42	0,44	195	0,94
'1213'	17	0,54	7	0,05	20	0,97	17	0,18	38	0,18
'1221'	1	0,03	0	0,00	0	0,00	1	0,01	4	0,02
'1222'	112	3,56	279	1,97	113	5,47	229	2,42	298	1,43
'1223'	9	0,29	4	0,03	13	0,63	19	0,20	24	0,12
'1231'	8	0,25	3	0,02	7	0,34	5	0,05	12	0,06
'1232'	319	10,14	57	0,40	167	8,09	55	0,58	207	1
'1233'	88	2,80	84	0,59	86	4,16	81	0,86	110	0,53
'1234'	77	2,45	29	0,20	87	4,21	46	0,49	56	0,27
TOTAL	3.147		14.156		2.065		9.460		20.786	

Tableau 2 : Fréquences observées et relatives des différentes typologies pour les mariages consanguins contractés dans trois grandes populations espagnoles.

une forme de mouvement, le type «1122» est quantitativement le plus courant. Une telle catégorie rassemble les mariages contractés entre parents qui ne sont pas nés dans la même localité et qui résident en leur lieu de naissance jusqu'au moment de la célébration nuptiale. Cette dernière catégorie jointe à la précédente, c'est-à-dire le modèle «1111», représente plus de 90% des mariages consanguins célébrés en Espagne centrale (évêché de Sigüenza-Guadalajara et archevêché de Tolède) (Morales, 1992; Calderón, 1992), tandis que l'on n'en dénombre que 54% dans la province d'Alava (Pays basque). Ces résultats suggèrent une variabilité importante des modèles migratoires dans la province basque d'Alava.

Le regroupement des typologies en «modalités de migration» facilite l'interprétation. Les résultats

de ces regroupements apparaissent dans la figure 2 ainsi que dans le tableau 3. Quelques résultats intéressants ressortent de la lecture de ce tableau. Tout d'abord, une différence significative entre l'Espagne centrale et le Pays basque pour le modèle qualifié «sans migration» (ou strictement sédentaire) où les résultats pour la province d'Alava représentent une valeur moyenne de 30% contre 80% en Espagne centrale (Castille). Toutes les catégories qui supposent un type quelconque de déplacement présentent des fréquences relatives plus élevées pour les populations basques où le modèle dominant est le «matrimonial». Les valeurs enregistrées dans cette province septentrionale s'élèvent à 23,44%; par contre pour les populations de l'Espagne centrale on ne trouve qu'une proportion de 8,92% et de 3,58% dans l'évêché de Sigüenza-Guadalajara et dans l'archevêché de Tolède.

	Pays basque		Espagne centrale			
	Alava		Guadalajara		Toledo	
Modalités de migration	N	%	N	%	N	%
Sans migration	622	30,12	7378	77,99	17907	86,15
MPF	153	7,41	292	3,09	411	1,98
MPH	190	9,20	492	5,20	889	4,28
MPF et MPH	277	13,41	139	1,47	480	2,31
Total migr. pré-nuptiale	620	30,02	923	9,76	1780	8,56
Migr. matrimoniale	484	23,44	844	8,92	745	3,58
MM et MPF	86	4,16	81	0,86	110	0,53
MM et MPH	166	8,04	188	1,99	188	0,90
MM, MPF et MPH	87	4,21	46	0,49	56	0,27
Migr. pré-nuptiale et matrimoniale	339	16,42	315	3,33	354	1,70
Total général	2.065		9.460		20.786	

Tableau 3 : Classification des mariages entre apparentés, célébrés entre 1900 et 1979, selon la mobilité des conjoints. (MM : migration matrimoniale; MPF : migration pré-nuptiale féminine; MPH : migration pré-nuptiale masculine).

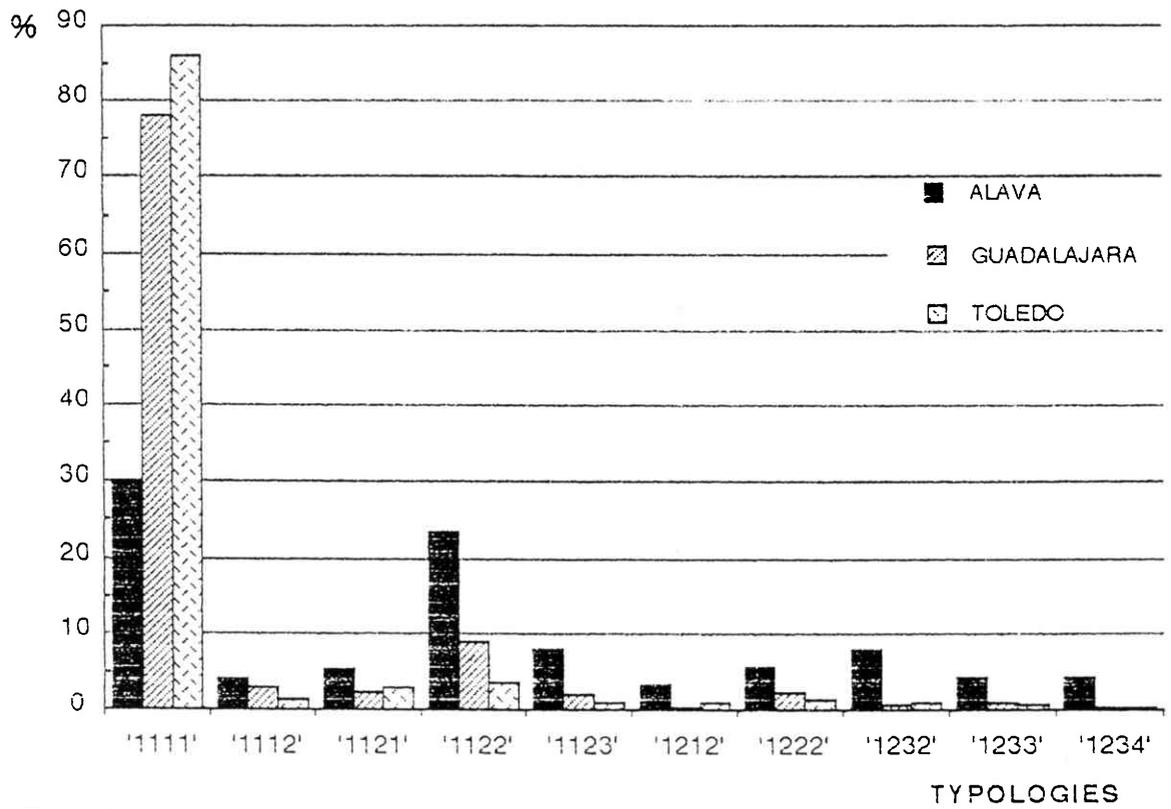


Figure 1 : Répartition des catégories migratoires les plus fréquentes (1900-1979).

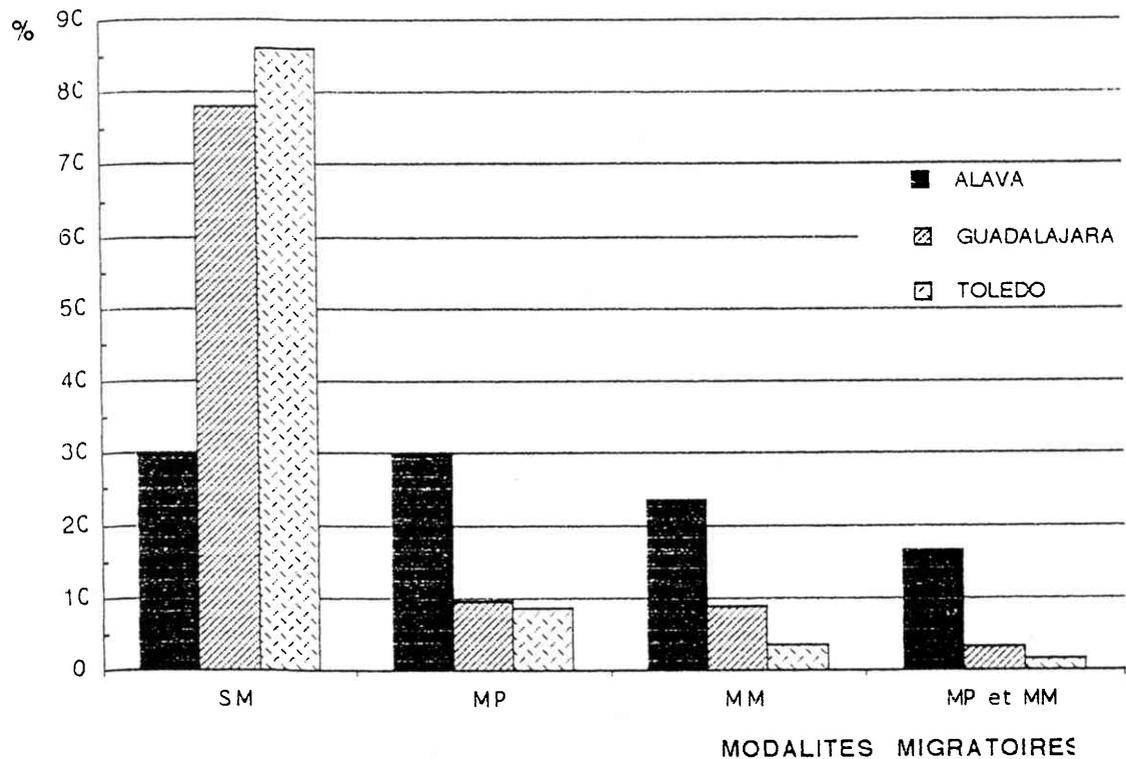


Figure 2 : Variabilité interpopulationnelle des modèles de mobilité dans les mariages consanguins célébrés en Espagne centrale et septentrionale (SM: sans migration (strictement sédentaires); MP: migration prénuptiale; MM: migration matrimoniale) (1900-79).

Indépendamment de la population dont il est issu, l'époux est celui qui de tout temps présente la plus grande mobilité. De nouveau c'est dans le Pays basque que les fréquences sont les plus élevées. Si nous regroupons les modèles qui impliquent un déplacement pré-nuptial d'au moins un des conjoints, les fréquences rencontrées pour ce regroupement deviennent supérieures à celles du modèle «modalité matrimoniale» dans les trois populations.

Ces différences peuvent s'expliquer tant par la structure démographique que géographique de la province d'Alava. Les entités villageoises du Pays basque sont très petites. L'habitat a une prédominance de *caseros*, maisons traditionnelles disséminées sur tout le territoire et occupées au maximum par deux cellules familiales. Ce type d'habitat ne favorise pas les rencontres des habitants au centre des villages. Ceux-ci sont relativement proches l'un de l'autre. La distance moyenne qui les sépare s'élève à environ 3 km. Par contre en Castille, l'habitat est concentré et les distances qui sé-

parent les villages sont de 5,5 km en moyenne pour l'évêché de Sigüenza-Guadalajara et montent à 10 km pour l'archevêché de Tolède. Ce type d'implantation des villages laisse de grands espaces entre les localités.

Outre ces différences d'habitat, le Pays basque a connu avant toutes les autres régions d'Espagne considérées, une grande phase d'industrialisation dès la fin du 19^{ème} siècle et au début du 20^{ème} siècle. Cela eut pour conséquence que le degré de ruralisation y est de nos jours de moindre importance qu'en Espagne centrale. Corrélativement, le poids de la propriété foncière et l'économie y afférent ont eu un moindre poids que dans les populations castillanes observées.

Des variations sont enregistrées entre les deux zones de l'Espagne centrale, quoique de moindre importance que les différences entre elles et la population d'Alava au Pays basque. On peut trouver une explication de cette différence dans la taille des villages des deux zones de l'Espagne centrale.

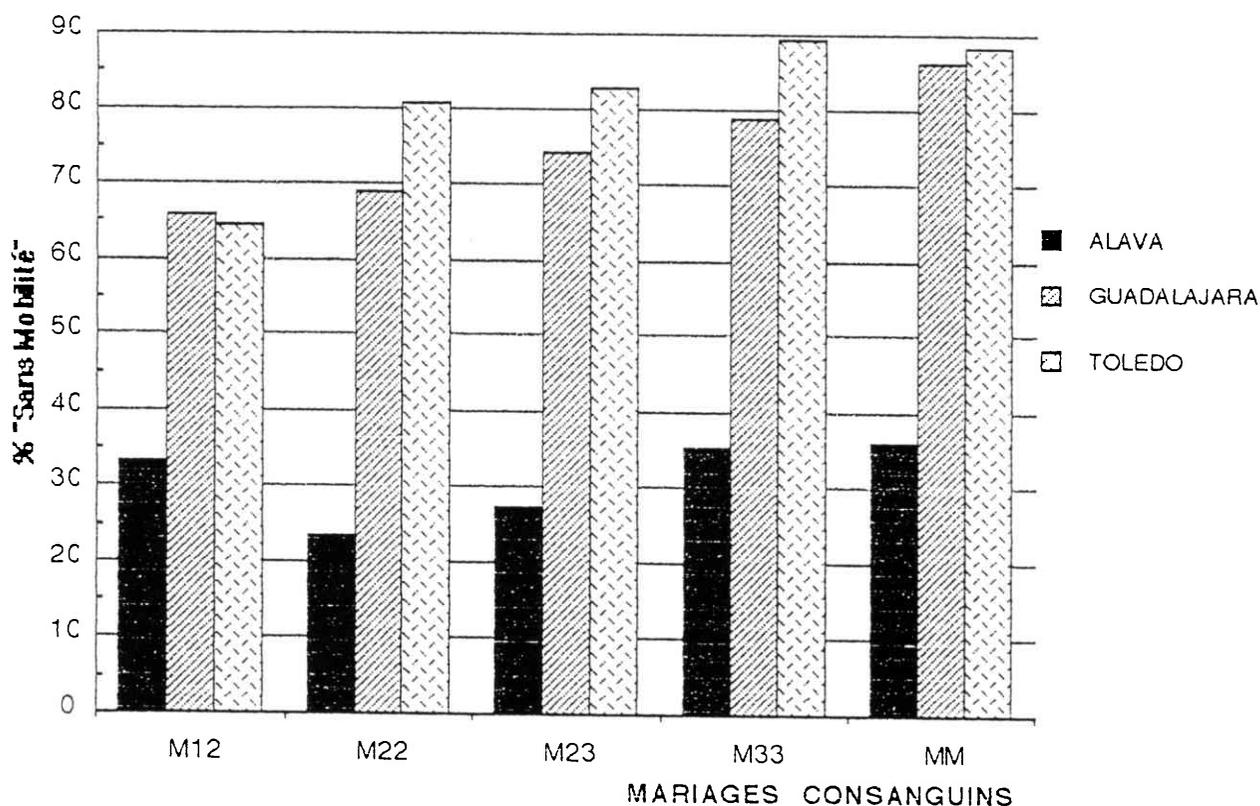


Figure 3 : Distribution du modèle migratoire «sans mobilité» pour chaque type de mariages consanguins les plus fréquents dans les populations étudiées (1900-1979).

Modalités migratoires	Pays basque						Espagne centrale											
	ALAVA						GUADALAJARA						Toledo					
	M12	M22	M23	M33	MM		M12	M22	M23	M33	MM		M12	M22	M23	M33	MM	
Sans Mob.	18	182	54	309	59		23	1443	667	3549	1696		27	4542	1420	11002	916	
	33,33	23,58	27,41	35,19	35,98		65,71	69,41	74,61	79,08	86,35		64,29	80,45	82,80	89,13	88,16	
MP	23	264	64	213	56		9	279	101	420	114		13	698	183	805	81	
	42,59	34,20	32,49	24,26	34,15		25,71	13,42	11,30	9,36	5,80		30,95	12,36	10,67	6,52	7,80	
MM	10	181	43	221	29		2	249	96	374	123		1	247	88	381	28	
	18,52	23,45	21,83	25,17	17,68		5,71	11,98	10,74	8,33	6,26		2,38	4,37	5,13	3,09	2,69	
MP et MM	3	145	36	135	20		1	108	30	145	31		1	159	24	156	14	
	5,56	18,78	18,27	15,38	12,20		2,86	5,19	3,36	3,23	1,58		2,38	2,82	1,40	1,26	1,35	
TOTAL	54	772	197	878	164		35	2079	894	4488	1964		42	5.646	1.715	12.344	1.039	

Tableau 4 : Fréquences observées et relatives des différentes «modalités migratoires» pour chaque type d'union consanguine selon les zones observées.

Le nombre moyen d'habitants dans l'aire de Si-güenza-Guadalajara est nettement moindre que dans l'archevêché de Tolède, forçant probablement par là les candidats au mariage de cette aire géographique, à entreprendre de plus grandes distances pour rencontrer un partenaire potentiel que ceux de la région de Tolède.

Dans les trois populations apparaissent des différences de mobilité selon le type de mariage consanguin, comme l'illustrent le tableau 4 et la figure 3. Dans les trois aires, cette différence suit une orientation précise. Plus proche est la parenté entre les époux, plus petite est la proportion des couples qui appartiennent à la classe «sans migration».

En Alava, si on considère les cousins germains (M22), on constate que 24% n'ont jamais connu de déplacements avant de se marier. Par contre, cette proportion grimpe à 36% parmi les unions consanguines de degré de parenté multiples (MM). En Espagne centrale, les couples de la catégorie strictement sédentaire se composent des 64% du type oncle (tante) / nièce (neveu) et cette proportion grimpe à 89% des unions du type cousins issus de germains (M33). Cette différence n'est pas exceptionnelle et a déjà été soulignée par maints auteurs (Vu Tien Khang et Sevin, 1977; Coleman, 1980; Rethford et Jaquish, 1988; Cunha *et al.*, 1989). Ces résultats ont été généralement interprétés comme associés aux facteurs «non aléatoires» qui agissent sur la parenté.

Parmi les principaux mécanismes conduisant à de tels résultats, le fait d'être proche parent facilite les contacts entre individus même s'ils vivent géographiquement séparés. Deuxièmement la parenté atténue les oppositions entre villages et finalement pour le même degré de parenté, les tabous et les oppositions sont minimisés si les parents sont éloignés géographiquement.

La figure 3 reprend les différences importantes rencontrées entre les résultats obtenus pour le modèle matrimonial «sans migration» pour la province d'Alava et ceux de Castille selon le type d'union consanguine.

4. CONCLUSIONS

Les typologies qui expriment les degrés de complication des mouvements maritaux, montrent

des différences importantes entre l'évêché d'Alava au Pays basque et les populations de Castille. Ces différences peuvent être expliquées en partie par les structures géographiques et démographiques des populations ainsi que par des facteurs socio-culturels et économiques.

Il convient de signaler que, pour les trois populations, la parenté des couples semble être directement en relation avec son comportement migratoire jusqu'au moment du mariage. Plus compliqué est le modèle du mouvement migratoire et plus grande est la distance géographique, plus marquée est la consanguinité des mariages célébrés entre parents.

Remerciements

Ce travail a été financé par des bourses de recherche de l'Université du Pays basque PIUPV 154.310/0140/89 et le Gouvernement basque (Département des Universités et de la Recherche Scientifique) PGV 154.310/0006/90.

Bibliographie

- AZEVEDO, E., MORTON, N.E., MIKI, C. et YEE, S., 1969. Distance and kinship in Northeastern Brazil. *Am. J. hum. Genet.*, **21** : 1-22.
- BARRAI, I., CAVALLI-SFORZA, L.L. et MORONI, A., 1962. Frequencies of pedigrees of consanguineous marriages and mating structure of the population. *Ann. hum. Genet.*, **25** : 347-377.
- CALDERON, R. 1989. Consanguinity in the Archbishopric of Toledo. I. Types of consanguineous mating in relation to premarital migration and its effects on inbreeding levels. *J. biosoc. Sci.*, **21** : 253-256.
- CALDERON, R., 1992. Topology of migration in consanguineous mates. The Archbishopric of Toledo, Spain 1900-1979. (Rapport non publié).
- CALDERON, R., PENA, J.A., MORALES, M.B. et GUEVARA, J.I., 1993. Inbreeding patterns in the Basque Country (Alava province, 1831-1980). *Hum. Biol.*, **65** (3) : 743-770.
- CAVALLI-SFORZA, L.L., KIMURA, M. et BARRAI, I., 1966. The probability of consanguineous marriages. *Genetics*, **54** : 37-60.

- CAVALLI-SFORZA, L.L. et BODMER, W., 1971. *Genética de las poblaciones humanas*. Barcelona, Omega, 942 p.
- COLEMAN, D.A., 1977. The geography of marriage in Britain, 1920–1960. *Ann. hum. Genet.*, 4 (2) : 101–32.
- COLEMAN, D.A., 1980. A note on the frequency of consanguineous marriages in Reading, England in 1792–73. *Hum. Hered.*, 30 : 278–285.
- CUNHA, E., ABADE, A. et SMITH, M., 1989. Biodemography of Flores island (Azores). *Actas del VI Congr. Esp. Antrop. Biol. (Bilbao)* : 100–107.
- DYKE, B., 1982. Migration and the structure of small population. *Ann. hum. Biol.*, 9(4) : 383.
- DYKE, B., 1984. Migration and the structure of small population. In: A. J. Boyce (éd.) : *Migration and Mobility. Biosocial aspects of human movement*. London, Taylor et Francis : 83–93.
- IMAIZUMI, Y., 1988. Parental consanguinity in two generations in Japan. *J. biosoc. Sci.*, 20 : 235–243.
- LESLIE, P.W., DYKE, B. et MORRILL, W.T., 1980. Celibacy, emigration and genetic structure in small population. *Hum. Biol.*, 52 : 115–130.
- MORALES, B., 1992. *Estructura de la consanguinidad en la Diócesis de Sigüenza-Guadalajara. Variación histórica, microgeográfica y genealógica*. Tesis Doctoral, Universidad del País Vasco.
- RELETHFORD, J.H. et JAQUISH, E.C., 1988. Isonymy, inbreeding, and demographic variation in historical Massachusetts. *Am. J. phys. Anthropol.*, 77 : 243–252.
- SWEDLUND, A.C., 1988. Mating distances and historical population structure: a review. In: C.G.N. Mascie-Taylor et A.J. Boyer (éd.) : *Human mating patterns*. Cambridge, Cambridge University Press : 15–29.
- VU TIEN KHANG, J. et SEVIN, A., 1977. *Choix du conjoint et patrimoine génétique. Etude de quatre villages du Pays de Sault de 1740 à nos jours*. Paris, éd. CNRS., 159 p.
- WRIGHT, S., 1943. Isolation by distance. *Genetics*, 28 : 114–138.

Adresse des auteurs :

R. CALDERON

M.B. MORALES

J.A. PENNA

J.I. GUEVARA

Universidad del País Vasco

Departamento de Biología Animal y Genética

Sección de Antropología Física

apto 644

48080 Bilbao (Espagne)

Y. LEPAGE

Université Libre de Bruxelles

Laboratoire d'Anthropologie et Génétique humaine

av. Roosevelt, 50 CP 192

B - 1050 Bruxelles (Belgique)