LA FECONDITE LEGITIME A SAN PEDRO DEL MOJÓN. 1871-1936*

par Hector PEREZ BRIGNOLI**

Introduction

Largement utilisée en Europe, la méthode de reconstitution des familles mise au point par Louis Henry, se fraye aussi un chemin, lentement, en Amérique Latine¹. Il n'est pas nécessaire de souligner les grandes difficultés et avantages qui découlent de son application. A la simple question : est-il possible de reconstituer les familles ? on ne peut répondre qu'à la fin de plusieurs mois ou même d'années, d'un travail ardu de collecte et de traitement de l'information. Vient ensuite la tâche non moins difficile de compléter l'information sur les âges, la date exacte des événements et la «récupération» des naissances «perdues». Face aux difficultés précédentes, l'analyse et l'interprétation des résultats paraissent à première vue une tâche simple. Nous savons bien que ce n'est pas le cas, surtout quand nous ne disposons que de la reconstitution des familles sédentaires et que nous manquons d'éléments comparatifs. Les avantages sont également à noter. Une fois obtenus, les résultats sont solides² et permettent une étude détaillée et précise de la fécondité légitime.

En évaluant les avantages et les inconvénients, le résultat obtenu est-il positif? La question est surtout pertinente au moment où l'on définit des priorités de recherche, mais peut-être n'est-elle pas bien formulée. Il vaudrait mieux raisonner en termes de «coût d'opportunité» : quelles autres alternatives avons-

[&]quot;Traduction d'un article publié dans la revue espagnole : Boletin de la Asociation de la Demografia Historica, año [V, nº 3, novembre 1986, p. 67-97.

L'auteur remercie pour son appui le vice-rectorat de Recherche de l'Université de Costa Rica et l'Association de Démographie Costaricienne. Pour la collecte des données, ont collaboré avec un dévouement particulier Arodys Robles et Ivan Molina, étudiants. Pour l'analyse des premiers résultats on a pu compter sur l'aide précieuse des professeurs Miguel Gomez Barrantes et Luis Rosero. La responsabilité du texte qui suit incombe uniquement à l'auteur.

^{1.} Voir R. Mc CAA, Marriage and Fertility in Chile, Demographic Turning Points in the Petorca Valley, 1840-1976, Boulder, 1983.

^{2.} Les taux calculés ne dépendent pas de la valeur des chiffres des recensements, ou des estimations sur le total de la population.

nous pour connaître la fécondité du passé? Les indices de Coale³, mis au point pour l'étude du déclin de la fécondité en Europe, supposent des données de recensements relativement précises, avec une classification par âges, sexe et état civil en même temps qu'une information provenant des statistiques de l'état civil. Dans le cas du Costa Rica -et ce n'est pas une exception dans le contexte de l'Amérique Latine- il n'est possible de les appliquer qu'à partir de 1950. Une autre méthode, suggérée par Livi-Bacci⁴, a l'avantage de ne nécessiter que l'information provenant des statistiques de l'état civil ou des registres paroissiaux, mais elle fournit davantage une mesure des variations qu'une mesure du niveau de la fécondité légitime; pour l'appliquer, il faut cependant quelques informations sur la structure des taux de fécondité légitime. Il y a bien sûr aussi, des «méthodes indirectes» d'estimation⁵ mais leur application exige que l'on ait des recensements modernes, ou bien qu'on fasse une réélaboration laborieuse de recensements anciens⁶. En résumé, les méthodes autres que celle de la reconstitution des familles sont d'un apport limité, surtout pour l'époque «proto-statistique».

Dans cet article, on présentera des résultats mais aussi les perspectives possibles. Les premiers se réfèrent à la paroisse de San Pedro del Mojón pendant la période 1871-1936 et ne sont pas sans surprise : la fécondité observée est plus basse que ce à quoi nous nous attendions et s'oriente vers la baisse. Les secondes ont trait à l'application possible de la méthode de la reconstitution des familles dans le cas du Costa Rica qui pourrait ouvrir la voie à de futures recherches sur un terrain moins incertain et mieux connu.

San Pedro del Mojón, paroisse rurale

Deux caractéristiques de base ont présidé au choix de cette paroisse pour appliquer, pour la première fois au Costa Rica, la méthode de reconstitution des familles de Louis Henry. La première tient à l'accessibilité et à l'état de conservation des registres paroissiaux. La seconde tient au caractère de petites communautés rurales, dominées par la monoculture du café qui s'est maintenue de façon plus ou moins stable pendant toute la période considérée.

Les registres nous ont fourni des conditions d'observation excellentes. En couvrant la période 1860-1940, ils nous ont permis de faire une étude de

^{3.} Voir A. J. COALE, «The decline of fertility in Europe from the French Revolution to World War II», S. J. BERRMAN et al. (eds), *Fertility and Family Planning*, Ann Arbor, 1969. Les indices de Coale sont des proportions ajustées en fonction d'un maximum biologique de fécondité (correspondant aux femmes huttérites); ils ont été largement appliqués à l'étude du déclin de la fécondité européenne pendant les XIXe et XXe siècles.

^{4.} M. Livi-Bacci, «Can anything be said about demographic trends when only aggregate vital Statistics are available?», R. D. Lee (ed.), *Populations patterns in the past*, New York, 1977.

^{5.} Voir NATIONS UNES, Manual IV, Métodos para establecer mediciones demográficas fundamentales a partir de datos incompletos, Nueva York, 1968.

Voir l'application de la méthode des enfants à propos du recensement argentin de 1895, dans ARREIX, MELLAFF et SOMOZA, Demografia historica en América Latina, Fuentes y Métodos, San José, Costa Rica, Celade, 1983, p. 135-162.

la fécondité légitime sur une période qui s'étend, grosso modo, entre les recensements de 1864 et 1950. Au Costa Rica, il n'existe pas de statistiques disponibles sur la fécondité avant cette dernière date. Bien que les statistiques officielles du mouvement de la population commencent en 1883, on ne dispose pas jusqu'en 1950 des naissances classées selon l'âge de la mère, ce qui est, comme on le sait, indispensable pour pouvoir estimer les taux de fécondité par âge.

La paroisse fut créée en 1862, et les registres contiennent les données depuis 1861. Mais la région a commencé à se peupler quelques décades auparavant. Le «martel del Mojón» aurait compté, selon un dénombrement de 1848, 2 000 habitants⁷, mais le recensement de 1864, source beaucoup plus fiable, donne à peine 1 729 habitants. Les chiffres globaux ne se modifient pas beaucoup : 2 691 habitants en 1892 et 3 676 en 1927. Comme juridiction civile, l'agglomération devient canton en 1915, et s'appelle «Montes de Oca». La superficie du canton dont les limites correspondent approximativement à celles de la paroisse, est de 16 km2.

Les caféiers poussent sur ces terres déjà vers 1840, si l'on en croit les abondantes mentions qui figurent dans les actes notariés8. Un siècle après, ils continueront à dominer le paysage agraire de toute la zone. Le recensement des caféiers de 1935 signale l'existence de 388 propriétés, d'une superficie moyenne de 3,4 lots de terrain (manzanas); y vivent 3 067 personnes, c'est-à-dire 71 % du total de la population du canton de cette année-là. Mais autour de cette ceinture, le peuplement devient plus dense et la terre disponible par travailleur diminue. Le phénomène est typique, de toutes les zones de grande expansion de la culture du café. Le caractère pionnier disparaît vers la fin du XIXe siècle et comme zone rurale la paroisse atteint un premier seuil de maturité. L'émigration temporaire ou permanente d'une partie de la population devient alors nécessaire : l'achèvement du chemin de fer vers l'Atlantique (1890) dont les lignes passent par San Pedro, paraît avoir aussi favorisé ce processus. La paroisse met beaucoup de temps à perdre son caractère éminemment rural, en dépit de la proximité de San José et malgré son caractère de zone «vieillie». L'urbanisation arrivera plus tard, bien après la période que nous considérons. En résumé, nous étudions une paroisse qu'on peut considérer comme typique de la vallée centrale du Costa Rica, et qui offre une constance remarquable du milieu observé. Il n'y a pas de changements dans la prédominance du secteur rural, ni dans celle de la culture de base, ni dans les techniques ou les méthodes de production; et l'importance du café dans l'économie nationale est du même ordre au début et à la fin de la période d'observation.

^{7.} Archivo Nacional de Costa Rica, Serie Gobernación, nº 6747, folio 3, 1848.

^{8.} Voir Y. BAIRES MARTINEZ, Las transacciones immobiliarias en el Valle Central y la expansión cafetalera de Costa Rica, 1800-1850, Universidad de Costa Rica, tesis de grado en sociología, 1975.

Les registres paroissiaux : caractéristiques générales

En l'absence de listes nominatives, la reconstitution des familles s'appuie quasi-exclusivement sur l'information provenant des registres paroissiaux. Nous considèrerons d'abord les caractéristiques générales de cette source.

Les noms et les prénoms sont utilisés de manière constante et régulière. Il y a des variations occasionnelles dans l'orthographe et une fréquence élevée d'occurrence de certains noms ; mais cela n'est pas une gêne pour la reconstitution car la filiation paternelle et maternelle est toujours présente dans les baptêmes, mariages et enterrements. Le lien père-fils peut donc être établi en toute certitude. Ajoutons d'autres caractéristiques également positives ; a) l'immense majorité de la population est catholique et la pratique religieuse constitue un élément important de la vie quotidienne ; b) les dépenses de base de la paroisse sont supportées par les voisins⁹ et la subsistance quotidienne du curé provient des revenus qu'il tire des divers services religieux¹⁰ ; c) l'application des lois libérales pendant la décennie 1880 eut seulement une incidence sur les registres des sépultures et affecta très peu ceux des baptêmes et des mariages.

D'autres facteurs en revanche jouent en sens contraire. Jamais les actes ne contiennent la signature des témoins, parrains, ou dans le cas des mariages, des contractants. Cela a pu permettre l'écriture ou la copie a posteriori, avec tous les dangers inhérents d'inexactitudes, perte d'information partielle, ou même totale. Nous savons peu de choses sur l'incidence des changements de domiciles non permanents, bien qu'on doive noter, qu'en principe, les curés ne devaient enregistrer que les fidèles de leur paroisse. D'évidence¹¹, les registres sont de qualité inégale : généralement, les baptêmes et les mariages semblent avoir été notés avec beaucoup plus de soin que les sépultures ; ceci est surtout vrai dans le cas des enfants morts en bas âge.

^{9.} Les dîmes furent abolies par Braulio Carrillo en 1835. A partir de ce moment les agriculteurs remettaient aux curés une part volontaire de leur production appelée «primícia» (prémices). Jusqu'à la fin du XIXe siècle, ce versement paraît avoir été relativement important. La création d'une paroisse était décidée uniquement si l'évêque avait des garanties que les contributions des voisins (primicias et paiement des divers services paroissiaux) seraient suffisantes pour garantir les revenus du curé et le maintien de l'église paroissiale et du presbytère. Voir G. Mora Brenes, La creación de parroquias : contribución al estudio de la expansión agricola en el graben central de Costa Rica, 1850-1882, Universidad Nacional, Costa Rica, Escuela de Historia, Informe inédito de investigación, 1985.

^{10.} Selon MORA BRENES, op. cit., l'administration des cimetières n'entraînait pas pour les curés des rentrées proportionnelles aux multiples soucis et problèmes qu'ils devaient affronter pour assurer ce service. Monseigneur Sanabria avait une opinion différente - Voir Bernardo Augusto Thiel, Segundo Obispo de Costa Rica. Apuntamientos Históricos, San José, 1982, p. 322 et sq.

^{11.} Provenant d'une vingtaine d'études de paroisse (méthode additive) effectuées sous ma direction et présentées comme thèse de licence en histoire à l'Université de Costa Rica entre 1977 et 1984.

Identification des couples sédentaires

Un mariage célébré dans la paroisse et des enfants notés dans le registre des baptêmes constituent le critère déterminant pour l'identification des couples sédentaires. L'information sur la mortalité, la plus importante pour déterminer les dates de fin d'union des couples étudiés, exige un commentaire particulier.

Jusqu'en 1884, année où se produit la sécularisation des cimetières, les registres paroissiaux de sépultures constituent une source unique relativement solide quant à l'enregistrement des décès des adultes. Après cette date, il est nécessaire de recourir aux registres d'état civil. Les enregistrements relatifs aux décès suivent un ordre chronologique en accord avec la date d'inscription, dans des livres qui correspondent à chacune des provinces du Costa Rica. Il n'est pas impossible de localiser les événements relatifs à un canton ou une ville, à une certaine période, mais c'est une tâche extraordinairement laborieuse. Heureusement il existe des fichiers nominatifs de l'ensemble des décès enregistrés. Les choses étant ainsi, nous avons choisi de chercher dans ce fichier les dates de décès des mariages pour lesquel nous étions parvenus à reconstituer les familles. La recherche fut fructueuse dans 222 cas¹² qui devinrent ainsi la base finale sur laquelle porte notre recherche.

Quel type de biais peut avoir introduit le procédé décrit ? La question est certainement cruciale. Signalons le plus évident : n'entrent dans l'échantillon que les mariages avec enfants. On ne pouvait pas procéder d'une autre manière, quand manquent les listes nominatives, et s'agissant d'une paroisse dont la population est soumise à des phénomènes de migration définitive et temporaire. Qu'arrive-t-il pour les couples enregistrés sans enfants ? Une partie de ceux-ci correspondent à des mariages de gens qui ont émigré ; une autre à des mariages stériles ; et une dernière partie à des couples qui ont toujours fait baptiser leurs enfants dans une autre paroisse. Cette dernière possibilité ne paraît pas très plausible, et comme dans le cas des couples migrants, elle n'a pas d'effet sur l'estimation de la fécondité des couples sédentaires. La stérilité, en revanche, est un facteur qui exige qu'on s'y arrête. Il faut noter que seule la stérilité primaire ou totale nous préoccupe, c'est-à-dire celle de ces couples qui sont dans l'impossibilité d'avoir des enfants tout le temps de leur vie fertile. P. Vincent¹³ a calculé cette proportion pour divers âges de la femme.

Le pourcentage est bas (4 % pour les femmes mariées à 21 ans) bien qu'il augmente avec l'âge et surtout il est relativement constant dans diverses popu-

13. P. Vincent, «La stérilité biologique des populations», Population, t. 5, 1, 1950, tableau 4.

^{12.} Les indices alphabétiques de décès comprennent les noms, prénoms et la date de l'acte ; une quelconque information supplémentaire doit être recherchée dans les registres originaux.

lations¹⁴. Si l'on applique ces proportions calculées par Vincent aux 560 mariages enregistrès sans enfants pendant la période 1860-1939, nous obtenons une estimation de 32 mariages sans enfants en raison d'une stérilité primaire. L'absence de ces mariages dans le total des familles reconstituées reviendrait à surestimer la fécondité; mais leur nombre réduit nous permet de dire aussi que la différence serait quasi-insignifiante.

Les familles reconstituées

Le tableau 1 présente le nombre total de baptêmes et de mariages et le nombre de familles reconstituées. 222 familles (14 % du total des mariages) correspondent à des fiches de type MF, c'est-à-dire qu'elles comportent les âges, la date du mariage et de fin d'union ; elles constituent la base de la présente recherche. 570 familles (35 % du total des mariages) correspondent aux fiches de type MO, c'est-à-dire qu'il manque la date de fin d'union. Les mariages sans enfants enregistrés dans la paroisse, 560 au total, représentent 35 % du total des mariages ; cela veut dire que dans les familles reconstituées (fiches MF, MO et celles aux dates incomplètes), on a utilisé l'information provenant de 65 % des mariages célèbrés dans la paroisse et de 61 % du total des baptêmes. Le «rendement» de la reconstitution tombe alors dans les limites observées dans quelques paroisses européennes¹⁵. Le tableau 1 signale aussi le nombre de familles complètes, 138 au total qu'on trouve dans l'ensemble des fiches MF.

L'illégitimité observée à partir de baptêmes est relativement basse : une moyenne de 20 % sur toute la période d'observation, avec une légère tendance à la hausse. L'indicateur est important pour s'assurer de la représentativité de la fécondité légitime, observée par le moyen de la reconstitution des familles par rapport à la fécondité de l'ensemble de la population.

Age au mariage et nombre moyen d'enfants par femme

Le tableau 2 présente deux indices généraux : l'âge moyen de la femme au premier mariage et le nombre moyen d'enfants par femme. Bien que l'on constate quelques différences selon le type de fiche de famille, les tendances sont claires et concordantes : le nombre moyen d'enfants diminue et l'âge au mariage augmente (légèrement sur le fichier MO, de manière plus significative sur les fiches MF). Sommes-nous en présence d'une fécondité en baisse ? Nous traiterons de la question après.

^{14.} Voir aussi H. LERIDON, Aspectos biométricos de la fecundidad humana, trad. Z. Camisa, San José, Celade, 1977, p. 105-113.

^{15.} Voir J. Dupaouter, Pour la démographie historique, Paris, 1984, p. 96-97.

Taux apparents de fécondité

Les taux apparents de fécondité résultent d'un calcul sur lequel on n'effectue aucune correction concernant les baptêmes enregistrés¹⁶. En d'autres termes, on suppose que les baptêmes reflètent intégralement les naissances, sans omissions ou pertes. Dans ce tableau et dans tous les tableaux suivants, on présente trois types de calculs. Le premier se rapporte à l'ensemble des mariages de la période 1871-1939 (ils correspondent aux 222 fiches MF). Ceux qui suivent divisent en 2 sections la période d'observation; les mariages célébrés entre 1871 et 1904 (ils correspondent à 124 fiches MF) et les mariages réalisés entre 1905 et 1939 (98 fiches MF). La division a été faite de telle sorte qu'on garde un nombre comparable de familles et d'années d'observation dans chaque groupe.

La première impression, au vu du tableau 3, est que la fécondité légitime est plus basse pour les mariages contractés après 1905. Mais avant de poursuivre l'analyse sur ce point, il convient de passer au calcul des taux corrigés.

Taux corrigés de fécondité

La «récupération» des naissances «perdues» peut se faire de plusieurs manières¹⁷. La plus évidente consiste à voir les personnes dont les baptêmes ne sont pas enregistrés, mais dont on a une mention dans les registres de mariages et de sépultures. Une recherche de ce type dans le registre des sépultures nous a permis de récupérer 42 naissances (2,3 % du total des baptêmes) sur la période 1861-1879. Malheureusement le registre des sépultures perd toute validité après la sécularisation des cimetières en 1884, c'est pourquoi on ne peut continuer «la récupération». Un examen du registre des mariages fait dans le même sens, n'a pas conduit à des résultats positifs.

Le temps écoulé entre la naissance et le baptême a toujours une incidence sur la qualité de l'enregistrement. Très court au début de la période qui nous occupe, deux ou trois jours en moyenne, ce temps s'est allongé progressivement jusqu'à arriver à une moyenne de 23 jours en 1930. Le retard au baptême implique qu'une certaine proportion des enfants nés ne sont pas enregistrés parce qu'ils meurent avant. Une table de mortalité par jours, applicable aux enfants de moins de un an, permettrait d'estimer les pertes dues à ce délai. Bien qu'il soit difficile de disposer d'une table de ce type pour les populations anciennes, disons que lorsque la mortalité est élevée, il y a relativement peu de variations

^{16.} L. HENRY, Manual de demografia histórica. Técnicas de análisis, trad. A. Carbonell, Barcelona, 1983, p. 122 et sq.

^{17.} Ibidem. Voir aussi L. HENRY, «La fécondité des mariages dans le quart sud-ouest de la France de 1720 à 1829», Annales E.S.C., mai-juin et juillet-octobre 1972; H. CHARBONNEAU, Vie et mort de nos ancêtres. Etude démographique, Montréal, 1975, p. 196-198.

de la mortalité durant les premiers mois de la vie. Pour cela, nous recourons à la table élaborée par Hubert Charbonneau¹⁸ pour Tourouvre-au-Perche (générations de 1740-1769). Nous arrivons ainsi à estimer une correction de 11 % pour les naissances de la période 1871-1904, et de 16 % pour celles de la période de 1905-1936. Avec des coefficients de correction, on a procédé au calcul des taux qui figurent au tableau 4.

Le procédé utilisé pour la récupération des naissances perdues est simple, et comporte moins de sophistication que celle que l'on connaît dans les reconstitutions basées sur des registres plus riches et qui englobent une période d'observation plus large. Mais elle peut se défendre comme la meilleure alternative eu égard aux données disponibles.

Les taux corrigés montrent une variation similaire aux taux apparents. Mais avant de nous intéresser à un éventuel déclin de la fécondité, il convient de poser une autre question. Est-ce que les taux observés correspondent à un modèle de fécondité naturelle? L'interrogation est tout à fait pertinente. Dans les populations du passé, on a observé des fluctuations notables dans les tendances et les niveaux de la fécondité. L'important alors n'est pas de repérer hausses ou déclins de fécondité, mais d'établir si nous sommes ou non face à une fécondité naturelle.

La fécondité naturelle : indices globaux et taux par âge

L. Henry a défini la fécondité naturelle¹⁹: les couples ont un enfant indépendamment de la taille déjà atteinte de la famille. En d'autres termes, il s'agit d'une situation dans laquelle il n'existe pas de taille idéale du groupe familial; ou comme on dit avec la sagesse populaire «les enfants que Dieu nous envoie» sont les bienvenus.

La présence ou l'absence d'une fécondité de ce type peut se repérer graphiquement en examinant les taux de fécondité par âge des mères selon l'âge au mariage : toutes circonstances égales, l'âge au mariage ne devrait pas avoir d'influence sur la fécondité et les courbes devraient être convexes, vues de dessus²⁰. Le procédé a l'avantage de la simplicité. Les courbes tendent à s'écarter, ce qui permettrait de soupçonner quelque incidence de l'âge au mariage sur la fécondité ; il est plus difficile en revanche de décider de la convexité des courbes. Seules celles qui correspondent aux mariages des femmes mariées entre 15 et

^{18.} H. CHARBONNEAU, op. cit., p.78.

^{19.} L. HENRY, «Some data on natural fertility», Eugenics Quaterly, vol. 8, 2, june 1961, p. 81-91.

^{20.} L. HENRY, Manual de Demografia histórica, p. 134-135; voir aussi E. GAUTIER et L. HENRY, La population de Crulai, paroisse normande, étude historique, Paris, 1958, p. 96-108.

24 ans pendant les périodes 1871-1936 et 1905-1936 paraissent présenter cette allure. Il existe d'autre part l'inévitable influence des fluctuations aléatoires liées, comme c'est ici le cas, à un nombre relativement faible d'observations.

Une autre possibilité consiste à recourir aux modèles de fécondité légitime élaborés par Coale et Trussell²¹. Avec ces modèles, il est possible de calculer deux indices différents. Le premier «M» constitue une moyenne du niveau de la fécondité légitime des femmes de 20 à 24 ans²² ; une valeur de 1 de cet indice signifie que le niveau trouvé est semblable à une moyenne des taux présentés par L. Henry dans son fameux article publié en 1961 «some data on natural fertility»²³. Le second «m» fournit une mesure du contrôle de la natalité, en comparant la structure des taux de fécondité par âge telle qu'on l'observe avec ceux d'un modèle-type; ce dernier se base sur 43 séries correspondant à des pays qui déjà pendant la décennie 1960 manifestaient une tendance marquée à contrôler la fécondité. Une valeur de 1 de cet indice signifie un degré de contrôle des naissances semblable à la moyenne de ces 43 séries; une valeur de 0 ou proche de zéro²⁴ implique l'absence de contrôle de la fécondité. Un autre indice important est l'erreur quadratique moyenne qui mesure le bon ajustement entre les taux observés et le modèle proposé par Coale et Trussell. Cet indice, supérieur à 0,01, indique une corrélation très médiocre et il faut dans ce cas rechercher une autre méthode pour déterminer l'existence ou non d'un contrôle de la fécondité.

Le tableau 5 présente ces indices de la fécondité légitime à San Pedro del Mojón; il inclut aussi des comparaisons avec des exemples européens et latinoaméricains. Un des avantages de la méthode Coale et Trussell est qu'elle permet la comparaison de nombreux cas de manière rapide et précise. Nous pouvons dégager quelques conclusions de ce tableau 5:

1. Le niveau de la fécondité légitime entre 20 et 24 ans est à San Pedro assez proche du modèle de fécondité naturelle adopté par Coale et Trussell; on observe cependant un léger déclin pendant la période 1905-1936.

^{21.} A. J. COALF et T. J. TRUSSELL, «Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations», *Population Index*, t. 40, 1974, p. 185-218.

^{22.} La fécondité des femmes de moins de 20 ans est peu représentative et sujette à de multiples facteurs «parasites» pour constituer un bon point d'observation. C'est la même chose pour les femmes de plus de 44 ans. Ces deux taux ne sont pas utilisés dans les calculs pour estimer les paramètres «M» et «m».

^{23.} Cité à la note 19. - Les populations observées par L. Henry comprennent des exemples européens des XVIIe, XVIIIe et XIXe siècles et des exemples de quelques régions sous-développées au XXe siècle.

^{24.} Dans les populations citées par L. Henry (voir la note 19) «m» varie entre -0,15 et 0,39. Coale et Trussell considèrent que lorsque «m» est inférieur à 0,2, c'est le signe indubitable d'une fécondité naturelle, mais ils attirent aussi l'attention sur le fait qu'une élévation de «m» peut indiquer la diffusion de la limitation des naissances. Voir A. J. Coale et T. J. Trussell, «Technical note : Finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility», *Population Index*, t. 44, 2, p. 205.

2. Le paramètre «m» ne révèle pas la présence d'un contrôle délibéré de la fécondité, mais sa valeur est proche de la limite à partir de laquelle on peut suspecter l'apparition d'un tel comportement ; la comparaison avec les données relevées au Costa Rica en 1950, 1965 et 1977 est de ce point de vue intéressante. A cette dernière date la diffusion du contrôle des naissances est évidente tandis qu'en 1965 on observait encore une situation de fécondité naturelle.

D'autres comparaisons ne sont pas moins instructives. Les exemples européens et latino-américains choisis à cet effet se rapportent à des populations caractérisées par l'existence d'une fécondité naturelle. Les variations visibles dans les indices «M» et «m» invitent cependant à une certaine prudence dans l'interprétation. Il reste à préciser les choses, semble-t-il, quant aux limites du paramètre «m». A partir de quels seuils peut-on être sûr de l'existence d'un contrôle délibéré de la fécondité ? C'est quelque chose que nous ne savons pas avec exactitude.

Descendance complète

La fécondité cumulée varie en raison inverse de l'âge au mariage (tableau 6) ; ceci est un autre signe de l'absence de contrôle de la fécondité. On observe une diminution du nombre final d'enfants entre les mariages céléhrés avant et après 1905. Dans les trois groupes d'âge au mariage considérés, on observe approximativement la perte d'un enfant.

La fécondité totale au-dessus de 30 ans

Il y a certaines discussions sur l'incidence de l'âge au mariage sur la fécondité naturelle²⁵; en principe et comme nous l'indiquions précédemment, la structure des taux devrait être similaire, indépendamment de l'âge au mariage. On peut obtenir une appréciation plus claire du phénomène en examinant la fécondité cumulée pour les couples à partir de l'âge de 30 ans des mères, en rapport avec l'âge au mariage²⁶.

Si l'âge au mariage n'a pas d'influence, cela devrait se traduire en une fécondité cumulée semblable, indépendamment de l'âge au mariage. Le tableau 6 montre que ce n'est pas le cas des mariages étudiés. La fécondité cumulée est nettement supérieure pour les femmes mariées entre 30 et 39 ans. L'observation coïncide avec les découvertes de Knodel relatives aux populations rurales alle-

^{25.} Voir J. KNODEL, «Natural fertility in pre-industrial Germany», *Population studies*, t. 32, 3, 1978, p. 494-495.

^{26.} C'est ce que propose J. KNODEL, op. cit., p. 495-497.

mandes avant 1850 ainsi qu'avec d'autres résultats européens et latino-américains²⁷.

Une comparaison de la fécondité cumulée des mariages célébrés avant et après 1905, confirme ce qu'on peut déduire des estimations de la descendance complète. Indépendamment de l'âge au mariage, la fécondité se réduit d'un peu moins d'un enfant.

C. Wilson a suggéré un autre usage du même indice²⁸: dans un régime de fécondité naturelle, la contribution des mères de plus de 30 ans à la fécondité totale (entre 20 et 49 ans) oscille autour de 50 %. Dans le cas de San Pedro del Mojón, la proportion est de 43 % pour l'ensemble de la période, 44 % pour les mariages célébrés avant 1905 et 43 % pour les mariages postérieurs. En somme, il semblerait que nous sommes au début d'un processus de limitation des naissances. Cependant l'évidence ne suffit pas. Bien que le critère de 50 % se présente dans bon nombre d'exemples²⁹, il n'est pas moins vrai que d'autres exemples de fécondité naturelle³⁰ s'en écartent considérablement. Encore une fois nous sommes face à une définition difficile des «seuils» d'observation.

Fécondité des femmes ultérieurement fécondes

Le tableau 7 présente les données relatives à la fécondité des femmes qui ont continué à avoir des enfants à partir d'un certain âge. Le taux moyen de fécondité, ou la moyenne des naissances calculées en excluant celles du groupe correspondant à l'âge au mariage et pour les femmes de moins de 35 ans, constitue le meilleur résumé de la fécondité de ces couples³¹. L'inverse de ces taux mesure une estimation de l'intervalle entre deux naissances. Pour les mariages célébrés entre 1871 et 1936 :

- 2,3 ans pour les femmes mariées de 15 à 19 ans
- 2,4 ans pour les femmes mariées de 20 à 24 ans
- 2,2 ans pour les femmes mariées de 25 à 29 ans

^{27.} *Ibidem.* On observe ce phénomène dans le cas du sud-ouest de la France pour les générations qui se sont mariées entre 1720 et 1789 : voir L. Henry, «La fécondité des mariages...», op. cit., calculée à partir des taux de fécondité corrigée, tableau I, p. 979 ; les conclusions ne sont pas définitives, car dans d'autres cas (à Crulai par exemple) on n'observe pas un comportement semblable.

^{28.} C. WILSON, «Natural fertility in pre-industrial Lingland, 1600-1799», Population studies, t. 38, 1984, p. 225-240.

^{29.} Ibidem, p. 230.

^{30.} Dans le cas de la Martinique, les générations nées entre 1914 et 1928, étudiées par Léridon et caractérisées par l'existence d'une fécondité typiquement naturelle, cette proportion est de 42 %. Voir H. Leridon, op. cit., p. 122.

^{31.} L. HENRY, «La fécondité des mariages...», op. cit., p. 992.

En comparant les expériences des mariages réalisés avant et après 1905, on observe de nouveau les signes d'une fécondité plus basse pendant la seconde période.

Proportion des couples fertiles et proportion des couples stériles

Si l'on divise les taux de fécondité légitime (tableau 4) par les taux de fécondité des femmes ultérieurement fécondes (tableau 7), on obtient la proportion de couples fertiles à partir d'un certain âge (tableau 8). Le complément à 1 de ces proportions donne une estimation des couples stériles à partir d'un certain âge (tableau 9). En comparant ces données avec d'autres correspondant à quelques populations européennes³² on peut dire que les proportions observées à San Pedro del Mojón sont beaucoup plus élevées surtout pour la période 1905-1936.

L'âge à la dernière maternité

L'âge moyen à la dernière naissance constitue un autre indice utilisé dans les études sur l'apparition du contrôle de la fécondité. Le tableau 10 présente cet âge moyen. Il ne semble pas y avoir de différences significatives entre les mariages antérieurs à 1905 et ceux postérieurs à cette date. On doit noter malgré tout qu'un âge de 38 ans est plus bas que celui qu'on observe habituellement en Europe³³. Le tableau 11 présente une autre vue du phénomène. La proportion des femmes qui ont eu leur dernier enfant avant 35 ans et 40 ans augmente, passant de 40 % à 60 % dans les deux périodes considérées. En somme, un âge moyen à la dernière maternité de 38 ans, et des proportions croissantes de femmes ayant eu leur dernier enfant avant 35 et 40 ans, paraissent indiquer, sinon la présence au moins une tendance certaine à l'apparition de la limitation des naissances.

Les conceptions prénuptiales

Les conceptions prénuptiales doublent quasiment dans la seconde période d'observation (tableau 12). On observe aussi une augmentation régulière avec l'âge au mariage. Le modèle de comportement est semblable à celui qu'on a observé en Europe ; il semble indiquer une plus grande liberté sexuelle des femmes qui se sont mariées à un âge plus tardif. La hausse de 4 % à 13 % chez les femmes mariées entre 15 et 19 ans semble un indice clair que cette plus grande liberté sexuelle s'est étendue depuis 1905 aussi aux femmes plus jeunes.

^{32.} Idem, p. 994; voir aussi D. S. SMITH, «A Homeostatic Demographic Regime: Patterns in West European Family Reconstitution Studies», R. D. LEF (éd.), *Populations Patterns in the Past*, New York, 1977, p. 23.

^{33.} Dans 23 exemples européens (XVIIe et XVIIIe siècles) l'âge moyen à la dernière maternité est de 40,1 ans ; voir D. S. SMITH, op. cit., p. 23 et p. 44-47.

Conclusions

Les résultats exposés conduisent à de nouvelles questions et incluent peut-être certains aspects apparemment contradictoires. Il paraît indubitable que la fécondité légitime décroît tout au long de la période considérée. Il apparaît aussi établi que les niveaux de la fécondité observée se situent à un point intermédiaire : entre les plus hauts observés dans certaines zones rurales du Costa Rica pendant les décades de 1950 et 1960³⁴ et les plus bas (nous parlons de situations de fécondité naturelle) trouvés au Bengale et dans d'autres régions sous-développées³⁵. Le résultat est, en tout cas, compatible avec les fluctuations du taux de natalité dans le pays tout entier³⁶.

Fécondité naturelle ou présence de la limitation des naissances ? Sur ce point la réponse n'est pas définitive. Les indices de Coale et Trussell semblent traduire une situation de fécondité naturelle. L'âge à la dernière maternité et les indicateurs dérivés de la fécondité des femmes ultérieurement fécondes, en revanche, conduisent à une réponse différente. Il est clair qu'il faudrait faire d'autres recherches. Parmi lesquelles, une observation détaillée de l'incidence de la baisse de la mortalité infantile paraît d'une importance capitale. Cependant on peut proposer quelques explications possibles quant à la baisse de la fécondité légitime que nous avons observée.

Le caractère rural de la paroisse est également présent au début comme à la fin de la période considérée. Mais on ne peut, en aucun cas, dire qu'il n'y a pas eu du tout de changements. La migration vers les fronts pionniers de colonisation se présente dans toutes les zones caféières anciennes, et répond à la diminution relative des rendements économiques. Dans le cas de San Pedro, le taux de croissance entre les recensements est de 1,6 % entre 1864 et 1892, il décroît ensuite, passant à 0,9 % entre 1892 et 1927. Les migrations peuvent avoir joué de trois manières sur le comportement en matière de fécondité :

a) en interrompant «l'exposition au risque» des femmes en raison des séparations temporaires (travail saisonnier, préparation de la migration définitive);

b) en élevant l'âge moyen au mariage ;

^{34.} Avec un taux global de fécondité conjugale (on comprend les femmes mariées et les concubines) d'environ 12 enfants par femme. Voir les données de l'enquête PECFAL-rural effectuée en 1969, dans L. ROSERO, *Nupcialidad y fecundidad en cuatro zonas rurales de América Latina*, San José, Celade, 1978, p. 65.

^{35.} Le minimum paraît être de 6 à 7 enfants par femme. Voir L. Henry «Some data...» p. 98 ; aussi H. LERIDON, op. cit., p. 122.

^{36.} On observe les mêmes fluctuations pour le nombre moyen d'enfants par mariage estimé suivant la méthode suggérée par Livi-Bacci (voir la note 4). Voir L. ROSERO, «Determinantes de la fecundidad costarricense», communication présentée au *Huitième séminaire national de Démographie*, San José, Costa Rica, 7, 8 et 9 septembre 1983.

c) en incitant à l'émigration les familles les plus nombreuses.

Les professions des époux constituent aussi un indicateur significatif. Sur les 124 familles reconstituées qui correspondent à la période 1871-1904, la prédominance des agriculteurs et des travailleurs agricoles est totalement écrasante. Sur les 98 qui correspondent à la période 1905-1936, en revanche il y en a 13 qui sont soit artisans soit professions libérales. Un examen de la fécondité de ces couples montre rapidement qu'ils ont moins d'enfants et un âge au mariage plus tardif que les agriculteurs. En d'autres termes, le déclin de la fécondité des mariages célébrés entre 1905 et 1936, peut s'expliquer en partie par un changement de la composition des «couples sédentaires» qui constituent l'échantillon.

De nouvelles hypothèses peuvent s'ajouter à cela. Il semblerait que nous sommes en présence d'un comportement «d'adaptation» de la fécondité légitime. S'il en était ainsi, les explications habituellement acceptées³⁷ sur la brusque chute de la fécondité costaricienne pendant la décade de 1960, devraient être révisées et surtout enrichies.

Hector PEREZ BRIGNOLI Université de Costa-Rica (Traduit de l'espagnol par Agnès FINE-SOURIAC)

RESUME

L'auteur applique la méthode de la reconstitution des familles pour analyser la fécondité légitime dans une paroisse rurale représentative du plateau central du Costa Rica. L'analyse des données montre des taux de fécondité de niveau moyen, dans le cadre de la fécondité naturelle. Mais, le découpage chronologique suggère que la fécondité diminue ; surtout à partir de 1905 où l'on observe une réduction de la descendance complète. Mais d'autres mesures, telles que le niveau de fécondité legitime des femmes âgées de 20 à 24 ans, indiquent plutôt que la population ne pratique pas encore le contrôle des naissances. L'auteur ne se prononce pas, mais il suggère que la diminution de la fécondité pourrait être causée par la présence d'un groupe plus nombreux d'artisans et des membres des professions libérales à la fin de la période d'observation. Les résultats de la reconstitution des familles doivent jeter des doutes sur l'affirmation d'une diminution de la fécondité au Costa Rica à partir de 1960.

SUMMARY

The family reconstitution method is used for analysing legitimate fertility in a representative rural parish in Costa Rica's central plateau area. Natural fertility rates are observed to be average. A breakdown of the time series seems to indicate a fertility decline, in particular after 1905, when a decrease is noted in lifetime fertility. However, other measures, such as the legitimate fertility level of women aged 20-24, seem to indicate instead that birth control is not yet used. The author leaves the question open, but suggests that the presence of a larger number of craftsmen and professionals at the end of the period of observation may account for the fertility decline. The results of this family reconstitution cast doubt on the assertion that fertility in Costa Rica has decreased since 1960.

^{37.} L. ROSERO, op. cit., offre un résumé excellent des diverses explications proposées.

Tableau 1 Nombre total de baptêmes et mariages à San Pedro del Mojón (1860-1939). Familles reconstituées selon le type de fiche

Période		total Mariages	type MO	de i	iches MF (CO)
1860-1869	754	134	3		
1870-1879	1054	148	30	13	9
1880-1889	974	148	21	11	8
1890-1899	1191	211	71	70	49
1900-1909	1468	205	85	53	36
1910-1919	1527	262	108	49	29
1920-1929	1753	255	132	23	7
1930-1939	1735	245	120	3	
Total	10456	1608	570	222	138

Les fiches MO : elles comprennent la date du mariage mais non celle de fin d'union, et pour 220 de cea fiches, il manque aussi l'âge de la femme pour la période 1860-1889.

Les fiches MF: elles comprennent les âges, les dates du mariage et de fin d'union.

Les fiches MF (CO) : Elles correspondent à des familles complètes, c'est-à-dire observées durant toute la période fertile de la femme.

Tableau 2 : Age moyen au ler mariage des femmes et nombre moyen d'enfants par femme

Période	Age mo	-		e moyen nfants
	мо	МF	par MO	femmea MF MF
1 8 60-1 8 69	e.d.	. d	8.d	s.d s.c
1870-1879	19,6	19,5	4,2	5,8 6,0
1880-1889	20,6	20.4	5,6	6,0 6,4
1890-1899	21.7	20,5	4,8	6,36,
1900-1909	21.7	21.9	4.3	4,95
1910-1919	21.1	23,0	4.1	4,2 4,4
1920-1929		23,2	4.1	4.7 4.0
1930-1939		n.c	n.c	n.c n.e

s.d. : Pas de données.

n.c.: Non calculé en raison du nombre de cas insuffisant.

Tableau 3 : Taux apparents de fécondité légitime selon l'âge au mariage de la femme

Age au mariage					de chaque 35-39		d'âges 45-49
MAR1AGES	DE LA	PER10DI	1871-19	936			
15-24	400	403	335	243	197	90	13
	(157,5)	(704)	(841,5)	(774,5)	(557,5)	(535)	(446)
25-2 9			369	341	217	85	17
			(84)	(149,5)	(133,5)	(118)	(115)
30-39				316	370	200	
				(38)	(81)	(90)	(82)
15-39	400	403	338		195		12
	(157,5)	(704)	(925,5)		(868,5)		(643)
mari ages	DE LA	PER I ODI	E 1871-19	904			
15-24	432	415	351	268	171	93	16
	(113,5)	(456)	(521)	(503)	(438)	(377)	(310)
25-29			348	375	282	66	56
			(23)	(40)	(35,5)	(30,5)	(35.5)
30-39					432		,
				(18.5)	(37)	(45)	(41.5)
15-39	432	415	351		198		18
	(113,5)	(456)	(544)	(561,5)	(510,5)	(452,5)	(387)
MARIAGES	DE LA	PERI ODI	E 1905+1	936			
15-24	318	383	309	195	162	82	7
	(44)	(248)	(320,5)	(271,5)	(216)	(158)	(136)
25-29			377	329	194	91	
			(61)	(109,5)	(98)	(87,5)	(79.5)
30-39				256	318	178	
				(19.5)	(44)	(45)	(40.5)
15-39	318	383	320		190		4
	(44)			(400,5)			

Entre parenthèses ; Nombre de femmes-années sur lequel repose chaque calcul,

Tableau 4 : Taux corrigés de fécondité légitime selon l'âge au mariage de la femme

Age au . mariage			r 1000 : 25-29				
MARI AGES	DE LA PI	eri ode	1871-19	36			
15-24	454	457	380	276	224	102	15
	(157,5)	(704)	(841,5)	(774,5)	(557,5)	(535)	(446)
25-29			419	387	246	96	19
			(84)	(149,5)	(133,5)	(118)	(115)
30-39					429		
				(38)	(81)	(90)	(82)
15-39	454	457	384	296	221	116	14
	(157,5)	(704)	(925,5)	(962)	(868,5)	(743)	(643)
mari ages	DE LA PI	ERIODE	1871-19	04			
15-24	480	461	390	297	190	£01	18
	(113,5)	(456)	(521)	(503)	(438)	(377)	(310)
25-29	•		386	416	313	73	62
			(23)	(40)	(35.5)	(30,5)	(35,5
30-39				420	479	279	
				(18,5)	(37)	(45)	(41,5)
15-39	480	461	390	311	220	115	20
	(113,5)	(456)	(544)	(561,5)	(510,5)	(452,5)	(387)
Mariages	DE LA P	ERIODE	1905-19	36			
15-24	36 9	444	358	226	188	9 5	8
	(44)	(248)	(320,5)	(271,5)	(216)	(158)	(136)
25-29			437	382	225	106	
			(61)	382 (109,5)	(98)	(87,5)	(79,5
30-39				297	369	206	
				(19,5)	369 (44)	(45)	(40,5)
15-39	369	444	371	273	220	116	5
	(44)	(248)	(381,5)	(400,5)	(358)	(290,5)	(256)
			•	•		•	

Entre parenthèses : Nombre de femmes-années sur lequel repose chaque calcul.

Tableau 5 : Paramètres de fécondité légitime de Coale et Trussell San Pedro del Mojón, exemples latino-américains et européens

	Paramo	etres de .	Erreur	Observations	Source
Population	Coale	Trussell	quadratique	:	
	М	ш	Moyenne		
San Pedro (del Moj	jón		•	
1871-1939	0,954	0,268	0,002	taux corrigés	1
1871-1904	0,976	0,285	0,002	taux corrigés	1
1905-1936	0,910	0,243	0,004	taux corrigés	1
Costa Rica					2
1950	1,46	0,222	0,003		2
1965	1,023	0,266	0,016		2
1977	0,756	0,90	0,02		
Martinique		2.24			
1914-1928	1,066	0,36	0,004		3
Petorca					
1895-1929	0,98	-0,06	0,0009	Chili central	4
Santa-Feli	cidade			Brésil, immi-	
1889-1909	1,15	0,03	0,001	grants italien	s 5
Crulai					
1647-1742	1,002	0,16	0,009	Normandie	6
Angleterre					
1600-1799	0,816	0,04	0,0009	14 paroisses	7
Werdum					
1662-1849	0,951	0,21	0,0004	Allemagne	8

Les paramètres ont été calculés en faisant un ajustement linéaire selon la méthode proposée dans : Coale et Trussell, "Technical note : finding the two parameters that specify a model schedule of marital fertility", Population Index, 44, 1978, p. 203-213. L'erreur quadratique moyenne mesure la valeur de l'accord entre les taux de fécondité observés et le modèle proposé per Coale et Trussell. Une erreur quadratique moyenne de zéro signifie une corrélation parfsite tandis que si cette valeur dépasse 0,001, on peut la considérer comme très médiocre.

Sources

- 1. Tableau 4.
- 2. Calculs personnels sur le base de données officielles.
- 3. H. Léridon et al., <u>Fécondité et famille en Martinique</u>, Paris, I.N.E.D., P.U.F., 1979.
- 4. R. McCaa, Marriage and Fertility in Chile. Demographic Turning Points in the Petorca Valley, 1840-1976, Boulder, Westview Press, 1983. Les taux sur lesquels sont basés les calculs incluent un ajustement pour les conceptions prénuptiales.
- 5. A. Pilatti Balhama, San Felicidade. Una Paroquia Veneta no Brasil, Curitiba, 1978.
- 6. E. Gautier et L. Henry, La population de Crulai.
- paroisse normande, Paris, I.N.E.D., P.U.F., 1958.
 7. C. Wilson, "Natural Fertility in Pre-Industrial England, 1600-1799", Population Studies, 38, 1984, p. 225-240.
- 8. J. Knodel, "Natural Fertility in pre-industrial Germany", Population Studies, 32, 1978, p. 481-510.

Tableau 6 : Descendance complète et fécondité des femmes après 30 ans

Age au mariage	d	Ance	Fécondité totale aprè 30 ans **	
MARIAGE :	DE LA	PERIODE	1871-1936	
15-24		8,4	3.1	
25-29		4.8	3.7	
30-39		4,2	5,1	
MARIAGE :	DE LA	PERIODE	1871-1904	
15-24		8,5	3.0	
25-29		5,3	4.3	
30-39		4,2	5,9	
MARIAGE I	DE LA	PERIODE	1905-1936	
15-24		7,5	2,6	
25-29		4.7	3,6	
30-39		3,6	4.4	

^(*) Définie comme cinq fois le somme des taux de fécondité de chaque groupe d'âge. Le taux du premier groupe d'âge doit être divisé par deux.

^(**) Cinq fois la somme des taux de fécondité à partir de l'âge à la maternité de 30 ans.

Tous les calculs se basent sur les taux de fécondité corrigés du tableau 4.

Tableau 7 : Taux corrigés de fécondité des femmes ultérieurement fécondes

Age au mariage l						
MARIAGES	DE LA	PERI	ODE DE	1871-	1936	
15-19	446	494	445	384	370	441
20-24		497	468	369	367	419
25-29			417	454	394	454
15-29	446	495	453	394	375	
Mariages	DE LA	PERI	ODE DE	1871-	1904	
15-19	457	492	454	386	339	444
20-24		605	424	349	361	387
25-29			386	481	518	481
15-29	457	505	438	383	363	
Mariages	DE LA	PERI	ODE DE	1904-	1936	
15-19	397	484	411	348	435	414
20-24		450	546	400	374	473
25-29			436	448	357	448
15-29	397	470			386	

^(*) N'inclue pas le groupe correspondant à l'âge au mariage pour les femmes de moins de 35 ans.

Tableau 8 : Proportion de couples fertiles

Période	A	ge de :	La fenor	ne .	
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39
1871-1936	1,000	0,925	0,848	0,746	0,53
1871-1904	1,000	0,911	0,890	0,801	0,54
1905-1936	0,929	0.945	0.783	0,664	0,51

Tableau 9 : Pourcentages de couples stériles

Période	Aı	ge de	la fem	ge.	
			25-29		35-3 9
1871-1936		7,5	15,2	25,4	46,7
1871-1904		8,9	11,0	20,0	45,2
1905-1936	7,1	5,5	21,7	33,6	48,5

Tableau 10 Age à la dernière maternité *

•	Age au - 25	mariage 25-29
MARIAGE DE 1871-1904	LA PER	IODE
Moyenne	38,5	38.5
Ecart-type	4.5	5,7
Total	53,0	6,0
MARIAGE DE 1905-1936	LA PER	I ODE
Moyenne	38,2	37.5
Ecart-type	4,3	4,4
Total	19,0	15,0

(*) Ne sont prises en compte que les femmes ayant eu des enfants à partir de 30 ans.

Tableau 11
Pourcentages des femmes qui ont leur dernier enfant
avant 35 ans et avant 40 ans

Age à la dernière maternité		u mariage 1905-1936
FEMMES MARIEES EN	TRE 15 ET	24 ANS
Avant 35 ans	44	63
FEMMES MARIEES A	25 ANS ET	PLUS
ans 04 trava	47	64

Tableau 12
Pourcentages des conceptions prénuptiales *

Période	Age	ė au ma	nriage	Tous les
	15-19	20-24	25 et	+ couples
1871-1904	4	13	18	9
1905-1936	13	17	19	16

^(*) Naissances de moins de 8 mois à partir de la date de mariage.