

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

MAURICE AUBENQUE

Indice de masculinité à la naissance. Aperçu rétrospectif et commentaires

Journal de la société statistique de Paris, tome 130, n° 2 (1989), p. 80-98

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1989__130_2_80_0

© Société de statistique de Paris, 1989, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

III

INDICE DE MASCULINITÉ À LA NAISSANCE Aperçu rétrospectif et commentaires

Maurice AUBENQUE
Inspecteur général honoraire de l'INSEE

La très ancienne question de la proportion des sexes à la naissance redevient actuelle au moment où les développements des biotechniques de la procréation permettent d'envisager la possibilité de choisir le sexe de l'enfant. On rappelle que cette proportion, mesurée par l'indice de masculinité à la naissance, est très stable, voisine de 105 garçons pour 100 filles (naissances vivantes). On observe cependant, en France, une légère tendance séculaire décroissante de cet indice : proche de 107 au début du XIX^e siècle, il baisse jusqu'au niveau de 104 au début du XX^e siècle; actuellement cet indice paraît stabilisé au niveau de 105,3. Les grandes perturbations démographiques, liées notamment aux guerres, ont été marquées par une hausse sensible de l'indice (106) au moment de la recrudescence de natalité succédant à une chute massive de cette natalité. Ces variations de l'indice, toujours minimes, sont liées plus étroitement aux variations de la natalité masculine qu'à celles de la natalité féminine, pour des raisons qui restent conjecturales.

The age-old question of sex ratio at birth is up to date again at a time when progress in procreation biotechnology allows to be forecast the possible choice of the offspring sex. We recall that this ratio is very stable, around 105 males for 100 females (live births). However, in France, a slight decreasing trend during the 19th century can be observed (from 107 to 104). At the present time this ratio seems to be maintained at a level of 105,3. The great demographic perturbations, particularly caused by wars, have been marked by a slight but notable increase in the indicator (106) when natality rises again after a deep depression. The variations, always small, of this indicator are more dependant on the male than on female natality, for reasons that are unclear.

Les perspectives ouvertes par le développement des biotechniques de la procréation suscitent des préoccupations concernant la possibilité du choix du sexe de l'enfant¹. L'attention se trouve

Les numéros entre crochets renvoient aux références qui font suite à l'article.

1. Ces préoccupations se sont exprimées récemment au cours des Rencontres INRA (Institut National de la Recherche Agronomique), Montpellier (21 1-1988). Le « sexage » d'embryons de bovins a été réussi mais dans des conditions encore peu rentables (M. Kiszénbaum). La transposition à la procréation humaine ne représente pas une possibilité prochaine et, d'ailleurs, si cette pratique devenait possible la proportion des sexes ne serait pas sensiblement modifiée (C. Humeau). Ce point de vue est partagé par les obstétriciens qui ont l'expérience des réactions des mères aux échographies (R. Bellaïche). Ronald Ericson [28], de l'Université du Wyoming, aurait déjà effectué des séparations de spermatozoïdes X et Y avant fécondation artificielle et une enquête conduite par l'auteur lui a montré que 1 % seulement des couples désirent choisir à l'avance le sexe de leur premier enfant (American Health Journal, nov. 1986). On peut cependant penser que le choix pourrait avoir une incidence certaine sur la proportion des sexes des naissances subséquentes; de plus, dans certains pays, le choix des garçons serait probablement majoritaire (M. Crespy, Rencontres INRA, Montpellier, 1988). Le rapport du Haut Conseil de la Population et de la Famille (Pr. Minkowsky, décembre 1987) attire l'attention sur le fait que la diffusion d'une technique efficace de préselection du sexe aurait des conséquences fâcheuses sur le « marché matrimonial » et sur la dynamique démographique avec des fluctuations de la proportion des sexes des enfants par un effet de mode. Dans ces conditions le rapporteur estime qu'il ne paraît pas bon que des méthodes de sélection ou même d'identification du sexe soient mises à la disposition du public si elles devaient aboutir, par exemple, à des avortements de convenances; de telles méthodes ne devraient être admises qu'en cas d'indications médicales certaines (maladies génétiques liées au sexe). Au colloque « Éthique et révolution de la reproduction » (sous l'égide de l'European Society of Human Reproduction and Embryology, Toulouse, octobre 1987) l'attention a été attirée par J.P. Renard de l'INRA et par Michèle Plachot de l'INSERM sur les risques du diagnostic génétique du sexe, du « sexage » des embryons ainsi que des autres techniques de « reproductique ». Voir aussi Helmut Muhsam : note sur la préselection du sexe des enfants, 1987 [29].

ainsi, à nouveau, attirée sur une question très ancienne, la proportion naturelle des sexes des nouveau-nés ².

Il est admis, de façon traditionnelle, que la proportion des sexes à la naissance est une donnée statistique des plus stables, une sorte de constante de l'espèce [4]. Le calcul de cette proportion est habituellement effectué sur les naissances d'enfants enregistrés à l'état civil comme nés vivants. Deux raisons essentielles militent en faveur de cette base de calcul. D'une part, on ne connaît que depuis 1921 le décompte des enfants enregistrés comme mort-nés (enfants déclarés sans vie) mais qui ont cependant respiré ou présenté un signe de vie à la naissance (dits « faux » mort-nés). La comparaison avec les statistiques plus anciennes ne pourrait donc reposer que sur des évaluations. D'autre part, la durée de survie de ces faux mort-nés est brève (actuellement 60 p. 100 d'entre eux n'ont survécu que moins de 6 heures) et la plupart sont non viables; de sorte qu'ils ne présentent pas un grand intérêt du point de vue de l'appréciation du niveau de la natalité. La proportion de ces faux mort-nés par rapport aux naissances vivantes (enfants enregistrés à l'état civil comme nés vivants) est d'ailleurs faible; actuellement cette proportion est de l'ordre de 0,12 p. 100. On sera cependant amené à tenir compte de ces mort-nés particuliers pour analyser l'évolution historique de la proportion des sexes à la naissance ³.

On calcule le plus souvent cette proportion des sexes des nouveau-nés en comptant le nombre de naissances de garçons par rapport à celui des filles; c'est l'*indice de masculinité à la naissance*: nombre de garçons pour 100 filles, soit: $(G/F) 100$. Cet indice ⁴ est, en effet, plus sensible aux variations de la proportion des sexes que le taux de masculinité calculé sur l'ensemble des naissances vivantes, soit: $[G/(G + F)]100$. L'indice de masculinité à la naissance, tel qu'il vient d'être défini, peut être calculé pour chaque année (France entière, métropole) depuis le début du XIX^e siècle ⁵

2. La stabilité du rapport de la fréquence des sexes à la naissance est un fait suffisamment remarquable pour avoir attiré l'attention dès l'origine des études démographiques; depuis John Graunt qui avait compté, à Londres, de 1629 à 1661, 105,8 garçons pour 100 filles sur les registres de baptêmes [1]. Cette question fut évoquée dès le début de l'activité de la Société de Statistique de Paris par son premier Secrétaire Général Alfred Legoyt [2]. Ultérieurement ce sujet fut mis plusieurs fois à l'ordre du jour des travaux de la Société (Voir les références subséquentes). Un aperçu synthétique relativement récent de la fréquence des sexes à la naissance a été présenté, en 1980, par Michel Louis Lévy dans le bulletin « Population et Sociétés » publié par l'Institut National d'Études Démographiques (INED) [3].

3. Depuis l'année 1975, les statistiques des naissances vivantes (INSEE) contiennent les « faux » mort nés. C'est logique puisqu'il s'agit d'enfants effectivement nés vivants et c'est, d'ailleurs, conforme aux recommandations internationales. Ce sont des naissances vivantes « de facto ». Du point de vue légal n'est évidemment toujours considérée comme naissance que la déclaration d'un enfant vivant au moment de la déclaration (naissance « de jure »). La déclaration d'un enfant mort né préjuge pas de la question de savoir si l'enfant a eu vie ou non (Décret du 4 juillet 1806) et l'officier de l'état civil dresse un acte « d'enfant présentement sans vie » (Loi du 20 nov. 1919), c'est-à-dire de mort-né. Les statistiques de l'INSEE fournissent les éléments pour effectuer les distinctions entre ces divers enfants déclarés grâce aux renseignements, d'utilité strictement statistique, fournis par le bulletin statistique n° 6 de « mort né ou d'enfant déclaré sans vie » qui comporte des questions concernant l'éventuel signe de vie à la naissance et la durée de la survie. L'inclusion des « faux mort nés » dans les statistiques de naissances vivantes n'augmente que de très peu (+ 0,1 %) le taux de natalité mais il faut en tenir compte dans le calcul des taux de mortalité et de mortalité infantile néo-natale.

4. Il est normal de qualifier ce rapport d'indice puisque l'on rapporte un nombre de naissances masculines au nombre correspondant de naissances féminines qui est pris pour base 100. Si l'on rapportait les naissances masculines à l'ensemble des naissances (vivantes) on parlerait de taux de masculinité. Voir le Dictionnaire démographique multilingue [5].

L'indice i et le taux t de masculinité sont liés par la relation :

$$t = 100 i / (i + 100)$$

(Ces proportions i et t étant exprimées en p. 100).

Lorsque i est multiplié par un coefficient α , le taux t correspondant est multiplié par un coefficient

$$\beta = \alpha (i + 100) / \alpha i + 100; \text{ donc } |\beta| < |\alpha|.$$

L'indice est plus sensible que le taux aux variations de la natalité par sexe.

5. Sources. Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE) : Annuaire statistique de la France, Résumé rétrospectif (Chapitre : Mouvement de la Population); Statistiques du Mouvement de la Population; depuis 1965 : La Situation démographique (Collections de l'INSEE, Série D). Pour les statistiques plus anciennes, voir : Statistique Générale de la France (SGF) : Statistiques du Mouvement de la Population. Antérieurement à 1851, voir : Documents statistiques et Statistique de la France; Levasseur, Population Française, Volume II.

Pour les pays étrangers, voir : Les Statistiques démographiques des pays, l'Annuaire démographique des Nations Unies; Statistique internationale du Mouvement de la Population (SGF, 1^{er} Vol. 1907, 2^e Vol. 1914; ce volume fait connaître les indices de masculinité à la naissance par pays depuis l'origine des relevés, p. 187) — Aperçu démographique (Institut International de Statistique 1931).

GRAPHIQUE 1
Indice de masculinité à la naissance, taux de natalité
Évolution de 1801 à 1985

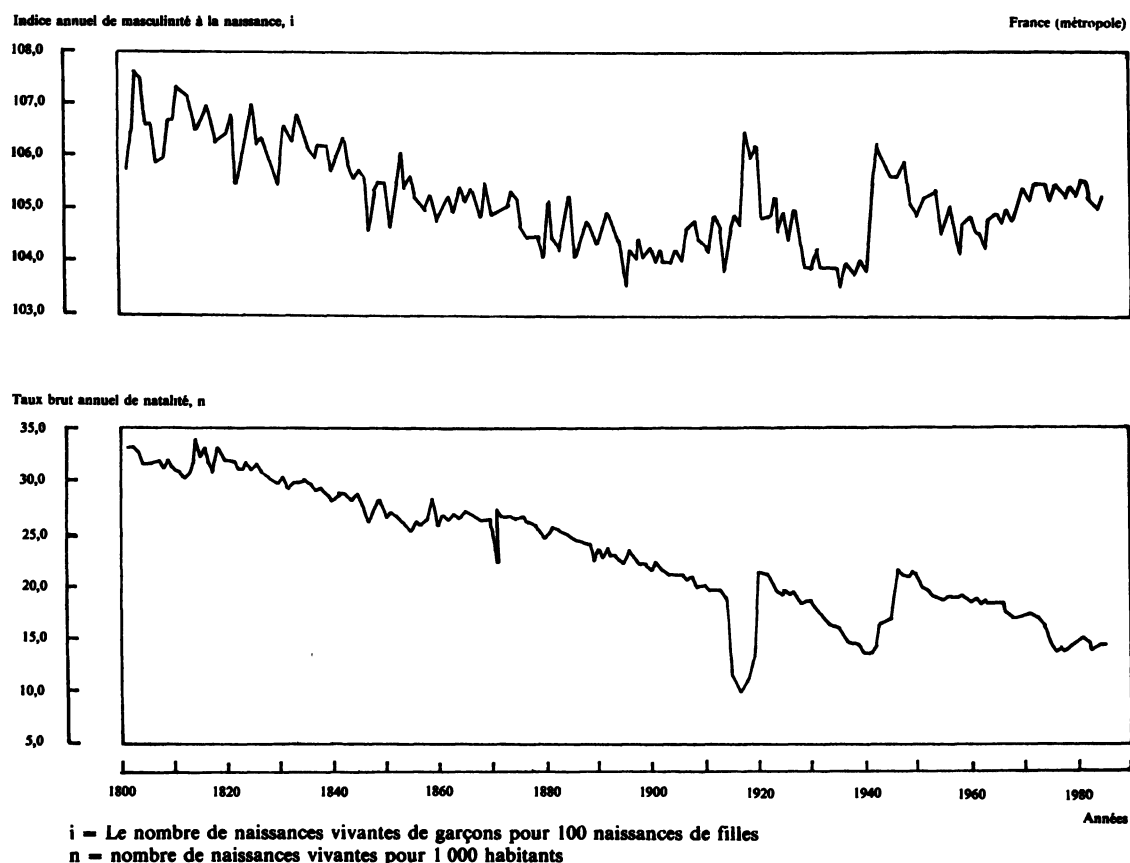


TABLEAU 1
*Indice de masculinité à la naissance*¹
Répartition des valeurs annuelles de 1821 à 1985

France (métropole)

Indice des masculinité à la naissance	103,5 à 103,9	104,0 à 104,4	104,5 à 104,9	105,0 à 105,4	105,5 à 105,9	106,0 à 106,4	106,5 à 106,9	Indice moyen
	7	27	47	38	25	14	7	105,1
Nombre d'années correspondantes								Nombre total d'années
								165

1. Nombre annuel de naissances vivantes (enfants enregistrés comme nés vivants à l'état civil) de garçons pour 100 naissances de filles.

(Graphique 1). On constate, en effet, que cet indice varie peu. Pour des raisons de validité de l'information on peut ne pas tenir compte des deux premières décennies du XIX^e siècle. De 1821 à 1985, l'indice annuel maximal, 106,9, a été enregistré en 1825 et le minimal, 103,5, en 1896 et en 1936. L'écart entre ces valeurs extrêmes est faible; le maximum ne dépasse le minimum que de 3,3 p. 100. La valeur annuelle moyenne de l'indice calculée sur ces 165 années est égale à 105,1 et les valeurs annuelles sont faiblement dispersées autour de cette moyenne. Si l'on répartit ces valeurs (Tableau 1) on constate que

TABEAU 2
Évolution de la natalité et de l'indice de masculinité à la naissance
1821 à 1985

Périodes Années ¹	Population P	Nombre de naissances ²			Taux de natalité ³			Indice de masculinité à la naissance i
		Ensemble N	Garçons G	Filles F	Ensemble n	Garçons g	Filles f	
1821-25	30 900	971,8	501,2	470,6	31,45	16,22	15,23	106,50
1826-30	32 000	976,6	502,4	474,2	30,52	15,70	14,82	105,95
1831-35	32 900	974,9	502,9	472,0	29,64	15,29	14,35	106,55
1836-40	33 800	959,4	493,7	465,7	28,39	14,61	13,78	106,01
1841-45	34 700	976,0	501,4	474,1	28,12	14,46	13,66	105,86
1846-50	35 500	949,6	487,0	462,6	26,75	13,72	13,03	105,27
1851-55	36 100	939,8	482,2	457,6	26,04	13,36	12,68	105,38
1856-60	36 300	967,4	495,8	471,6	26,65	13,66	12,99	105,16
1861-65	37 700	1 005,0	515,1	489,9	26,67	13,67	13,00	105,14
1866-68	38 190	998,1	511,4	486,7	26,14	13,39	12,75	105,07
1869	36 820	948,5	485,9	462,6	25,76	13,20	12,56	105,04
1870	36 870	943,5	482,8	460,7	25,59	13,09	12,50	104,80
1871	36 190	826,1	422,9	403,2	22,83	11,69	11,14	104,89
1872	36 140	966,0	494,5	471,5	26,73	13,68	13,05	104,88
1873	36 340	946,4	484,8	461,6	26,04	13,34	12,70	105,03
1874	36 490	954,7	489,6	465,1	26,16	13,42	12,74	105,27
1875	36 660	951,0	487,3	463,7	25,94	13,29	12,65	105,09
1876-80	37 200	941,1	480,9	460,2	25,30	12,93	12,37	104,52
1881-85	37 900	934,6	478,5	456,1	24,65	12,62	12,03	104,91
1886-90	38 300	882,7	450,9	431,8	23,04	11,77	11,27	104,44
1891-95	38 400	857,3	437,7	419,5	22,31	11,39	10,92	104,33
1896-1900	38 800	848,7	433,1	415,6	21,87	11,16	10,71	104,21
1901-05	39 100	831,0	423,6	407,4	21,25	10,83	10,42	103,97
1906-10	39 400	783,1	400,1	383,0	19,87	10,15	9,72	104,46
1911	41 480	788,1	402,0	386,1	19,00	9,69	9,31	104,12
1912	41 600	796,1	407,5	388,6	19,13	9,79	9,34	104,86
1913	33 190	604,8	309,6	295,2	18,22	9,33	8,89	104,88
1914	33 220	593,8	302,5	291,3	17,87	9,10	8,77	103,84
1915	33 380	387,0	197,9	189,1	11,59	5,93	5,67	104,65
1916	32 850	313,0	160,2	152,8	9,53	4,88	4,65	104,84
1917	32 500	342,5	175,2	167,3	10,54	5,39	5,15	104,72
1918	32 830	399,5	206,1	193,4	12,17	6,28	5,89	106,57
1919	31 970	403,5	207,3	196,0	12,62	6,49	6,13	105,77
1920	39 000	833,5	429,3	404,2	21,37	11,01	10,36	106,21
1921	39 240	811,5	415,6	396,2	20,68	10,58	10,10	104,90
1922-25	40 055	761,2	389,8	371,4	19,00	9,73	9,27	104,95
1926-30	41 100	748,1	382,1	366,0	18,20	9,29	8,91	104,40
1931-35	41 900	690,7	352,3	338,4	16,48	8,41	8,07	104,11
1936	41 910	630,8	320,9	309,9	15,05	7,66	7,39	103,55
1937	41 930	618,1	314,9	303,2	14,74	7,51	7,23	103,86
1938	40 000	579,6	295,3	284,3	14,49	7,38	7,11	103,87
1939	40 000	583,7	297,2	286,5	14,59	7,43	7,16	103,73
1940	39 000	536,6	273,6	263,0	13,76	7,02	6,74	104,03
1941	37 800	493,4	251,3	242,1	13,05	6,65	6,40	103,80
1942	37 500	542,4	278,5	263,9	14,47	7,43	7,04	105,53
1943	37 000	523,4	300,4	283,0	15,77	8,12	7,65	106,15
1944	36 500	601,0	309,1	291,9	16,47	8,47	8,00	105,89
1945	37 800	620,0	318,4	301,6	16,40	8,42	7,98	105,57
1946	40 290	840,2	431,6	408,6	20,85	10,71	10,14	105,63
1947	40 680	866,6	445,2	421,4	21,30	10,94	10,36	105,65
1948	41 110	867,1	445,7	421,4	21,09	10,84	10,25	105,77
1949	41 490	868,6	445,1	423,5	20,94	10,73	10,21	105,10
1950	41 830	858,1	439,3	418,8	20,51	10,50	10,01	104,90
1951-55	42 800	810,4	415,1	395,3	18,93	9,70	9,23	105,01
1956-60	44 800	813,2	416,0	397,2	18,16	9,29	8,87	104,73
1961-65	47 620	853,3	436,3	417,0	17,92	9,16	8,76	104,63
1966-70	49 950	843,6	432,0	411,6	16,89	8,65	8,24	104,96
1971-75	52 050	830,2	425,9	404,3	15,95	8,18	7,77	105,34
1976-80	53 380	751,1	385,3	365,8	14,07	7,22	6,85	105,33
1981-85	54 680	775,6	397,7	377,8	14,18	7,27	6,91	105,27

Territoire — France (métropole). De 1821 à 1860 : territoire compris dans les limites des frontières de 1815 (territoire actuel moins Savoie, Haute-Savoie, une partie des Alpes-Maritimes); de 1861 à 1868 : territoire actuel; de 1869 à 1912 : territoire compris dans les frontières de 1871 (territoire actuel moins Moselle, Bas-Rhin, Haut Rhin) [y compris les années 1869 et 1870 pour des raisons de comparabilité]; de 1913 à 1919 : 77 départements (non « envahis ») [y compris les années 1913 et 1919 pour des raisons de comparabilité]; de 1920 à 1937 : territoire actuel; de 1938 à 1941 : 87 départements (non compris Moselle, Bas-Rhin, Haut-Rhin) [y compris l'année 1938 pour des raisons de comparabilité]; de 1942 à 1945 : 86 départements (non compris Corse, Moselle, Bas-Rhin, Haut-Rhin); depuis 1946 : territoire actuel.

1. Périodes quinquennales, sauf 1866-1868 (triennale) en raison de la modification du territoire. Résultats annuels pour les années de guerre et pour celles qui sont antérieures ou subséquentes, pour des raisons de comparabilité.

P : population annuelle moyenne correspondant à la période ou à l'année indiquée; en milliers d'habitants.

2. Naissances vivantes (enfants enregistrés comme nés vivants à l'état civil, non compris les « faux » mort-nés*) en milliers.
N = G + F.

3. Nombre de naissances vivantes pour 1 000 habitants; taux annuel moyen pour la période ou l'année considérée. $n = (N/P) \times 1\,000$;
 $g = (G/P) \times 1\,000$; $f = (F/P) \times 1\,000$; $n = g + f$.

i : nombre de garçons nés vivants pour 100 filles nées vivantes (non compris les « faux » mort-nés*). $i = (G/F) \times 100 = (g/f) \times 100$ [à la seconde décimale près].

* « faux » mort-nés : enfants qui ont présenté un signe de vie à la naissance mais qui sont morts avant leur déclaration à l'état civil, donc enregistrés comme mort-nés (enfants déclarés sans vie).

leur dispersion est faible puisque 151 valeurs annuelles, soit 91,5 p. 100, sont comprises entre 104,0 et 106,4.

On trouve que la distribution des valeurs de l'indice suit une loi log-normale par rapport à la variable : $u = i - 100$.

La moyenne et l'écart de cette distribution sont : $\bar{u} = 1,6245$; $\sigma_u = 0,1468$.

On en déduit la valeur de i correspondant à cette moyenne : $\text{Log}(i - 100) = \bar{u}$ d'où : $i = 105,0760$.

L'amplitude moyenne des fluctuations annuelles, par rapport à la ligne de tendance du moment, moyenne calculée de 1821 à 1985, est trouvée égale à $\pm 0,29$ p. 100. Cette fluctuation totale comprend une composante purement aléatoire (telle qu'on peut la calculer sur les périodes de stabilité de l'indice) de l'ordre de $\pm 0,16$ p. 100 en moyenne, à laquelle s'ajoute une composante accidentelle dont la valeur moyenne est de l'ordre de $\pm 0,13$ p. 100. Les fluctuations accidentelles maximales n'ont pas dépassé $+ 2,7$ p. 100 et ne sont pas descendues au-dessous de $- 0,8$ p. 100 par rapport à la tendance du moment. On peut donc admettre que l'indice de masculinité à la naissance est peu variable autour d'une moyenne de 105 garçons pour 100 filles enregistrés comme nés vivants ⁶.

Dans les limites de cette stabilité l'évolution chronologique de l'indice de masculinité a présenté des mouvements caractéristiques dont les principaux sont les suivants : a — Une tendance décroissante pendant le XIX^e siècle; b — Des perturbations dont les plus évidentes ont été liées aux deux guerres mondiales.

a) *La décroissance séculaire de l'indice* est manifeste depuis le début du XIX^e siècle; mais en raison des perturbations démographiques de cette époque on ne retiendra les données statistiques que depuis 1821. Afin d'atténuer l'effet des fluctuations annuelles on a calculé des valeurs moyennes quinquennales (Tableau 2, colonne i; Graphique 2, tracé i). Il apparaît bien que la ligne de tendance de l'indice est décroissante. De 1820 à 1905 l'indice est descendu de 106,5 à 104,0. Cette décroissance

6. Pour simplifier l'écriture, les variations relatives en p. 100 de la natalité masculine et féminine et de l'indice de masculinité ont été notées :

$V_g = (\Delta_g/g) 100$, $V_f = (\Delta_f/f) 100$, $V_i = (\Delta_i/i) 100$, d'où : $V_i = (V_g - V_f) 100 / (V_f + 100)$. [Les variations étant exprimées en p. 100]

La stabilité de l'indice de masculinité à la naissance tient à la concordance des variations relatives de la natalité masculine V_g et de la natalité féminine V_f . La différence $V_g - V_f$ étant toujours faible, la variation de l'indice reste minime même si la natalité présente d'importantes variations. La variation relative de l'indice est, en moyenne, 17 fois plus faible que celle de la natalité.

Le processus cytogénétique de la reproduction devrait s'accompagner d'une équiprobabilité des sexes engendrés. En fait, il naît un peu plus de garçons que de filles (105 p. 100 environ). Étant donné que les morts intra utérines sont plus fréquentes pour les produits de conception (embryons et fœtus) masculins on est conduit à admettre que l'indice de masculinité (potentiel ou primaire) à la conception est supérieur à 105. Cette question a été longuement controversée en raison de résultats contradictoires d'enquêtes sur le sexe des avortats. La détermination chromosomique du sexe des embryons avortés (par interruption spontanée de grossesse) a permis de donner plus de vraisemblance à cette explication.

Dans le cadre de l'enquête de l'INSEE sur les causes de mortalité dans le département de la Seine [6], on avait recueilli, de 1961 à 1970, 1721 observations d'« embryons » (mort-nés ayant moins de 6 mois de gestation) résultant d'avortements spontanés. On notait que l'indice de masculinité de ces embryons et mort-nés décroissait avec la durée de gestation. La forte proportion des sexes non spécifiés pour les avortats les plus précoces rendaient ces résultats trop incertains pour être publiés; il semble cependant qu'ils reflétaient une certaine réalité.

On tend à admettre que l'indice de masculinité à la fécondation soit de l'ordre de 115 à 125 %.

Dès 1874, Joseph Marchand avait pensé que la surnatalité masculine pouvait s'expliquer par la différence de vitesse de progression de l'ovule et des spermatozoïdes [7]. Cette explication était manifestement erronée, mais la notion de vitesse différentielle a été reprise différemment quand on a connu la différenciation chromosomique des spermatozoïdes. On a pensé que l'ovule avait une chance légèrement plus grande d'être fécondé par un spermatozoïde à potentialité masculine (porteur du chromosome Y) que par un spermatozoïde à potentialité féminine (porteur du chromosome X). Quant à la déperdition intra-utérine plus importante de produits mâles, elle tiendrait à une plus grande fragilité masculine, fragilité qui continue à s'affirmer au niveau de la mortalité infantile et ultérieurement pour des raisons qui ne sont pas seulement biologiques.

TABEAU 3
*Tendances linéaires de la natalité
et indices correspondants de masculinité
à la naissance*

Notation

— Taux annuel moyen de natalité (nés vivants pour 1 000 habitants) calculé par ajustement linéaire :

g^* : taux de natalité des garçons

f^* : taux de natalité des filles

indice de masculinité à la naissance : $i^* = (g^*/f^*) 100$

[* : valeur résultant de l'ajustement linéaire des taux de natalité]

Période 1820-1850

$$g^* = 16,45 - 0,096 x$$

$$f^* = 15,40 - 0,083 x$$

[x = nombre d'années comptées à partir de 1820, année 0]

$$i^* = (g^*/f^*) 100 = 115,7 + \frac{1652,0}{x - 185,5}$$

Modèle de la tendance :

Année	g^*	f^*	i^*
1820	16,45	15,40	106,8
1830	15,49	14,57	106,3
1840	14,53	13,74	105,7
1850	13,57	12,91	105,1

En trente ans, g^* a diminué de 17,5 %, f^* de 16,2 %, i^* de 1,6 %

Période 1885-1905

$$g^* = 12,02 - 0,076 x$$

$$f^* = 11,50 - 0,070 x$$

[x = nombre d'années comptées à partir de 1885, année 0]

$$i^* = (g^*/f^*) 100 = 108,6 + \frac{673,6}{x - 164,3}$$

Modèle de la tendance :

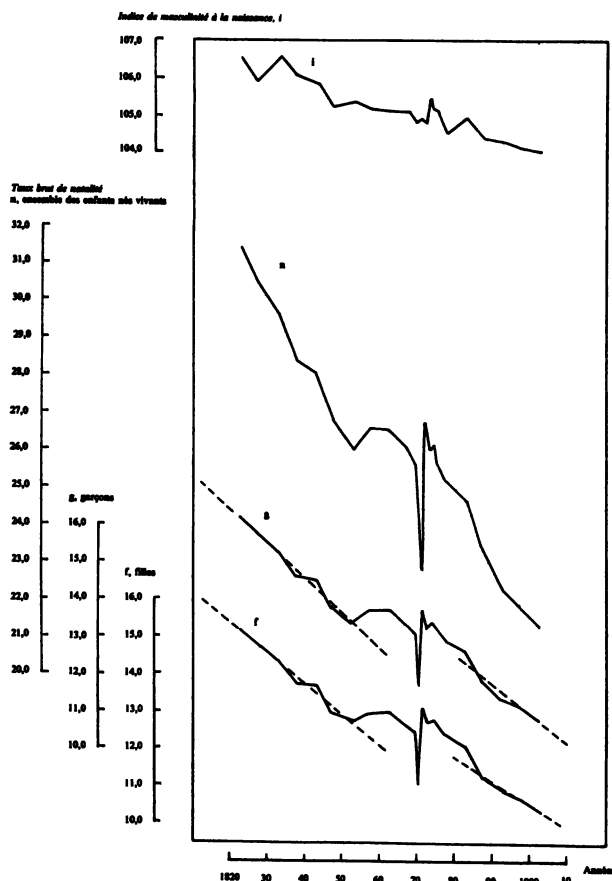
Année	g^*	f^*	i^*
1885	12,02	11,50	104,5
1890	11,64	11,15	104,4
1895	11,26	10,80	104,3
1900	10,88	10,45	104,1
1905	10,50	10,10	104,0

En 20 ans, g^* a diminué de 12,6 %, f^* de 12,2 %, i^* de 0,5 %

séculaire est connue depuis fort longtemps et d'ailleurs, elle n'a pas été contestée⁷. En raison même de sa durée, de sa continuité, cette tendance ne saurait être mise sur le compte d'un artefact de calcul. Elle représente bien le résultat d'enregistrements à l'état civil. La tendance de cet indice résulte du rapport de deux tendances : celle de la natalité masculine et celle de la natalité féminine. Puisque ce rapport a présenté un mouvement décroissant de longue durée qui a coïncidé avec celui de la natalité au cours du XIX^e siècle, la décroissance de ce rapport ne peut reconnaître pour cause immédiate qu'une décroissance de la natalité des garçons plus rapide que celle des filles. Pour vérifier cette explication

7. Cette tendance décroissante de la masculinité à la naissance a été notée, dès 1912, par René Worms [8]; sa description a été donnée par Michel Huber dans son Cours de Démographie et de Statistique Sanitaire [9]. Une tendance séculaire décroissante a été également notée pour l'Angleterre, l'Italie, la Belgique, la Suisse; en revanche, une légère tendance croissante a été observée dans les pays Scandinaves (Suède, Norvège, Danemark). Il est possible que ces divergences de tendances puissent être la conséquence de modalités et de pratiques d'enregistrements.

GRAPHIQUE 2
Indice de masculinité à la naissance, taux de natalité suivant le sexe
Moyennes annuelles par périodes de cinq ans
(Résultats annuels de 1869 à 1875)
Évolution de 1821 à 1905



i = nombre de naissances de garçons pour 100 naissances de filles

n = nombre de naissances vivantes pour 1 000 habitants

g = nombre de naissances vivantes de garçons pour 1 000 habitants

f = nombre de naissances vivantes de filles pour 1 000 habitants

on a calculé, pour les mêmes périodes quinquennales, les taux annuels moyens de natalité d'une part pour les garçons, d'autre part pour les filles (Tableau 2, colonnes g et f) et représenté graphiquement l'évolution chronologique de ces taux⁸ (Graphique 2, tracés g et f). Ces taux annuels moyens quinquennaux sont ajustables sur des lignes de tendance linéaires, d'abord pour la période 1820-1850.

8. L'étude comparative dans le temps ou dans l'espace de la natalité doit tenir compte aussi bien de la fécondité que de la structure par sexe et par âge des populations. En l'occurrence, il n'est pas nécessaire de prendre ces précautions puisque l'on ne fait que comparer la natalité masculine à la natalité féminine d'une même population. On peut utiliser les taux bruts de natalité g et f : nombre de naissances (vivantes) de garçons et de filles pour 1 000 habitants, $g + f = n$: taux brut de natalité. L'indice de masculinité à la naissance peut être calculé sur g et f ; $i = (g/f) 100$. ce rapport est égal aux rapports des nombres absolus de naissance (G/F) 100 (à la deuxième décimale près).

TABLEAU 4
Évolution de la mortalité de 1821 à 1985

Période	Rapport de mortalité r	Indice de masculinité		
		Nés vivants i_v	Mort-nés i_{mn}	Ensemble i_t
•1821-1840	3,20	106,5	140,0	107,6
1841 1860	3,76	105,4	136,7	106,6
1861-1869	4,55	105,1	134,5	106,5
1870-1880	4,68	104,9	132,7	106,2
1881 1890	4,58	104,7	132,3	106,0
1891 1900	4,58	104,3	132,1	105,6
1901 1910	4,49	104,2	138,6	105,8
1911-1913	4,31	104,6	134,3	105,9
1914 1918	4,52	104,9	135,5	106,3
1919-1925	4,26	105,7	136,0	107,0
1926 1930	3,38	105,2	137,7	106,3
1931 1938	3,38	104,0	138,6	105,0
1939 1945	2,87	105,0	136,0	105,9
1946 1950	2,44	105,4	134,0	106,1
1951-1955	2,25	105,0	126,8	105,5
1956 1960	2,15	104,7	128,0	105,2
1961-1965	1,98	104,6	125,2	105,0
1966-1970	1,65	105,0	121,1	105,3
1971-1975	1,39	105,3	117,1	105,5
1976 1980	1,12	105,3	113,4	105,4
1981 1985	0,91	105,3	111,6	105,4

Nés vivants : enfants enregistrés comme nés vivants à l'état civil (non compris les « faux » mort nés).

Mort-nés : enfants déclarés sans vie à l'état civil (y compris les « faux » mort nés qui ont présenté un signe de vie à la naissance mais qui sont morts avant leur déclaration).

i_v : nombre de garçons nés vivants pour 100 filles nées vivantes.

i_{mn} : nombre de garçons mort-nés pour 100 filles mort nées.

i_t : indice global de masculinité à la naissance : nombre de garçons (nés vivants ou mort nés) pour 100 filles (nées vivantes ou mort-nées).

r : nombre de mort nés pour 100 naissances totales.

$$i_t = \frac{r i_{mn} + (100 - r) i_v}{100}.$$

e : évaluation.

Après la légère recrudescence de natalité notée pendant le Second Empire, suivie des perturbations liées à la guerre de 1870-1871 (chute brutale de natalité en 1871, reprise de la natalité en 1872), la natalité reprend son allure décroissante qui peut être considérée comme linéaire de 1896 à 1905. L'examen de ces lignes de tendance montre bien que la natalité masculine a décru plus rapidement que la natalité féminine, dans un rapport moyen de 1,05 (Tableau 3, Graphique 2).

On peut se demander si cette légère différence des tendances décroissantes de la natalité suivant le sexe est un fait naturel ou le résultat d'une évolution de la pratique des déclarations et de l'enregistrement des naissances à l'état civil.

On a invoqué la pratique ancienne de déclarations tardives d'enfants peu viables déclarés après leur mort, donc enregistrés comme mort-nés. Ces retards auraient porté de préférence sur les filles; ce qui aurait eu pour conséquence une exagération de l'indice de masculinité des naissances vivantes ⁹.

9. Comme exemple de négligence de la déclaration des filles, A. Bertillon citait l'effet de la suppression des « tours » au cours du Second Empire; ce qui aurait conduit des filles-mères (qui ne pouvaient plus abandonner aussi discrètement leur enfant) à négliger leur nouveau né, surtout s'il s'agissait d'une fille. Plusieurs de ces filles mouraient avant la déclaration et étaient enregistrées comme mort-nées. Le nombre des naissances vivantes féminines était ainsi diminué; ce qui avait pour conséquence d'élever l'indice de masculinité des nés vivants. D'une façon générale l'illégitimité aggravait la mortalité, surtout celle des filles (par cet effet de négligence); ce qui contribuait à élever l'indice de masculinité à la naissance des nés vivants [10].

L'amélioration progressive des déclarations aurait ramené l'indice à sa valeur naturelle. Cette explication ne s'appuie pas sur des arguments statistiques suffisants; de plus, elle ne pourrait pas rendre compte des tendances décroissantes, plus marquées pour les garçons que pour les filles, observées dans la période moderne.

On a pu avancer l'hypothèse inverse. Les statistiques anciennes, en raison de l'imperfection de l'état civil, incluraient indûment des mort-nés, notamment des « faux » mort-nés, parmi les naissances. Or, l'indice de masculinité des mort-nés est plus élevé que celui des naissances vivantes ¹⁰. Cette inclusion aurait eu pour conséquence une surestimation de l'indice de masculinité des naissances vivantes, le niveau de l'indice s'atténuant avec l'amélioration de l'enregistrement distinct des mort-nés. Si l'on calcule l'indice de masculinité sur l'ensemble des naissances (y compris les mort-nés), on constate que cet indice global, élevé dans les statistiques anciennes, a baissé au cours du temps (Tableau 4). C'est donc bien la masculinité globale des naissances qui a diminué.

L'amélioration progressive de l'enregistrement des naissances et des mort-nés ne suffirait pas à expliquer la décroissance de natalité légèrement plus marquée pour le sexe masculin que pour le sexe féminin.

Pour expliquer cette tendance différentielle, il n'est guère possible d'invoquer une évolution intrinsèque du mécanisme de la reproduction. Il est plus probable que cette évolution est liée à la décroissance même de la natalité. Le fait démographique le plus fondamental de cette décroissance est la réduction de la dimension des familles. Or le taux de masculinité tend à décroître légèrement avec le rang de naissance (Tableau 5) ¹¹. L'augmentation de la proportion des familles de dimension réduite aurait dû, apparemment, s'accompagner d'une élévation de l'indice de masculinité des naissances. La tendance contraire observée ne trouve pas d'explication évidente.

b) *L'influence des guerres sur l'indice de masculinité* des nouveau-nés est essentiellement connue par la surnatalité masculine qui se manifeste au moment de la reprise de la natalité, au décours ou après les hostilités.

10. On attribue classiquement cette surmasculinité des mort-nés à une plus grande fragilité du sexe masculin. Cet indice de masculinité des mort-nés a considérablement baissé au cours du temps. Au début du XIX^e siècle il était de l'ordre de 140, actuellement il est voisin de 112. Cette réduction de l'indice est relativement récente; elle est liée à l'efficacité de la prévention de la mortinatalité. La diminution accélérée, dans la période actuelle, de l'indice de masculinité des mort-nés (Tableau 4) est consécutive à la réduction de la mortinatalité masculine; les garçons, plus sensibles à ce risque, ont bénéficié d'une façon relativement plus importante que les filles, de l'amélioration de la mortinatalité. En dix ans, de 1975 à 1985, l'indice de masculinité des mort-nés (y compris les « faux » mort-nés) est passé de 117 à 112; le rapport de mortinatalité (nombre de mort-nés pour 100 naissances au total) calculé par sexe est passé de 1,41 à 0,86 (soit - 39 %) pour les garçons et de 1,25 à 0,83 (soit - 34 %) pour les filles.

11. La diminution de l'indice de masculinité avec le rang de naissance avait déjà été évoquée par M. March en 1909 [11]. En se basant sur les résultats d'une enquête sur des familles de fonctionnaires, March tendait à penser que le sexe d'un enfant n'est pas entièrement indépendant du sexe de ceux qui le précèdent. On savait d'ailleurs, qu'il existe des familles à prédominance masculine ou féminine. Cette question fut reprise méthodiquement en 1949 par P. Schutzenberger [12] et surtout par E. Malinvaud en 1955 [13]. Analysant les statistiques de naissance enregistrées en France de 1946 à 1950, Malinvaud a calculé les taux de masculinité suivant le nombre d'enfants déjà nés de mêmes couples. « Ces résultats montrent que la fécondité des familles est un peu plus forte que la moyenne pour celles qui ont déjà eu surtout des garçons ou surtout des filles. Ce fait est probablement dû à une limitation de naissances moins fréquente dans les familles qui n'ont pas eu de filles, ou pas de garçons que dans celles qui ont eu un nombre sensiblement égal d'enfants de chaque sexe ». C'est un fort argument statistique en faveur de la notion selon laquelle certains couples auraient une prédisposition à procréer des garçons et d'autres des filles. On peut ajouter que s'il y a une légère préférence pour les garçons, les familles à tendance féminogénitrice seraient inclinées à prolonger leur reproduction dans l'attente du garçon. Il en résulterait une plus grande proportion de familles nombreuses à majorité féminine. C'est ce qu'a observé A. Prevosti à Rome en 1951 [14]. Ce qui implique une légère décroissance de l'indice de masculinité avec le nombre d'enfants déjà nés. Les résultats obtenus par Malinvaud confirment et précisent ceux déjà présentés par Z. Sungarev en 1937 [15]. Cette diminution de la masculinité suivant le rang de naissance est également confirmée par les statistiques de naissances aux États-Unis, de 1942 à 1950 [16]. On peut remarquer, d'autre part, que la fréquence de la mortalité intra-utérine s'élève avec l'âge de la mère [17]. Le sexe masculin étant plus exposé à ce risque que le sexe féminin, cet effet différentiel de la mortinatalité peut contribuer à expliquer que la masculinité des naissances vivantes baisse avec l'âge de la mère. Il résulte de ces considérations que l'indice 105 de masculinité calculé sur l'ensemble des naissances vivantes représente une moyenne, les premières naissances ayant un indice sensiblement plus élevé. C'est ce que les auteurs du siècle dernier appelaient l'effet de la primogéniture [18].

TABLEAU 5
Indice de masculinité suivant le rang de naissance
(France métropole, 1946 à 1950)

Nombre d'enfants déjà nés	0	1	2	3	4	5	6 et plus
Taux de masculinité ¹	106,2	105,8	105,3	104,5	103,7	104,1	103,8

Naissances vivantes (non compris les « faux » mort nés) (légitimes seulement)

1. Nombre de garçons pour 100 filles

Calculs effectués à partir de l'étude de E. Malinvaud [13].

TABLEAU 6
Périodes de guerre
Taux de natalité; indice de masculinité à la naissance

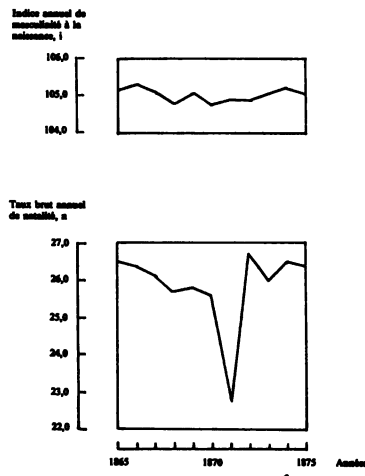
Années	Taux de natalité ¹			Indice de masculinité à la naissance i	Variations relatives p. 100			
	Ensemble n	Garçons g	Filles f		des taux de natalité			de l'indice de masculinité
					V _n %	V _g %	V _f %	V _i %
	<i>Guerre de 1870-1871</i>				<i>De 1869 à 1871</i>			
1869	25,76	13,20	12,56	105,10	- 11,37	- 11,44	- 11,31	- 0,15
1870	25,59	13,09	12,50	104,72				
1871	22,83	11,69	11,14	104,94				
1872	26,73	13,68	13,05	104,83	+ 17,08	+ 17,02	+ 17,15	- 0,11
1873	26,04	13,34	12,70	105,04				
	<i>Guerre de 1914-1918</i>				<i>De 1913 à 1916</i>			
1913	18,22	9,33	8,89	104,95	- 47,70	- 47,70	- 47,70	—
1914	17,87	9,10	8,77	103,76				
1915	11,59	5,93	5,67	104,59				
1916	9,53	4,88	4,65	104,95				
1917	10,54	5,39	5,15	104,66				
1918	12,17	6,28	5,89	106,62				
1919	12,62	6,49	6,13	105,87	+ 124,24	+ 125,61	+ 122,80	+ 1,26
1920	21,37	11,01	10,36	106,27				
	<i>Guerre de 1939-1935</i>				<i>De 1938 à 1941</i>			
1938	14,49	7,38	7,11	103,80	- 9,94	- 9,89	- 9,99	+ 0,11
1939	14,59	7,43	7,16	103,77				
1940	13,76	7,02	6,74	104,15				
1941	13,05	6,65	6,40	103,91				
1942	14,47	7,43	7,04	105,54				
1943	15,77	8,12	7,65	106,14				
1944	16,47	8,47	8,00	105,88	+ 63,22	+ 64,51	+ 61,88	+ 1,63
1945	16,40	8,42	7,98	105,51				
1946	20,85	10,71	10,14	105,62				
1947	21,30	10,94	10,36	105,60				

1. Nombre de naissances vivantes (non compris les « faux » mort-nés) pour 1 000 habitants

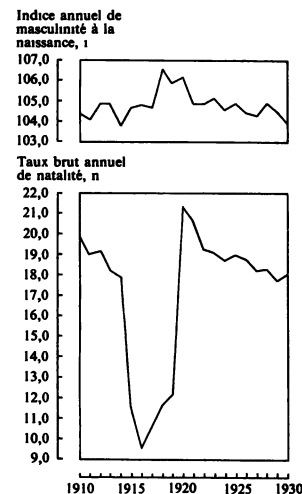
$n = g + f$; $i = (g/f) 100$; $V_i = (V_g - V_f) 100 / (V_f + 100)$

[les variations étant exprimées en p. 100]

GRAPHIQUE 3
Indice de masculinité à la naissance,
taux de natalité
Années 1865 à 1875



GRAPHIQUE 4
Indice de masculinité à la naissance,
taux de natalité
Années 1910 à 1930



i = nombre de naissances vivantes de garçons pour 100 naissances de filles
n = nombre de naissances vivantes pour 1 000 habitants

La séparation des couples, la raréfaction des unions entraînent une chute plus ou moins brutale de la natalité suivie, après la reprise des unions, d'une recrudescence plus ou moins durable de natalité.

On ne retiendra que les trois guerres : 1870-1871, 1914-1918, 1939-1945 qui ont eu une incidence évidente sur la natalité (Tableau 6, Graphiques 3, 4, 5).

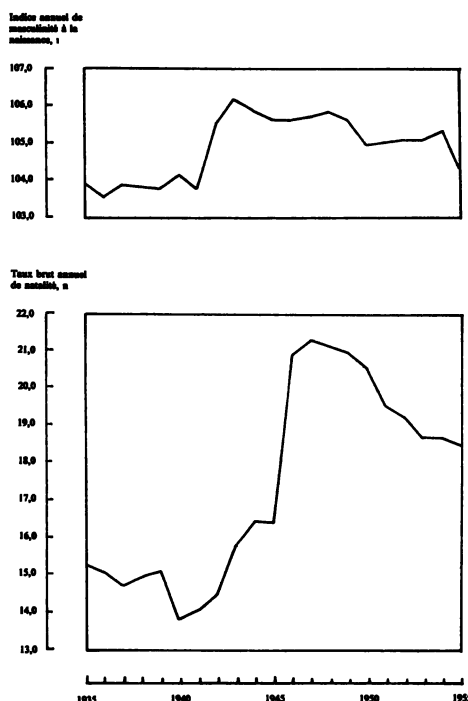
1. La guerre de 1870 a provoqué une chute importante de la natalité en 1871 (baisse de 11 p. 100 par rapport à 1869) suivie d'une reprise de natalité en 1872. Toutefois ces variations de natalité n'ont pas été assez importantes et durables pour avoir une répercussion sensible sur l'indice de masculinité qui est resté voisin de 105.

2. Pendant la Première Guerre Mondiale, la chute massive de natalité de 1915 à 1919 (– 48 p. 100 en 1916 par rapport à 1913) ne s'est pas accompagnée d'une diminution de l'indice de masculinité parce que cette baisse a été proportionnellement identique pour chacun des deux sexes. En revanche, la reprise de natalité manifeste dès 1918 et maximale en 1920 (+ 124,2 p. 100 par rapport au niveau minimum de 1916) a été marquée par une hausse de l'indice (+ 1,26 p. 100) parce que l'accroissement de natalité a été sensiblement plus fort pour les garçons (+ 125,6 p. 100 par rapport à 1916) que pour les filles (+ 122,8 p. 100) ¹².

3. Au cours de la Deuxième Guerre Mondiale, la chute de natalité a été moins rapide et moins intense, atteignant son minimum en 1941 (– 9,9 p. 100 par rapport à 1938), l'indice de masculinité n'étant pas sensiblement affecté. En revanche, la reprise de natalité qui s'est manifestée dès 1943, atteignant son maximum après la guerre en 1947 (+ 63,2 p. 100 par rapport à 1941) s'est accompagnée d'une nette élévation de l'indice qui a atteint 105,60 en 1947 (soit + 1,63 p. 100 par rapport à 1941). Le maximum de cet indice a été d'ailleurs noté en 1943 (106,14). Ces hausses de l'indice de masculinité correspondaient à des recrudescences de natalité nettement plus marquées pour les garçons que pour les filles.

12. Un mouvement analogue a été constaté dans les autres pays belligérants : Allemagne, Angleterre, Autriche, Belgique, Italie.

GRAPHIQUE 5
Indice de masculinité à la naissance,
taux de natalité
Années 1935 à 1955



i = nombre de naissances vivantes de garçons pour 100 naissances de filles
n = nombre de naissances vivantes pour 1 000 habitants

L'observation confirme bien cette notion d'augmentation de l'indice de masculinité quand reprend la natalité après une chute massive. A priori, il n'y a pas de raison pour qu'une baisse de natalité provoquée par une réduction brutale des conceptions frappe plus intensément la procréation de garçons ou de filles et pour que l'indice de masculinité en soit, en conséquence, sensiblement modifié; et c'est bien ce que l'on observe. En revanche, la hausse de l'indice accompagnant la reprise de la natalité avec une légère surnatalité masculine suscite une recherche d'explication. Pour rendre compte de la hausse de l'indice au décours et après la Première Guerre Mondiale, le sociologue Maurice HALBWACHS [19], appuyant son raisonnement sur le résultat d'enquêtes limitées, invoquait la réduction de l'écart d'âge entre les parents ¹³. On a également invoqué l'afflux d'un contingent de premiers nés. Cette explication est plausible si l'on admet que la primogéniture favorise la naissance de garçons ¹⁴.

13. Les perturbations de la nuptialité résultant de la guerre de 1914 1918 ont été plus particulièrement analysées par Louis Henry [20]. Les tués à la guerre ont été remplacés par des hommes plus jeunes; ce qui conduit à une réduction de la différence d'âge entre époux; des jeunes femmes s'étant unies à des hommes plus proches de leur âge qu'en période normale. Cette constatation démographique vient à l'appui de la thèse de Halbwachs du facteur masculinogène du rapprochement de l'âge des jeunes époux.

14. Des explications d'ordre génétique ont été aussi avancées pour contribuer à rendre compte de l'accroissement de la masculinité à la naissance non seulement consécutif à la recrudescence de natalité de l'après-guerre mais aussi constaté en période de guerre [21].

TABLEAU 7
Périodes d'après-guerre comparées
aux périodes ultérieures
Taux de natalité; indice de masculinité à la naissance

Périodes	Taux de natalité ¹			Indice de masculinité à la naissance i	Variations relatives p. 100			
	Ensemble n	Garçons g	Filles f		des taux de natalité			de l'indice de masculinité
					V _n %	V _g %	V _f %	V _i %
A-1872-1875	26,22	13,43	12,79	105,00	De A à B			
B-1901 1905	21,25	10,83	10,42	103,93	- 18,95	- 19,36	- 18,53	- 1,02
C 1920-1924	19,80	10,15	9,65	105,18	De C à D			
D-1934-1938	15,31	7,80	7,51	103,86	- 22,68	- 23,15	- 22,18	- 1,25
E-1946-1950	20,94	10,75	10,19	105,50	De E à F			
F 1981-1985	14,18	7,27	6,91	105,21	- 32,28	- 32,37	- 32,19	- 0,27

1. Nombre de naissances vivantes (non compris les « faux » mort nés) pour 1 000 habitants
 $n = g + f$; $i = (g/f) 100$; $V_i = (V_g - V_f) 100 / (V_f + 100)$
[les variations étant exprimées en p. 100]

Après les recrudescences de natalité consécutives aux guerres, la natalité reprend son mouvement décroissant décalé par rapport à la période d'avant-guerre et l'indice de masculinité décroît. La comparaison de la natalité par sexe montre encore que ces décroissances affectent plus sensiblement la natalité des garçons que celle des filles (Tableau 7).

On a examiné l'évolution de l'indice de masculinité à la naissance par année. On peut aussi considérer les *variations de cet indice par mois*; ce qui présente l'avantage de faire porter l'examen sur une même population et pendant une durée assez longue pour que le nombre de naissances soit suffisamment grand.

Cet examen a pu porter sur neuf années consécutives, 1964 à 1972, pour lesquelles les données concernant la natalité distinguée suivant le sexe et le mois de naissance étaient immédiatement disponibles; période de 108 mois assez longue pour fournir une information valable (Tableaux 8, 9; Graphique 6) ¹⁵.

Les fluctuations saisonnières de la natalité sont encore notables ¹⁶. Pendant la période considérée le taux mensuel moyen des mois de natalité maximale (mars, avril, mai) a été trouvé égal à 18,0 naissances vivantes pour 1 000 habitants (taux corrigé de l'inégalité des mois et ramené à l'année entière) et celui des mois de natalité minimale (octobre, novembre, décembre) égal à 16,3. Pour les mêmes groupes de mois, les indices moyens correspondants de masculinité à la naissance ont été respectivement de 105,0 et de 105,1. Les variations saisonnières de natalité sont sans corrélation avec les variations de l'indice de masculinité; ce qui confirme une notion classique [23]. On peut remarquer que l'indice de masculinité présente des fluctuations mensuelles notables (0,9 p. 100 en moyenne) sans caractère saisonnier; ses valeurs se répartissent de façon aléatoire suivant les mois.

15. Source. INSEE, Statistique du Mouvement de la Population.

16. Voir : « Aspects saisonniers de la fécondité » dans : Henri Léridon : « Natalité, saisons et conjoncture économique » [22].

TABLEAU 8
Taux mensuel de natalité et indice mensuel de masculinité à la naissance
Années 1964 à 1972

Mois	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972
<i>Taux mensuel de natalité n_m</i>									
J	17,8	18,0	17,5	16,5	16,6	16,4	16,0	16,9	18,6
F	18,6	18,0	17,9	17,1	16,9	17,1	16,4	17,1	16,8
M	18,6	18,0	18,2	17,1	17,4	17,5	17,0	17,4	17,2
A	19,0	18,6	18,6	18,1	17,5	17,3	17,0	18,3	17,7
M	19,0	18,8	18,9	18,4	17,8	17,9	17,8	18,5	18,1
J	18,6	18,2	18,2	17,4	17,2	17,0	19,0	17,7	17,7
J	18,5	18,0	17,7	17,1	16,9	16,9	17,2	17,4	17,1
A	17,4	17,5	17,2	16,5	16,3	15,8	16,0	16,5	16,3
S	18,3	17,7	17,2	16,8	16,9	16,5	17,3	17,0	15,8
O	17,4	16,8	16,5	16,1	16,0	16,0	15,7	16,3	15,8
N	16,8	16,5	16,1	15,6	15,5	15,5	17,4	16,0	15,8
D	17,0	16,3	16,3	16,0	15,6	16,0	17,1	16,1	16,4
Année	18,1	17,7	17,5	16,9	16,7	16,7	16,7	17,1	16,9
<i>Indice mensuel de masculinité à la naissance i_m</i>									
J	103,4	103,4	104,5	104,1	103,7	103,4	105,5	104,9	105,1
F	105,1	105,7	104,3	107,0	106,1	106,7	104,7	104,4	105,6
M	104,8	104,4	105,6	104,9	104,5	106,3	105,6	105,4	107,0
A	105,4	104,6	103,9	104,3	104,4	103,0	105,9	105,4	104,6
M	105,1	106,1	105,8	104,7	103,0	105,8	105,5	104,7	105,2
J	104,6	105,0	104,5	103,5	105,3	105,5	106,4	105,8	105,8
J	105,1	104,9	104,9	107,1	104,7	105,2	106,1	105,1	105,7
A	104,0	104,2	104,9	104,7	105,2	106,2	104,9	105,7	105,2
S	105,8	104,9	104,3	104,8	104,9	103,2	105,0	104,5	104,7
O	105,2	104,8	104,0	104,4	105,1	103,9	105,3	105,7	105,8
N	105,1	105,6	106,0	104,2	104,4	104,5	106,1	105,0	106,4
D	104,4	105,5	105,2	106,0	104,9	104,4	104,2	105,6	105,1
Année	104,8	104,9	104,8	105,0	104,7	104,9	105,4	105,2	105,5

n_m : nombre de naissances vivantes (« faux » mort nés non compris) pour 1 000 habitants; taux corrigé de l'inégalité des mois et ramené à l'année entière

i_m : nombre de naissances de garçons pour 100 naissances de filles

Il pourrait être intéressant de comparer les indices de masculinité à la naissance de populations suffisamment importantes mais différant quant à certains caractères géographiques, ethniques, sociologiques... afin de rechercher l'influence éventuelle de facteurs différentiels sur cet indice. On sait déjà que des pays différents mais qui disposent de statistiques démographiques correctes ne présentent pas d'importantes différences d'indice de masculinité à la naissance [24]. On ne trouve guère d'indices inférieurs à 103 ou supérieurs à 108. Les modalités qui peuvent être assez variables, suivant les pays, d'enregistrement des naissances et des mort-nés suffisent probablement à rendre compte, au moins en grande partie, de ces faibles différences de valeur de cet indice. Des comparaisons de populations se ramèneraient, d'ailleurs, à la mise en évidence de différences d'âge des parents, de dimension des familles... c'est-à-dire de caractéristiques démographiques intrinsèques. On connaît cependant des circonstances qui peuvent avoir une influence sur l'indice de masculinité à la naissance. C'est notamment le cas pour certaines épidémies de maladies virales. On a constaté, et vérifié, par exemple, qu'une épidémie de rougeole ayant sévi au Sénégal oriental avait eu pour conséquence, dans des groupes de populations exposées, une élévation anormale de l'indice de masculinité à la naissance qui a dépassé 130 p. 100 dans l'année qui a suivi l'épidémie [25]. En sens inverse, on a observé, en Grèce,

TABLEAU 9
Taux de natalité et indice de masculinité à la naissance
Moyennes mensuelles
(calculées sur la période 1964-1972)

Mois	Taux de natalité ¹	Indice de masculinité à la naissance ²
Janvier	17,0	104,2
Février	17,3	105,4
Mars	17,6	105,4
Avril	18,0	104,6
Mai	18,4	105,1
Juin	17,4	105,2
Juillet	17,4	105,4
Août	17,1	105,0
Septembre	17,1	104,7
Octobre	16,3	104,9
Novembre	16,2	105,3
Décembre	16,3	105,0
Moyennes des valeurs mensuelles	17,2	105,0

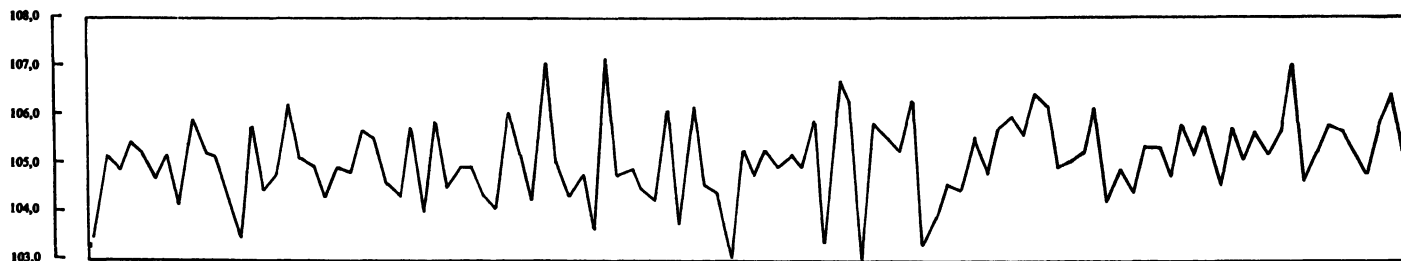
1. Nombre de naissances (enfants enregistrés comme nés vivants) pour 1 000 habitants; taux corrigé de l'inégalité des mois et ramené à l'année entière

2. Naissances de garçons pour 100 naissances de filles

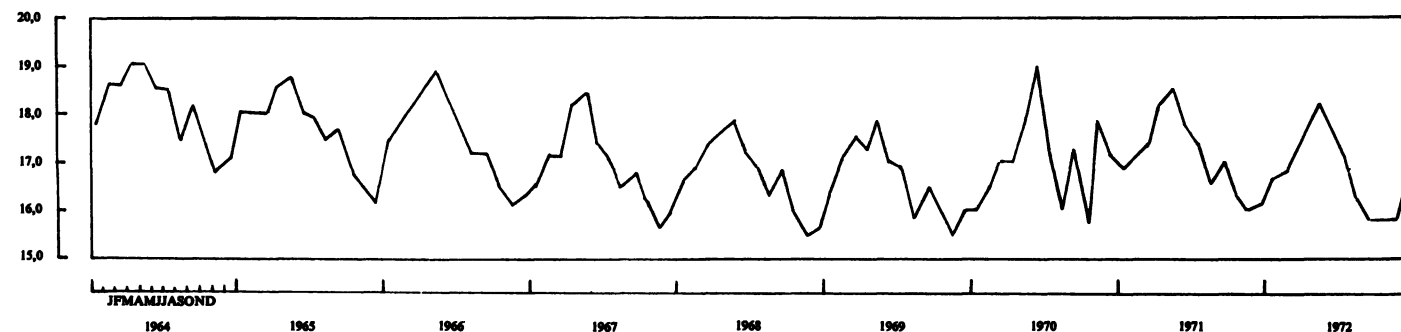
GRAPHIQUE 6
Indice de masculinité à la naissance, taux de natalité
valeurs mensuelles - Années 1964 à 1972

Indice mensuel de masculinité à la naissance, i_m

France (métropole)



Taux brut mensuel de natalité, n_m



i_m = nombre de naissances vivantes de garçons pour 100 naissances de filles

n_m = nombre de naissances vivantes pour 1 000 habitants (taux corrigé de l'inégalité des mois et ramené à l'année entière)

TABLEAU 10
Variations relatives annuelles de la natalité
Prédominance masculine ou féminine
Années 1801 à 1985

Variations relatives de la natalité	Nombre de variations annuelles	Proportions		Sens de la variation de l'indice de masculinité
		P. 100 variations positives	P. 100 variations au total	
1. <i>Variations positives de la natalité</i> ($V_n > 0$)				
a — Variation masculine > Variation féminine $V_g > V_f$	44	55,7	23,9	↗
b — Variation féminine > Variation masculine $V_f > V_g$	35	44,3	19,0	↘
Ensemble des variations positives de la natalité	$\frac{35}{79}$	$\frac{44,3}{100,0}$	$\frac{19,0}{42,9}$	
		P. 100 variations négatives		
2. <i>Variations négatives de la natalité</i> ($V_n < 0$)				
c — Variation masculine > Variation féminine $ V_g > V_f $	65	61,9	25,3	↘
d — Variation féminine > Variation masculine $ V_f > V_g $	40	38,1	21,8	↗
Ensemble des variations négatives de la natalité	$\frac{40}{105}$	$\frac{38,1}{100,0}$	$\frac{21,8}{57,1}$	
3. <i>Ensemble des variations de natalité</i>				
e — Prédominance masculine ($e = a + c$)	109		59,2	
f — Prédominance féminine ($f = b + d$)	75		40,8	
Total	$\frac{75}{184}$		$\frac{40,8}{100,0}$	

Variations relatives annuelles de la natalité : ensemble, V_n ; garçons, V_g ; filles, V_f (exprimées en p. 100)

après une épidémie d'hépatite virale B, une baisse de l'indice de masculinité [26]. On a émis l'hypothèse selon laquelle certains virus développeraient des antigènes ayant une incidence sur les gamètes ou sur les embryons [27].

Quoi qu'il en soit de variations exceptionnelles que l'on peut observer, il reste que la remarquable stabilité de la proportion des sexes à la naissance résulte d'un bilan entre, d'une part, le déterminisme masculin probablement majoritaire des embryons et, d'autre part, la mortalité intra-utérine qui, affectant de préférence le sexe masculin, ramène, à la naissance, cette proportion à 105 garçons pour 100 filles. Sauf exceptions, localisées d'ailleurs, les fluctuations de cette proportion restent liées à la prédominance du sexe masculin. On l'a noté au cours des tendances de longue durée de la natalité ainsi qu'à l'occasion des perturbations de la reproduction liées notamment aux guerres et, très probablement, aux événements qui provoquent une chute de natalité suivie d'une reprise plus ou moins rapide et importante des conceptions. Quand on considère l'ensemble de la série chronologique de la natalité, de 1801 à 1985, soit 184 variations annuelles, distinguées suivant le sexe, on obtient les résultats qui sont rassemblés dans le tableau 10. On constate que dans 59 p. 100 des cas l'amplitude de la variation relative de la natalité masculine l'emporte (en valeur absolue) sur celle de la variation féminine et détermine le sens de la fluctuation de l'indice de masculinité. Cette prédominance masculine est plus marquée (62 p. 100) dans les cas de fluctuations négatives de la natalité que dans les cas des fluctuations positives (56 p. 100). Dans l'ensemble les variations négatives de la natalité étant plus fréquentes (57 p. 100) que les variations positives (43 p. 100), la prédominance des fluctuations de la natalité masculine détermine dans 59 p. 100 des cas ($57\% \times 62\% + 43\% \times 56\%$) la variation de l'indice de masculinité. Quand il s'agit d'une variation

négalive de la natalité on évoque habituellement une plus grande fragilité du sexe masculin pour rendre compte du fait que la baisse tend à être plus importante pour les garçons que pour les filles; ce qui entraîne, dans ce cas, une baisse de l'indice de masculinité. C'est une explication plus tautologique que causale. En sens inverse, quand il s'agit d'une hausse de la natalité, la surnatalité masculine (qui ne s'affirme d'ailleurs que pour les fortes recrudescences de natalité), provoquant une hausse de l'indice de masculinité ne trouve pas de raison d'être évidente. On peut toujours évoquer une plus forte sensibilité du sexe masculin aux circonstances qui agissent sur la natalité mais ce n'est pas une explication.

En définitive, il apparaît que l'indice de masculinité à la naissance est très peu sensible aux variations de la natalité, même quand il s'agit de perturbations importantes. A la condition que la statistique porte sur un grand nombre de naissances (population assez importante observée pendant une durée suffisante), on constate que les variations relatives de la natalité des garçons et de celles de la natalité des filles sont concordantes. Les faibles fluctuations et tendances de l'indice de masculinité, c'est-à-dire du rapport entre ces deux natalités, sont liées d'une façon plus étroite aux variations de la natalité masculine qu'à celles de la natalité féminine. Les raisons de cette situation ne sont pas entièrement élucidées.

RÉFÉRENCES

- [1] GRAUNT J. — Observations naturelles et politiques (1662). Traduction par Éric Vilquin, Institut National d'Études Démographiques, (INED), 1977, Chapitre VIII « De la différence entre le nombre des hommes et celui des femmes », p. 92-96.
- [2] LEGOYT A. — Notes statistiques sur les accouchements dans les hôpitaux en France, Journal de la Société de Statistique de Paris (JSSP), Vol. 2, n° 7, 1861, p. 170-173.
- [3] LEVY M.L. — 1. L'équilibre des sexes — Population et Sociétés, février 1980, n° 132, INED.
— 2. Le déséquilibre des sexes. Ibidem, février 1988, n° 221.
- [4] HUBER M. — Cours de Démographie et de Statistique sanitaire, Vol. IV, Hermann Ed. Paris 1938, « Naissances de garçons et de filles », p. 68-71.
- [5] HENRY L. — Dictionnaire démographique multilingue, volume français, Union Internationale pour l'Étude Scientifique des Populations, Ordina Ed., Liège, 1981.
- [6] AUBENQUE M. — La statistique des causes de mortinatalité. INSEE. Études et Conjoncture, n° 4, avril 1966, p. 103-110.
AUBENQUE M., DERUFFE L. — Les causes de mortinatalité dans le département de la Seine. Collection de l'INSEE. Janvier 1970, D4, p. 57-71.
- [7] MARCHAND J. — Rapport entre les naissances des deux sexes. JSSP, Vol. 14, n° 8, 1874, p. 198-199.
- [8] WORMS R. — La sexualité dans les naissances françaises. Giard et Briève. Ed. Paris 1912. Analyse dans JSSP, Vol. 53, n° 9, 1912, p. 411-412.
- [9] HUBER M. — Op. cit.
- [10] BERTILLON A. — Étude nouvelle sur les mort-nés. JSSP, Vol. 16, n° 9, 1875, p. 242.
- [11] MARCH M. — Distribution des sexes parmi les enfants consécutifs d'une même mère. JSSP, Vol. 50, n° 8, 1909, p. 300.
- [12] SCHÜTZENBERGER P. — Résultats d'une enquête sur la distribution du sexe dans les familles nombreuses. La Semaine des Hôpitaux de Paris, 1949, n° 61. — Nouvelles recherches sur la distribution du sexe à la naissance, Ibidem, 1950, n° 86.
- [13] MALINVAUD E. — Relations entre la composition des familles et le taux de masculinité. JSSP. Communication, séance du 16 mars 1955, Vol. 96, n° 1-2-3, p. 49-64.
- [14] PREVOSTI A. — Über des Geschlechtsverhältniss bein Menschen. Homo 1951, 2, 4.
- [15] ZOUGAREV Z. — Taux de masculinité dans les naissances. Thèse de l'Institut de Statistique de Paris, 1937.
- [16] MYERS R.J. — The effect of age mother and birth order on sex ratio at birth. The Milbank Memorial Fund Quaterly, July 1954.
- [17] LERIDON H. — Aspects biométriques de la fécondité humaine. Cahier n° 65 de l'INED, ch. IV, 1973. (Bibliographie sur la mortalité intra-utérine et sur le rapport de masculinité à la naissance.)
— DAMIANI P. — Éléments d'une table de mortalité intra-utérine. Bull. trim. de l'Institut des Actuaire Français, Tome 91, n° 310, mars 1980, p. 14-30;
— Mortalité intra-utérine, évaluation d'une table de mortalité, INSEE. Archives et Documents, n° 12, janvier 1981.
— VINCENT P. — Recherches sur la fécondité biologique, étude d'un groupe de familles nombreuses. Cahier n° 37 de l'INED, 1961.
- [18] BERTILLON A. — Influence de la primogéniture sur la sexualité. JSSP, Vol. 17, n° 5, 1876, p. 137-138.
— HEUSCHLIG X. — La primogéniture à Bruxelles. JSSP, Vol. 18, n° 10, 1877, p. 278-279.
— MARCHAND J. — Influence de la primogéniture sur la sexualité. JSSP, Vol. 23, n° 1, 1882, p. 13-16.
— TURQUAN V. — Prédominance du sexe parmi les naissances d'après l'âge du père ou de la mère. JSSP, Vol. 37; n° 8, 1896, p. 225-227.
- [19] HALBWACHS M. — Recherches statistiques sur la détermination du sexe à la naissance. JSSP, Vol. 75, n° 5, 1933, p. 164-195.
- [20] HENRY L. — Perturbations de la nuptialité résultant de la guerre de 1914-1918. INED. Revue Population 1966, p. 273-332.
— Schémas de nuptialité : déséquilibre des sexes et célibat. Ibidem, 1969, p. 457-486.
— LEVY M.L., SARDON J.P. — L'écart d'âge entre époux. Population et Sociétés, Bulletin de l'INED, octobre 1982, n° 162.

- [21] BERSTEIN M.E. — A genetic explanation of the wartime increase in the secondary sex ratio. *Am. J. Hum. Genet.*, Vol. 10, n° 1, 1958.
 — Interrelation between paternal age and the human sex ratio, a confirmation of E. Novitski's theorem. *Genus*, Vol. 26, n° 1-2, 1970.
 — BODMER W.F., EDWARD A.W. — Natural selection and the sex ratio. *Ann. Hum. Genet. Londres*, 1960, 24, p. 239-244.
 — NOVITSKI E., SANDLER L. — The relationship between parental age, birth and secondary sex ratio in humans. *Am. J. Human. Genet.*, Vol. 21, 1956, p. 123.
- [22] LERIDON H. — Natalité, saisons et conjoncture économique. *Cahier n° 66 de l'INED*, ch. III, 1973. (Bibliographie sur les variations saisonnières de la natalité.)
 — TOULEMON L. — Nouvelles données sur les variations du nombre de naissances selon les rythmes lunaires et circadiens. *Population*, 1986, n° 4-5, p. 848-853).
 — PRIOUX F. — Mouvement saisonnier des naissances (*Population*, 1988, n° 3, p. 587-609).
- [23] HUBER M. — *Op. cit.*, p. 60.
- [24] LEVY M.L. — *Op. cit.* 1.
 — LIU Shvang — A brief discussion on the differences in the sex ratio at birth of China's population. (*Population Research*, vol. 3, n° 3, Jul. 1986). Enquête par sondage réalisée en Chine sur le sex ratio, par régions, caractéristiques ethniques, zones urbaines et rurales, parité...
- [25] LANGANEY A., PISON G. — Rougeole et augmentation temporaire de la masculinité des naissances; coïncidence ou causalité. *C.R. Acad. Sc. Paris, Série D* 773, 10.12.1979.
 — Rougeole et anomalie de masculinité à la naissance — *Population*, INED, n° mars-avril 1980, p. 438-441.
- [26] HESSER J.E., ECONOMOU J., BLUMBERG B.S. — Hepatitis B in parents and sex ratio of offspring in a Greek population. *Hum. Biol.* 1975, 17.
- [27] HESSER J.E., BLUMBERG B.S., DREW J.S. — Hepatitis B, fertility and sex ratio. *Hum. Biol.* 1976, 48.
- [28] ERICSSON R.J., LANGEVIN C.N., NISHIMO M. — Isolation of fractions rich in human Y sperm, *Nature*, 1973, n° 246, p. 421-424.
- [29] MUHSAM H.S. — A note on the state of the art of preselection of the sex of children. *Genus*, Vol. XLIII, n° 1-2, 1987, p. 133-137 (Bibliographie sur la présélection du sexe).
 — JAMES William H. — The human sex ratio. Part. 1 : a review of the literature (*Human Biology*, 1987, Vol. 59, n° 5, p. 721-752); Part. 2 : a hypothesis and a program of research (*Human Biology*, 1987, Vol. 59, n° 6, p. 873-900). — Ce travail récent donne, dans sa première partie, un bon aperçu de la littérature moderne concernant la masculinité à la naissance. Dans la seconde partie, l'auteur expose et discute l'hypothèse classique de la prédominance hormonale, masculine ou féminine, au moment de la conception. L'auteur propose un programme de recherches [Correspondance : W.H. JAMES, Medical Research Council, Mammalian Development Unit, Wolfson House, University College London, 4 Stephenson way, London NW1 ZHE].