Journal de la société statistique de Paris

Paul Damiani

Commentaires à propos de l'étude de M. Aubenque « Indice de masculinité à la naissance »

Journal de la société statistique de Paris, tome 130, nº 2 (1989), p. 99-102
<http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1989__130_2_99_0>

COMMENTAIRES À PROPOS DE L'ÉTUDE DE M. AUBENQUE

« Indice de masculinité à la naissance »

Paul DAMIANI,
Administrateur de l'INSEE
Secrétaire général des Sociétés de statistique

L'indice de masculinité dépend de deux facteurs :
— la proportion des conceptions de chaque sexe,
— la loi de mortalité par sexe.

Les résultats de l'étude de DAMIANI [1] sur l'évaluation d'une loi de mortalité générale par sexe, accidents inclus, et de ses variations dans le temps permettent théoriquement d'évaluer la proportion des conceptions par sexe, connaissant le nombre de naissances, et d'étudier les variations de l'indice de masculinité dans le temps, en supposant la proportion des conceptions, par sexe, constante. Pratiquement, il faut remarquer que la loi proposée est un modèle s'appliquant à partir de la conception, ajusté sur les donées observées sur la vie entière; il se peut que cette loi ne représente pas suffisamment bien la mortalité durant la gestation. Enfin, les valeurs des coefficients de la loi sont calculées sur des données comportant des erreurs d'observation, pouvant être importantes, en particulier pour le début du XIXe siècle; elles doivent donc être considérées comme des approximations.

LOI DE MORTALITÉ

Si on appelle t le temps observé en années à partir de la conception, on définit le temps propre t_0, par la relation :

$$\frac{dt}{dt_o} = \frac{P}{P_o}$$

où P, P_0 sont les poids d'un individu à l'âge t et à la naissance.

Si on appelle Q_i le quotient annuel de mortalité générale à l'âge t_i, on définit le quotient propre correspondant Q_{oi} par la relation :

$$Q_{oi} = Q_i \, w_i$$

$$\text{ou :} \quad w_i = \frac{P_i + P_{i+1}}{2 P_o}$$

La loi de mortalité générale proposée s'écrit :

$$Log \; Q_{oi} = - c \, t_i \, exp \left\{ - \lambda \; t_{oi} \right\} + c' \, t_i \, exp \left\{ - \lambda' \; t_{oi}^2 \right\} \qquad (1)$$

1. Journal de la Société de statistique de Paris, tome 129, n° 3, 1988, 170 180.

Dans le 2e membre, le 1er terme représente la mortalité par maladie, le 2e terme, la mortalité par accident.

On a supposé que λ et λ' caractérisaient la mortalité endogène et que c et c' caractérisaient la mortalité exogène.

Proportion des conceptions par sexe

On appelle N le nombre des naissances, C le nombre de conceptions, $Q'_{(0)}$ le quotient de mortalité entre $t = 0$ et $t = 0{,}75$. On a, par sexe :

$$N_M = C_M \left[1 - Q'_{M\,(o)}\right]$$

$$N_F = C_F \left[1 - Q'_{F\,(o)}\right]$$

L'indice de masculinité s'écrit :

$$i = \frac{N_M}{N_F} = \frac{C_M}{C_F} \frac{1 - Q'_{M\,(o)}}{1 - Q'_{F\,(o)}} \qquad (2)$$

À la conception, les quotients propres correspondant aux quotients annuels ont pour valeur, d'après la formule (1) :

$$Q_{OM}(o) = Q_{OF}(o) = 1$$

On en déduit la valeur des quotients annuels à la conception :

$$Q_M(o) = \frac{1}{w_{OM}} = \frac{1}{1{,}2027} = 0{,}8315$$

$$Q_F(o) = \frac{1}{w_{OF}} = \frac{1}{1{,}2389} = 0{,}8072$$

On suppose que le quotient de mortalité entre $t = 0$ et $t = 0{,}75$ a pour valeur :

$$Q'_M(o) = 0{,}75 \cdot Q_M(o)$$

$$Q'_{MF}(o) = 0{,}75 \cdot Q_F(o)$$

La formule (2) donne alors :

$$i = \frac{C_M}{C_F} \frac{0{,}3764}{0{,}3946} = \frac{C_M}{C_F}\, 0{,}9539$$

Si on prend : $i = 1{,}05$, on trouve :

$$\frac{C_M}{C_F} = 1{,}10$$

Le nombre de conceptions du sexe masculin serait, avec les hypothèses faites, supérieur de 10 p. 100 au nombre de conceptions du sexe féminin.

Variations dans le temps de l'indice de masculinité

En différenciant la formule (2), il vient, en supposant que la proportion des conceptions par sexe reste constante :

$$\frac{di}{i} = - \frac{d\,Q'_M(o)}{1 - Q'_M(o)} + \frac{d\,Q'_F(o)}{1 - Q'_F(o)} \tag{3}$$

En 1re approximation, on écrit :

$$\frac{\Delta i}{i} \approx - \Delta\, Q'_M\,(o) + \Delta\, Q'_F\,(o) \tag{4}$$

On ne peut utiliser pour $Q'_{M(0)}$ et $Q'_{F(0)}$ les estimations précédentes, car on ne connaît pas les variations dans le temps des coefficients w_{0M} et w_{0F}.

Comme nouvelle estimation, on suppose que ces quotients sont proportionnels aux quotients annuels de mortalité à $t = 0{,}75$:

$$Q'_M(o) = k\ Q_M\ (0{,}75)$$

$$Q'_F(o) = k\ Q_F\ (0{,}75)$$

avec : $k = 0{,}375$

La relation (4) s'écrit alors :

$$\frac{\Delta i}{i} \approx 0{,}375 \left[- \Delta\, Q_M\,(0{,}75) + \Delta\, Q_F\,(0{,}75) \right] \tag{5}$$

Pour calculer les variations du quotient de mortalité, on différencie la relation (1). Comme, dans le modèle, on a supposé que le quotient λ' restait constant dans le temps, il vient :

$$\frac{\Delta\, Q_{oi}}{Q_{oi}} = k_c\, \Delta c + k_\lambda\, \Delta \lambda + k_{c'}\, \Delta c' \tag{6}$$

avec : $k_i = -\ t_i \exp\{-\lambda\, t_{0i}\}$

$k_\lambda = c t_i\ t_{0i} \exp\{-\lambda\, t_{0i}\}$

$k_{c'} = -\ t_i \exp\{-\lambda'\, t^2_{0i}\}$

La relation (6) permet de calculer ΔQ_0 (0,75), par sexe, pour $t_i = 0{,}75$.

On en déduit : ΔQ (0,75) par la relation : $\Delta Q = \dfrac{\Delta Q_0}{w_0}$

Pratiquement, la formule (5) ne permet pas de déterminer les variations relatives de l'indice de masculinité dans le temps, car les erreurs de mesure sur les valeurs des coefficients de la loi de mortalité sont de beaucoup supérieures aux variations de l'indice.

A titre d'indication, on a décomposé, dans le tableau 1, les variations relatives du quotient propre à la naissance, entre différentes périodes, pour le sexe masculin. On obtiendrait des résultats analogues pour le sexe féminin. On peut faire les observations suivantes :

— la variation relative de mortalité générale est due presque entièrement à la variation de mortalité exogène par maladie $k_c\ \Delta_c$, jusqu'à la période 1946-55. Pour la période 1976-85, les variations de mortalité endogène par maladie, $k_\lambda \Delta\lambda$, et exogène par accident, $k_{c'}\ \Delta_{c'}$, représentent respectivement 21 % et 16 % de $k_c\ \Delta_c$.

— la 2e guerre mondiale provoque une diminution de la valeur du coefficient λ, c'est-à-dire une diminution de la mortalité endogène par maladie. On peut supposer qu'on observerait également une diminution de λ pour la 1re guerre mondiale.

Si la proportion des conceptions par sexe reste constante, les variations de l'indice de masculinité s'expliquent par des variations, différentes suivant le sexe, des composantes de la mortalité : mortalité exogène par maladie $k_c\ \Delta_c$, mortalité endogène par maladie $k_\lambda \Delta_\lambda$, mortalité exogène par accident $k_{c'} \Delta_{c'}$.

Parmi les différentes hypothèses possibles, nous proposons celle-ci qui s'applique aussi bien aux périodes de paix qu'aux périodes de guerre : les variations de l'indice de masculinité seraient dues à une variation de la mortalité endogène par maladie $k_\lambda \Delta_\lambda$, plus élevée pour le sexe masculin que pour le sexe féminin. On suppose, par ailleurs, que les variations de mortalité exogène sont les mêmes quel que soit le sexe.

En période de paix, on observerait une hausse de la mortalité endogène par maladie, plus élevée pour le sexe masculin. On aurait alors : $\Delta Q_F - \Delta Q_M < 0$. c'est-à-dire : $\Delta i/i < 0$.

En période de guerre, on assisterait, au contraire, à une baisse de la mortalité endogène par maladie, plus forte pour le sexe masculin.

On aurait alors : $\Delta Q_F - \Delta Q_M > 0$, d'où : $\Delta i/i > 0$.

Tableau 1. — Variations de la mortalité à la naissance entre différentes périodes (sexe masculin)

		Entre 1805-22 et 1850-72	Entre 1850 72 et 1900 12	Entre 1900 12 et 1920 37	Entre 1920 37 et 1946 55	Entre 1946 55 et 1976 85
Mortalité par maladie						
exogène	k_c	−0,39	−0,39	−0,38	−0,37	−0,36
	Δc	0,23	1,20	0,83	1,43	3,40
	$k_c \Delta_c$	−0,09	−0,47	−0,32	−0,53	−1,22
endogène	k_λ	0,94	1,12	1,40	1,70	2,20
	$\Delta\lambda$	0,01	0,03	0,02	−0,01	0,12
	$k_\lambda \Delta_\lambda$	0,01	0,03	0,03	−0,02	0,26
Mortalité par accident						
exogène	$k_{c'}$	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
	$\Delta_{c'}$	−0,01	0,08	−0,04	0,04	−0,28
	$k_{c'} \Delta_{c'}$	−0,01	0,06	−0,03	0,03	−0,19
Ensemble	$\dfrac{\Delta Q_0}{Q_0}$	−0,09	−0,38	−0,32	0,03	−1,15