

L'évolution récente de la fécondité italienne. Une analyse des tables de fécondité par rang de naissance

THE RECENT EVOLUTION OF FERTILITY IN ITALY. AN ANALYSIS OF PARITY-SPECIFIC FERTILITY TABLES

LA EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA FECUNDIDAD ITALIANA. UN ANÁLISIS DE LAS TABLAS DE FECUNDIDAD POR ORDEN DE NACIMIENTO

Alessandro De Simoni

Volume 19, Number 1, Spring 1990

Diversité de la population québécoise

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/010038ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/010038ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this note

De Simoni, A. (1990). L'évolution récente de la fécondité italienne. Une analyse des tables de fécondité par rang de naissance. *Cahiers québécois de démographie*, 19(1), 123–137. <https://doi.org/10.7202/010038ar>

Article abstract

Indicators usually applied in period fertility analysis could be inadequate in a low fertility context: birth control implies that parity, and not only age, plays a crucial role. The measures applied in this paper offer the advantage of eliminating the "weight" of the past (that is, the role of parity), a feature which is particularly important when analysing short or medium evolution in a context of low and rapidly declining fertility. In the case of Italy, the application of this "multidimensional" (age and parity) approach shows how profound the fertility decline has been, the intensity of the decline being in some way "hidden" by the impact of past evolution when traditional measures are used.

**L'évolution récente de la fécondité italienne.
Une analyse des tables de fécondité
par rang de naissance**

Alessandro DE SIMONI *

INTRODUCTION

En présence de variations rapides et profondes de la fécondité, comme, par exemple, celles que l'on a enregistrées au cours des dernières années en Italie (où la chute du nombre de naissances a conduit à un niveau de fécondité parmi les plus bas au monde), il devient important de raffiner les méthodes d'analyse de la situation «du moment», en faisant appel à des instruments capables de produire une image plus claire et moins «déformée» du phénomène.

Les indicateurs habituellement utilisés dans l'analyse dite transversale, à savoir les taux de fécondité par âge et l'indice synthétique de fécondité, risquent en effet de devenir inadéquats lorsqu'ils sont appliqués à des situations de très basse fécondité : le contrôle des naissances rend alors essentiel le rôle dévolu à la «parité» (définie comme le nombre de naissances vivantes déjà vécues par la mère), de sorte que la seule standardisation par rapport à l'âge — telle qu'on l'effectue avec les indicateurs traditionnels — ne suffit plus.

Il convient donc de recourir à des quotients de fécondité spécifiés simultanément selon les deux variables susmentionnées (l'âge et la parité), c'est-à-dire à ce que Pressat (1961) a

* Istituto di Ricerche sulla Popolazione (IRP), Rome. Manuscrit original soumis en italien et traduit par Marc Termote.

appelé des taux de « première catégorie »¹. Sur la base de tels quotients, il devient possible de construire une « génération fictive » de femmes en âge de reproduction, classifiées selon ces deux variables et soumises de façon constante (et en l'absence de mortalité et de migration) au régime de fécondité exprimé par ces quotients.

L'ensemble de ces quotients et des diverses mesures relatives à la génération fictive peut être présenté sous forme de « tables de fécondité », qui présentent certaines analogies avec les tables de mortalité. De telles tables doivent cependant être vues comme des mesures « tendancielle », c'est-à-dire exprimant les conséquences de la constance temporelle des niveaux de fécondité « du moment », tels qu'ils sont exprimés par les quotients. En d'autres termes, ces mesures doivent être considérées comme reflétant le comportement de la population féminine « stationnaire » qui, selon les définitions de l'analyse démographique traditionnelle, correspond à la génération fictive concernée².

Les mesures tendancielles portent donc sur une population féminine théorique (à proprement parler « tendancielle »), caractérisée par des effectifs par âge tous égaux (à cause de l'hypothèse d'absence de mortalité) et par une structure selon la parité égale à celle que l'on obtiendrait en maintenant constant le régime de fécondité (par âge et parité) du moment.

Par contre, les mesures traditionnelles dérivées des taux de « seconde catégorie » (que l'on peut qualifier d'« actuelles ») font implicitement référence à une population théorique qui, tout en étant caractérisée par des effectifs égaux à tous les âges, a une structure selon la parité égale à celle de la population féminine observée. C'est précisément en cela que réside l'incohérence des mesures traditionnelles, puisque la structure effective selon le nombre d'enfants nés de la population de référence reflète les conditions de fécondité relatives à un passé plus ou moins récent, et non celles « du moment ».

Le tableau 1, qui compare les deux populations féminines théoriques définies ci-dessus (l'« actuelle » et la « tendancielle »), illustre la pertinence de l'argumentation précédente. Comme

¹ Pressat (1961) distingue les taux de première catégorie, qu'on peut assimiler à des quotients, et les taux de seconde catégorie, qu'on peut assimiler aux événements de la table, à certains facteurs près.

² Une logique semblable, mais basée sur l'intervalle entre les naissances de rangs successifs et non sur l'âge de la mère, a été proposée par Feeney (1983).

TABLEAU 1 — Population féminine «actuelle» et «tendancielle»,
selon l'âge et la parité, Italie, 1980-1982 et 1985-1987

GROUPES D'ÂGE	PARITÉ (i)				
	0	1	2	3	4+
1980-1982					
<i>Population «actuelle»^a</i>					
15-19 ans	489 339	9 292	1 264	96	8
20-24 ans	362 107	98 653	33 491	4 826	923
25-29 ans	174 072	168 618	122 630	26 976	7 703
30-34 ans	84 435	136 590	191 194	62 563	25 217
35-39 ans	64 323	94 579	201 159	89 999	49 940
40-44 ans	69 980	78 920	182 506	97 459	71 134
45-49 ans	82 830	74 149	159 277	95 056	88 688
Total	1 327 087	660 803	891 521	376 975	243 614
<i>Population «tendancielle» [L(x, x+4; i)]^a</i>					
15-19 ans	489 154	9 714	1 082	50	—
20-24 ans	378 887	91 981	25 950	2 835	346
25-29 ans	209 517	168 634	101 728	17 126	2 996
30-34 ans	112 493	161 141	175 394	41 837	9 136
35-39 ans	82 290	136 862	204 289	60 649	15 909
40-44 ans	74 610	129 059	209 744	67 241	19 346
45-49 ans	73 576	128 145	210 227	68 075	19 977
Total	1 420 527	825 537	928 414	257 813	67 710
<i>Différence en %^b</i>					
15-19 ans	0	-4	17	91	—
20-24 ans	-4	7	29	70	166
25-29 ans	-17	-0	21	58	157
30-34 ans	-25	-15	9	50	176
35-39 ans	-22	-31	-2	48	214
40-44 ans	-6	-39	-13	45	268
45-49 ans	13	-42	-24	40	344
Total	-7	-20	-4	46	260
1985-1987					
<i>Population «actuelle»^a</i>					
15-19 ans	492 836	6 524	601	36	3
20-24 ans	404 148	71 276	21 604	2 596	376
25-29 ans	220 563	151 635	103 503	19 982	4 317
30-34 ans	94 861	151 380	185 250	52 486	16 021
35-39 ans	61 330	115 430	209 095	79 806	34 340
40-44 ans	58 390	90 280	201 951	94 697	54 681
45-49 ans	68 792	78 835	182 951	97 826	71 597
Total	1 400 921	665 360	904 956	347 429	181 334
<i>Population «tendancielle» [L(x, x+4; i)]^a</i>					
15-19 ans	493 980	5 693	319	9	—
20-24 ans	420 523	63 131	15 007	1 239	100
25-29 ans	274 693	142 442	71 841	9 810	1 214
30-34 ans	157 849	170 833	139 698	27 167	4 454
35-39 ans	113 607	160 099	175 277	42 559	8 457
40-44 ans	103 037	155 723	182 576	48 077	10 587
45-49 ans	101 658	155 345	183 345	48 725	10 927
Total	1 665 348	853 265	768 063	177 585	35 740
<i>Différence en %^b</i>					
15-19 ans	-0	15	88	321	—
20-24 ans	-4	13	44	110	277
25-29 ans	-20	6	44	104	255
30-34 ans	-40	-11	33	93	260
35-39 ans	-46	-28	19	88	306
40-44 ans	-43	-42	11	97	416
45-49 ans	-32	-49	-0	101	555
Total	-16	-22	18	96	407

^a La somme sur les parités «i», pour un groupe d'âge donné, est posée égale à 500 000, de telle sorte que le total sur toutes les parités et tous les âges est égal à 3 500 000.

^b C'est-à-dire l'écart entre la population «actuelle» et la population «tendancielle» rapporté à cette dernière population.

TABLEAU 2
Quelques indicateurs de la fécondité selon la parité,
Italie, 1980-1982 et 1985-1987

Indicateurs	Parité (i)					Total
	0	1	2	3	4 +	
1980-1982						
<i>Mesures « actuelles »</i>						
X (i) ^a	25,2	28,3	31,0	32,8	35,1	27,6
b (T, i) ^b	74 881	56 966	20 056	6 231	4 413	162 548
l (50, i) ^c	25 119	17 915	36 910	13 825	6 231	100 000
A (i + 1/i) ^d	0,75	0,76	0,35	0,31	—	—
<i>Mesures « tendancielle »</i>						
X (i)	25,6	29,0	31,5	33,1	34,6	27,7
b (T, i)	85 292	59 677	17 626	4 001	1 447	168 043
l (50, i)	14 708	25 616	42 051	13 625	4 001	100 000
A (i + 1/i)	0,85	0,70	0,30	0,23	—	—
<i>Différence en %^e</i>						
X (i)	-1,6	-2,3	-1,8	-0,8	1,4	-0,4
b (T, i)	-12,2	-4,5	13,8	55,8	204,9	-3,3
l (50, i)	70,8	-30,1	-12,2	1,5	55,8	—
A (i + 1/i)	-12,2	8,7	19,2	36,9	—	—
1985-1987						
<i>Mesures « actuelles »</i>						
X (i)	26,1	29,0	31,7	33,4	35,2	28,2
b (T, i)	63 909	48 229	16 343	4 408	2 310	135 199
l (50, i)	36 091	15 679	31 886	11 935	4 408	100 000
A (i + 1/i)	0,64	0,76	0,34	0,27	—	—
<i>Mesures « tendancielle »</i>						
X (i)	27,0	29,8	32,1	33,7	34,9	28,5
b (T, i)	79 678	48 613	11 936	2 188	562	142 977
l (50, i)	20 322	31 065	36 677	9 748	2 188	100 000
A (i + 1/i)	0,80	0,61	0,25	0,18	—	—
<i>Différence en %^e</i>						
X (i)	-3,2	-2,6	-1,4	-0,7	1,1	-1,0
b (T, i)	-19,8	-0,8	36,9	101,5	311,0	-5,4
l (50, i)	77,6	-49,5	-13,1	22,4	101,5	—
A (i + 1/i)	-19,8	23,7	38,0	47,1	—	—

- a Âge moyen de la mère à la naissance d'un enfant de rang i + 1 (c'est-à-dire à la parité i).
b Descendance finale à chaque rang de naissance i + 1, pour une cohorte de 100 000 femmes.
c Nombre de femmes (sur 100 000) ayant eu «i» enfants au terme de leur vie reproductive.
d Probabilité de passer d'une parité à la suivante.
e Voir la note b du tableau 1.

on pouvait s'y attendre en raison de l'évolution récente de la fécondité, les différences entre les deux populations sont marquées, et elles tendent nettement à s'accroître lorsqu'on passe d'une période d'observation (1980-1982) à l'autre (1985-1987). On remarque également que les divergences (en valeur absolue) croissent avec l'âge et la parité, ce qui est bien sûr lié au fait que, lorsque l'âge et la parité augmentent, on retrouve par définition les conditions de fécondité en vigueur à des époques de plus en plus reculées.

De la même manière, le tableau 2 présente les mesures « actuelles » et « tendanciennes » de quatre indicateurs souvent utilisés : l'âge moyen à la naissance de rang $i=1$ [$X(i)$], la descendance finale d'une cohorte de 100 000 femmes selon le rang de naissance $i+1$ [$b(T,i)$], le nombre de femmes ayant eu « i » enfants au terme de leur vie féconde [$l(50,i)$], et la probabilité d'agrandissement des familles [$A(i+1/i)$]. À nouveau, les différences sont marquées et augmentent avec le temps (sauf pour l'âge moyen, dont la variabilité est d'ailleurs réduite). Ce qui frappe particulièrement ici, ce sont les changements de signe lorsqu'on passe du premier rang de naissance aux suivants. Dans le cas de la descendance finale, on remarquera que les différences relativement faibles entre les deux types de mesures lorsqu'il s'agit du total (tous rangs confondus) sont dues aux compensations entre des différences très fortes mais de signe contraire pour les rangs spécifiques.

DESCRIPTION ET PROCÉDURE DE CALCUL DES TABLES

Les tables ont été construites sur la base des quotients $q(x,i)$ calculés directement à partir des données observées pour deux périodes triennales, 1980-1982 et 1985-1987. Ces quotients ont été obtenus en rapportant le nombre d'« événements » (les naissances issues de femmes d'âge x et de parité i) aux effectifs « soumis au risque » (les effectifs de la population féminine ventilée selon l'âge et la parité); en ce sens, ces quotients peuvent être considérés comme des probabilités d'engendrer un enfant dans l'année qui suit. Comme on peut le voir, les exigences en matière de données statistiques sont considérables; en fait, rares sont les pays qui, comme l'Italie, disposent de toutes les données nécessaires au calcul de tels quotients.

Considérons donc une génération fictive associée à un effectif hypothétique de 100 000 femmes de 15 ans (âge exact),

supposé être l'âge du début de la vie reproductive. Soit $l(x,i)$ le nombre de femmes, issues dudit effectif de 100 000, qui ont atteint l'âge exact x et la parité i . Et supposons que les probabilités $q(x,i)$ se réfèrent à des événements non renouvelables au cours d'une même année d'âge (cette hypothèse d'une seule naissance entre l'âge exact x et l'âge exact $x+1$ semble très raisonnable dans le contexte actuel de très basse fécondité). Si, en outre, on dénote par $b(x,i)$ le nombre d'événements survenus aux femmes de parité i (c'est-à-dire le nombre de naissances de rang $i+1$) entre les âges exacts x et $x+1$, où

$$b(x,i) = l(x,i) \cdot q(x,i) \quad (1)$$

alors il est possible d'écrire l'ensemble des relations qui, appliquées sous forme itérative à partir de l'égalité 1 (15,0) - 100 000, permettront de dégager les valeurs de la fonction $l(x,i)$ correspondantes à toutes les valeurs entières de x (de 15 à 50) et aux diverses modalités de la variable i :

$$\begin{aligned} l(x,0) &= l(x-1,0) - b(x-1,0) \\ l(x,i) &= l(x-1,i) - b(x-1,i) + b(x-1,i-1) \\ &\quad (i = 1, 2, 3) \\ l(x,4+) &= l(x-1,4+) + b(x-1,3) \end{aligned} \quad (2)$$

où la somme des cinq égalités du système (2), c'est-à-dire la somme sur les cinq rangs de naissance considérés, doit nécessairement produire l'effectif initial de 100 000 personnes.

Parmi les diverses mesures synthétiques particulièrement significatives que l'on peut dégager des égalités (1) et (2), on peut mentionner les suivantes, dans lesquelles M indique une moyenne pondérée et T le total correspondant pour la variable considérée :

$l(50,i)$ est la proportion de femmes (sur 100 000) qui atteignent une « descendance finale » de rang i ;

$q(x,M) = b(x,T)/100\,000 = \sum_i q(x,i)l(x,i) / \sum_i l(x,i)$ représente la probabilité de procréer au cours de l'année pour une femme d'âge exact x ;

$b(T,i) = \sum_x b(x,i)$ (pour $x = 15$ à 49) indique la descendance finale réalisée au rang de naissance $i = 1$;

$b(T,T) = \sum_x \sum_i b(x,i)$ exprime la descendance finale globale, c'est-à-dire la somme des événements réduits de l'entière génération considérée, et donc

$ISF = b(T,T)/100\,000$, soit l'indice synthétique de fécondité tel qu'il est traditionnellement défini.

On peut également définir les fonctions suivantes :

$Q(x,i) = 1 - [1 - q(x,i)] \cdot [1 - q(x+1,i)] \dots [1 - q(49,i)]$, qui exprime la probabilité qu'une femme d'âge exact x et de parité i engendre au moins un enfant avant la fin de sa vie reproductive;

$Q(x,x+5;i) = 1 - [1 - q(x,i)] \dots [1 - q(x+4,i)]$, qui représente la probabilité que la même femme engendre un enfant au moins une fois avant d'arriver à l'âge exact $x+5$.

Un autre groupe de fonctions est constitué de celles que l'on peut assimiler aux fonctions de «vie moyenne» traditionnellement utilisées dans l'analyse de la mortalité. On peut en effet définir une fonction qui représente — pour un individu générique d'âge exact x et de parité i — la durée moyenne (en années) d'appartenance ultérieure à la même parité i . On peut aisément calculer les valeurs de ladite fonction, soit $e(x,i)$, en faisant appel aux valeurs $Q(x,i)$ déjà considérées. En faisant l'hypothèse habituelle que les événements sont concentrés en milieu d'année, on obtient facilement :

$$e(x,i) = 1 - \frac{1}{2} Q(x,i) + [1 - Q(x,i)] \sum_{k=x+1}^{49} 1/[1 - Q(k,i)]$$

On peut définir une autre fonction, similaire à celle qui a été discutée ci-dessus, en faisant référence aux durées moyennes «conditionnelles» à la réalisation de l'événement. Les valeurs de cette fonction $E(x,i)$ peuvent être calculées grâce à sa relation aisément démontrable avec $e(x,i)$:

$$E(x,i) \cdot Q(x,i) = e(x,i) - (50 - x) [1 - Q(x,i)]$$

Si l'on fait référence à la population stationnaire correspondant à la génération fictive considérée jusqu'à présent, on peut dériver d'autres fonctions, qui permettent d'exprimer les effectifs de chaque catégorie dans ladite population. On peut déterminer les quantités $L(x,i)$ et $L(x, x+4;i)$, qui représentent les effectifs appartenant à la parité i et, respectivement, à l'âge x et à la classe d'âge $x,x+4$, en utilisant les égalités suivantes :

$$L(x,i) = \frac{1}{2} [l(x,i) + l(x+1,i)]$$

$$L(x,x+4;i) = L(x,i) + L(x+1,i) + \dots + L(x+4,i)$$

alors que les valeurs marginales desdites fonctions sont obtenues par simple totalisation; plus particulièrement, on obtient :

$$\begin{aligned}L(x,T) &= 100\ 000 \\L(x,x+4;T) &= 500\ 000 \\L(T,T) &= 3\ 500\ 000\end{aligned}$$

En outre, puisque les grandeurs L peuvent être interprétées en termes d'années vécues par les individus de la génération dans les diverses classes d'âge et de parité, il est évident que les relations

$$\begin{aligned}D(x,i) &= L(x,i) / 100\ 000 \\D(x,x+4;i) &= L(x,x+4;i) / 100\ 000\end{aligned}$$

représentent les durées moyennes de «séjour» (exprimées en années) dans les catégories (x,i) et $(x,x+4;i)$, respectivement, pour chacun des $l(15,0)$ individus. À cet égard, on peut également démontrer facilement que, par définition, $e(15,0) = D(T,0)$.

Toujours en faisant référence à la population stationnaire, on remarquera que les quotients spécifiques aux diverses classes d'âge et de parité se définissent comme

$$\begin{aligned}f(x,i) &= b(x,i) / L(x,i) \\f(x,x+4;i) &= b(x,x+4;i) / L(x,x+4;i)\end{aligned}$$

et donc que

$$\begin{aligned}f(x,M) &= b(x,T) / L(x,T) = b(x,T) / 100\ 000 \\&= q(x,M) \\f(x,x+4;M) &= b(x,x+4;T) / L(x,x+4;T) \\f(M,i) &= b(T,i) / L(T,i) \\f(M,M) &= b(T,T) / L(T,T)\end{aligned}$$

cette dernière expression étant égale à un trente-cinquième de l'indice synthétique de fécondité (puisqu'on a considéré une période reproductive de trente-cinq ans).

L'âge moyen d'une femme donnant naissance à un enfant de rang $i+1$ peut être exprimé par

$$X(i) = \left[\sum (x + \frac{1}{2}) b(x,i) \right] / b(T,i)$$

avec bien sûr l'égalité $X(0) = 15 + E(15,0)$ pour les nullipares.

Le nombre moyen d'enfants des femmes qui ont mis au monde au moins « i » enfants peut être calculé grâce à l'expression

$$R(i) = i + \left[\sum_{K=i}^{4+} b(T,K) \right] / b(T,i-1)$$

(obtenue en posant $b(T,-1) = 100\ 000$), pour laquelle — par définition — $R(0)$ est égal à l'indice synthétique de fécondité.

Enfin, on pourra calculer les «probabilités d'agrandissement» (Henry, 1972) grâce aux relations

$$\begin{aligned} A(1/0) &= b(T,0) / 100\ 000 \\ &= 1 - [l(50,0)] / 100\ 000 \\ &= Q(15,0) \\ A(i+1/i) &= b(T,i) / b(T,i-1) \quad (i=1,2,3) \end{aligned}$$

cette dernière expression représentant la proportion de femmes qui donnent naissance à un enfant de rang $i+1$, parmi celles qui ont déjà eu un enfant de rang i .

PRINCIPAUX RÉSULTATS

Les valeurs «tendanciennes» de l'indice synthétique de fécondité, présentées dans le tableau 3, montrent bien l'intensité de la baisse récente de la fécondité en Italie. Entre 1980-1982 et 1985-1987, on observe en effet une baisse de 14,9 % (de 1,68 à 1,43) de la valeur de $R(0)$.

Les valeurs exprimant les naissances tendanciennes (les quantités b , c'est-à-dire les contributions de chaque rang à la descendance finale ou à l'indice synthétique de fécondité) révèlent un déclin croissant avec l'augmentation du rang de naissance. Ainsi, à une baisse de 6,6 % pour les naissances de rang 1 (parité zéro) correspond une baisse de 18,5 % pour celles de rang 2, une baisse de 32,3 % pour celles de rang 3, et des baisses encore plus impressionnantes pour celles de rang supérieur, et cela sur une période moyenne de cinq années.

Quant aux contributions des classes quinquennales d'âge, on peut dégager du tableau 4 des baisses relatives très fortes pour les premières classes d'âge (-45 % pour la classe des 15-19 ans, et -30 % pour celle des 20-24 ans), mais ces baisses décroissent avec l'âge, pour devenir même une (très légère) augmentation pour la classe des 30-34 ans (+3 %), après quoi les variations redeviennent de plus en plus négatives avec l'âge.

Cette évolution se reflète dans les valeurs de $l(50,i)$, qui expriment l'effectif tendanciel (par rapport à 100 000) des femmes dont la descendance finale est égale à « i ». Comme le montre le tableau 3, d'une période à l'autre (c'est-à-dire en cinq ans), la part des femmes sans enfant (parité zéro) passe de 14,7 % à 20,3 %, soit une augmentation relative de 38,2 %, et la

TABLEAU 3
*Évolution des principaux indicateurs «tendanciels» de
 la fécondité en Italie entre 1980-1982 et 1985-1987*

Indicateurs	Parité					Total
	0	1	2	3	4+	
<i>l</i> (50, <i>i</i>) ^a 1980-1982	14 708	25 616	42 050	13 625	4 001	100 000
1985-1987	20 322	31 065	36 677	9 748	2 188	100 000
Δ %	38,2	21,3	-12,8	-28,5	-45,3	—
<i>b</i> (T, <i>i</i>) ^b 1980-1982	85 292	59 677	17 626	4 001	1 447	168 043
1985-1987	79 678	48 613	11 936	2 188	562	142 977
Δ %	-6,6	-18,5	-32,3	-45,3	-61,2	-14,9
<i>f</i> (M, <i>i</i>) ^c 1980-1982	60,0	72,3	19,0	15,5	21,4	48,0
(x 1000) 1985-1987	47,8	57,0	15,5	12,3	15,7	40,9
Δ %	-20,3	-21,2	-18,2	-20,6	-26,4	-14,9
<i>X</i> (<i>i</i>) ^d 1980-1982	25,6	29,0	31,5	33,1	34,6	27,7
1985-1987	27,0	29,8	32,1	33,7	34,9	28,5
Δ %	5,3	2,8	1,9	1,8	0,8	2,9
<i>R</i> (<i>i</i>) ^e 1980-1982	1,68	1,97	2,39	3,31	4,36	—
1985-1987	1,43	1,79	2,30	3,23	4,26	—
Δ %	-14,9	-8,9	-3,5	-2,4	-2,4	—
<i>A</i> (<i>i</i> +1/ <i>i</i>) ^f 1980-1982	0,85	0,70	0,30	0,23	—	—
1985-1987	0,80	0,61	0,25	0,18	—	—
Δ %	-6,6	-12,8	-16,9	-19,2	—	—

a Nombre de femmes (sur 100 000) ayant eu «*i*» enfants au terme de leur vie reproductive.

b Descendance finale à chaque rang de naissance *i* + 1, pour une cohorte de 100 000 femmes.

c Quotient de fécondité (tous âges) par ordre de parité.

d Âge moyen de la mère à la naissance d'un enfant de rang *i* + 1 (c'est-à-dire à la parité *i*).

e Nombre moyen d'enfants d'une mère de parité finale égale ou supérieure à *i*.

f Probabilité de passer d'une parité à la suivante.

Note : À cause des arrondissements effectués sur les chiffres de base, les taux de variation Δ % ne correspondent pas toujours exactement à ceux obtenus à partir des chiffres présentés.

part des femmes de parité définitive égale à l'unité (les « unipares définitives », celles dont la descendance finale se limite à un enfant) augmente de 21,3 %. Par contre, la part de celles de parité supérieure à 1 diminue, et cette diminution est d'autant plus forte que la parité augmente.

Quant à l'évolution des quotients spécifiques de fécondité, les valeurs de *f* présentées dans le tableau 3 montrent que la propension à procréer s'est réduite de façon assez uniforme pour chacun des ordres de parité, et que cette baisse a été très rapide : environ 20 % en cinq ans; seule la parité « 4 et plus » échappe à cette uniformité, avec une baisse encore plus mar-

TABLEAU 4
Taux de variation (en %) de quelques indicateurs
« tendanciels » de fécondité en Italie, entre 1980-
1982 et 1985-1987, par groupe d'âge et parité

Indicateurs	Âge	Parité					Total
		0	1	2	3	4 +	
b (x, x + 4; i) ^a	15-19	-41,83	-66,46	-84,48	—	—	-45,05
	20-24	-26,42	-34,98	-49,96	-65,67	-72,18	-29,58
	25-29	1,89	-22,68	-38,16	-53,29	-66,98	-12,45
	30-34	45,22	-5,03	-28,62	-43,53	-59,93	3,46
	35-39	41,72	-0,65	-21,62	-37,39	-58,62	-1,88
	40-44	33,60	-5,27	-28,50	-44,42	-60,55	-12,07
	45-49	17,72	-28,82	-57,38	-46,94	-71,17	-34,41
Q (x, x + 5; i) ^b	15-20	-41,83	—	—	—	—	—
	20-25	-29,11	-4,04	-6,07	-18,17	—	—
	25-30	-16,07	-4,31	-10,30	-15,98	-14,64	—
	30-35	2,98	-6,53	-8,54	-10,99	-14,93	—
	35-40	2,27	-13,09	-7,76	-9,88	-19,72	—
	40-45	-3,16	-20,97	-17,62	-21,92	-27,39	—
	45-50	-14,77	-41,24	-51,12	-25,89	-47,24	—
e (x, i) ^c	15-20	17,23	—	—	—	—	—
	20-25	21,17	8,49	6,48	19,83	—	—
	25-30	11,95	7,44	4,80	7,77	14,53	—
	30-35	-1,55	6,09	2,19	2,88	7,31	—
	35-40	-0,33	3,12	0,79	1,15	3,62	—
	40-45	0,12	0,75	0,29	0,44	1,21	—
	45-50	0,03	0,07	0,04	0,03	0,14	—
E (x, i) ^d	15-20	12,76	—	—	—	—	—
	20-25	17,87	3,24	1,32	13,90	—	—
	25-30	13,57	0,44	2,29	5,09	4,23	—
	30-35	-0,82	-0,42	-0,24	-0,16	-1,23	—
	35-40	-2,57	-4,40	-4,71	-2,62	-4,71	—
	40-45	0,14	-5,98	-7,86	-3,24	-7,00	—
	45-50	7,00	-8,55	-19,69	-3,00	-14,23	—

a Nombre de naissances de rang $i + 1$ issues des femmes de parité i , entre les âges x et $x + 4$.

b Probabilité quinquennale d'engendrer au moins un enfant pour une femme d'âge exact x et de parité i .

c Durée moyenne (en années) d'appartenance ultérieure (après l'âge x) à la même parité i .

d Durée moyenne d'appartenance ultérieure à la parité i , conditionnelle à la réalisation d'une naissance de rang supérieur.

quée (-26 %). Si l'on examine le détail par classe d'âge (tableau 5), on remarque que les pertes majeures concernent les classes les plus jeunes et les classes les plus âgées; les classes centrales connaissent des baisses relativement faibles, voire

TABLEAU 5
Quotient de fécondité tendanciel $f(x, x+4; i)$ par groupe
d'âge et parité (en %), Italie, 1980-1982 et 1985-1987

Groupes d'âge	Parité					Total
	0	1	2	3	4+	
1980-1982						
15-19	16,99	115,07	64,58	0,00	—	19,00
20-24	89,09	130,88	61,98	74,42	95,07	95,29
25-29	138,68	134,96	51,21	52,68	80,88	116,33
30-34	94,66	103,09	36,33	34,79	53,47	71,16
35-39	35,70	44,07	17,30	18,03	29,84	28,14
40-44	7,42	8,13	3,72	4,73	9,91	5,79
45-49	0,44	0,54	0,25	0,30	0,85	0,38
1985-1987						
15-19	9,79	65,86	34,00	0,00	—	10,44
20-24	59,06	124,00	53,63	58,45	91,86	67,10
25-29	107,77	123,54	44,84	42,96	65,87	101,85
30-34	97,97	92,35	32,56	30,26	43,95	73,62
35-39	36,64	37,43	15,80	16,09	23,23	27,61
40-44	7,18	6,38	3,06	3,68	7,15	5,09
45-49	0,37	0,32	0,12	0,22	0,45	0,25
Variation (en %) entre 1980-1982 et 1985-1987						
15-19	-42,4	-42,8	-47,4	—	—	-45,1
20-24	-33,7	-5,3	-13,5	-21,5	-3,4	-29,6
25-29	-22,3	-8,5	-12,4	-18,5	-18,6	-12,5
30-34	3,5	-10,4	-10,4	-13,0	-17,8	3,5
35-39	2,7	-15,1	-8,6	-10,8	-22,2	-1,9
40-44	-3,3	-21,5	-17,9	-22,3	-27,9	-12,1
45-49	-14,8	-41,3	-51,1	-25,9	-47,3	-34,4

une très légère hausse dans le cas des naissances de rang 1 (parité zéro) pour le groupe des 30-39 ans.

On remarquera également, du moins à partir du deuxième rang de naissance, une évolution dite «en U» (c'est-à-dire décroissante, puis croissante), l'âge étant gardé constant. Par exemple, si l'on considère la période 1985-1987 et les femmes de 30 à 34 ans, on observe que le quotient diminue de 92,4 % à 32,6 % lorsqu'on passe du rang 2 au rang 3 (c'est-à-dire de la parité 1 à la parité 2), reste quasiment au même niveau lorsqu'on passe du rang 3 au rang 4 (30,3 %), et augmente ensuite à 44,0 % lorsqu'on passe au dernier rang de naissance.

Un indicateur particulièrement significatif, également à interpréter ici en termes tendanciel, est la quantité $X(i)$, c'est-à-dire l'âge moyen de la mère à la naissance d'un enfant de

rang $i+1$. Cet âge moyen augmente d'une période à l'autre, mais avec une intensité qui décroît lorsque le rang de naissance augmente. Le tableau 3 montre en effet une augmentation de 5,3 % pour le rang 1, de 2,8 % pour le rang 2 (parité 1), jusqu'à 0,8 % pour le dernier rang, l'augmentation moyenne étant d'environ 3 %.

Les quantités $e(x,i)$ et $E(x,i)$, qui expriment les durées moyennes de «séjour» ultérieur dans un rang déterminé, méritent également l'attention. Comme le montre le tableau 4, les augmentations de $e(x,i)$ sont très fortes à la parité zéro. De telles augmentations reflètent soit la chute générale de la fécondité, soit l'avancement du calendrier des naissances, ce dernier phénomène se manifestant de façon claire, comme nous l'avons déjà remarqué, à propos des naissances de rang 1. Quant à la quantité $E(x,i)$, c'est-à-dire la durée moyenne conditionnelle à la réalisation d'une naissance ultérieure, elle subit, pour les naissances de rang supérieur à 1, une baisse croissante avec l'âge, ce qui reflète une réduction dans la variabilité du calendrier des naissances par rapport à ces rangs.

CONCLUSION

Les mesures «tendanciennes» de la fécondité présentées dans cet article permettent d'obtenir un grand nombre d'indicateurs, tant analytiques que synthétiques. Par rapport aux mesures traditionnelles, ces mesures présentent l'avantage d'éliminer le poids du passé. Cela est particulièrement important lorsqu'on analyse l'évolution à court ou moyen terme dans un contexte de fécondité basse et en chute rapide. Les brefs commentaires présentés ici sur quelques-uns des indicateurs «tendanciels» analysés permettent effectivement de dégager à quel point cette chute de la fécondité a été rapide en Italie, l'intensité de cette baisse étant en quelque sorte occultée par l'impact de l'évolution passée lorsqu'on se limite aux mesures traditionnelles.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- FEENEY, G., 1983. «Population Dynamics Based on Birth Intervals and Parity Progression». *Population Studies*, 37, 1, 75-89.
- HENRY, L., 1972. *Démographie : analyse et modèles*. Paris, Larousse.
- PRESSAT, R., 1961. *L'analyse démographique*. Paris, Presses universitaires de France.

RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN

DE SIMONI Alessandro — L'ÉVOLUTION RÉCENTE DE LA FÉCONDITÉ ITALIENNE. UNE ANALYSE DES TABLES DE FÉCONDITÉ PAR RANG DE NAISSANCE

Les indicateurs habituellement utilisés dans l'analyse dite transversale risquent de devenir inadéquats lorsqu'ils sont appliqués à des situations de très basse fécondité : le contrôle des naissances rend alors essentiel le rôle dévolu à la parité. Les mesures « tendanciennes » utilisées dans cet article présentent l'avantage d'éliminer le poids du passé (la parité), ce qui est particulièrement important lorsqu'on analyse l'évolution à court ou moyen terme dans un contexte de fécondité basse et en chute rapide. L'application de cette approche multidimensionnelle (âge et parité) aux données italiennes montre à quel point la chute de la fécondité a été rapide en Italie, l'intensité de cette baisse étant en quelque sorte occultée par l'impact de l'évolution passée lorsqu'on se limite aux mesures traditionnelles.

DE SIMONI Alessandro — THE RECENT EVOLUTION OF FERTILITY IN ITALY. AN ANALYSIS OF PARITY-SPECIFIC FERTILITY TABLES

Indicators usually applied in period fertility analysis could be inadequate in a low fertility context: birth control implies that parity, and not only age, plays a crucial role. The measures applied in this paper offer the advantage of eliminating the "weight" of the past (that is, the role of parity), a feature which is particularly important when analysing short or medium evolution in a context of low and rapidly declining fertility. In the case of Italy, the application of this "multidimensional" (age and parity) approach shows how profound the fertility decline has been, the intensity of the decline being in some way "hidden" by the impact of past evolution when traditional measures are used.

DE SIMONI Alessandro — LA EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA FECUNDIDAD ITALIANA. UN ANÁLISIS DE LAS TABLAS DE FECUNDIDAD POR ORDEN DE NACIMIENTO.

Los indicadores normalmente utilizados en el análisis llamado transversal arriesgan ser inadecuados cuando se aplican a situaciones de muy baja fecundidad : el control de los nacimientos hace entonces esencial la función atribuida a la paridad. Las medidas "tendenciales" utilizadas en este artículo presentan la ventaja de eliminar el "peso del pasado" (i.e. la paridad), lo cual es particularmente importante cuando se analiza la evolución a corto o mediano plazo en un contexto de baja fecundidad y en caída acelerada. La aplicación de este enfoque multidimensional (edad y paridad) para los datos italianos muestra a que punto la caída de la fecundidad ha sido rápida en Italia. La intensidad de esta baja se ve de alguna manera oculta por la repercusión de la evolución pasada cuando nos limitamos a las medidas tradicionales.