Document generated on 10/12/2024 12:08 a.m.

Cahiers québécois de démographie

# 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 ANÀLISIS 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.

Tous droits réservés © Association des démographes du Québec, 1990

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

érudit

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

*Cahiers québécois de démographie*
*Vol. 19, no 1, printemps 1990, p. 123-136*

# 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 «tendancielles», 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 concernée [2].

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 | | |
| *Population «actuelle»* [a] | | | | | |
| 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 |
| *Population «tendancielle» [L(x, x+4; i)]* [a] | | | | | |
| 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 |
| *Différence en %* [b] | | | | | |
| 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 | | |
| *Population «actuelle»* [a] | | | | | |
| 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 |
| *Population «tendancielle» [L(x, x+4; i)]* [a] | | | | | |
| 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 |
| *Différence en %* [b] | | | | | |
| 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) 0 | 1 | 2 | 3 | 4 + | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 1980-1982 | | | |
| *Mesures « actuelles »* | | | | | | |
| 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 | — | — |
| *Mesures « tendancielles »* | | | | | | |
| 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 | — | — |
| *Différence en %*[e] | | | | | | |
| 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 | | | |
| *Mesures « actuelles »* | | | | | | |
| 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 | — | — |
| *Mesures « tendancielles »* | | | | | | |
| 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 | — | — |
| *Différence en %*[e] | | | | | | |
| 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'accentuer 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 «tendancielles» 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

$$b(x,i) = l(x,i).q(x,i) \qquad (1)$$

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 :

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

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 :

$Q(x,i) = 1 - [1- q(x,i)].[1- q(x+1,i)]...[1- q(49,i)]$, 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;

$Q(x,x+5;i) = 1 - [1- q(x,i)]...[1- q(x+4,i)]$, 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 :

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

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) :

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

Si l'on fait référence à la population stationnaire correspondant à la génération fictive considérée jusquà 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 :

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

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

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

$$L(x,T) = 100\,000$$
$$L(x,x+4;T) = 500\,000$$
$$L(T,T) = 3\,500\,000$$

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

$$D(x,i) = L(x,i) / 100\,000$$
$$D(x,x+4;i) = L(x,x+4;i) / 100\,000$$

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

$$f(x,i) = b(x,i) / L(x,i)$$
$$f(x,x+4;i) = b(x,x+4;i) / L(x,x+4;i)$$

et donc que

$$f(x,M) = b(x,T) / L(x,T) = b(x,T) / 100\,00$$
$$= q(x,M)$$
$$f(x,x+4;M) = b(x,x+4;T) / L(x,x+4;T)$$
$$f(M,i) = b(T,i) / L(T,i)$$
$$f(M,M) = b(T,T) / L(T,T)$$

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

$$X(i) = [\sum_x (x+\tfrac{1}{2})b(x,i)] / b(T,i)$$

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

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

(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

$$A(1/0) = b(T,0) / 100\,000$$
$$= 1 - [l(50,0)] / 100\,000$$
$$= Q(15,0)$$
$$A(i+1/i) = b(T,i) / b(T,i-1) \qquad (i=1,2,3)$$

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 «tendancielles» 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 tendancielles (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 0 | 1 | 2 | 3 | 4 + | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *l* (50, 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 | — |
| b (T, 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 |
| f (M, 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 |
| X (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 |
| R (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 | — |
| A (i+1/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 0 | 1 | 2 | 3 | 4 + | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 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 0 | 1 | 2 | 3 | 4+ | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 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 tendanciels, 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 «tendancielles» 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 « tendancielles» 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 multidimencional (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.*