

Les couples, la fécondité, la reproduction

1. Étude longitudinale et étude transversale de la nuptialité
2. Fécondité, descendance finale et remplacement des générations

D'une manière générale, les enquêtes portant sur la famille et la fécondité comprennent un volet sur la constitution et la vie des unions. En France, depuis 1954, une enquête « famille » est associée à chaque recensement. Sous l'appellation « Étude de l'Histoire Familiale » (EHF) en 1999, cette enquête rétrospective, à caractère biographique, fournit des données permettant de reconstituer l'histoire démographique des générations. Un des objectifs de l'enquête a été de recueillir des informations sur la constitution des unions et les périodes de vie en couple, avec ou sans mariage, les divorces, la reconstitution des unions, etc.

En Europe, une enquête sur la fécondité et la famille (« Fertility and Family Surveys », FFS) a été menée dans 23 pays avec l'appui des Nations unies. Dans les autres régions du monde, l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) a permis de collecter des données sur la nuptialité ou la vie en union, la fécondité, la mortalité infantile dans les zones urbaines et rurales de plus de 50 pays d'Afrique, d'Asie et d'Amérique latine.

Si l'on observe en Europe du Nord et de l'Ouest une baisse très sensible du nombre des mariages avec une proportion parfois très importante de naissances hors mariage (voir en 2^e partie l'étude sur le Danemark et la Suède), dans de nombreuses sociétés, l'entrée en première union marque le début de l'exposition au risque de grossesse. Compte tenu de cette relation, il importe d'étudier la nuptialité et son calendrier dans les différentes générations.

1. Étude longitudinale et étude transversale de la nuptialité

L'étude de la primo-nuptialité (mariages de célibataires) dans les générations successives est intéressante à plus d'un titre car elle contribue à éclairer les changements de comportements qui s'opèrent, au fil du temps, dans la constitution des unions et la formation des familles. Cette étude permet de mettre en évidence le **calendrier nuptial** des générations, ses tendances (plus précoce ou plus tardif par rapport à celui d'une génération de référence) mais aussi l'**intensité** du phénomène avec, en particulier, la proportion de femmes (ou d'hommes) mariées à 50 ans.

Le taux brut de nuptialité a été présenté dans le chapitre 2 (voir exemple 12). Il convient d'étudier maintenant l'indice synthétique de nuptialité et la table de nuptialité.

1.1 La table de nuptialité

La table la plus courante concerne les mariages de célibataires masculins ou féminins. La table de primo-nuptialité peut être établie à partir du cumul des premiers mariages pour une génération réelle (approche longitudinale) ou « fictive » (approche transversale). Les premiers mariages sont calculés en l'absence de mortalité des célibataires.

Exemple 29 : Construction de la table de nuptialité

On trouvera ci-après les premiers mariages cumulés pour les femmes de la génération 1950 en Russie.

Tableau 33 : Russie, premiers mariages féminins avant l'âge indiqué, génération 1950 (pour 1 000 célibataires à 15 ans)

		Âge exact								
		20	21	22	23	24	25	30	35	40
256		413	549	652	727	781	914	947	962	

Source : A. Avdeev, A. Monnier, « La nuptialité russe », in *Population*, 4-5, 1999, 635-676

À partir du décumul de ces données, on obtient la table de nuptialité suivante :

Tableau 34 : Russie, table de primo-nuptialité féminine de la génération 1950

Âge exact	C_x	$m_{(x, x+a)}$	${}_a n_x$ (‰)
15	1 000	256	256,0
20	744	157	211,0
21	587	136	231,7
22	451	103	228,4
23	348	75	215,5
24	273	54	197,8
25	219	133	607,3
30	86	33	383,7
35	53	15	283,0
40	38		

Mode de calcul

Les mariages sont obtenus en décumulant la série proposée dans le tableau 33 : 962 femmes au total avaient contracté un premier mariage avant 40 ans, alors que 947 l'avaient fait avant 35 ans, par soustraction, on obtient 15 mariages de 35 à 40 ans. On opère ainsi en remontant jusqu'à 15 ans. Ensuite, la série des célibataires est obtenue par soustraction des mariages en partant d'une racine de 1 000 célibataires à 15 ans. Par exemple :

$$C_{20} = C_{15} - m_{(15,20)} \text{ soit } C_{20} = 1\ 000 - 256 = 744$$

Les quotients de nuptialité, qui mesurent le « risque » qu'encourt un célibataire à l'âge x de se marier avant l'anniversaire $x + a$, sont calculés en rapportant les mariages qui se produisent entre deux âges exacts x et $x + a$ à l'effectif des célibataires à l'âge x , c'est-à-dire :

$${}_a n_x = \frac{m_{(x, x+a)}}{C_x}$$

Exemple : le quotient de nuptialité ou probabilité de mariage d'une célibataire russe au 20^e anniversaire avant d'atteindre le 21^e anniversaire sera égal à :

$$\frac{157}{744} = 211 \text{ ‰}$$

La fréquence du célibat définitif se mesure par le rapport C_{50}/C_{15} . Son complément mesure l'intensité du mariage.

1.2 Indice synthétique de nuptialité et de divortialité

Cet indice correspond à une somme transversale, pour l'année 1998, par exemple, de taux de nuptialité des célibataires. On calcule ainsi un indice synthétique de nuptialité (ISM) appelé aussi **indice conjoncturel de nuptialité** ou encore **somme des mariages réduits**.

L'indice synthétique est égal à la somme des taux de deuxième catégorie une année donnée.

Comme son nom l'indique bien, cet indice est en quelque sorte une « synthèse » de taux extraits d'au moins 35 cohortes distinctes (de 15 à 49 ans par exemple) observées à une période donnée de leur vie nuptiale. Chacune d'entre elles a sa propre trajectoire, c'est-à-dire, son propre **calendrier de mariages**, précoce ou tardif. De même, l'**intensité du phénomène** étudié varie également, chaque génération se mariant plus ou moins qu'une autre. Dans certaines circonstances particulières (mariages différés par suite d'une guerre et célébrés dès la paix revenue), l'indice synthétique de nuptialité peut dépasser l'unité (c'est le cas par exemple en France en 1946, 1947 et 1948).

D'une manière générale, ces indices d'apparence simple, méritent toujours d'être considérés et interprétés avec précaution et il importe de prêter systématiquement attention aux taux qui les composent.

Ainsi, l'indice synthétique de divortialité pour une année donnée est composé de taux rapportant les divorces par durée de mariage aux mariages de l'année. On aboutit à un nombre de divorces prononcés chaque année pour un effectif initial de 1 000 mariages (INSEE, situation démographique par année, mouvement de la population). Cette synthèse de taux propres à 35 cohortes différentes est aussi d'une interprétation délicate car elle résulte « d'une combinaison de caractéristiques d'intensité et de calendrier du phénomène dans les diverses cohortes en cause » (Pressat, 1966) ; il convient donc de se référer à l'histoire du pays (et de ces cohortes ou générations particulières), aux crises, aux changements de mode de vie qui ont affecté leurs comportements.

Attention : Quand les taux concernent des groupes d'âges qui ne sont pas annuels, en général quinquennaux, l'indice synthétique est égal à la somme des taux que multiplie l'amplitude du groupe d'âges.

Exemple 30 : Indice synthétique de nuptialité

Les taux de nuptialité féminine enregistrés en France en 1998 sont présentés dans le *tableau 35* ; il s'agit des premiers mariages dans chaque groupe d'âges rapportés à la population moyenne correspondante, quel que soit son état matrimonial (taux de deuxième catégorie).

Tableau 35 : France, taux de primo-nuptialité féminine par âge en 1998 (pour 100 femmes)

Groupes d'âges						
15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
0,17	2,88	4,95	1,96	0,75	0,29	0,14

Source : INSEE, BMS n° 1-2000

L'indice synthétique de nuptialité ou somme des premiers mariages réduits pour l'année 1998 est égal à :

$$\sum n_i \times 5 \text{ soit ici } 11,14 \times 5 = 55,70$$

On peut dire, schématiquement, qu'en 1998, pour 100 femmes françaises âgées de 15 à 49 ans révolus, on enregistre 55,70 mariages. Cela ne préjuge nullement du comportement de chacune des générations — notamment les plus jeunes — en matière de nuptialité (mariage tardif ou mariage après plusieurs années d'union libre avec ou sans enfants).

On peut facilement sur cette série calculer l'âge moyen au premier mariage en pondérant le centre de chaque classe d'âge par le taux de nuptialité correspondant, ce qui donne :

$$\bar{x} = \frac{17,5 \times 0,17 + 22,5 \times 2,88 + 27,5 \times 4,95 + \dots + 47,5 \times 0,14}{11,14} = 28,25 \text{ ans}$$

1.3 Comment passer des données transversales à l'étude longitudinale d'un phénomène

Quand on dispose des taux de nuptialité (ou de fécondité) par âge relatifs à des années ou à des périodes consécutives, la somme de ces taux, éventuellement multipliée par cinq s'il s'agit de durées quinquennales, permet d'obtenir un indice synthétique. À partir de ces mêmes données, on peut également procéder à une analyse longitudinale, en suivant selon une diagonale les taux propres à une génération centrale atteignant l'âge moyen de chaque groupe d'âges tels qu'ils apparaissent dans le *tableau 36*. Ainsi, l'âge central du groupe d'âges 15-19 ans est 17 ans ; la génération centrale qui a eu 17 ans en 1962, centre de la période 1960-1964, 22 ans en 1967, etc., est la génération 1945.

Cette étude longitudinale permet de mettre en évidence le calendrier de la nuptialité (ou de la fécondité) de cette génération et de mesurer l'intensité du phénomène étudié.

Exemple 31 : Passage du transversal au longitudinal

Tableau 36 : Espagne, taux de primo-nuptialité féminine par groupes d'âges 1960-1994, pour 1 000 femmes célibataires

Période	Groupes d'âges en années révolues								
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	45-49		
1960-64	5,60	90,60	64,23	18,28	6,48	2,60	0,00		
1965-69	18,00	99,37	53,72	13,68	5,72	2,36	0,00		
1970-74	23,48	110,36	53,46	11,74	4,32	1,92	0,00		
1975-79	32,48	107,84	38,16	5,75	3,18	1,74	1,14		
1980-84	23,00	72,86	29,26	6,70	2,50	1,22	0,78		
1985-89	16,78	64,30	40,94	8,88	2,72	1,22	0,66		
1990-94	9,78	48,64	51,84	13,78	3,70	1,38	0,70		

Source : Conseil de l'Europe, 1998

- Calculer l'indice synthétique de primo-nuptialité des femmes espagnoles pour chacune des périodes proposées.
- Pour les première et dernière périodes, calculer l'âge moyen au premier mariage de ces femmes.
- Calculer l'intensité de la nuptialité pour la génération centrale ayant eu 17 ans révolus en 1962. Comparer ce résultat aux indices synthétiques précédents en expliquant précisément ce qui les différencie.

- L'indice synthétique de primo-nuptialité pour chaque période est égal à cinq fois la somme des taux. Par exemple, pour la période 1990-1994 : $ISM = (9,78 + 48,64 + 51,84 + 13,78 + 3,70 + 1,38 + 0,70) \times 5 = 649$ premiers mariages pour 1 000 femmes célibataires à 15 ans. On obtient ainsi :

Tableau 37 : Espagne, indice synthétique de nuptialité selon la période (pour 1 000 femmes célibataires à 15 ans)

Période	ISM	Période	ISM
1960-64	989	1980-84	682
1965-69	964	1985-89	678
1970-74	1 026	1990-94	649
1975-79	967		

L'indice synthétique de primo-nuptialité diminue régulièrement en Espagne, comme dans la plupart des pays européens. Cette baisse est néanmoins tardive, après les années 1980, contrairement aux pays d'Europe du Nord qui l'ont connue dès le début des années 1970. Le passage de l'indice au dessus de l'unité (1 026 mariages pour 1 000 femmes célibataires) pour la période 1970-1974 traduit une modification du calendrier nuptial.

- L'âge moyen s'obtient en pondérant les taux de primo-nuptialité par les centres des groupes d'âges, soit pour la période 1960-64 :

$$\bar{x} = \frac{17,5 \times 15,60 + 22,5 \times 90,60 + \dots + 42,5 \times 2,60}{197,79} = 25,41 \text{ ans}$$

De même, pour la dernière période, on obtient un âge moyen de 25,96 ans.

- Pour calculer le nombre moyen de premiers mariages pour les générations ayant 15-19 ans révolus en 1960-64 et donc 20-24 ans révolus en 1965-69, etc., on suit sur le tableau la diagonale correspondant à ces générations (en grisé) :

$$(15,60 + 99,34 + 53,40 + 8,78 + 2,50 + 1,22 + 0,70) \times 5 = 908$$

L'analyse longitudinale révèle donc une baisse beaucoup moins marquée des premiers mariages des femmes espagnoles nées entre 1940 et 1950, qui enregistrent finalement 908 mariages pour 1 000 femmes célibataires à 15 ans que l'on peut suivre ici en considérant la génération centrale 1945 jusqu'à son 50^e anniversaire.

2. Fécondité, descendance finale et remplacement des générations

Les analyses sur la fécondité générale mettent en relation les naissances vivantes (légitimes ou naturelles) à l'effectif moyen correspondant des femmes d'âge x , quel que soit l'état matrimonial de ces femmes et leur situation en matière de reproduction. Afin de simplifier cette présentation, les enfants nés vivants seront considérés sans distinction de leur rang de naissance. Les taux de fécondité ainsi calculés sont des taux de deuxième catégorie qui peuvent être assimilés aux événements eux-mêmes, c'est-à-dire aux naissances vivantes issues d'un effectif de 1 000 femmes à chaque âge.

Les données sur les naissances vivantes sont fournies par l'état civil (en France, elles sont publiées par l'INSEE dans les fascicules annuels « Situation démographique. Le mouvement de la population »). Elles peuvent être obtenues par des enquêtes rétrospectives auprès d'échantillons de femmes âgées de 15 à 49 ans révolus qui sont interrogées sur leur histoire génésique (les données les plus récentes en matière de fécondité sur les pays d'Afrique, d'Asie et d'Amérique Latine sont notamment fournies par les Enquêtes Démographiques et de Santé).

2.1 Descendance finale

En interrogeant des femmes, sur les enfants vivants qu'elles ont mis au monde et sur leur année de naissance, on peut décrire la fécondité générale par génération (analyse longitudinale) au moyen de taux par âge, en l'absence de mortalité de ces femmes puisque, par définition, elles sont vivantes et présentes au moment de l'enquête. Rappelons que ces taux traduisent le nombre de naissances vivantes pour 1 000 femmes à chaque âge (15 ans, 16 ans, 17 ans...) et leur suite permet de décrire le **calendrier de la fécondité propre à chacune de ces générations féminines**. Comme pour la nuptialité, ce calendrier varie dans le temps : selon les générations il peut être plus **précoce ou plus tardif**, par rapport aux données d'une génération de référence.

Le cumul de ces taux de fécondité générale qui correspondent chacun aux naissances annuelles de 1 000 femmes et qu'il convient de multiplier par cinq lorsqu'il s'agit de groupes quinquennaux, permet d'obtenir la **descendance atteinte de ces femmes à un âge exact x, notée Dx** (par exemple, D_{30} nombre d'enfants nés vivants au 30^e anniversaire et vers 50 ans, la descendance finale (D_{50}) de chaque génération, c'est-à-dire le nombre total de garçons et de filles mis au monde par 1 000 femmes en l'absence de mortalité des mères. La descendance finale se situe donc au bout d'une « sorte de chaîne dont les maillons sont constitués par les taux de fécondité par âge » (Calot, 1990). Cette descendance finale traduit, en conséquence, l'intensité du phénomène étudié.

Exemple 32 : Descendance finale

On trouvera ci-après les taux de fécondité générale pour 1 000 femmes françaises nées vers 1836, selon des groupes d'âges quinquennaux :

Tableau 38 : France, taux de fécondité générale par âge de la génération 1836

Groupes d'âges	f_x (‰)	Groupes d'âges	f_x (‰)
15-19	25	35-39	109
20-24	140	40-44	48
25-29	190	45-49	9
30-34	160		

Source : P. Festy (1979)

- Calculer la descendance de ces femmes au 35^e anniversaire ainsi que leur descendance finale.

$$D_{35} = (25 + 140 + 190 + 160) \times 5 = 2\,575 \text{ enfants pour } 1\,000 \text{ femmes}$$

$$D_{50} = (25 + 140 + 190 + 160 + 109 + 48 + 9) \times 5 = 3\,405 \text{ enfants pour } 1\,000 \text{ femmes, en l'absence de mortalité des mères, soit } 3,4 \text{ enfants par femme quel que soit son état matrimonial.}$$

2.2 Taux brut de reproduction

À partir de la descendance finale d'une femme non soumise à mortalité durant sa période de fécondité, on peut calculer le **taux brut de reproduction**

(noté TBR ou R), c'est-à-dire le nombre de filles qu'aurait une femme dans les conditions indiquées précédemment. Il suffit pour cela de multiplier la descendance finale par le taux de fécondité des naissances (c'est-à-dire par le rapport de 100 naissances féminines aux naissances totales : 100 filles + 105 garçons). Ce rapport est égal à 0,488.

Exemple 33 : Taux brut de reproduction

Pour la génération féminine française 1836 (tableau 38), le taux brut de reproduction est donc égal à :

$$\text{TBR} = 3\,405 \times 0,488 = 1\,662 \text{ filles pour } 1\,000 \text{ femmes en l'absence de mortalité soit } 1,662 \text{ fille par femme.}$$

Si le TBR est supérieur à 1 comme cela est le cas dans cet exemple, on ne peut considérer que le remplacement d'une mère par sa fille est effectivement assuré car ce calcul ne tient pas compte de la mortalité des mères (ni d'ailleurs de celle des filles). En revanche, si le **TBR est inférieur à 1, on est certain que ce remplacement n'aura pas lieu** car l'impact de la mortalité ne pourra que l'abaisser davantage.

2.3 Taux net de reproduction

Une mesure plus précise du remplacement des générations exige que l'on tienne compte de la mortalité des femmes afin de calculer un **taux net de reproduction** (noté TNR ou R_0).

Cet indicateur sert à mesurer le remplacement effectif à la naissance des générations des femmes par celles de leurs filles, en se servant des probabilités de survie (complémentaires aux quotients de mortalité) tirées des tables de mortalité de génération de ces femmes.

Deux méthodes peuvent être utilisées pour calculer R_0 :

- la première méthode consiste à appliquer aux taux de fécondité — assimilables aux naissances à chaque année d'âge pour 1 000 femmes en l'absence de mortalité — les probabilités de survie des femmes jusqu'à 50 ans, terme de la période de fécondité. On obtient alors des naissances « effectives » ou « nettes » et, par différence avec la descendance finale brute, les naissances qui auraient été « empêchées » par le décès des mères avant la fin de la période de fécondité ;

— la deuxième méthode part du calcul de l'âge moyen des femmes à la maternité, en l'absence de mortalité, suivi d'une application des probabilités de survie encadrant cet âge moyen au taux brut de reproduction.

Exemple 34 : Taux net de reproduction

La première méthode consiste à combiner les probabilités de survie des femmes de la génération 1836 à partir de 0 an (S_x/S_0) aux taux de fécondité correspondants aux naissances annuelles pour 1 000 femmes. Ces probabilités encadrent chaque âge ou groupe d'âges :

$$s_x = \frac{S_x + S_{x+a}}{2S_0}$$

Tableau 39 : France, génération féminine 1836, taux de fécondité pour 1 000, survivantes de la table de mortalité (pour 10 000), naissances effectives et naissances effectives cumulées

Âges	Taux f_x	Naissances brutes $5 \times f_x$	Survivantes S_x	Probabilité de survie s_x	Naissances nettes $5 \times s_x \times f_x$
0			10 000		
15	25	125	6 653	0,65	81
20	140	700	6 348	0,62	434
25	190	950	6 074	0,59	561
30	160	800	5 801	0,57	456
35	109	545	5 567	0,54	294
40	48	240	5 270	0,51	122
45	9	45	4 979	0,48	22
50		$\Sigma = 3 405$	4 667		$\Sigma = 1 970$

Le taux net de reproduction de la génération 1836 est alors :

$$\text{TNR} = 1 970 \times 0,488 = 961 \text{ filles pour } 1 000 \text{ femmes}$$

soit 0,96 fille par femme, en tenant compte de la mortalité des mères.

On constate que le taux net de reproduction est inférieur à 1 et que, par conséquent, le remplacement d'une femme de cette génération par une fille n'est pas assuré à la naissance alors que la descendance brute était de 3 405 enfants pour 1 000 femmes (le taux brut de reproduction étant égal à 1,66 filles par femme). Les naissances « empêchées » par la mortalité des mères s'élèvent donc à $3 405 - 1 970 = 1 435$ naissances pour 1 000 femmes.

Cependant, le déclin de la mortalité, en particulier aux jeunes âges, a entraîné un écart significatif entre la mortalité des mères et celles des filles, assurant ainsi le remplacement dès lors que l'on considère les effectifs de ces générations à partir de 15 ans (Pressat, 1969, pp. 247-249) et pas seulement à 0 an.

Notons aussi que dans certains pays en développement, notamment en Amérique latine et en Afrique du nord, la baisse rapide de la mortalité des femmes jeunes, combinée à une fécondité encore élevée, a rapproché les valeurs de R_0 et de R , entraînant une croissance exceptionnelle de la population durant la période 1950-1980.

Exemple 35 : Taux net de reproduction

La deuxième méthode consiste à calculer d'abord l'âge moyen des femmes de la génération 1836 à la naissance de leurs enfants, soit $a = 30,20$ ans puis à calculer la probabilité de survie à cet âge moyen noté s_a :

$$s_a = \frac{S_a}{S_0}$$

$$R_0 = R \times s_a = 1 662 \times \frac{5 801}{10 000} = 964 \text{ filles pour } 1 000 \text{ femmes}$$

ou 0,96 fille par femme.

2.4 Indice synthétique de fécondité

Cet indice, appelé aussi indice conjoncturel de fécondité ou somme des naissances réduites, est constitué, pour une année ou une période donnée, par la somme des taux de fécondité générale par âge, de 15 à 49 ans révolus.

$$\text{ISF} = \sum_{15}^{49} f_i$$

Étant donné la nature des taux de fécondité générale, leur cumul pour une année donnée, fournit le nombre de naissances vivantes pour 1 000 femmes (ou pour 1 femme) au cours de cette même année. L'ISF fait donc intervenir 35 générations féminines différentes, chacune d'elles étant « saisie » par un taux, en coupe transversale, pour l'année considérée. En d'autres termes, « chaque année d'observation fournit donc 35 « maillons » appartenant à 35 « chaînes » différentes. L'indice conjoncturel de l'année est la chaîne fictive obtenue par la mise bout à bout des 35 maillons observés cette année-là » (Calot, 1990).

Or, chaque génération constitue sa descendance selon un calendrier particulier qui peut être affecté par des perturbations résultant par exemple de troubles sociaux graves comme les guerres. Celles-ci conduisent les générations impliquées à différer des naissances jusqu'au retour de la paix (exemple : « récupération » des naissances en France dans les années qui suivent immédiatement la fin de chacun des conflits mondiaux). La somme transversale des taux de fécondité donnant un nombre d'enfants pour 1 000 femmes (ou pour 1 femme) a donc l'apparence de la descendance finale brute d'une génération. Cependant, il importe de ne jamais oublier qu'il s'agit d'un indice conjoncturel de « synthèse » soumis aux changements parfois importants, voire brutaux, du calendrier des générations parvenues aux âges de forte fécondité dont les taux contribuent à sa fabrication. En dernière instance, la fécondité du moment, résumée par l'ISF, mérite d'être confrontée à la descendance finale des générations concernées dont elle peut diverger, principalement sous l'effet de modifications du calendrier des naissances.

L'interprétation de cet indice peut gagner en qualité si l'on dispose de données sur l'ISF pour des périodes successives ; on peut ainsi esquisser les tendances de l'évolution de la fécondité en tenant compte des situations historiques contextuelles.

Il n'en demeure pas moins que l'ISF a, aujourd'hui, une forte valeur illustrative de l'état de la fécondité d'une population au cours d'une année donnée ou à différentes dates. Cet indice est ainsi largement utilisé pour comparer les résultats par pays de l'Enquête Démographique et de Santé à ceux d'autres enquêtes antérieures.

En outre, par extension d'indicateurs longitudinaux à l'analyse transversale, on calcule des **taux bruts de reproduction du moment** (multiplication de l'ISF par la proportion de filles à la naissance, soit 0,488) mais aussi des **taux nets de reproduction du moment**, qui font intervenir les probabilités de survie extraites de tables de mortalité du moment (Pressat, 1983, p. 160 et p. 229). C'est ainsi que l'on rapproche souvent la descendance finale que devraient avoir les femmes françaises pour assurer la reproduction

de leurs générations (2,1 enfants par femme, analyse longitudinale) de l'indice synthétique de fécondité constaté ces dernières années (1,7 enfants par femme, analyse transversale), ce qui amène à considérer que la fécondité actuelle en France est insuffisante.

Ce taux net de reproduction du moment a un double caractère conditionnel dans la mesure où l'on raisonne sur la fécondité et sur la mortalité d'une « génération fictive » (étude transversale) en termes de remplacement alors que, par définition, cette notion s'inscrit dans une perspective d'avenir.

Exemple 36 : Indice synthétique de fécondité

Voici les taux de fécondité par groupes d'âges de trois pays membres du Conseil de l'Europe en 1992.

Tableau 40 : Taux de fécondité par âge selon le pays (pour 1 000 femmes)

Groupes d'âges	Pays		
	Irlande	Grèce	Norvège
15-19	17,2	18,9	16,0
20-24	58,8	79,9	85,7
25-29	125,8	95,2	137,5
30-34	124,5	57,5	98,3
35-39	61,6	21,9	35,2
40-44	14,6	4,1	5,3
45-49	0,8	0,4	0,2

Source : Conseil de l'Europe, *Évolution démographique récente, 1994*

Les groupes d'âges présentés étant quinquennaux, l'indice synthétique de fécondité est égal à :

$$ISF = 5 \times \sum_{i=1}^{1000} f_i$$

Ainsi pour l'Irlande :

$$ISF = \frac{17,2 + 58,8 + 125,8 + 124,5 + 61,6 + 14,6 + 0,8}{1\ 000} \times 5 = 2,02$$

soit pour l'Irlande : ISF = 2,02 enfants par femme
pour la Grèce : ISF = 1,39 enfant par femme
pour la Norvège : ISF = 1,89 enfant par femme

Exemple 37 : Indice synthétique de fécondité et descendance finale

De la même façon que pour l'indice synthétique de nuptialité, un tableau donnant des taux de fécondité par âge pour plusieurs années ou périodes successives, permet de calculer à la fois l'indice synthétique de fécondité et la descendance atteinte de la génération centrale.

Tableau 41 : Turquie, taux de fécondité générale par groupes d'âges, 1960-1999

Période	Naissances vivantes pour 1 000 femmes aux âges spécifiés						
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
1960-64	96,1	320,1	304,5	243,6	173,0	67,1	13,2
1965-69	87,7	291,3	280,8	224,8	160,3	63,7	29,2
1970-74	88,2	290,0	278,5	214,6	149,1	58,3	24,9
1975-79	81,4	264,0	259,0	183,1	122,3	46,0	11,2
1980-84	72,8	235,2	218,2	149,3	95,3	36,1	5,2
1985-89	62,3	203,1	182,6	114,3	68,0	28,6	6,6
1990-94	55,0	184,6	160,1	90,4	49,3	22,1	5,9
1995-99	50,9	176,2	148,1	76,4	38,2	16,5	3,6

Source : Conseil de l'Europe, 1998

- Calculer l'indice synthétique de fécondité correspondant à chacune des sept périodes indiquées dans le tableau 41.

- Comparer, par différence en %, les taux de fécondité par groupes d'âges de la période 1995-98 à ceux de la période 1960-64.
- Calculer la descendance finale et le taux brut de reproduction de la génération centrale 1950.
- Commenter brièvement l'ensemble des données.

- Calcul de l'indice synthétique de fécondité :

Tableau 42 : Turquie, indice synthétique de fécondité

Période	ISF	Période	ISF
1960-64	6,09	1980-84	4,06
1965-69	5,69	1985-89	3,33
1970-74	5,52	1990-94	2,84
1975-79	4,79	1995-98	2,55

- La comparaison des taux de fécondité par groupe d'âges (1995-98 par rapport à 1960-64) donne, en pourcentage, les variations suivantes :

15-19 ans : - 47 % 20-24 ans : - 45 % 25-29 ans : - 51,5 %
30-34 ans : - 68,6 % 35-39 ans : - 77,9 % 40-44 ans : - 75,4 %

Mode de calcul : à 15-19 ans : $(50,9 - 96,1)/96,1 = -47\%$

- La descendance finale de la génération centrale 1950 ayant atteint 17 ans en 1967 s'établit comme suit :

$D_{50} = (87,5 + 290,4 + 250,0 + 149,8 + 68,0 + 22,1 + 3,8) \times 5 = 4\ 358$ enfants pour 1 000 femmes ou 4,4 enfants par femme
 $R = 4,4 \times 0,488 = 2,1$ filles par femme

- La Turquie, seul pays musulman où le système juridique et politique a été entièrement soustrait à l'influence de la sharia (loi islamique) est en voie d'achever sa transition démographique (Behar, 1997). Alors qu'en 1960-64, l'ISF atteignait des niveaux comparables à ceux de l'Iran ou de l'Égypte, il rejoint actuellement celui qu'avaient la France ou le Royaume-Uni en 1966-1970. La baisse de la fécondité s'est accélérée depuis la fin des années 1970, les taux de fécondité se réduisant sensiblement notamment après 30 ans. La génération féminine 1950 qui engage

sa reproduction à partir de 1965 et qui contribue à l'ISF de 1995-98 par un taux de fécondité égal à 3,8 ‰ (groupe d'âges 45-49 ans) se situe à mi-parcours dans ce processus avec une descendance finale de 4,4 enfants par femme.

Ces données révèlent, en tout état de cause, que la pratique de la contraception s'est largement diffusée dans la population.

PARTIE II

Études de cas

« Recommandations »

Afin de tirer le meilleur profit de l'analyse des données démographiques présentées dans chaque étude de cas, quelques conseils simples peuvent se révéler utiles :

- Prêter une grande attention à l'intitulé de chaque tableau ainsi qu'aux différentes indications qui s'y trouvent portées (unités de compte, dates, fréquences utilisées, notes relatives aux sources de données, etc.).
- Identifier précisément les indices utilisés afin d'interpréter convenablement les séries de données.
- Lire soigneusement les questions posées avant de procéder aux calculs ; vérifier la vraisemblance des résultats obtenus en référence avec d'autres indices exposés ou calculés.
- Prendre le temps de la réflexion pour identifier les principales caractéristiques de la dynamique de la population (ou des groupes d'une population) susceptibles d'être dégagées par la mise en relation des données présentées et des produits de l'analyse, résultats et graphiques.
- Faire appel à vos connaissances relatives à l'histoire et à l'évolution économique et sociale du pays considéré afin de situer les données démographiques dans leur contexte avec le plus de précision.
- Ne pas adopter la démarche consistant à commenter un tableau après l'autre, ce qui aboutit inévitablement à des répétitions et à la perte de la logique d'ensemble du cas étudié.
- Organiser votre synthèse à partir des grandes tendances observées ; retenir les chiffres les plus significatifs (souvent au début et à la fin de chaque série) pouvant les illustrer ; éviter les généralités en recherchant des arguments fondés sur les données.
- Repérer les « accidents » de l'histoire de ces populations (guerres, famines, épidémies) en prenant soin de distinguer leurs différents impacts et leurs conséquences éventuelles à plus long terme.
- Formuler des hypothèses avec circonspection si le repérage historique ou les causes de tel ou tel phénomène observé vous échappent.
- Apporter un soin tout particulier à la rédaction de votre synthèse en évitant le style télégraphique, les abréviations intempestives, les formules toutes faites. La qualité de la présentation et la précision du vocabulaire vont généralement de pair avec une analyse rigoureuse des données.

© Nathan • Démographie expliquée

5

L'Europe

1. L'Europe du Nord
2. L'Europe du Sud
3. L'Europe de l'Est

1. L'Europe du Nord

1.1 Le Danemark

Voici l'évolution de la population du Danemark depuis 1960 :

Tableau 1 : Danemark, population au 1^{er} janvier (en milliers)

Année	Population	Année	Population
1960	4 565	1985	5 111
1970	4 907	2000	5 330

1. Calculer le taux d'accroissement moyen annuel de la population du Danemark pour chaque période considérée.
2. À partir des données du *tableau 2*, tracer la pyramide des âges au 1^{er} janvier 1993.
3. Calculer le taux brut de natalité et le taux brut de mortalité (pour mille) du Danemark en 1991 et 1992 sachant que :
 - les naissances vivantes totales y étaient de 64 358 en 1991 et de 67 726 en 1992 ;
 - les décès s'élevaient à 59 581 en 1991 et à 60 821 en 1992 ;
 - la population au 1^{er} janvier était évaluée à 5 146 500 en 1991, 5 162 100 en 1992, 5 181 000 en 1993.

© Nathan • Démographie expliquée

4. Déduire le taux d'accroissement naturel (en %) du Danemark pour les années 1991 et 1992.
5. Le nombre de décès masculins d'enfants de moins de 1 an s'élevant à 261 en 1992, le nombre de décès féminins d'enfants de moins de 1 an s'élevant à 183 en 1992, pour un total de naissances égal à 67726 en 1992 :
- calculer le taux classique de mortalité infantile total (pour ‰) en 1992 au Danemark ;
 - évaluer le nombre de naissances féminines et masculines puis calculer le taux de mortalité infantile par sexe en 1992.

Tableau 2 : Danemark, effectifs selon l'âge au 1^{er} janvier 1993 (en milliers)

Groupes d'âges	Hommes	Femmes
0	35	33
1-4	128	122
5-14	289	276
15-24	370	353
25-49	1001	960
50-64	401	411
65-84	307	412
85 et +	24	59
Total	2 555	2 626

Tableau 3 : Pays scandinaves et France, taux de mortalité infantile de 1950 à 2000 pour mille naissances vivantes

Pays	1950	1960	1970	1980	1990	2000
Danemark	30,7	21,5	14,2	8,4	7,5	4,7
Finlande	43,5	21,0	13,2	7,6	5,6	4,2
Norvège	28,2	18,9	12,7	8,1	6,9	4,0
Suède	21,0	16,6	11,0	6,9	6,0	3,5
France	52,0	27,4	18,2	10,0	7,3	4,8

1. Le taux d'accroissement moyen annuel est calculé à partir de la formule présentée dans l'exemple 20. On obtient :
- pour la période 1960-1969 : 7,25 ‰ ;
 - pour la période 1970-1984 : 2,72 ‰ ;
 - et pour la période 1985-1999 : 2,80 ‰.

Il s'interprète ainsi : pour la période 1960-1969, la population du Danemark s'est accrue en moyenne de 7,25 ‰ chaque année, en tenant compte du solde du mouvement naturel et du mouvement migratoire.

2. Pour tracer une pyramide des âges selon une répartition quinquennale à partir des données disponibles, il convient de calculer les effectifs correspondants en les regroupant ou en les divisant de façon à ce qu'ils aient tous la même amplitude. Exemple de calcul : dans la tranche d'âges 5-14 ans, il y a deux groupes de 5 ans (ou de 5 générations), il convient donc de diviser l'effectif masculin (289) par deux, comme l'effectif féminin (276) soit 144 et 138. Le tableau suivant indique les effectifs qui seront ensuite portés sur la pyramide :

Tableau 4 : Danemark, effectifs des groupes d'âges quinquennaux

Groupes d'âges	Amplitude*	Hommes	Femmes
0-4	1	163	155
5-14	2	144	138
15-24	2	185	176
25-49	5	200	192
50-64	3	134	137
65-84	4	77	103
85-99	3	8	20

* Nombre de groupes quinquennaux

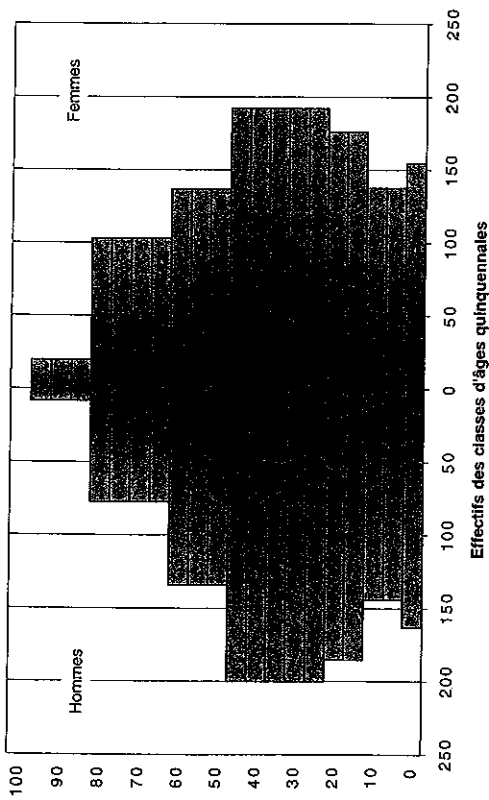


Figure 1 : Danemark, pyramide des âges au 1^{er} janvier 1993

3. Le taux brut de natalité s'obtient en rapportant le total des naissances vivantes à la population moyenne de l'année.

$$\text{Population moyenne de 1991} : \frac{5\,146\,500 + 5\,162\,100}{2} = 5\,154\,300$$

d'où le taux brut de natalité :

$$\text{pour 1991, } TBN = \frac{64\,358}{5\,154\,300} = 12,49\% \text{ et pour 1992, } TBN = 13,10\%$$

On procède de la même manière pour calculer le taux brut de mortalité, d'où :

$$\text{— pour 1991, } TBM = 11,56\% ;$$

$$\text{— pour 1992, } TBM = 11,76\% .$$

4. Taux d'accroissement naturel : TAN = TBN-TBM :

$$\text{— pour 1991, } TAN = 12,49 - 11,56 = 0,93\% \text{ soit } 0,093\% ;$$

$$\text{— pour 1992, } TAN = 13,10 - 11,76 = 1,34\% \text{ soit } 0,134\% .$$

5. Le taux classique de mortalité infantile est égal au total des décès infantiles divisé par les naissances vivantes de l'année considérée, soit pour 1992 :

$$TMI = \frac{261 + 183}{67\,726} = 6,56\%$$

Le rapport de masculinité à la naissance est le plus souvent de 105 garçons pour 100 filles, soit 105 garçons pour 205 naissances, $105/205 = 0,512$ ou 51,2 %. On obtient $67\,726 \times 0,512 = 34\,676$ naissances masculines et donc $67\,726 - 34\,676 = 33\,050$ naissances féminines.

Le taux de mortalité infantile selon le sexe est ensuite obtenu en divisant les décès infantiles de l'un ou l'autre sexe par les naissances du sexe correspondant :

$$\text{— TMI masculin} = \frac{261}{34\,676} = 7,53\% ;$$

$$\text{— TMI féminin} = \frac{183}{33\,050} = 5,54\% .$$

La surmortalité masculine est donc visible dès la première année, le TMI masculin étant supérieur au TMI féminin.

1.2 La Suède

Tableau 5 : Suède, population moyenne en milliers, naissances et décès

Année	Population	Naissances	Décès
1990	8 527	123 938	95 161
1992	8 644	122 848	94 710
1994	8 781	112 257	91 844
1996	8 841	95 297	94 133
1998	8 851	89 000	93 300
2000*	8 866	87 773	94 866

1. À partir des données du tableau 5, calculer pour chaque année, les taux bruts de natalité et de mortalité et l'accroissement naturel en Suède.

Tableau 6 : Suède, décès selon la génération et l'âge révolu au décès enregistrés en 1994

Génération	Âge	Décès
1994	0	437
1993	0	62
	1	25
1992	1	14
	2	13
1991	2	7

Tableau 7 : Suède, décès dans la génération 1991 selon l'âge révolu et l'année du décès

Année du décès	Âge au décès	Nombre de décès
1992	0	92
1992	1	18
1993	1	17
1993	2	17
1994	2	7

Tableau 8 : Suède, effectifs au 1^{er} janvier selon l'âge révolu

Année	Âge	Effectifs
1992	0	123 353
1993	0	122 582
	1	124 040
	2	124 819
1994	0	117 373
	1	122 968
	2	124 505
1995	0	111 984
	1	117 570
	2	123 547

2. Porter les données des tableaux 6, 7 et 8, et les naissances du tableau 5 sur un diagramme de Lexis.

3. Estimer les décès à 0 an en 1991 dans la génération 1991, en faisant l'hypothèse d'un soldé migratoire nul, sachant que les naissances vivantes de l'année 1991 étaient au nombre de 123 737.

4. Calculer le taux classique de mortalité infantile et le taux corrigé de mortalité infantile pour l'année 1994, sachant que les naissances vivantes de 1993 étaient au nombre de 117 998.

5. Calculer le taux de mortalité à un an révolu pour :

– l'année 1994 ;

– la génération 1991.

Tableau 9 : Suède, taux de fécondité générale par âge (pour 1 000 femmes)

Âges	Années			
	1960	1980	1990	1995
15-19	34,5	15,8	14,1	8,6
20-24	128,7	95,6	98,6	66,3
25-29	136,7	124,2	155,6	125,7
30-34	82,6	70,7	110,3	99,1
35-39	38,9	24,9	41,4	40,6
40-44	12,2	4,3	7,0	7,1
45-49	0,8	0,2	0,3	0,2

6. À partir des données du tableau 9, calculer la somme des naissances réduites ou indice synthétique de fécondité pour les années 1960, 1980, 1990 et 1995 ; indiquer précisément ce que signifie cet indice.

7. Comment ont évolué les taux de fécondité par âge en 1990 par rapport à l'année 1960 ? Interpréter la variation en % de ces taux.

Tableau 10 : Suède, Danemark, France, Italie, indicateurs de nuptialité, de divorciabilité et de fécondité, en 1997

Pays	Mariage (a)	Divorce (b)	Fécondité (c)	Descendance finale (d)
Danemark	68	41	1,75	1,88
Suède	44	48	1,53	2,03
France	56	38	1,71	2,09
Italie	62	10	1,22	1,69

a) Indice conjoncturel de primo-nuptialité féminine, pour 100 femmes célibataires à 15 ans.

b) Indice conjoncturel de divorciabilité pour 100 mariages (pour l'Italie, année 1996).

c) Indice conjoncturel de fécondité (pour 1 femme).

d) Descendance finale estimée de la génération féminine 1960 (pour 1 femme).

Tableau 11 : Danemark, Suède, France, Italie, pourcentage de naissances hors mariage selon l'année

Année	Danemark	Suède	France	Italie
1960	7,8	11,3	6,1	2,4
1970	11,0	18,4	6,9	2,2
1980	33,2	39,7	11,4	4,3
1990	46,4	47,0	30,1	6,5
1997	46,3	53,9	39,0	8,3

1. S'agissant de populations moyennes, les taux bruts de natalité et de mortalité s'obtiennent par simple division des naissances ou des décès par les effectifs correspondants. Voici les résultats obtenus :

Tableau 12 : Suède, taux bruts de natalité et de mortalité, taux d'accroissement naturel

Année	TBN ‰	TBM ‰	TAN ‰
1990	14,53	11,16	3,37
1992	14,21	10,96	3,25
1994	12,78	10,46	2,32
1996	10,78	10,65	0,13
1998	10,06	10,54	-0,48
2000	9,90	10,70	-0,80

2. Diagramme de Lexis (figure 2).

3. Dans l'hypothèse d'un solde migratoire nul, les décès à 0 an en 1991 dans la génération 1991 étaient de $123737 - 123353 = 384$.

Le taux classique de mortalité infantile en 1994 est égal à :

$$\frac{437 + 62}{112\,257} = 4,45 \text{ ‰}$$

$$TMI \text{ corrigé} = \frac{437}{112\,257} + \frac{62}{117\,998} = 4,42 \text{ ‰}$$

La correction est minimale car les effectifs des générations 1993 et 1994 sont très proches.

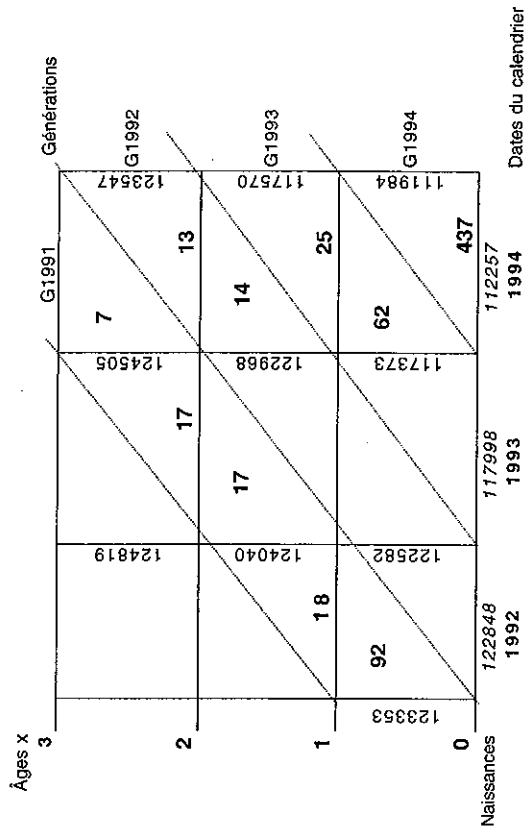


Figure 2 : Suède, diagramme de Lexis

4. Taux de mortalité à un an révolu en 1994 :
population moyenne : $(122968 + 117570)/2 = 120269$

$${}_1m_1 = \frac{14 + 25}{120\,269} = 0,324 \text{ ‰}$$

Taux de mortalité à un an révolu pour la génération 1991 :

$${}_1m_1 = \frac{18 + 17}{124\,040} = 0,282 \text{ ‰}$$

5. Somme des naissances réduites ou indice synthétique de fécondité :

$$ISF = 5 \times \sum f_i / 1000$$

soit pour l'année 1960 : $ISF = \frac{434,4}{1\,000} \times 5 = 2,17 \text{ enfants par femme}$

de même :

– pour l'année 1980, $ISF = 1,68 \text{ enfant par femme}$;

- pour l'année 1990, ISF = 2,14 enfants par femme ;
- pour l'année 1995, ISF = 1,74 enfant par femme.

Cet indice indique le nombre moyen d'enfants qu'auraient en moyenne les femmes en Suède si, à chaque âge, elles conservaient les comportements féconds observés pour les années considérées.

6. Variations en % des taux de fécondité (1960-1990) :

- 15-19 ans : - 75,0 %
- 20-24 ans : - 23,4 %
- 25-29 ans : + 13,8 %
- 30-34 ans : + 33,5 %
- 35-39 ans : + 6,4 %
- 40-44 ans : - 41,8 %.

La variation des taux par âge montre que la baisse de la fécondité s'accompagne aussi d'un changement du calendrier qui devient plus tardif et se resserre autour du groupe d'âges 25-39 ans (l'âge moyen à la maternité étant de 29,21 ans en 1995).

NOTE DE SYNTHÈSE

Le Danemark et la Suède

Les principales caractéristiques qui ressortent des données de ces deux pays de l'Europe du Nord sont les suivantes :

- Changements dans l'évolution de la mortalité : la mortalité aux jeunes âges, déjà particulièrement faible au Danemark, en Suède et en Norvège au début des années 50 par rapport aux autres pays européens a encore baissé depuis jusqu'à atteindre des niveaux se situant autour de 4 % pour la mortalité infantile. D'autres pays européens ont rejoint le Danemark et la Suède (notamment la Finlande et la France qui connaissent des conditions bien moins favorables en la matière), le recul de la mortalité aux jeunes âges atteignant ses limites et n'apportant plus, de ce fait, une contribution significative à l'accroissement de la durée moyenne de vie.

• Le vieillissement de ces populations : la pyramide des âges du Danemark au 1^{er} janvier 1993 est celle d'une population vieillissante : sa base est rétrécie (en dépit d'une légère reprise de la natalité au début des années 1990) et les générations adultes et âgées ont des effectifs importants. La pyramide a tendance à prendre la forme caractéristique des pays où la natalité déclinante depuis un demi siècle s'accompagne désormais d'un recul de la mortalité des personnes âgées ; le processus de vieillissement s'effectue simultanément par le bas et par le haut de la pyramide.

- Le lent accroissement de ces populations se poursuit néanmoins jusqu'au début des années 80 ; à partir de là, les taux bruts de natalité et de mortalité tendent à se rejoindre, le solde du mouvement naturel pouvant être légèrement positif ou négatif selon les années et les pays. Désormais, l'accroissement est dû, pour l'essentiel, à l'apport de l'immigration.

- La fécondité, tout en étant faible, n'atteint cependant pas les bas niveaux observés depuis quelques années en Europe du Sud. L'ISF se situe entre 1,5 (Suède) et 1,7 (Danemark) enfants par femme, la France ayant le même indice conjoncturel que ce dernier pays. Cependant, la descendance finale des générations nées à partir des années 60 atteindra probablement des niveaux plus élevés que l'ISF, le calendrier de la fécondité devenant plus tardif depuis 1960 comme le révèle la comparaison des taux de fécondité par âge en Suède, entre 25 et 39 ans révolus.

- Les structures familiales connaissent de profondes transformations : le recul de la mortalité aux âges élevés permet la rencontre, dans une même famille, de générations très jeunes et de générations très âgées. De nouveaux modèles familiaux s'affirment, la nuptialité a baissé considérablement, et près d'un mariage sur deux est rompu par un divorce comme le montrent les indices conjoncturels de nuptialité et de divortialité (cette tendance est confirmée par les indices longitudinaux). La proportion des naissances hors mariage n'a cessé d'augmenter depuis quarante ans pour atteindre, voire dépasser, la moitié de l'effectif total des naissances (Suède, 1997). Si l'on retrouve actuellement dans la population des pays de l'Europe de l'Ouest des caractéristiques analogues à celles des pays de l'Europe du Nord, le modèle « scandinave » est encore loin d'être adopté par les populations de l'Europe méridionale.

Sources : 14, 28, 61, 75, 92, 93, 97, 102.

2. L'Europe du Sud

2.1 L'Italie

1. À partir des données du *tableau 13*, calculer pour les différentes années, le taux brut de natalité et le taux d'accroissement naturel.

Calculer le taux d'accroissement moyen annuel pour la période 1993-1997. Rapprocher ce chiffre des taux d'accroissement naturel en 1993 et en 1997.

Tableau 13 : Italie, effectifs de la population (au 1^{er} juillet de chaque année), naissances vivantes et taux bruts de mortalité (T.B.M.)

Années	Population en milliers	Naissances vivantes	T.B.M. (%)
1950	47 104	923 160	10,3
1989	56 672	560 688	9,1
1990	56 719	569 255	9,3
1991	56 751	562 787	9,0
1992	56 859	560 768	9,5
1993	57 049	537 505	9,6
1997	57 496	528 901	9,7
2000 ^p	57 820	537 726	10,0

Tableau 14 : Italie, décès avant le premier anniversaire selon l'année de naissance et l'année de décès de 1989 à 1993

Année du décès	Année de naissance	Nombre de décès
1989	1988	1 629
	1989	3 258
1990	1989	1 616
	1990	3 232
1991	1990	1 531
	1991	3 062
1992	1991	1 558
	1992	3 117
1993	1992	1 333
	1993	2 667

2. Porter convenablement sur un même diagramme de Lexis les naissances vivantes extraites du *tableau 13* (de 1989 à 1993) et l'ensemble des données du *tableau 14*.

3. Calculer pour l'année 1990 et l'année 1993 le taux classique et le taux corrigé de mortalité infantile.

4. À partir des données du *tableau 15*, calculer pour l'année 1990 le taux brut de mortalité qu'aurait connu l'Italie si la répartition de sa population selon l'âge était restée semblable à celle de 1950 (taux comparatif). Commenter ce résultat en relation avec les taux bruts de mortalité des années correspondantes.

Tableau 15 : Italie, population moyenne en 1950 et taux de mortalité par groupes d'âges en 1990

Groupes d'âges (années révolues)	Effectifs en 1950 (en milliers)	Taux de mortalité en 1990 en ‰
0	923	8,61
1-4	3 404	0,40
5-19	12 070	0,35
20-39	14 121	0,90
40-49	6 203	2,00
50-59	4 619	5,64
60-69	3 404	22,06
70-79	1 850	62,03
80 et +	510	171,67

Tableau 16 : Italie, taux de fécondité générale par âge (‰)

Périodes	Groupes d'âges							
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	
1973-1977	32,2	128,2	138,1	83,5	40,3	12,6	0,9	
1978-1982	20,5	99,7	112,1	65,5	26,7	6,5	0,4	
1983-1987	15,4	85,3	106,3	65,0	26,1	5,2	0,3	
1988-1992	9,8	62,3	95,2	65,0	25,1	5,1	0,2	
1993-1997	6,9	36,3	80,7	75,9	32,3	6,3	0,3	

5. Calculer l'indice synthétique de fécondité pour chacune des périodes indiquées.

6. Sachant que le taux net de reproduction du moment pour la période 1988-1992 était égal à 0,6341 fille par femme, évaluer la probabilité de survie des femmes italiennes jusqu'à l'âge moyen à la maternité.

Tableau 17 : Italie, descendance finale des générations 1930-1960

Génération	Descendance	Génération	Descendance
1930	2,29	1950	1,90
1935	2,29	1955	1,79
1940	2,14	1960	1,63
1945	2,07	1962	1,55

1. On obtient les résultats suivants pour le taux brut de natalité (TBN) et pour le taux d'accroissement naturel (TAN) :

Années	TBN ‰	TAN ‰	Années	TBN ‰	TAN ‰
1950	19,6	+ 9,3	1992	9,9	+ 0,4
1989	9,9	+ 0,8	1993	9,4	- 0,2
1990	10,1	+ 0,8	1997	9,2	- 0,5
1991	9,9	+ 0,9	2000	9,3	- 0,7

Le taux d'accroissement moyen annuel pour la période 1993-1997 en Italie est faible mais positif ; il avoisine 0,2 % ou 2 ‰ alors que le taux d'accroissement naturel est négatif en 1993 et 1997. La différence résulte donc de l'apport migratoire positif.

2. Diagramme de Lexis (voir figure 3).

3. Calcul des taux de mortalité infantile :

$$\text{pour l'année 1990 : TMI classique} = \frac{1\ 616 + 3\ 232}{569\ 255} = 8,52 \%$$

$$\text{et TMI corrigé} = \frac{1\ 616}{560\ 688} + \frac{3\ 232}{569\ 255} = 8,56 \%$$

– pour l'année 1993 : TMI classique = 7,44 ‰ et TMI corrigé = 7,34 ‰.

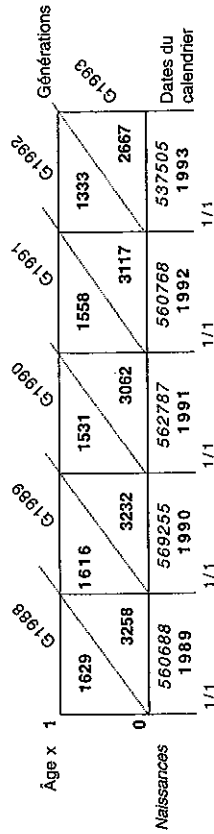


Figure 3 : Italie, diagramme de Lexis

4. En appliquant les taux de mortalité par âge de 1990 à la répartition par âge de 1950, on obtient un taux comparatif de mortalité égal à :

$$TBM \text{ comparatif} = \frac{342\ 098}{47\ 104} = 7,26 \%$$

on dispose alors des trois taux bruts suivants : TBM 1950 = 10,3 ‰, TBM 1990 = 9,3 ‰ et TBM comparatif = 7,26 ‰.

Tableau 18 : Italie, calcul du taux comparatif

Groupes d'âges (années révolues)	Effectifs en 1950 (en milliers)	Taux de mortalité en 1990 (en ‰)	Décès calculés (Effectifs × taux)
0	923	8,61	7 947,0
1-4	3 404	0,40	1 361,6
5-19	12 070	0,35	4 224,5
20-39	14 121	0,90	12 708,9
40-49	6 203	2,00	12 406,0
50-59	4 619	5,64	26 051,2
60-69	3 404	22,06	75 092,2
70-79	1 850	62,03	114 755,5
80 et +	510	171,67	87 551,7
Tous âges	47 104		342 098,6

À structure égale, avec la répartition par âge de 1950, le taux obtenu avec la mortalité de 1950 est de 10,3 ‰ et celui obtenu avec la mortalité de 1990 est de 7,26 ‰ ; la mortalité a donc diminué par rapport à 1950 de 29,5 %, soit :

$$\frac{10,3 - 7,26}{10,3}$$

On peut aussi dire qu'à mortalité égale, celle de 1990, avec la structure par âge de 1950 on obtient un taux de 7,26 ‰ et avec la structure de 1990, un taux de 9,3 ‰ ; il y a donc un effet de structure, la population de 1990 étant plus vieille que celle de 1950.

5. Calcul de l'indice synthétique de fécondité :

Périodes	ΣI_i	ISF (enfants par femme)
1973-1977	435,8	2,18
1978-1982	331,4	1,66
1983-1987	303,6	1,52
1988-1992	262,7	1,31
1993-1997	238,7	1,19

6. Période 1988-1992, TNR du moment = 0,6341 fille par femme sachant que $TBR = ISF \times 0,488$, on obtient $TBR = 0,640$
 Probabilité de survie à l'âge moyen à la maternité (a) : $s_a = S_a/S_0$
 puis $TNR = TBR \times s_a$ d'où $s_a = TNR/TBR$, soit ici $s_a = 0,991$.

2.2 L'Espagne

Tableau 19 : Espagne, sexe féminin, quotients de mortalité pour 1000

${}_x q_x$	Années		
	1900	1970	1995
${}_1 q_0$	190	18	6
${}_{15} q_{15}$	261	7	3

${}_{20} q_{15}$	168	12	5
${}_{30} q_{15}$	435	133	58

Tableau 20 : Espagne, sexe féminin, espérance de vie à 65 ans

e_{65}	Années		
	1900	1970	1995
	9,2	15,9	19,8

1. À partir des données du tableau 19, reconstituer la table abrégée de mortalité des femmes espagnoles pour les trois années proposées, en partant de 10000 pour racine de la table.

2. Calculer pour ces trois années, l'espérance de vie à la naissance en vous aidant des données du tableau 20.

Tableau 21 : Espagne, indice synthétique de fécondité 1925-2000

Année	ISF	Année	ISF
1925	3,9	1970	2,79
1935	3,5	1980	2,20
1945	2,7	1990	1,33
1955	2,5	2000 ^a	1,20

1. Voici le corrigé détaillé de la table de mortalité de l'année 1900 et les calculs intermédiaires pour calculer l'espérance de vie :

Tableau 22 : Espagne, table de mortalité 1900

Âge x	${}_x q_x$	S_x	$d_{(x,x+1)}$	x_l	x_d
0	190	10 000	1 900	0,5	950
1	261	8 100	2 114	8	16 913
15	168	5 986	1 006	25	25 141

35	435	4 980	2 166	50	108 321
65		2 814	2 814	74,2	208 799
					$\Sigma = 360\,123$

2. Les espérances de vie à la naissance des femmes sont respectivement égales à :

- pour 1900 : $e_0 = 36,01$ ans ;
- pour 1970 : $e_0 = 74,34$ ans ;
- pour 1995 : $e_0 = 81,55$ ans.

NOTE DE SYNTHÈSE

L'Italie et l'Espagne

L'évolution démographique des pays de l'Europe du Sud, illustrée par les cas de l'Italie et de l'Espagne est marquée par des bouleversements profonds, certains étant prévisibles, d'autres ne l'étant pas.

- Au XIX^e siècle, jusqu'au début des années 1950, les pays d'Europe du Sud connaissent un régime démographique caractérisé par une mortalité et une natalité relativement fortes par rapport aux pays de l'Europe septentrionale. La mortalité infantile était considérable : 2 enfants sur 10 n'atteignaient pas leur 1^{er} anniversaire en Espagne vers 1900 et l'espérance de vie à la naissance plafonnait à 36 ans. La fécondité demeurait élevée : l'ISF se situait, selon les années, entre 3 et 4 enfants par femme avant la seconde guerre mondiale, s'abaissant à 2,8 enfants dans les années 1970. Il s'ensuit que, jusqu'au début des années 50, les pays de l'Europe du Sud avaient des structures par âge marquées par la jeunesse de leur population comme le montre la comparaison des structures par âge et des niveaux de mortalité en Italie pour 1950 et 1990. L'accroissement naturel était encore important et se traduisait par une émigration de tradition ancienne en direction de la France et d'autres pays de l'Europe de l'Ouest.

- Des transformations profondes dans les mentalités, les valeurs, les comportements, s'affirment dès le début des années 60. La baisse de la mortalité s'accélère, l'Italie et l'Espagne rejoignant, pour l'essentiel, les niveaux des pays de l'Europe de l'Ouest. En 1970, l'espérance de vie à la naissance dépasse 74 ans pour les femmes en Espagne pour culminer à 81,55 ans en 1995. Dans ces pays, comme ailleurs en Europe de l'Ouest et du Nord, la baisse de la mortalité aux âges élevés vient relayer celle qui avait été observée aux jeunes âges.

Le phénomène le plus inattendu est, incontestablement, la baisse de la fécondité à des niveaux jamais atteints en Europe avec des ISF inférieurs à 1,2 enfant

par femme après 1993 en Italie comme en Espagne, ce qui traduit, bien évidemment, une transformation en profondeur des valeurs, des modèles et des comportements des individus et des couples. Il s'ensuit un vieillissement très significatif et rapide des structures par âge, notamment dans certaines régions (Italie du Nord par exemple).

- En rapprochant le solde naturel négatif au cours des dernières années de l'accroissement moyen annuel qui est positif, on met en évidence une caractéristique nouvelle des pays de l'Europe du Sud qui sont, désormais, des pays d'immigration (le nombre des immigrés étant mal établi, compte tenu de l'importance des clandestins). Le vieillissement accéléré notamment par l'effondrement de la fécondité et l'immigration croissante constituent donc les caractéristiques les plus marquantes de l'évolution démographique récente des pays de l'Europe du Sud.

Sources : 54, 93, 97, 103.

3. L'Europe de l'Est

3.1 La Russie

Tableau 23 : Russie, effectifs de la population au 1^{er} janvier

Année	Population	Année	Population
1960	119 045 800	1993	148 673 400
1970	130 079 200	1994	148 365 800
1980	138 291 400	1995	148 306 100
1990	148 040 700	1998	147 104 600
1991	148 542 700	1999	146 166 000

1. Calculer le taux d'accroissement moyen annuel de la population russe pour les périodes 1970-1979, 1980-1989, et 1990-1998.

Tableau 24 : Russie, naissances vivantes, décès totaux et décès d'enfants de moins d'un an

Année	Naissances	Décès tous âges	Décès 0 an révolu
1990	1 988 858	1 655 993	35 088
1994	1 408 159	2 301 366	26 141
1998	1 285 500	1 990 600	21 082

Collection créée par HENRI MITTERAND

Léon Gani

*Professeur à l'université
René Descartes-Paris V*

Laurence Simmat-Durand

*Maître de conférences à l'université
René Descartes-Paris V*

Démographie **expliquée**

**MÉTHODES D'ANALYSE
ET ÉTUDES DE CAS**

NATHAN