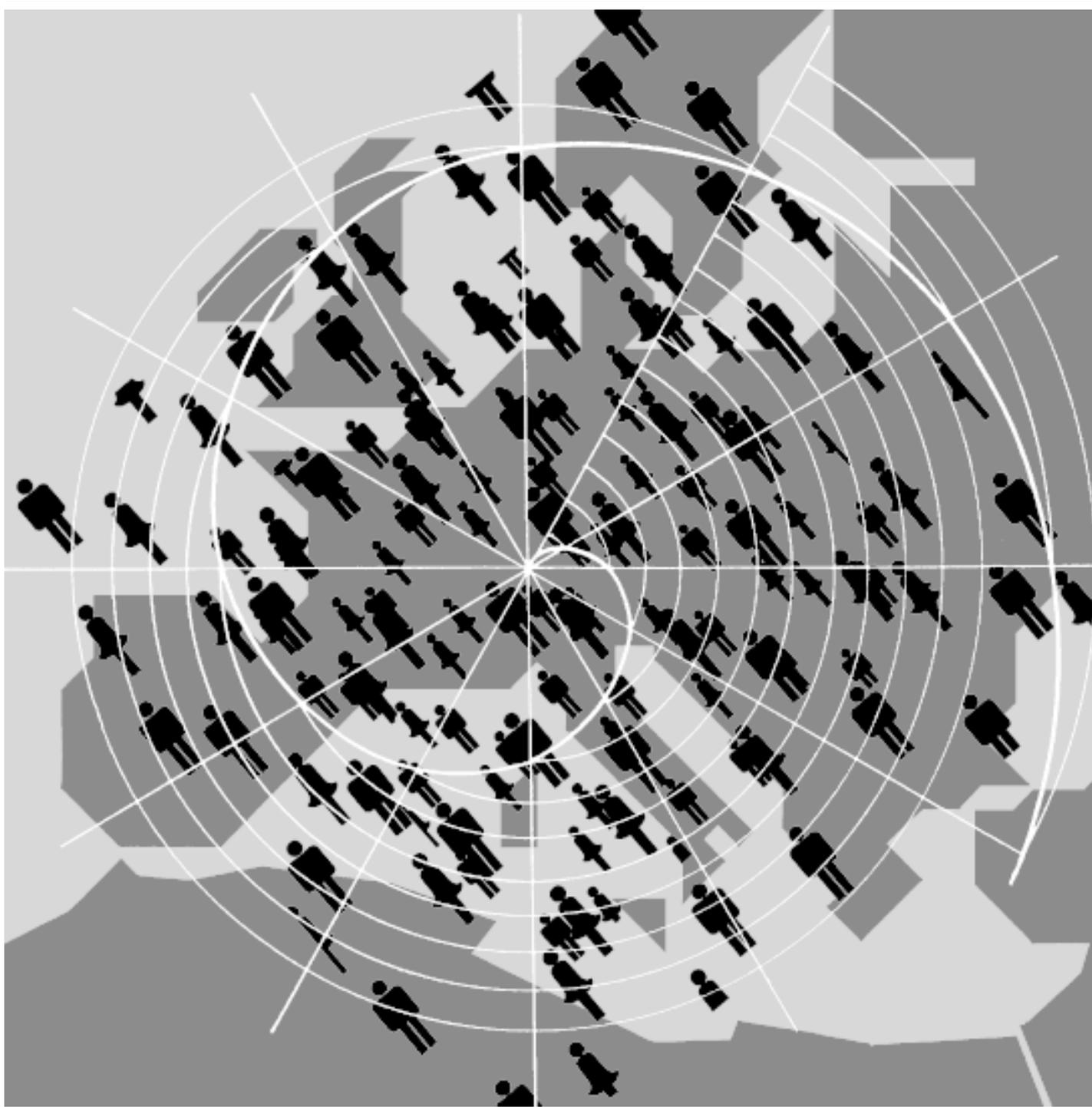


Deux siècles d'histoire démographique suisse

Album graphique de la période 1860–2050

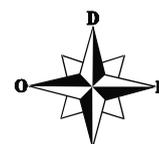
CD-ROM
incorporé



Bundesamt für Statistik
Office fédéral de la statistique
Ufficio federale di statistica
Uffizi federal da statistica

Berne, 1998

Observatoire
démographique
européen



Die vom Bundesamt für Statistik (BFS) herausgegebene Reihe «Statistik der Schweiz» gliedert sich in folgende Fachbereiche:

La série «Statistique de la Suisse» publiée par l'Office fédéral de la statistique (OFS) couvre les domaines suivants:

0 Bereichsübergreifende Themen	0 Thèmes généraux
1 Bevölkerung	1 Population
2 Raum und Umwelt	2 Espace et environnement
3 Erwerbsleben	3 Emploi et vie active
4 Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen	4 Comptes nationaux
5 Preise	5 Prix
6 Produktion, Handel und Verbrauch	6 Production, commerce et consommation
7 Land- und Forstwirtschaft	7 Agriculture et sylviculture
8 Energie	8 Energie
9 Bau- und Wohnungswesen	9 Construction et logement
10 Tourismus	10 Tourisme
11 Verkehr und Nachrichtenwesen	11 Transports et communications
12 Geldmenge, Finanzmärkte und Banken	12 Masse monétaire, marchés financiers et banques
13 Soziale Sicherheit und Versicherungen	13 Sécurité sociale et assurances
14 Gesundheit	14 Santé
15 Bildung und Wissenschaft	15 Education et science
16 Kultur und Lebensbedingungen	16 Culture et conditions de vie
17 Politik	17 Politique
18 Öffentliche Finanzen	18 Finances publiques
19 Rechtspflege	19 Droit et justice

Deux siècles d'histoire démographique suisse

Album graphique de la période 1860–2050

CD-ROM
incorporé



Rédaction

Gérard Calot

Observatoire démographique européen, Paris

En collaboration avec

Alain Confesson et Jean-Paul Sardon

Observatoire démographique européen, Paris

Erminio Baranzini, Stéphane Cotter et Philippe Wanner

Office fédéral de la statistique

Editeur

Office fédéral de la statistique

Observatoire démographique européen, Paris

Editeur: Office fédéral de la statistique (OFS)
Complément d'information: Ursula Wegmüller, Section de l'évolution de la population, OFS, tél. 031 322 87 51
e-mail: info.bev@bfs.admin.ch
Diffusion: Office fédéral de la statistique
CH-3003 Berne
Tél. 031 323 60 60
Numéro de commande: 253-9800
Prix: 42 francs
Série: Statistique de la Suisse
Domaine: 1 Population
Langue du texte original: français
Illustration de la page de couverture: Orio Galli, Caslano
Graphisme/Layout: OFS/ODE
Copyright: OFS/ODE, Berne 1998
La reproduction est autorisée, sauf à des fins commerciales,
si la source est mentionnée.
ISBN: 3-303-01089-7

Deux siècles d'histoire démographique suisse

Album graphique de la période 1860–2050

	Page
Avant-propos	5
L'essentiel en bref	7
Das Wichtigste in Kürze	11
L'essenziale in breve	15
1. Evolution de la population	19
2. Composition de la population par sexe et âge	29
3. La primo-nuptialité	43
4. Le divorce	71
5. La fécondité	77
6. La mortalité	121
7. Les fluctuations journalières et mensuelles des mariages, naissances et décès	145
8. La conjoncture démographique en Suisse	159
9. Quelques épisodes particuliers de l'histoire démographique suisse ...	169
10. La Suisse et ses voisins européens	183
Annexes	205
Index des rubriques du glossaire	207
Glossaire	209
Définition des unités statistiques utilisées dans l'ouvrage	227
Statistiques disponibles pour la Suisse	229
Liste des tableaux de données brutes disponibles sur le CD-ROM	231
Aperçu du CD-ROM	233



En 1798, il y a exactement deux siècles, les dirigeants de la République Helvétique organisaient, sous l'influence de la France, le premier recensement de la population dans les dix-huit cantons que comptait la Suisse à l'époque. Dans un pays en proie aux troubles politiques et à la guerre, une telle opération était loin d'être simple. Mais sa réalisation marqua la fin de l'«ère préstatistique» de l'Ancienne Confédération (cf. «Die Bevölkerung der Schweiz um 1800», Office fédéral de la statistique (éd.), 1988). Compte tenu des cinq territoires qui n'appartenaient pas encore à la Suisse, on estime à 1,7 million le nombre d'habitants qui peuplaient alors le pays. En 1850, soit deux ans après la création de l'Etat fédéral suisse, le conseiller fédéral tessinois Stefano Franscini, qui était aussi statisticien, organisa le premier recensement fédéral de la population. On dénombra alors 2,4 millions d'habitants, ce qui correspondait à une augmentation de 44% par rapport à 1798.

Les données du recensement de 1850 ne purent pas être exploitées en profondeur, faute de ressources humaines et financières. L'année 1860 marqua la fondation de l'Office fédéral de la statistique, qui devait par la suite exécuter et exploiter les recensements de la population de manière professionnelle et en conformité avec les normes internationales. La même année, un recensement de la population eut lieu, qui fournit les données de base à partir desquelles fut établie par la suite la statistique annuelle de la population. C'est également jusqu'en 1860 que remontent les données annuelles sur la population selon l'âge et le sexe, que l'Office fédéral de la statistique a reconstituées pour réaliser la présente étude.

A la suite du recensement de la population de 1870, une harmonisation de la statistique de l'état civil eut lieu au niveau national. Les archives de l'Office fédéral de la statistique contiennent, pour la période écoulée depuis 1871, plusieurs milliers de tableaux, qui dressent un bilan exhaustif du mouvement naturel de la population de la Suisse, de ses cantons, voire en partie de ses districts et de ses communes. En 1992, on a commencé à transférer la partie la plus importante de ces archives (environ 15 000 tableaux) sur support électronique, en leur adjoignant les informations nécessaires. Ces travaux sont près d'être achevés et, pour la première fois, la base de données qu'ils ont permis de constituer a été rendue accessible à des fins d'analyse scientifique pour la réalisation de la présente étude.

Cette étude, qui paraît l'année du 150^e anniversaire de l'Etat fédéral suisse et du bicentenaire de la République Helvétique, est le fruit d'une étroite collaboration entre statisticiens et démographes suisses et français. C'est de bon augure. Monsieur Gérard Calot, Directeur de l'«Observatoire démographique européen» (ODE) et Inspecteur Général de l'INSEE (Institut national de la statistique et des études économiques) a bien voulu diriger la présentation et le commentaire des données. L'ODE entend procéder à des études comparatives de l'évolution démographique des divers pays et régions d'Europe. L'étude consacrée à la Suisse est la première à présenter en détail l'histoire démographique d'un pays à l'aide des méthodes et des modes de visualisation dévelop-

pés par Gérard Calot. La qualité remarquable et constante des données démographiques de la Suisse dès leur début est pour beaucoup dans le choix de ce pays pour inaugurer cette nouvelle série d'études.

Les séries historiques ont été raccordées aux résultats des scénarios démographiques les plus récents de l'Office fédéral de la statistique (cf. «Les scénarios de l'évolution démographique de la Suisse, 1995–2050», Office fédéral de la statistique, Berne, 1996). On a pu ainsi prolonger l'étude dans le temps, en montrant les effets à très long terme des évolutions passées.

La présente publication est une sorte de lexique de données commentées, qui visualise un grand nombre d'informations sous forme graphique. L'intégralité des données utilisées pour cette étude est disponible sur CD-ROM pour permettre d'autres travaux d'analyse. On dispose ainsi d'un instrument unique pour analyser et interpréter l'histoire démographique de la Suisse en la replaçant dans un contexte international.

Cette étude n'aurait pu être concrétisée sans l'engagement

- de nos prédécesseurs à l'Office fédéral de la statistique qui ont réalisé, année après année depuis plus d'un siècle, les statistiques de la population,
- des personnes qui ont pris en charge le transfert des tableaux historiques sur papier vers le support électronique,
- des personnes qui ont réalisé cette publication aussi bien à l'Office fédéral de la statistique qu'à l'Observatoire démographique européen.

Je les remercie.

Office fédéral de la statistique

Werner Haug

La présente étude porte sur l'évolution de la population de la Suisse de 1860 à 2050. Elle repose à la fois sur les données passées, fournies par les recensements successifs et par la statistique annuelle du mouvement naturel, et sur les scénarios démographiques à l'horizon 2050 pour ce qui est du futur. Des graphiques commentés brossent les grands traits de cette évolution.

Entre 1860 et 1997, l'effectif de la population de la Suisse est passé de 2,5 à 7,1 millions d'habitants, soit une croissance moyenne de 0,8% l'an. Ce rythme de croissance n'a pas été uniforme : rapide au cours des périodes 1890-1910 et 1945-1970, la croissance a été plus lente de 1860 à 1880 et entre les deux guerres mondiales ; elle n'a été négative qu'en 1918 et de 1975 à 1977. L'irrégularité des taux de croissance est due essentiellement au solde des migrations avec l'étranger. Celui-ci a été négatif de 1872 à 1887, puis positif durant la période de prospérité économique qui a pris fin en 1910. Il a été ensuite de nouveau négatif jusque dans les années 1930. Après la Seconde Guerre mondiale et jusqu'aux années récentes, le solde migratoire de la Suisse a été très fortement positif, si on met à part quelques périodes exceptionnelles. Le taux brut d'excédent naturel, longtemps élevé, diminue en raison du vieillissement de la population et de la basse fécondité, dont l'effet conjugué est d'augmenter le nombre de décès et de diminuer celui des naissances. L'excédent naturel pourrait devenir négatif au cours des prochaines décennies.

La composition par âge de la population s'est modifiée depuis le milieu du XIXe siècle dans le sens du vieillissement démographique, c'est-à-dire de la diminution de la proportion des jeunes et l'augmentation de celle des personnes âgées. Cette tendance au vieillissement devrait se poursuivre au cours des prochaines décennies. De 1930 à 1995, l'effectif du groupe 60 ans ou plus a été multiplié par 3,3, celui du groupe 80 ans ou plus par 10. D'ici à 2050, l'effectif du premier groupe sera encore multiplié par 1,6, et celui du second par 2,7. Le vieillissement modifie l'équilibre entre le nombre d'actifs et le nombre de retraités et influe sur la féminisation du troisième et du quatrième âges.

L'analyse se poursuit par une étude des différents facteurs qui ont conditionné l'évolution de la taille et de la structure de la population de la Suisse.

La primo-nuptialité a enregistré, depuis la Seconde Guerre mondiale, une évolution contrastée, marquée jusque vers 1970 par un rajeunissement de l'âge au premier mariage, puis par un très fort vieillissement. La proportion de femmes déjà mariées à 25 ans est ainsi passée de 35% en 1930 à près de 60% en 1970 pour revenir à 25% en 1996. Ce vieillissement du calendrier du premier mariage a été accompagné par une désaffection pour le mariage légal. La proportion de non célibataires à 50 ans, longtemps voisine de 80%, devrait diminuer pour les femmes des générations nées après 1960, du moins si les tendances récentes se poursuivent.

Alors que le mariage des célibataires est en baisse, le divorce progresse rapidement depuis 1965. 30% des mariages célébrés en 1970 seront dissous par divor-

ce contre 10% pour les mariages célébrés 50 ans plus tôt. C'est entre 10 et 15 ans de mariage que le risque de divorcer est le plus élevé.

L'évolution de la fécondité depuis le milieu du XIXe siècle a été caractérisée par une baisse à long terme, entrecoupée par quatre décennies de forte fécondité (1938-1978). Alors qu'en 1875, l'indicateur conjoncturel de fécondité était de 4,4 enfants pour une femme, aujourd'hui, il ne dépasse pas 1,5, niveau qui ne devrait guère varier durant le prochain demi-siècle. La baisse de la fécondité a été modérée aux rangs de naissance 1 et 2 et considérablement plus marquée pour les rangs 3 ou plus.

L'âge moyen à la maternité, qui atteignait 30,6 ans chez les femmes nées vers 1910 (qui ont eu à peine plus de 2 enfants en moyenne), s'est abaissé jusqu'à 26,8 ans chez celles nées vers 1945. Dans les générations suivantes, la fécondité est devenue de plus en plus tardive et l'âge à la maternité devrait prochainement retrouver des valeurs voisines de trente ans.

La mortalité s'est caractérisée par un recul prodigieux, notamment au début de la vie puisque le taux de mortalité infantile a été divisé par 40 en 120 ans, passant de 20% (un bébé sur cinq n'atteignait pas son premier anniversaire vers 1875) à 0,5% actuellement. Aux âges adultes, la baisse de la mortalité a été moins rapide, mais cependant considérable. L'espérance de vie à la naissance a presque doublé, passant de 39,5 ans en 1876 à 76,0 ans en 1996 pour les hommes, et de 52,5 à 82,0 ans pour les femmes. Aux autres âges, la durée moyenne restant à vivre a augmenté dans des proportions comparables. La seule exception, au demeurant récente, à cette baisse générale de la mortalité concerne les âges compris entre 20 et 40 ans ; elle est liée à la montée des décès par accident et des décès par sida.

L'analyse des fluctuations journalières et mensuelles des événements démographiques fait apparaître des phénomènes intéressants, comme la concentration du mariage le vendredi et la moindre fréquence des naissances le week-end, qui résulte de l'augmentation de la part des accouchements à déclenchement provoqué et des césariennes.

Les naissances se répartissent de manière sensiblement uniforme tout au long de l'année, malgré la maîtrise accrue de la fécondité qui devrait permettre aux couples de choisir le mois de la naissance. On note un regain de naissances chaque année à partir de fin août jusqu'à fin septembre. Ces naissances s'expliquent par une recrudescence des conceptions au voisinage de Noël et du Nouvel An, période de l'année où la proportion des couples séparés, notamment pour des motifs professionnels, est la plus faible. Les mariages se célèbrent de plus en plus entre mai et septembre, tandis que les décès, autrefois assez fortement concentrés dans les mois hivernaux, tendent à se répartir de manière de plus en plus uniforme.

L'analyse des variations journalières et mensuelles des nombres d'événements montre quelques événements conjoncturels particuliers. Ainsi, l'entrée en vigueur, en janvier 1992, de la nouvelle loi sur la nationalité a été précédée par une augmentation du nombre des mariages en novembre et décembre 1991. Le 8.8.88 a correspondu à une soudaine augmentation du nombre des mariages, principalement dans les régions alémaniques.



Différents épisodes particuliers de l'histoire démographique suisse sont décrits, notamment les pointes de mortalité dues à la grippe et leur association, décalée de neuf mois, avec la fécondité. Les guerres mondiales ont également eu des conséquences démographiques, en particulier sur la nuptialité. La diminution de la nuptialité durant les guerres a été suivie d'une diminution de la fécondité.

L'étude se termine par une comparaison de la démographie suisse avec celle de ses voisins européens, faisant apparaître notamment une nuptialité plus élevée en Suisse, mais aussi plus tardive, une plus faible proportion des naissances hors mariage et une situation sanitaire dans l'ensemble plus favorable.



Das Wichtigste in Kürze

Diese Studie ist der Bevölkerungsentwicklung in der Schweiz von 1860 bis 2050 gewidmet. Die zur Beschreibung der Vergangenheit verwendeten Daten stammen aus den verschiedenen Volkszählungen sowie aus der Statistik der natürlichen Bevölkerungsbewegung, jene zur Beschreibung der Zukunft aus den Bevölkerungsszenarien bis 2050. Kommentierte Grafiken zeichnen die Entwicklung in grossen Zügen nach.

Zwischen 1860 und 1997 nahm der Bevölkerungsstand in der Schweiz von 2,5 auf 7,1 Millionen Einwohner zu. Dies entspricht einem jährlichen Anstieg von 0,8% pro Jahr, wobei zu sagen ist, dass das Wachstum nicht regelmässig verlaufen ist. Den Phasen starker Zunahme von 1890-1910 und von 1945-1970 stehen Perioden langsamen Anstiegs von 1860 bis 1880 und zwischen den zwei Weltkriegen gegenüber; ein negatives Wachstum gab es nur gerade 1918 und von 1975 bis 1977 zu verzeichnen. Diese Schwankungen sind hauptsächlich auf den Wanderungssaldo mit dem Ausland zurückzuführen, der von 1872 bis 1887 negativ, während des wirtschaftlichen Aufschwungs bis 1910 hingegen positiv war. Danach folgte wiederum eine negative Phase, die in den 30er Jahren endete. Nach dem Zweiten Weltkrieg bis in die neuere Zeit hinein war der Wanderungssaldo der Schweiz mit dem Ausland abgesehen von wenigen Ausnahmen deutlich positiv. Der sich lange auf einem hohen Stand bewegende Bruttogeburtenüberschuss ist aufgrund der Alterung der Bevölkerung und der geringen Geburtenhäufigkeit rückläufig. Dies bedeutet eine Zunahme der Anzahl Todesfälle und einen Rückgang der Anzahl Geburten, womit der Geburtenüberschuss in den kommenden Jahrzehnten negativ werden könnte.

Die Altersstruktur der Bevölkerung spiegelt seit Mitte des 19. Jahrhunderts die zunehmende Alterung der Bevölkerung wider, die sich in der Verkleinerung des Anteils der Jungen und der Vergrösserung des Anteils der älteren Personen äussert. Dieser Trend dürfte sich in den kommenden Jahrzehnten fortsetzen. Zwischen 1930 und 1965 wuchs die Altersgruppe der 60jährigen und Älteren um das 3,3fache, jene der 80jährigen und Älteren um das zehnfache. Bis ins Jahr 2050 dürfte in diesen Altersgruppen noch eine Vervielfachung um den Faktor 1,6 respektive 2,7 eintreten. Die Alterung verändert das Verhältnis zwischen der Anzahl Erwerbspersonen und der Anzahl Rentner und lässt den Frauenanteil in den oberen Altersgruppen immer mehr ansteigen.

Die Analyse wendet sich anschliessend den verschiedenen Faktoren zu, welche die Grösse und die Struktur der Schweizer Bevölkerung geprägt haben.

Die wechselvolle Entwicklung der Erstheiraten seit dem Zweiten Weltkrieg zeichnet sich bis 1970 durch einen Rückgang, danach durch einen starken Anstieg des Alters bei der ersten Heirat aus. So erhöhte sich der Anteil der im Alter von 25 Jahren verheirateten Frauen von 35% im Jahr 1930 auf knapp 60% im Jahr 1970, um 1996 wieder auf 25% zu sinken. Diese Verschiebung der Erstheirat in spätere Lebensabschnitte wurde von einer ver-

mehrten Abkehr von der standesamtlichen Heirat begleitet. Bei einer Fortsetzung der gegenwärtigen Tendenzen dürfte sich der Anteil der im Alter von 50 Jahren verheirateten Personen - er bewegte sich lange um 80% - für die Frauen der Geburtsjahrgänge nach 1960 verringern.

Während einerseits die Heirat zwischen ledigen Personen seltener wird, ist andererseits eine starke Zunahme der Scheidungen seit 1965 festzustellen. 30% der 1970 geschlossenen Ehen dürften geschieden werden, verglichen mit 10% der 50 Jahre zuvor eingegangenen Ehen. Nach zehn bis fünfzehn Ehejahren ist das Scheidungsrisiko am höchsten.

Die Entwicklung der Geburtenhäufigkeit seit Mitte des 19. Jahrhunderts zeichnet sich langfristig durch einen Rückgang aus, der jedoch durch vier Jahrzehnte starker Geburtenhäufigkeit unterbrochen wird (1938-1978). Während die zusammengefasste Geburtenziffer 1875 4,4 Kinder je Frau betrug, bewegt sie sich heute um 1,5 Kinder je Frau, ein Wert, der sich in den nächsten fünfzig Jahren kaum verändern dürfte. Die Zahl der Frauen mit einem oder zwei Kindern ist nur mässig, jene mit drei und mehr Kindern jedoch deutlich zurückgegangen.

Das mittlere Alter bei der Geburt des Kindes, das sich bei den um 1910 geborenen Frauen auf 30,6 Jahre belaufen hatte (sie hatten durchschnittlich rund zwei Kinder), sank bei den um 1945 geborenen Frauen auf 26,8 Jahre. Die Frauen in den nachfolgenden Geburtsjahrgängen warteten mit dem Mutterwerden immer länger zu, wodurch das Alter bei der Geburt des Kindes bald wieder um die 30 Jahre betragen dürfte.

Die Sterblichkeit zeichnet sich insbesondere in den ersten Lebensmonaten durch einen starken Rückgang aus, reduzierte sich doch die Säuglingssterblichkeitsrate innerhalb von 120 Jahren um das 40fache und sank von 20% (d.h. einer von fünf Säuglingen starb 1875 vor seinem ersten Geburtstag) auf heute 0,5%. Immer noch beträchtlich, wenn auch weniger spektakulär, ist der Rückgang der Erwachsenensterblichkeit. Mit einer Steigerung von 39,5 Jahren (1876) auf 76,0 Jahre (1996) für die Männer und von 52,5 Jahren auf 82,0 Jahre für die Frauen hat sich die Lebenserwartung bei der Geburt fast verdoppelt. Ähnlich verhält es sich auch mit der mittleren verbleibenden Lebenszeit in den übrigen Altersgruppen. Die einzige Ausnahme - übrigens jüngeren Datums - innerhalb dieses allgemeinen Rückgangs der Sterblichkeit bildet die Altersgruppe der 20- bis 40jährigen; sie steht im Zusammenhang mit der gestiegenen Anzahl unfall- oder AIDS-bedingter Todesfälle.

Die tages- oder monatsbezogene Analyse der demografischen Ereignisse zeitigte einige interessante Ergebnisse, so zum Beispiel die Konzentration von Heiraten auf den Freitag oder die geringere Geburtenhäufigkeit am Wochenende, die auf die zunehmende Zahl von künstlich eingeleiteten Geburten oder von Kaiserschnitten zurückzuführen ist.

Die Geburten verteilen sich trotz der zunehmenden Möglichkeiten zur Empfängnisverhütung - die es den Paaren eigentlich ermöglichen sollte, den Geburtsmonat ihres Kindes zu bestimmen - ziemlich gleichmässig auf das ganze Jahr. Dennoch ist jedes Jahr ein Anstieg der Geburtenzahl von Ende August

bis Ende September festzustellen. Dieser geht auf eine erhöhte Zahl von Zeugungen in der Weihnachts- und Neujaarszeit zurück, eine Periode, in der die Paare oft mehr Zeit füreinander haben. Eheschliessungen finden immer häufiger zwischen Mai und September statt, während sich die Todesfälle, die früher in den Wintermonaten verstärkt auftraten, immer gleichmässiger auf das Jahr verteilen.

Die tages- oder monatsbezogene Analyse der Anzahl demografischer Ereignisse ergibt einige saisonbedingte Sonderfälle. So nahm zum Beispiel im November und Dezember 1991, das heisst im Vorfeld der Einführung des neuen Bürgerrechtsgesetzes im Januar 1992, die Zahl der Eheschliessungen zu. Weiter stieg am 8.8.88 die Zahl der Eheschliessungen hauptsächlich in der deutschen Schweiz sprunghaft an.

Die Studie beschreibt einige herausragende Etappen der demografischen Geschichte der Schweiz, so die Sterblichkeitsrekorde aufgrund der Grippeepidemie und deren Auswirkungen, neun Monate danach, auf die Geburtenhäufigkeit. Die Weltkriege haben ebenfalls ihre demografischen Spuren hinterlassen, was sich in erster Linie bei der Heiratshäufigkeit bemerkbar machte. Und auf den Rückgang der Heiratshäufigkeit in den Kriegsjahren folgte ein Rückgang der Geburtenhäufigkeit.

Die Studie schliesst ab mit einem Vergleich der schweizerischen Demografie mit jener in den europäischen Nachbarländern und weist dabei insbesondere auf die hierzulande höhere Heiratshäufigkeit, dann aber auch auf die später erfolgenden Eheschliessungen, die geringere Zahl von Geburten unverheirateter Mütter und die generell besseren Bedingungen im Gesundheitsbereich hin.

Questo studio riguarda l'evoluzione della popolazione dal 1860 al 2050. Esso si basa sia sui dati del passato, contenuti nei vari censimenti e nella statistica annuale del movimento naturale della popolazione, che sulle previsioni fino al 2050 fornite dagli scenari demografici. Lo studio è completato da grafici commentati che tracciano a grandi linee l'evoluzione.

Tra il 1860 e il 1997, la popolazione residente in Svizzera è aumentata da 2,5 a 7,1 milioni di abitanti, registrando una crescita media dello 0,8 per cento all'anno. Il ritmo di crescita è stato piuttosto irregolare: esso è risultato infatti rapido nei periodi tra il 1890 e il 1910 e tra il 1945 e il 1970, mentre è stato più lento tra il 1860 e il 1880 e tra le due guerre mondiali; ha segnato valori negativi soltanto nel 1918 e tra il 1975 e il 1977. L'irregolarità del tasso di crescita è dovuta essenzialmente al saldo migratorio con l'estero. Quest'ultimo è stato negativo dal 1872 al 1887, mentre la situazione si è successivamente capovolta grazie alla fase di prosperità economica, conclusasi nel 1910. Da quella data e fino al 1930, le emigrazioni sono risultate nuovamente superiori alle immigrazioni. Infine, a partire dalla seconda guerra mondiale e fino ai nostri giorni, ad eccezione di alcuni periodi, la Svizzera ha registrato un saldo migratorio fortemente positivo. L'eccedenza delle nascite, a lungo elevata, diminuisce sia a causa dell'invecchiamento della popolazione che del basso tasso di fecondità, provocando di conseguenza un aumento dei decessi e un calo delle nascite. Nel corso dei prossimi decenni, il saldo naturale potrebbe quindi diventare negativo.

A partire dalla metà del diciannovesimo secolo, la struttura dell'età della popolazione ha iniziato a modificarsi nel senso di un invecchiamento demografico, caratterizzato dalla diminuzione della proporzione di giovani e dall'aumento di quella degli anziani. Questa tendenza all'invecchiamento dovrebbe proseguire anche nei prossimi decenni. Dal 1930 al 1995, il numero di persone della fascia d'età di sessant'anni o più è aumentato di 3,3 volte, mentre quello delle persone di 80 anni o più è decuplicato. Si calcola che entro il 2050 il primo gruppo si moltiplicherà ancora di 1,6 volte e il secondo di 2,7 volte. L'invecchiamento modifica l'equilibrio tra il numero di persone attive e quello di pensionati e incide sulla femminilizzazione della terza e della quarta età.

L'analisi prosegue con uno studio dei diversi fattori determinanti per l'evoluzione del numero e della struttura della popolazione della Svizzera.

Dopo la seconda guerra mondiale, la nuzialità delle persone celibi/nubili ha registrato un'evoluzione contrastata, caratterizzata fin verso il 1970 da una diminuzione dell'età al primo matrimonio e, poi, da un aumento particolarmente marcato. La proporzione di donne già sposate a 25 anni è passata dal 35 per cento nel 1930 al 60 per cento circa nel 1970, per poi riportarsi al 25 per cento nel 1996. Al posticipo delle prime nozze, si è aggiunto anche un certo disinteresse per l'unione legale. La proporzione di donne non più nubili a cinquant'anni, a lungo vicina all'80 per cento, dovrebbe diminuire tra le donne delle generazioni nate dopo il 1960, sempre che la tendenza attuale trovi riscontro anche in futuro.

Mentre il matrimonio delle persone nubili/celibi è in calo, il divorzio è in rapido aumento dal 1965. Il 30 per cento dei matrimoni celebrati nel 1970 si concluderanno prima o poi con un divorzio, contro il 10 per cento delle unioni celebrate cinquant'anni prima. Il maggiore rischio di divorzio interviene tra i 10 e i 15 anni dalle nozze.

Dalla metà del diciannovesimo secolo, l'evoluzione della fecondità è stata caratterizzata da una riduzione a lungo termine, interrotta da quattro decenni di forte fecondità (1938-1978). Se nel 1875 l'indicatore di fecondità era di 4,4 figli per donna, oggi quest'ultimo non supera il livello di 1,5 figli: livello che non dovrebbe variare nei prossimi cinquant'anni. La diminuzione della fecondità è risultata moderata per le prime due nascite, ma notevolmente più accentuata a partire dal 3° figlio.

L'età media alla maternità, che era di 30,6 anni presso le donne nate verso il 1910 (che hanno avuto poco più di due figli in media) è diminuita fino a 26,8 anni tra le donne nate verso il 1945. Nelle generazioni successive, la fecondità è divenuta sempre più tardiva, per cui prossimamente l'età media alla maternità dovrebbe raggiungere nuovamente valori vicini ai trent'anni.

La mortalità ha registrato uno straordinario calo. La mortalità infantile, in particolare, è diminuita di 40 volte in 120 anni, passando dal 20 per cento attorno al 1875 (un neonato su cinque non raggiungeva l'anno di vita) allo 0,5 per cento attuale. Pur essendo regredita in modo meno rapido, la mortalità ha segnato un calo considerevole anche tra gli adulti. La speranza di vita alla nascita è quasi raddoppiata, passando da 39,5 anni nel 1876 a 76,9 anni nel 1996 per gli uomini e da 52,5 anni a 82,0 anni per le donne. Anche per le altre età, il numero medio di anni che restano da vivere è aumentato in proporzioni paragonabili. La sola eccezione, peraltro recente, a questa diminuzione generale della mortalità è costituita dalla progressione dei decessi per incidente e per AIDS.

L'analisi delle fluttuazioni giornaliere e mensili degli eventi demografici evidenzia fenomeni interessanti, come la concentrazione dei matrimoni il venerdì e la ridotta frequenza delle nascite durante il fine settimana, che risulta dall'aumento della quota di parti provocati e di parti cesarei.

Le nascite sono ripartite in modo particolarmente uniforme nel corso dell'anno, nonostante il crescente controllo della fecondità che dovrebbe permettere alle coppie di scegliere il mese della nascita. Ogni anno, da fine agosto a fine settembre si osserva un incremento delle nascite. Queste nascite sono da ricondurre all'intensificarsi dei concepimenti nel periodo di Natale e Capodanno, un periodo in cui la proporzione delle coppie separate, in particolare per motivi professionali, è la più bassa. I matrimoni si celebrano con maggiore frequenza tra maggio e settembre, mentre i decessi, che prima si concentravano soprattutto nei mesi invernali, tendono a ripartirsi in maniera sempre più uniforme sull'intero arco dell'anno.

Dall'analisi delle variazioni giornaliere e mensili del numero di eventi, emerge che alcuni di essi sono legati a determinate circostanze. Per esempio, l'entrata in vigore della nuova legge sulla cittadinanza, nel gennaio 1992, è stata prece-

duta, nel novembre e dicembre 1991, da un aumento del numero di matrimoni. Anche il giorno 8.8.1988 si è registrato un repentino aumento del numero di matrimoni, soprattutto nelle regioni della Svizzera tedesca.

Diversi episodi della storia demografica svizzera si ritrovano nell'evoluzione della fecondità: si pensi per es. alle punte di mortalità dovute alle epidemie di influenza e alle loro ripercussioni, con nove mesi di intervallo, sulla fecondità. Anche le guerre mondiali hanno avuto conseguenze demografiche, in particolare sulla nuzialità, la cui flessione nei periodi bellici ha determinato poi un calo della fecondità.

Lo studio si conclude con un raffronto tra l'andamento demografico in Svizzera e quello dei Paesi confinanti, da cui risulta che nel nostro Paese la nuzialità è più elevata ma anche più tardiva, la proporzione di concepimenti prenuziali è più bassa e la situazione sanitaria è complessivamente più favorevole.



Chapitre 1: Evolution de la population

De 2,5 à 7,1 millions d'habitants entre 1860 et 1997 : une croissance moyenne de 0,8 % l'an

Lors de son premier recensement moderne, le 10 décembre 1860, la Suisse comptait deux millions et demi d'habitants. Depuis cette époque, avec une croissance moyenne de 0,8 % par an, la population de la Confédération (Figure 1.1) a un peu moins que triplé, atteignant aujourd'hui 7 millions d'habitants (7,08 millions au 1^{er} janvier 1997). Dans un demi-siècle, l'effectif de la population ne sera peut-être pas très différent de ce qu'il est actuellement : 7,4 millions en 2050 selon le scénario A de l'OFS¹ ; selon le scénario B, il sera supérieur (8,4 millions), au terme d'une progression continue ; en revanche, selon le scénario C, il commencera bientôt à *diminuer* (à partir de 2002) et n'atteindra plus que 5,9 millions d'habitants en 2050, revenant ainsi à sa valeur du milieu des années 1960.

Le rythme de la croissance démographique (Figures 1.2 et 1.3) depuis le milieu du XIX^e siècle n'a pas été uniforme : rapide au cours des périodes 1890-1910 et 1945-1970, avec des taux moyens de l'ordre de + 1,2% par an, plus lente de 1860 à 1880 et entre les deux guerres mondiales (+ 0,5% sur la période 1920-1945), la croissance de la population n'a été *négative* que certaines années très particulières : en 1918 (- 0,4%) en raison de la très forte *mortalité* causée par l'épidémie de grippe, de 1975 à 1977 (- 0,6% en 1975 et 1976, - 0,1% en 1977) du fait de forts excédents d'*émigration*. Inversement, le taux d'accroissement a été exceptionnellement élevé en 1961 (+ 2,7%) et, dans une moindre mesure, en 1962 (+ 2,3%) et 1963 (+ 1,9%), par suite d'excédents d'*immigration* spécialement importants.

Le solde migratoire

Sauf circonstance exceptionnelle, comme ce fut le cas en 1918, le taux d'accroissement de la population doit l'irrégularité de ses variations annuelles bien davantage au solde des migrations avec l'étranger qu'au solde du mouvement naturel, c'est-à-dire à l'écart entre naissances et décès.

Le solde migratoire relatif, dont la valeur moyenne depuis 1860 a été de + 1,2 pour mille, a été *négatif* de 1872 à 1930, sauf de 1888 à 1910, années de prospérité économique : la Suisse a été longtemps un pays d'*émigration nette*. Mais, depuis la fin de la Seconde Guerre mondiale, le solde migratoire de la Suisse (valeur moyenne de + 3,7 pour mille durant la période 1946-1996) a été presque constamment positif, les seules exceptions notables correspondant aux années 1970 et 1975 à 1977.

Cinq années se signalent par un solde migratoire relatif nettement plus élevé que celui des années voisines : 1961 à 1963 (respectivement + 18, + 15 et + 10 pour mille), 1990 (+ 8 pour mille) et 1991 (+ 9 pour mille) ; deux par un solde migratoire relatif nettement plus faible : 1975 et 1976 (- 9 pour mille). En 1995,

¹ Dans les figures où sont représentés les résultats des scénarios A, B et C de l'Office fédéral de la statistique (OFS) à l'horizon 2050, la trame claire caractérise l'intervalle entre les scénarios A et B, la trame foncée l'intervalle entre les scénarios A et C.



le solde migratoire relatif a été de + 3,5 pour mille. Les scénarios A, B et C de l'OFS envisagent des soldes migratoires très faiblement positifs à l'horizon 2050 (compris entre 0 et + 0,5 pour mille).

Au cours du demi-siècle qui va du 1^{er} janvier 1946 au 31 décembre 1995, la somme algébrique des soldes migratoires a légèrement dépassé le million de personnes (1,06 million). Mais l'effet de cette immigration nette sur l'effectif actuel de la population excède largement ce total, car s'il faut lui retrancher les décès de migrants, il faut lui ajouter les naissances issues de ces migrants, relativement nombreuses du fait d'une répartition par âge nettement plus jeune que celle de la population de la Suisse.

Par un calcul approximatif, fondé sur l'hypothèse que les niveaux de fécondité et de mortalité, chaque année à sexe et âge égaux, ont été *identiques* de 1946 à 1995 entre migrants et non migrants, on peut projeter jusqu'au 1^{er} janvier 1996 la population qui résidait en Suisse le 1^{er} janvier 1946, telle qu'elle *aurait* évolué à solde migratoire *nul* à chaque âge, mais avec les tables annuelles de fécondité et de mortalité par sexe et âge *effectivement* observées. Ce calcul, qui *minore* l'effet des migrations, en raison du fait que la fécondité des migrants excède celle des nationaux, conduit à 5,23 millions de personnes, au lieu des 7,06 effectivement observés. L'effet des migrations au cours de cinquante années 1946-1995 a donc été d'augmenter (au moins) de 35% la population du pays. Pour la génération née en 1960 (qui avait 35 ans révolus le 1^{er} janvier 1996), cette augmentation atteint 60%, tant pour le sexe masculin que pour le sexe féminin (Figures 1.4 et 1.5). Observons que la migration a freiné la montée du vieillissement de la population (voir la pyramide inférieure de la figure 1.5).

L'effet, sur l'effectif de la population de la Suisse au 1^{er} janvier 1996, des migrations au cours des cinquante années précédentes ($7,06 - 5,23 = 1,83$ million) se décompose algébriquement en deux éléments *positifs* d'importance voisine: la somme algébrique des soldes migratoires annuels de la période (1,06 million, à majorité féminine vers 20 ans, masculine vers 30 ans: voir la partie supérieure de la figure 1.4) et le nombre de naissances issues de ces migrants (0,90 million de naissances supplémentaires en Suisse) et un élément *négligeable*, le nombre des décès de migrants ou d'enfants issus de migrants (0,13 million de décès supplémentaires en Suisse).

Sur la partie inférieure de la figure 1.4, on a indiqué l'effet des migrations de la période 1946-1975 sur les effectifs par âge de la population au 1^{er} janvier 1976, chaque génération étant repérée par son âge en années révolues au 1^{er} janvier 1996, comme pour la courbe supérieure qui représente l'effet des migrations de la totalité des cinquante années sur la population du 1^{er} janvier 1996. On voit ainsi l'effet des migrations de *retour*, de 1976 à 1995, pour les personnes âgées de 50 ans ou plus au 1^{er} janvier 1996.

Taux bruts d'excédent naturel, de natalité et de mortalité

Le *taux brut d'excédent naturel* (Figure 1.3), dont la valeur moyenne de 1860 à 1996 est de + 6,5 pour mille, a été inférieur à cette moyenne en 1870-1871, de 1915 à 1941 (sauf 1921-1923) et *constamment* depuis 1971 ; en 1995, il est de + 2,3 pour mille. Les scénarios A, B et C de l'OFS envisagent la poursuite de la



décroissance du taux brut d'excédent naturel, qui le porterait au milieu du prochain siècle à - 2,5 pour mille selon le scénario A, à + 0,5 et - 7,5 pour mille selon les scénarios B et C.

Le *taux brut de natalité*, qui avoisinait ou dépassait 30 naissances pour mille habitants dans les années 1870, a évolué en baisse pendant presque tout le XX^e siècle, les périodes de diminution rapide étant celles des années 1901-1917 (passage de 29 à 18 pour mille), 1920-1937 (de 21 à 15 pour mille) et 1965-1978 (de 19 à 11 pour mille). Les périodes au cours desquelles le taux brut de natalité a augmenté sont essentiellement 1940-1945 (passage de 15 à 20 pour mille) et 1954-1964 (de 17 à 20 pour mille). En 1995, il a atteint 12 pour mille. Les scénarios A, B et C de l'OFS envisagent que son évolution à la baisse va se poursuivre, mais se ralentir, les valeurs de 2050 se situant respectivement à 10, 11 et 8 pour mille.

Le *taux brut de mortalité* a évolué depuis 1861 en baisse beaucoup plus régulière que le taux brut de natalité, la seule exception notable étant l'année 1918 marquée par l'épidémie de grippe espagnole. Vers 1870, il avoisinait 25 décès pour mille habitants. Durant les cinquante années suivantes, il décroît rapidement, n'atteignant plus que 13 pour mille en 1921. Son rythme de diminution se ralentit ensuite, l'amenant à 9 pour mille à la fin des années 1970. Depuis une quinzaine d'années, il fluctue autour de cette valeur.

Remarquons qu'en dépit du vieillissement de la population, le taux brut de mortalité n'a jamais augmenté dans le passé : l'effet – à la hausse – du vieillissement démographique sur le taux brut de mortalité a été plus que compensé par l'effet – à la baisse – de l'allongement de la vie moyenne. En revanche, dans l'avenir, il en ira probablement autrement : les scénarios A, B et C de l'OFS envisagent tous les trois une augmentation qui le porterait respectivement à 12, 10,5 et 15,5 pour mille en 2050.

Les scénarios A, B et C de l'OFS à l'horizon 2050

L'Office fédéral de statistique établit périodiquement, sur la base d'un ensemble cohérent et plausible d'hypothèses préalablement définies en matière de fécondité, de mortalité et de migrations, des *scénarios* prospectifs sur l'évolution de la population de la Suisse. Le dernier travail de ce genre a été effectué en 1995.

L'OFS ne propose pas une prévision unique de la population résidante selon le sexe et l'âge, mais plusieurs, correspondant chacune à un scénario différent, fondé sur une combinaison d'hypothèses différentes. Les trois scénarios auxquels se réfère le présent ouvrage se situent dans des contextes économiques et politiques différents :

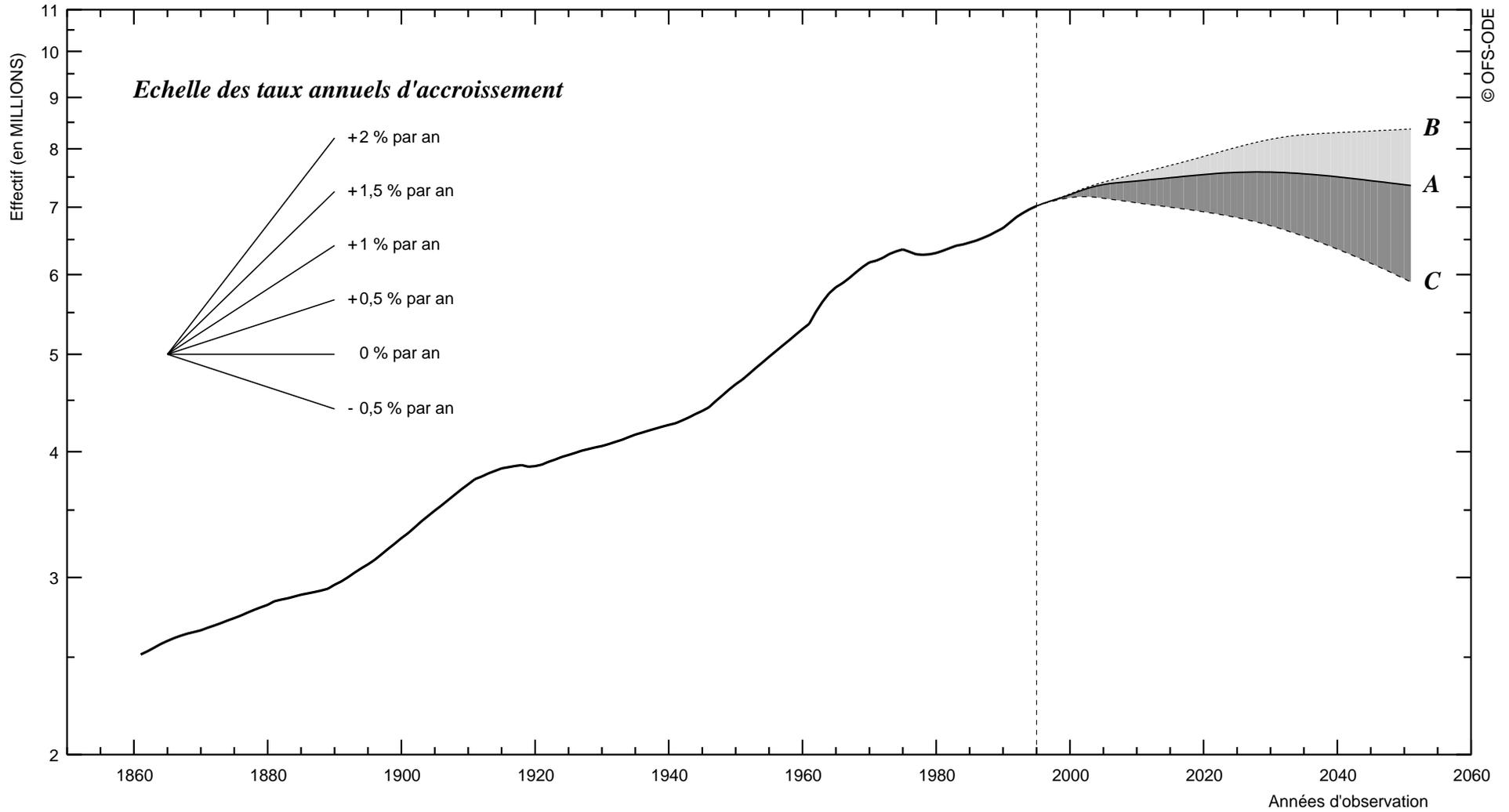
- le scénario A, dénommé scénario *tendanciel*, repose sur l'hypothèse que la croissance économique sera modérée et que les négociations avec l'Union Européenne aboutiront à l'instauration de la libre circulation des personnes entre la Suisse et l'Espace Economique Européen à partir de l'an 2000. L'évolution de la population ne serait ainsi perturbée par aucun choc économique ou démographique (forte pression migratoire par exemple). Ce scénario est tenu pour le plus plausible, au moins à moyen terme.
- le scénario B, dénommé scénario de *dynamique positive*, envisage une plus grande ouverture économique et sociale, conduisant à une croissance démographique plus soutenue que le scénario A.
- le scénario C, dénommé scénario de *dynamique négative*, suppose une démographie nettement plus atone que le scénario A, la fécondité se maintenant à des niveaux très bas tandis que l'allongement de la durée de la vie ralentirait sa progression.

Le lecteur intéressé trouvera des informations plus détaillées, à la fois sur les hypothèses et sur les résultats des divers scénarios, dans l'ouvrage de l'OFS, *Les scénarios de l'évolution démographique de la Suisse, 1995-2050*, OFS, Berne, 1996.





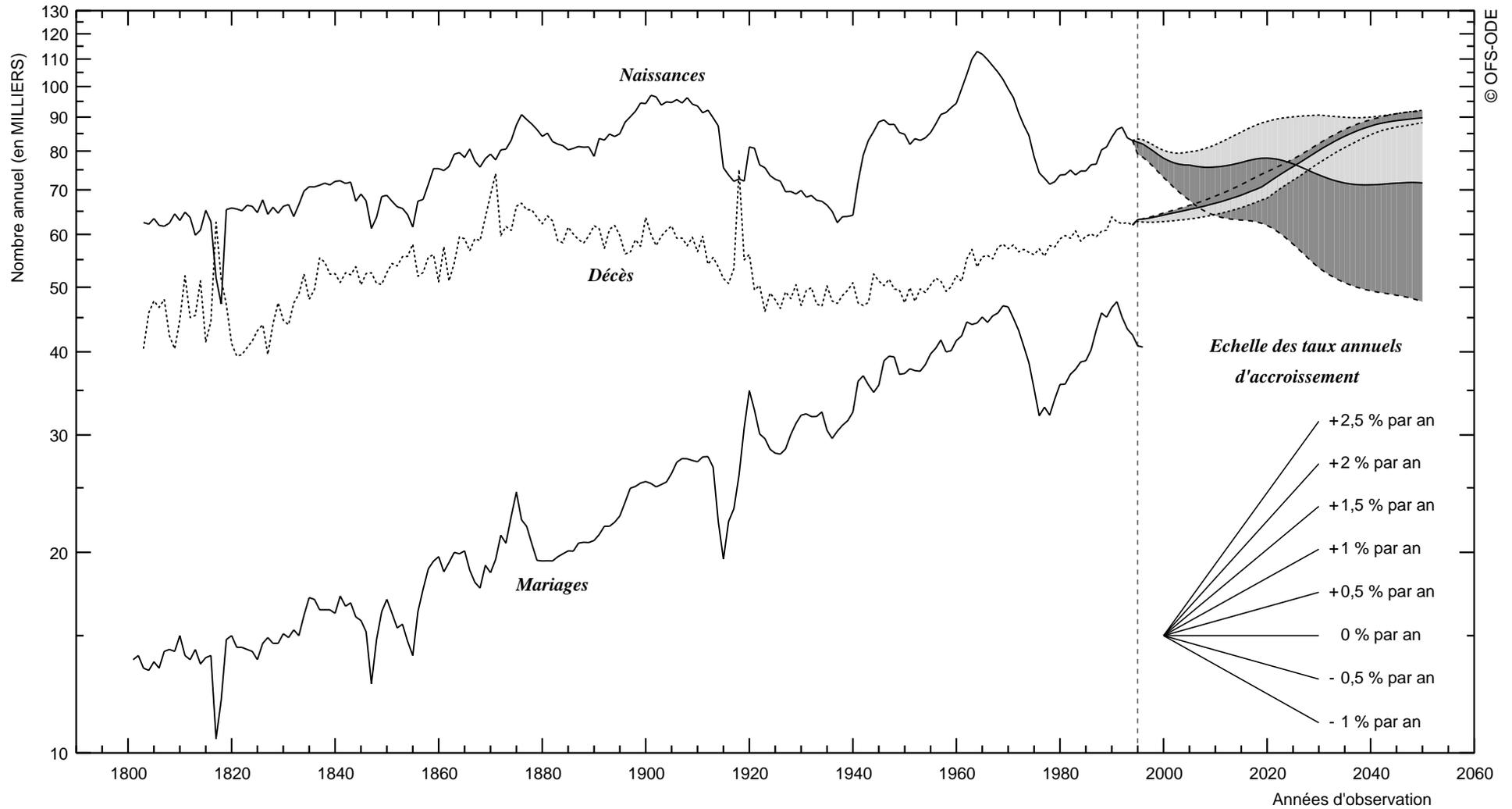
Figure 1.1 SUISSE, 1860-2050
 Evolution de l'effectif de la population au 1er janvier de l'année
 Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
 Echelle des ordonnées logarithmique



L'échelle logarithmique des ordonnées permet d'apprécier les variations relatives : le taux annuel d'accroissement de la population est constant lorsque la courbe varie linéairement



Figure 1.2 SUISSE, 1800-2050
Evolution des nombres annuels de naissances, décès et mariages depuis 1800
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
Echelle des ordonnées logarithmique



© OFS-ODE

L'échelle logarithmique des ordonnées permet d'apprécier les variations relatives



Figure 1.3 SUISSE, 1861-2050
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
Taux annuel de variation de l'effectif de la population
Taux brut d'excédent naturel et solde migratoire relatif
Taux bruts de natalité et de mortalité

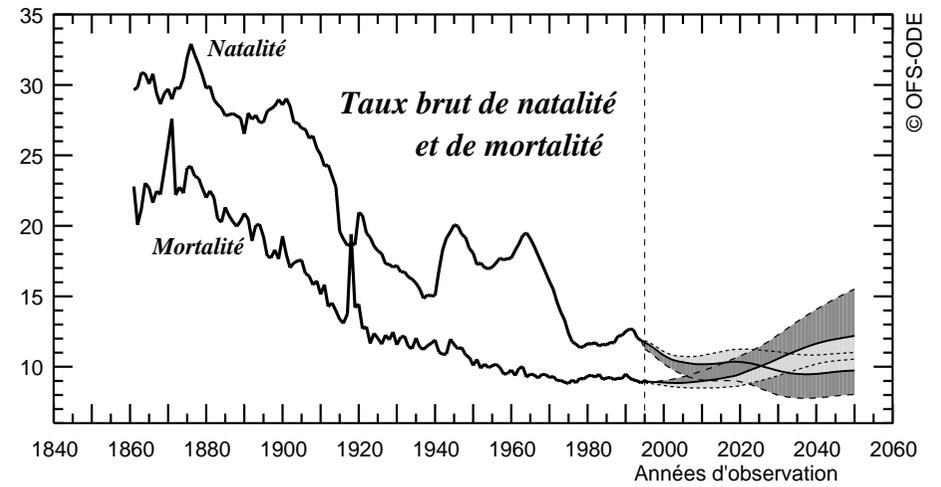
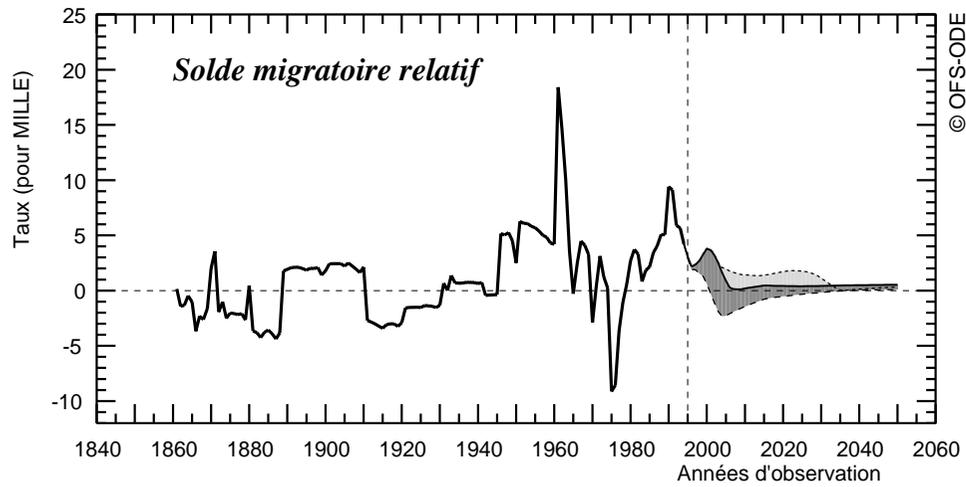
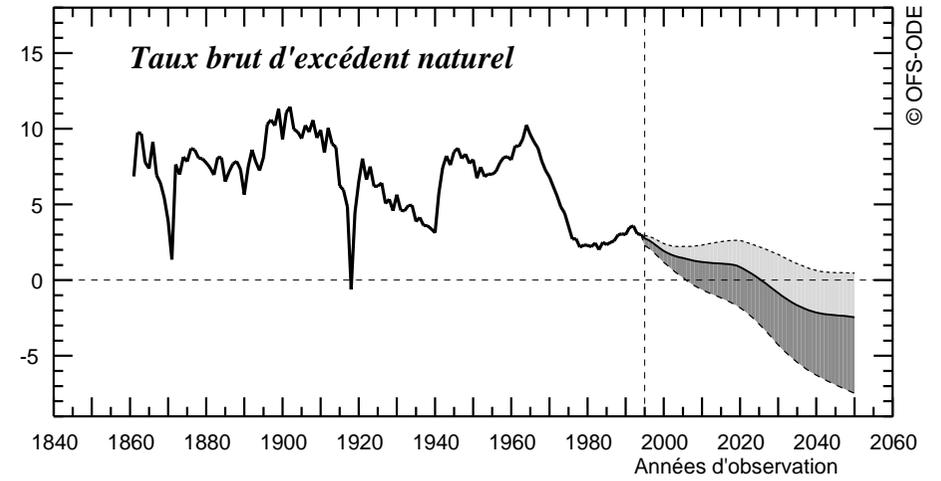
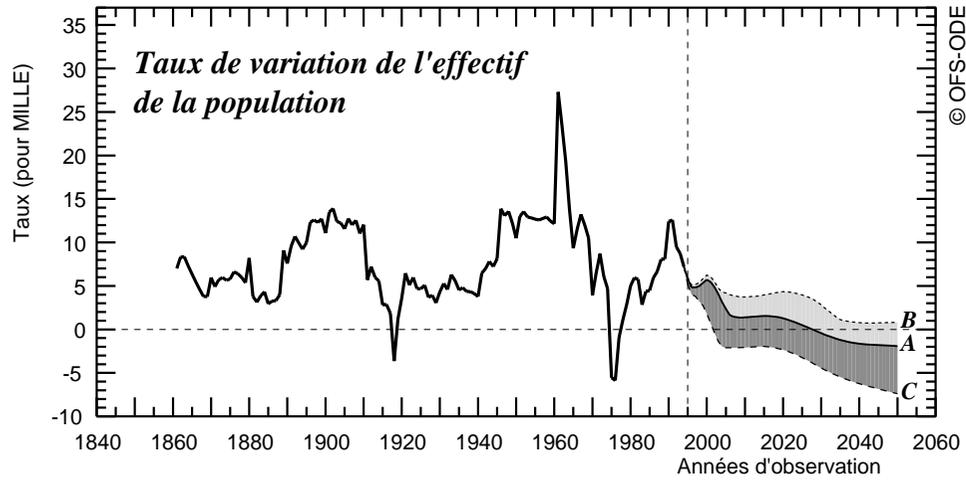


Figure 1.4 SUISSE, Migrations de la période 1946-1995

Partie supérieure : Somme des soldes migratoires par sexe et âge de la période

Partie inférieure : Estimation de l'augmentation de chaque classe d'âge résultant des migrations, sous l'hypothèse que migrants et non migrants ont eu la même fécondité et la même mortalité, à sexe et âge égal, durant la période

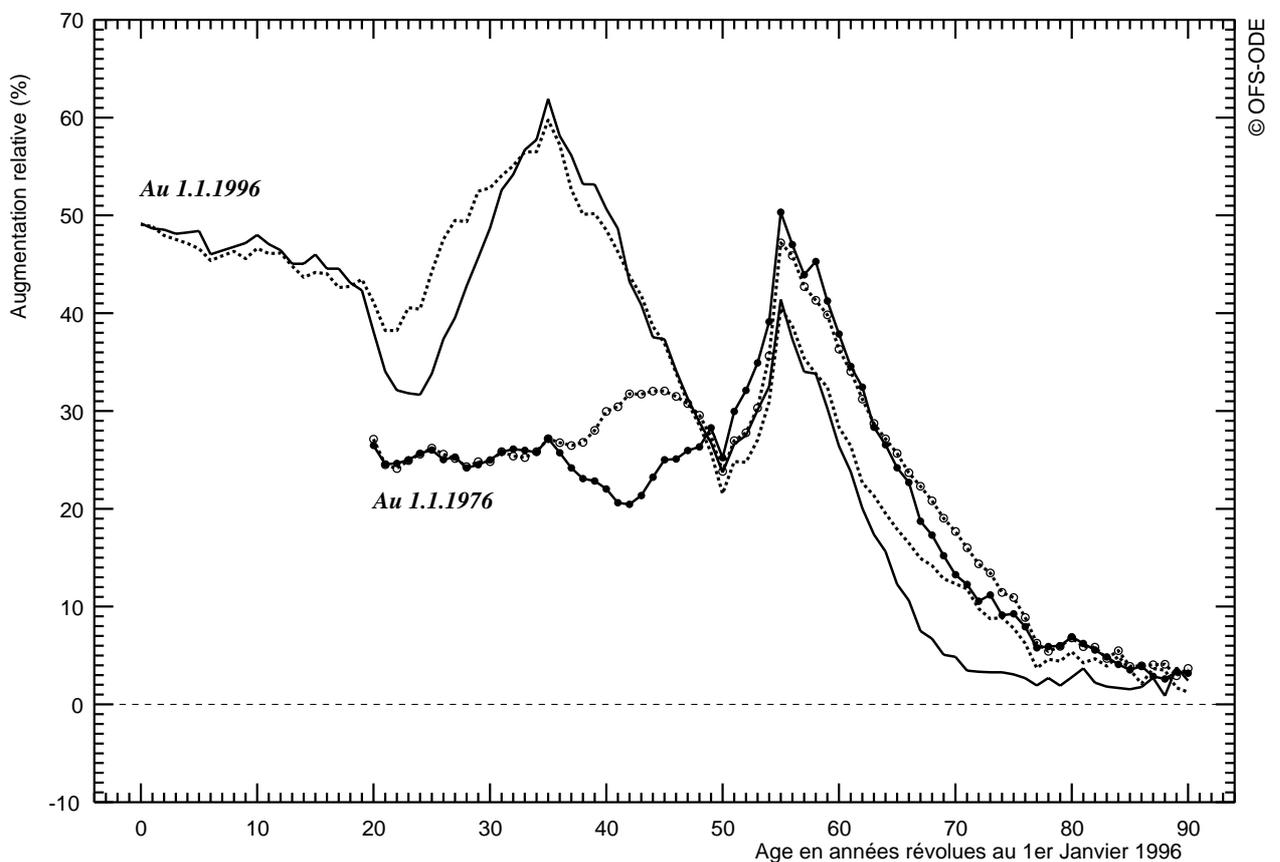
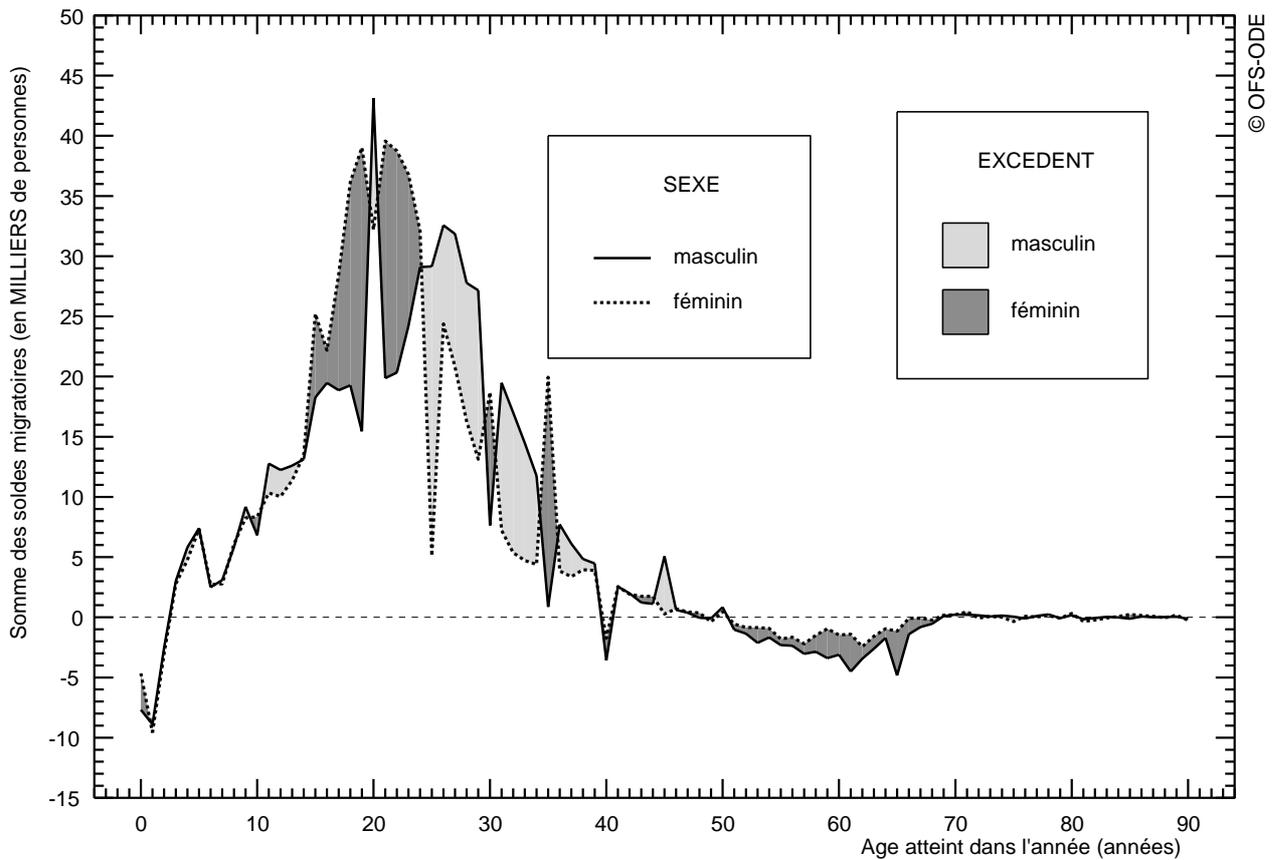
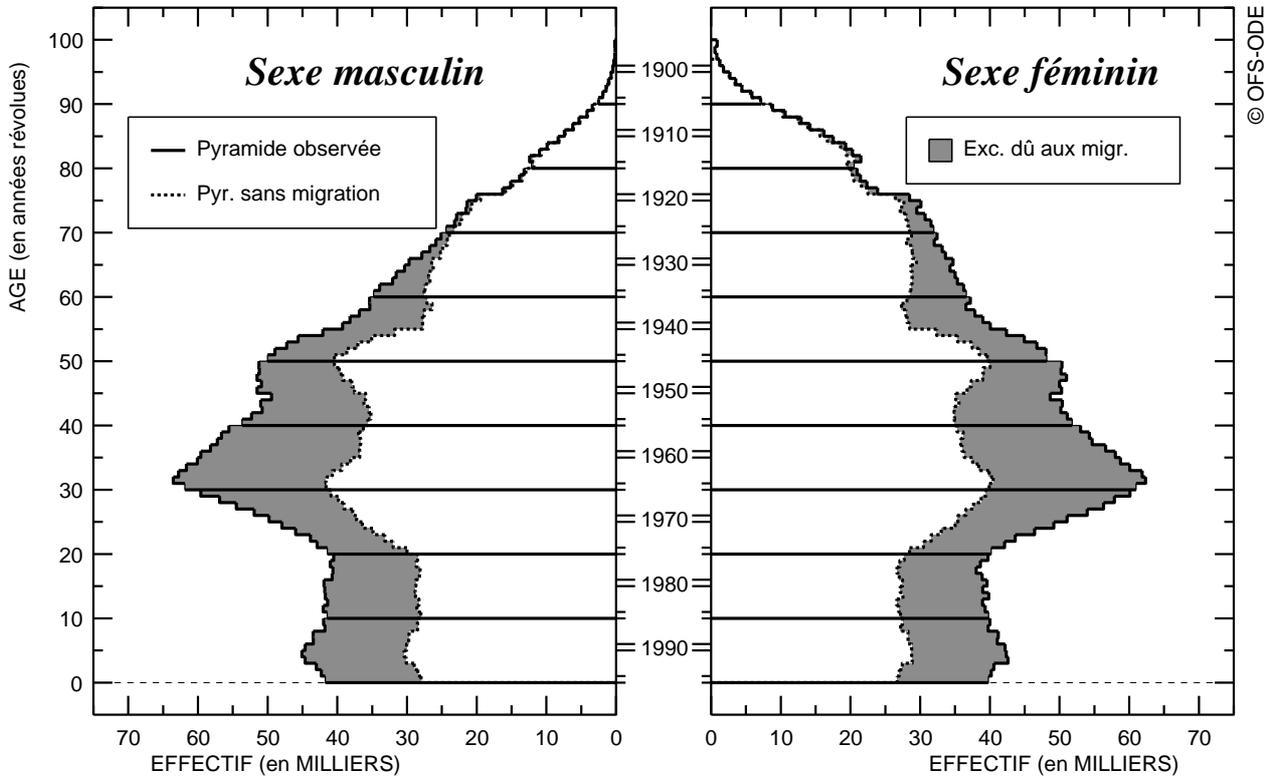
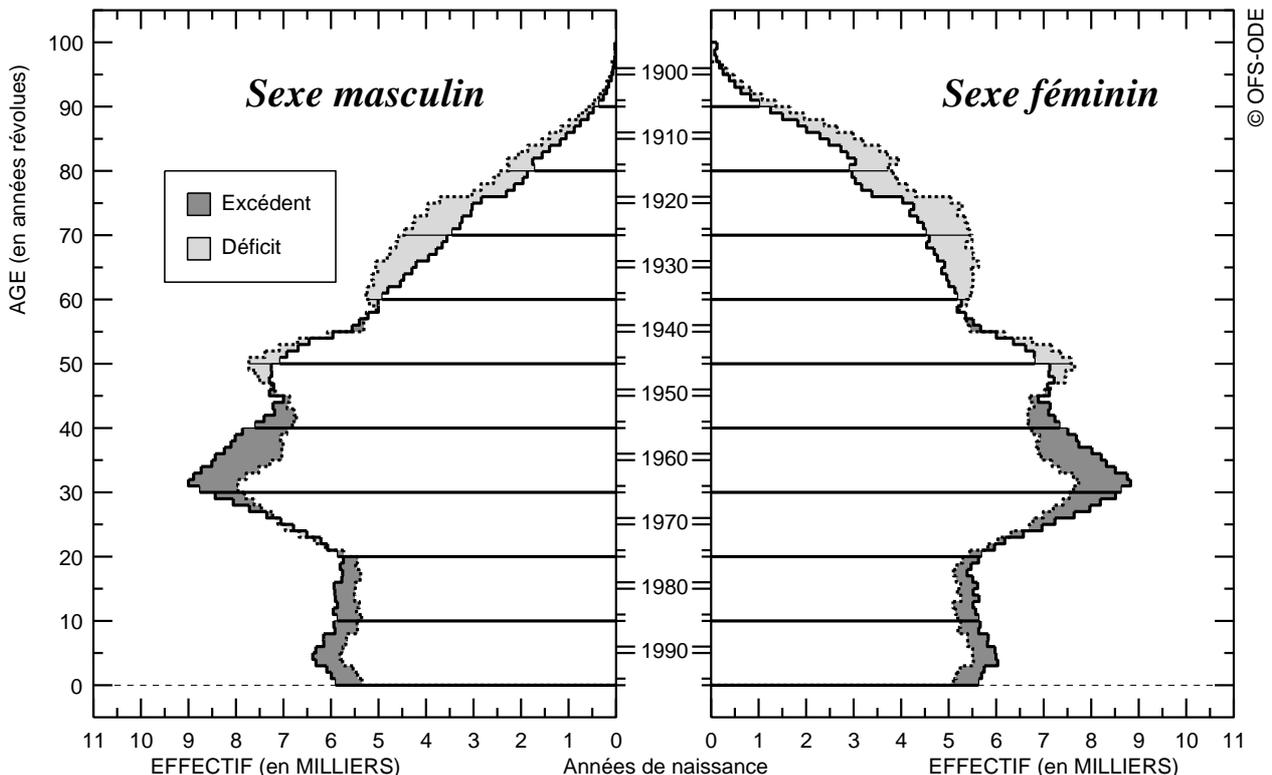


Figure 1.5 SUISSE, 1er janvier 1996
Pyramide des âges observée et pyramide des âges qu'on aurait observée
en l'absence de migrations depuis 1946
sous l'hypothèse de niveaux de fécondité et de mortalité identiques, chaque année,
entre migrants et non migrants, à sexe et âge égal

En nombres absolus



En nombres relatifs (population totale ramenée à 1 million d'habitants)



Une population qui vieillit et qui vieillira encore

La composition par âge de la population s'est progressivement modifiée depuis le milieu du XIX^e siècle dans le sens général du *vieillesse démographique* : diminution de la proportion des jeunes, marquée par le rétrécissement de la base de la pyramide des âges, augmentation de la proportion des personnes âgées (Figure 2.1). Les pyramides des âges futures (Figure 2.2) tendent à être formées, à mesure qu'on s'élève dans l'échelle des âges, de classes d'effectif peu variable jusqu'à 80 ans, puis rapidement décroissant au-delà.

Par ailleurs, les niveaux exceptionnels de la natalité ou du solde migratoire laissent leur empreinte durant plusieurs décennies sur les pyramides des âges ultérieures. C'est ainsi que, dans les pyramides des âges des années 1970 à 2010, les générations les plus nombreuses sont celles nées vers 1965, époque de forte natalité en Suisse mais aussi époque où sont nés (à l'étranger) un nombre important d'immigrés.

La figure 2.3 décrit l'évolution des effectifs de quatre grands groupes d'âge : moins de 20 ans, 20-64 ans, 65 ans ou plus, moins de 50 ans. L'effectif des moins de 20 ans a, dans l'ensemble, relativement peu varié depuis le milieu du XIX^e siècle. Celui du groupe 20-64 ans a crû à un rythme voisin de celui de la population totale, passant de 1,55 à 4,4 millions de personnes entre 1890 et aujourd'hui, soit sensiblement un triplement. Celui du groupe 65 ans ou plus est passé de 0,15 à 1,06 million, multipliant ainsi son effectif par 7.

Dans le futur, même si la population est appelée à augmenter (ce qui est le cas selon le scénario B de l'OFS), le groupe des personnes de moins de 50 ans demeurera au voisinage de son effectif actuel tandis que le nombre des personnes de 65 ans ou plus continuera à augmenter rapidement d'ici à 2030 (1,06 million actuellement, 1,78 à 1,86 million en 2030 selon le scénario).

La figure 2.4 est analogue à la figure 2.3, mais on y a représenté l'évolution des *proportions* au sein de la population totale au lieu de celle des *effectifs absolus*. La caractéristique générale du vieillissement apparaît très clairement : diminution de la proportion des jeunes (moins de 20 ans) *compensée presque exactement* par l'augmentation de la proportion des personnes âgées (65 ans ou plus), le groupe d'âge central (20-64 ans) représentant à toute époque de 55 à 60% de la population totale.

Les changements affectant la composition par âge de la population n'ont guère commencé à se manifester de façon appréciable que vers 1910 : antérieurement, la pyramide des âges était très peu variable. Le vieillissement démographique, qui résulte de la baisse à long terme de la natalité et de la mortalité, a ainsi aujourd'hui un long passé, d'environ huit décennies. Ce n'est donc pas un phénomène nouveau, même s'il est sûr qu'il va être prochainement accentué, de façon marquée, par l'arrivée à 65 ans des générations nombreuses nées de 1940 à 1970.

L'augmentation rapide du nombre des personnes âgées et surtout très âgées

Trait général du vieillissement démographique: la croissance des effectifs âgés a été et sera d'autant plus rapide qu'on considère des âges plus élevés.

Sur la figure 2.5, on a représenté l'évolution des effectifs des groupes d'âge 60 ans ou plus, 65 ans ou plus, ..., 95 ans ou plus. Les effectifs aux très grands âges progressent en particulier à un rythme extrêmement rapide : de 1930 à 1995, l'effectif du groupe 60 ans ou plus a été multiplié par 3,3, celui du groupe 70 ans ou plus par 4,9, celui du groupe 80 ans ou plus par 10, celui du groupe 90 ans ou plus par 24, celui du groupe 95 ans ou plus par 35.

Même s'il est sûr que l'état de santé de la population s'est considérablement amélioré à âge égal depuis 1930 et continuera à le faire dans l'avenir, ces taux de croissance des effectifs aux très grands âges entraînent très vraisemblablement une augmentation rapide du nombre des personnes âgées *dépendantes*.

D'ici à 2050, l'effectif du groupe 60 ans ou plus sera multiplié par 1,6 selon le scénario A de l'OFS (1,8 et 1,5 selon les scénarios B et C), celui du groupe 70 ans ou plus par 2,0 (2,2 et 1,7), celui du groupe 80 ans ou plus par 2,7 (3,1 et 2,2), celui du groupe 90 ans ou plus par 4,3 (5,7 et 3,1), celui du groupe 95 ans ou plus par 5,0 (8,1 et 3,0).

Entre 1910 et 2050 : un vieillissement d'environ vingt années

On peut quantifier le degré de vieillissement de la population au voisinage d'un âge donné au cours d'une période en déterminant l'âge qui partage, à la *fin* de la période, la population en deux fractions (les personnes plus âgées et celles moins âgées) de la *même manière* que le faisait l'âge considéré au *début* de la période. On dira par exemple que l'âge de 37,5 ans en 1910 et l'âge de 50 ans en 1995 sont *homologues* parce que la proportion de la population totale qui dépassait 37,5 ans en 1910 est la même (31,2%) que celle qui dépassait 50 ans en 1995. En d'autres termes, l'âge au dessus duquel se situe 31,2% de la population totale est passé de 37,5 à 50 ans entre le 1^{er} janvier 1910 et le 1^{er} janvier 1995, soit, en l'espace de 85 ans, un vieillissement de 12,5 ans à l'âge qui est aujourd'hui 50 ans.

Sur la figure 2.6, on a représenté l'évolution, de 1861 à 2051, des âges homologues de 50, 55, 60, ..., 95 ans au 1^{er} janvier 1995. Vers ce qui est 50, 60 ou 70 ans actuellement, le vieillissement, au cours de la période de 140 ans qui va de 1910 à 2050, est de 22 années. Vers 80 ans actuellement, il est encore de 19 années, vers 90 ans de 15 années, vers 95 ans de 11 années.

L'effet du vieillissement sur l'équilibre entre actifs et retraités

La figure 2.7 (partie gauche) décrit l'évolution, de 1861 à 2051, de l'âge homologue de 60 ans en 1995, au sein de la population *âgée de 20 ans ou plus*. Cet âge est celui qui partage la population de 20 ans ou plus en deux effectifs de même rapport que le fait l'âge de 60 ans au 1^{er} janvier 1995. La partie droite de cette figure se rapporte à l'âge de 65 ans au lieu de 60 ans.

Dans un modèle très simplifié de système de retraites par *répartition*, où seraient actives *toutes* les personnes d'âge compris entre 20 ans et l'âge x – et celles-là seulement – et où seraient retraitées *toutes* les personnes d'âge x ou plus – et celles-là seulement –, l'âge x est l'âge de cessation d'activité (supposé identique pour tous les individus appartenant à la même génération) qui maintient *invariant* le rapport entre le nombre des retraités et le nombre des actifs et égal à la valeur qu'il avait le 1^{er} janvier 1995 avec respectivement 60 ou 65 ans² pour âge de cessation d'activité. Il résulte ainsi de l'examen de la figure 2.7 que le maintien de ce rapport nécessite un relèvement de l'âge de départ en retraite d'environ *dix* années d'ici à 2040, que l'on prenne indifféremment la référence actuelle à 60 ou à 65 ans.

On observera que de 1910 à 1995 le relèvement équivalent n'a été que de huit années à 60 ans et de neuf années à 65 ans. Notons que, durant la période 1980-1995, les âges homologues de 60 ou ceux homologues de 65 ans au 1^{er} janvier 1995 n'ont presque pas varié : le vieillissement a enregistré une *pause* dans son effet sur le rapport entre actifs et retraités, mais l'arrivée à l'âge de la retraite des générations nées après 1935, et surtout après 1940, va exercer un effet important dans les années futures.

La féminisation du troisième âge et surtout du quatrième âge

Actuellement (1997), à tous les âges inférieurs à 60 ans, la composition de la population selon le sexe est sensiblement *égalitaire* (Figure 2.8). On note cependant un léger excédent de garçons aux jeunes âges, dû au surcroît de naissances masculines (environ 105 garçons pour 100 filles parmi les nouveaux-nés), puis un excédent féminin entre 22 et 29 ans, du fait d'immigrations féminines plus nombreuses aux jeunes âges adultes, suivi à nouveau d'un excédent masculin de 30 à 53 ans. Mais, à partir de 54 ans, la population devient de plus en plus majoritairement féminine, en raison de la surmortalité des hommes. A 95 ans ou plus, on ne compte plus que 30 hommes pour 100 femmes : aux très grands âges, les *vieux* sont surtout des *vieilles*.

A travers le temps, ce schéma a peu varié (Figure 2.9). Dans la seconde moitié du XIX^e siècle, la composition par sexe était cependant un peu plus égalitaire à tous les âges. C'est à partir de 1920, avec l'accroissement de la surmortalité masculine, que la population très âgée s'est féminisée. Dans l'avenir, cette féminisation devrait ne se manifester qu'à des âges de plus en plus avancés.

² Si, au lieu de retenir 60 ans, on retient 65 ans, le résultat est sensiblement identique : un relèvement de dix ans de l'âge de cessation d'activité compense le vieillissement appelé à se produire d'ici à 2040 (voir la partie droite de la figure 2.7).



Figure 2.1 SUISSE. PYRAMIDES des AGES au 1er janvier des années 1861 à 1997 (effectif total de la population ramené à 1 million de personnes)

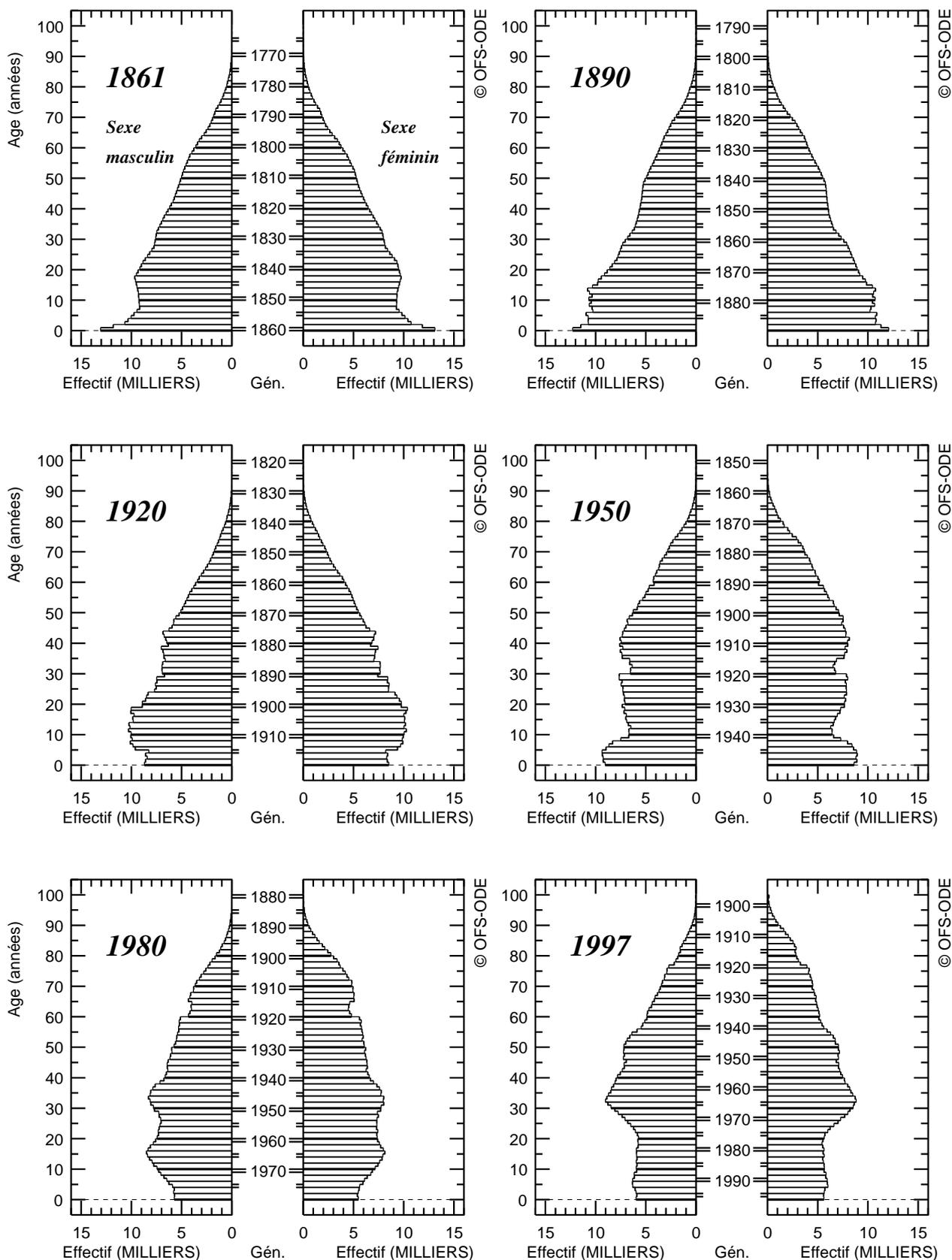
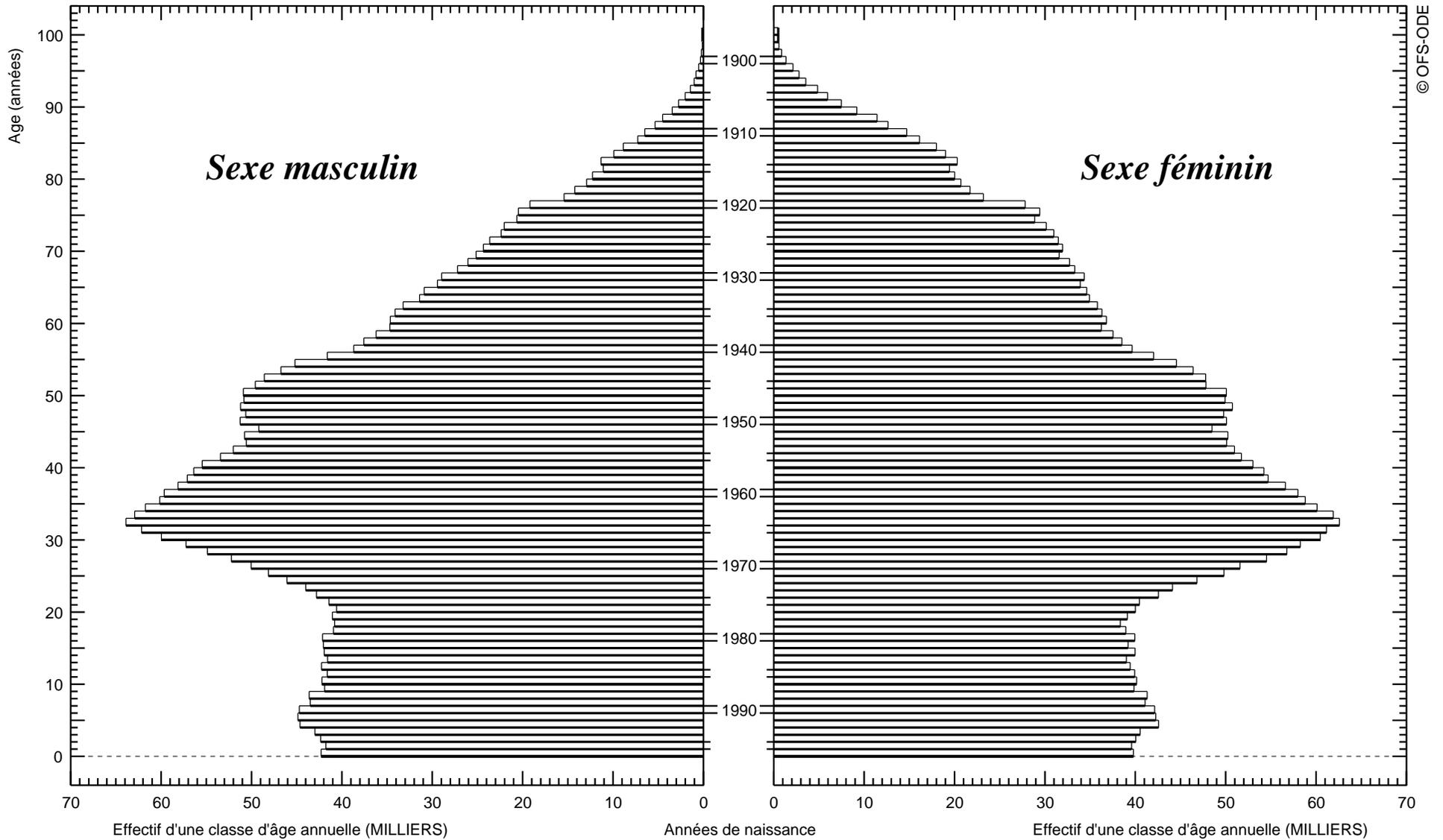




Figure 2.1.A SUISSE. PYRAMIDE des AGES au 1er janvier 1997



**Figure 2.2 SUISSE. PYRAMIDES des AGES au 1er Janvier des années 2000 à 2050 (effectif total de la population ramené à 1 million de personnes)
Scénarios A, B et C de l'OFS**

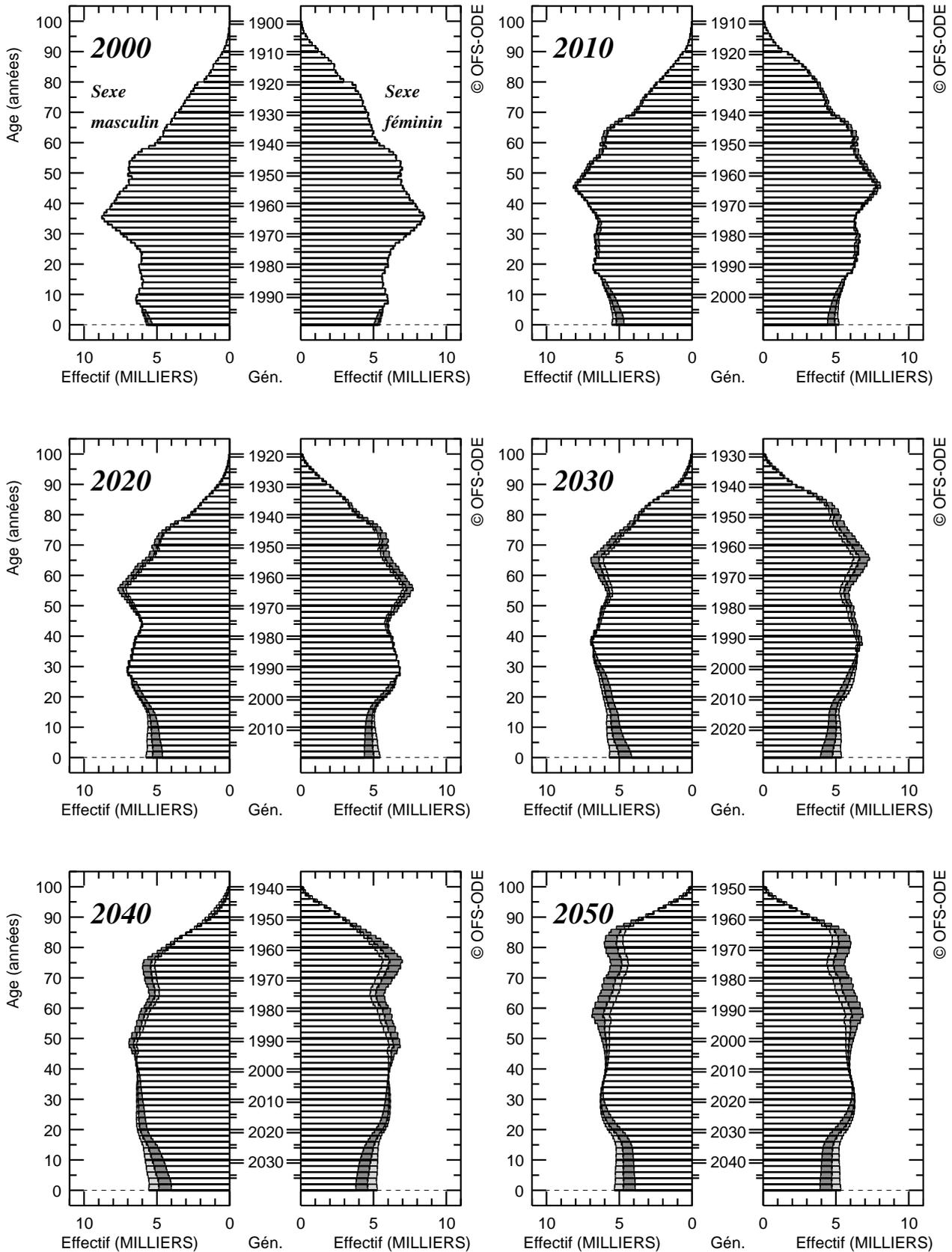
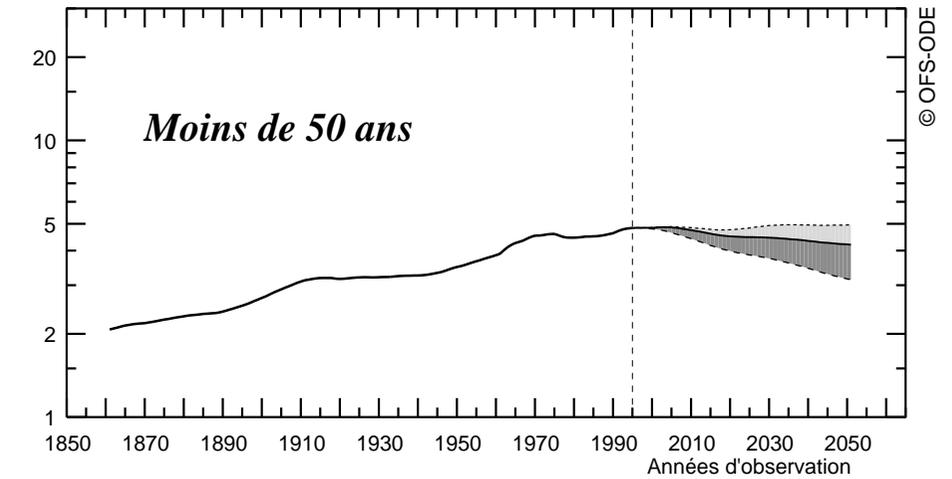
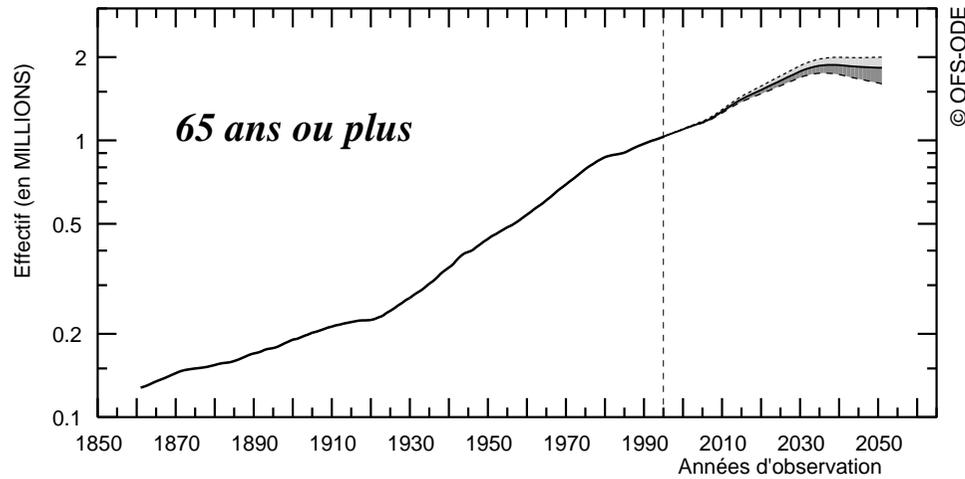
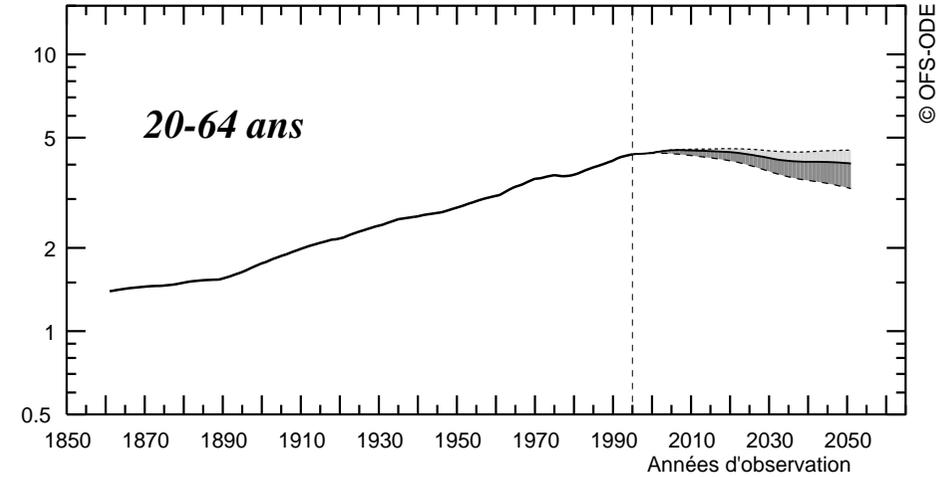
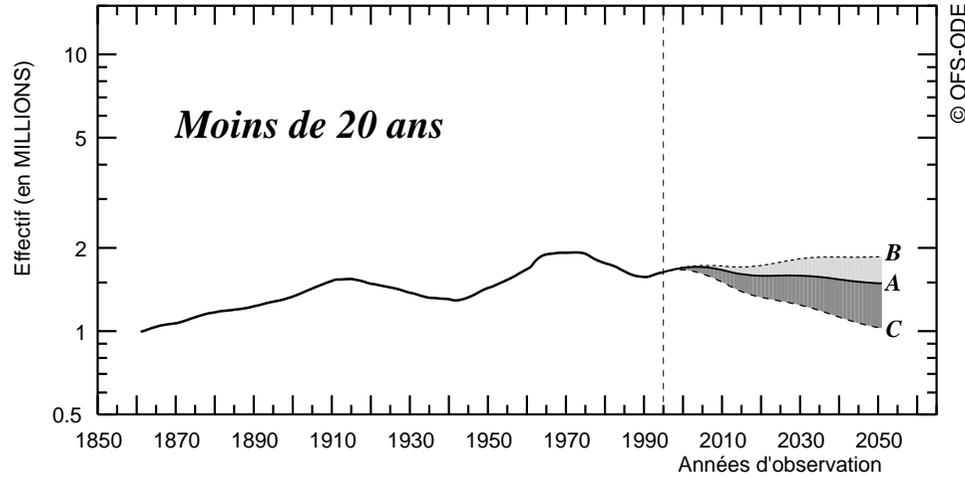




Figure 2.3 SUISSE, 1861-2050
Evolution des effectifs de la population par groupes d'âge au 1er janvier de l'année
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
Echelles des ordonnées logarithmiques de même module



L'échelle logarithmique des ordonnées permet d'apprécier les variations relatives :
le taux annuel d'accroissement de la variable représentée en ordonnées est constant lorsque la courbe varie linéairement



Figure 2.4 SUISSE, 1861-2050
 Evolution de la composition par groupes d'âge de la population au 1er janvier de l'année
 Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995

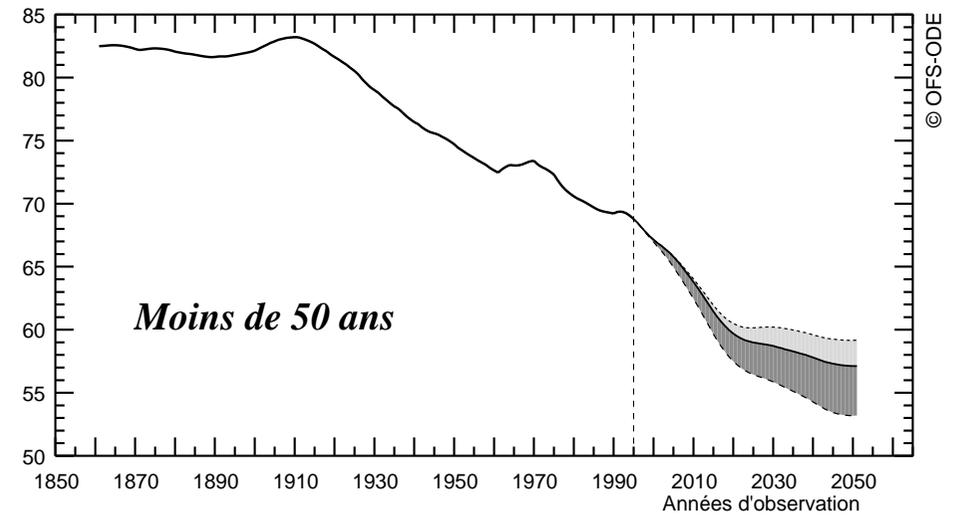
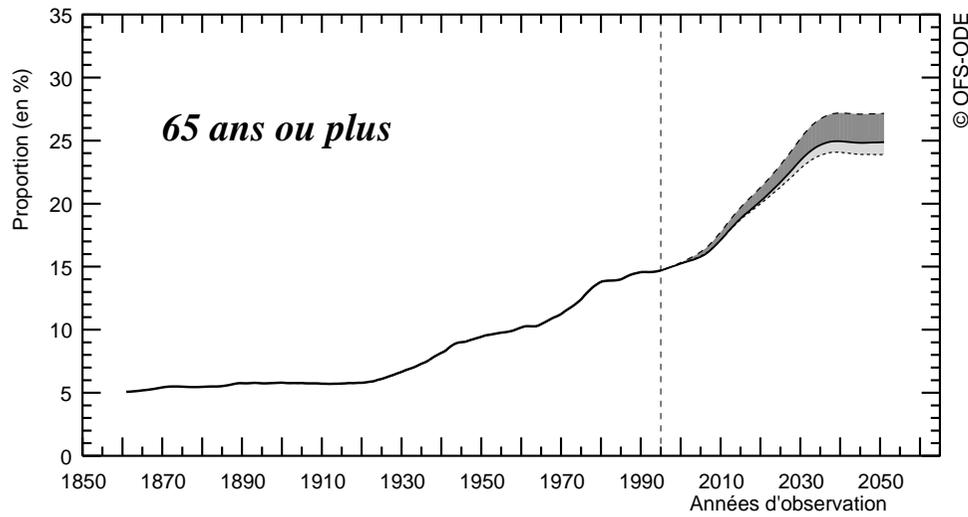
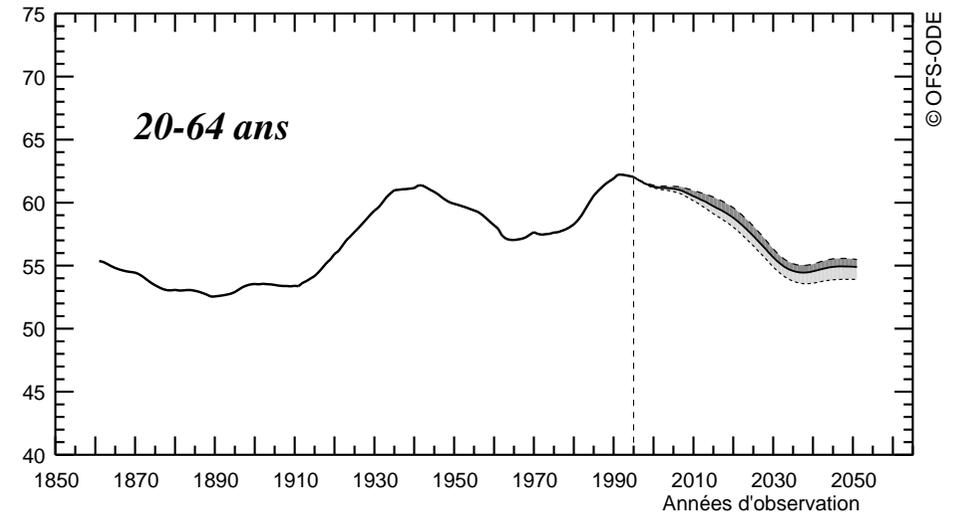
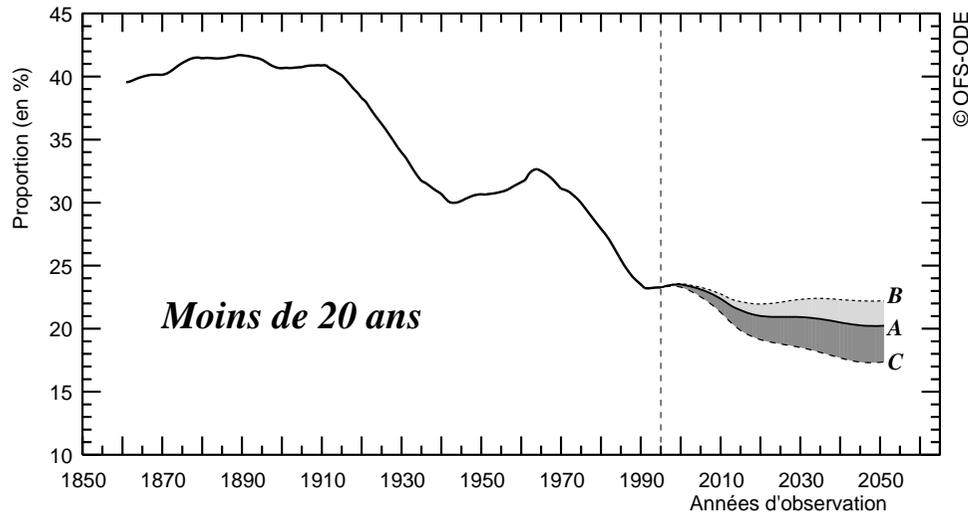
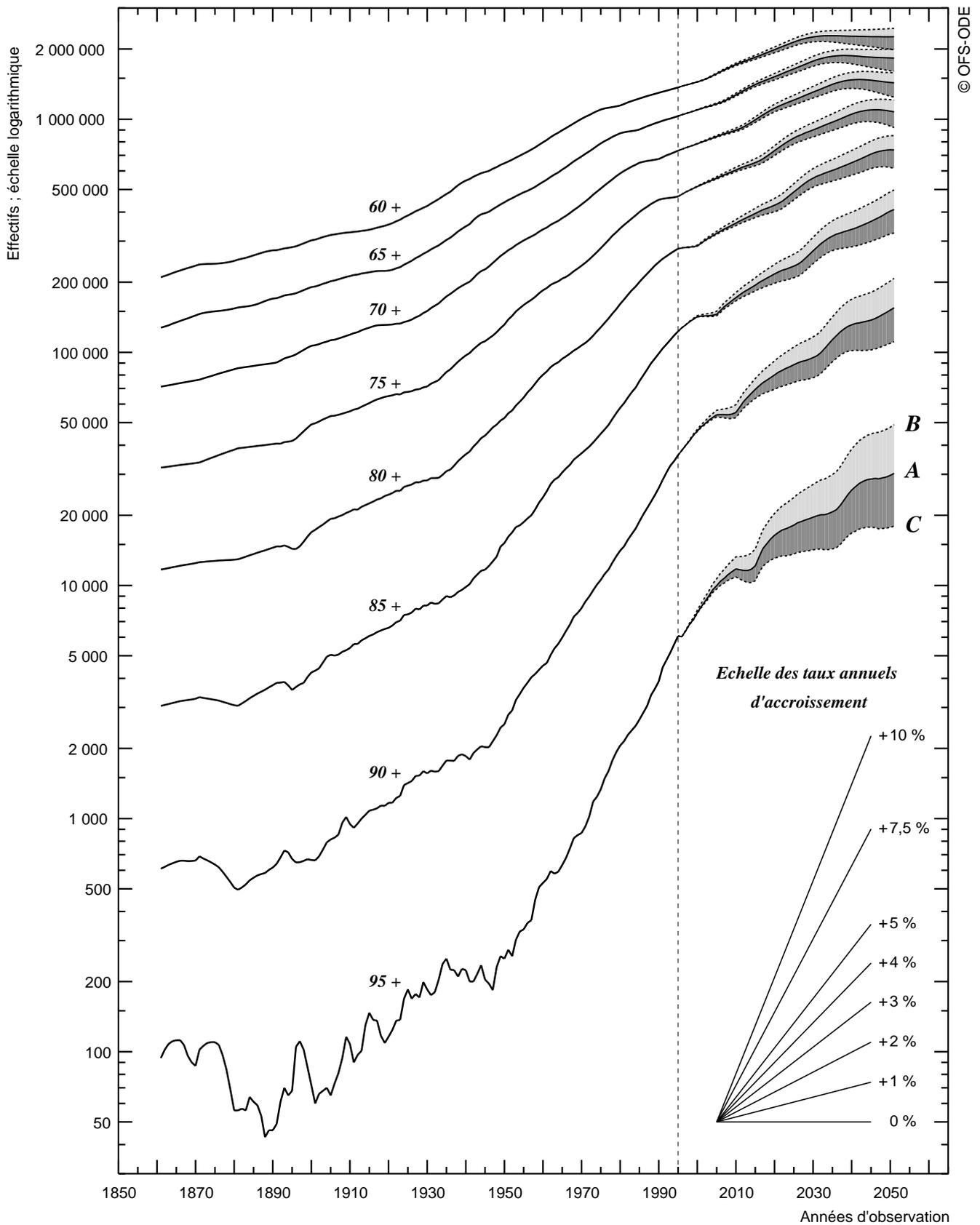
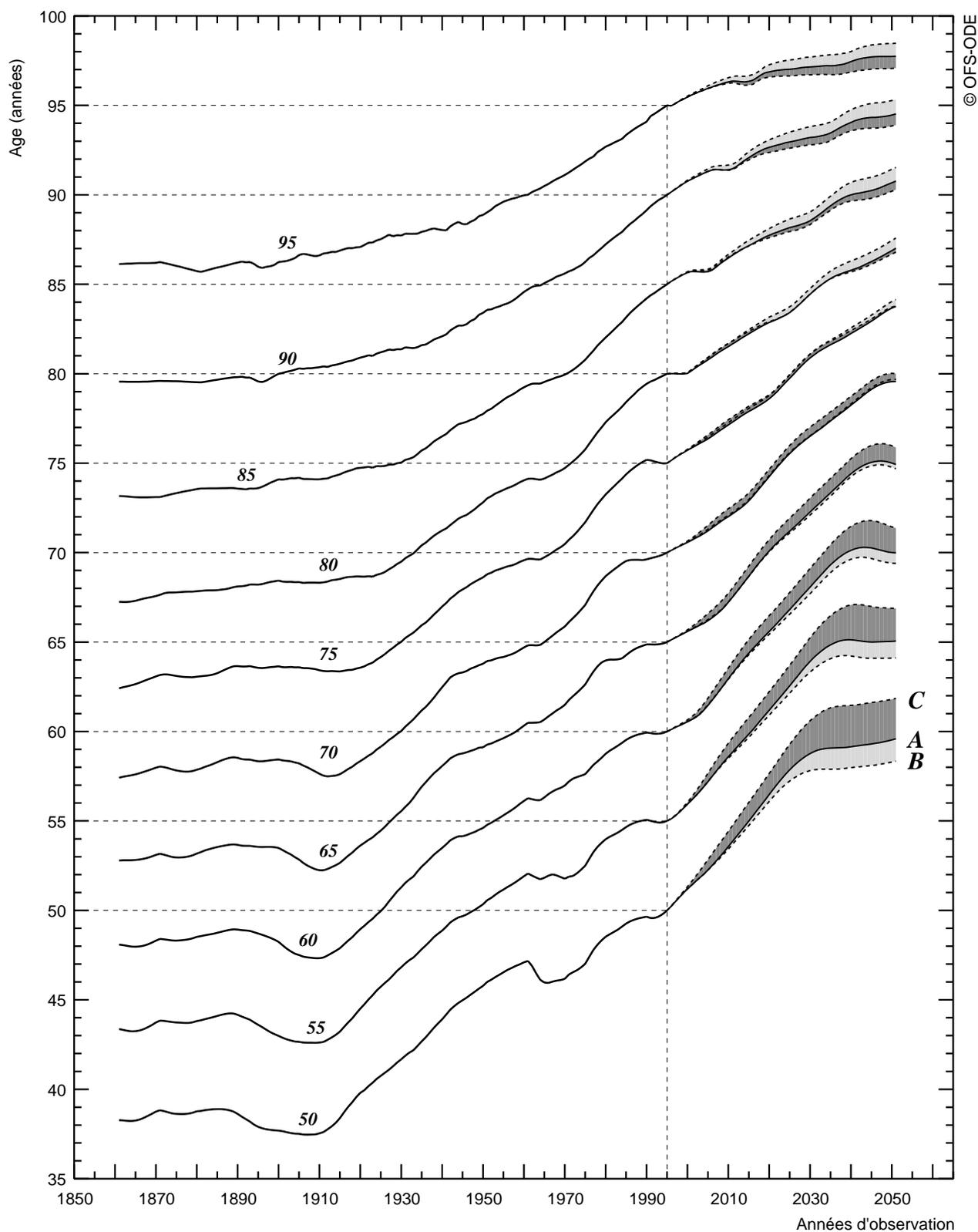


Figure 2.5 SUISSE, 1861-2050. Evolution de l'effectif de la population ayant au moins tel âge (60, 65, ..., 95 ans) au 1er janvier de l'année
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995



L'échelle logarithmique des ordonnées permet d'apprécier les variations relatives

Figure 2.6 SUISSE, 1861-2050
Evolution de l'âge homologue à un âge donné le 1er janvier 1995
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995

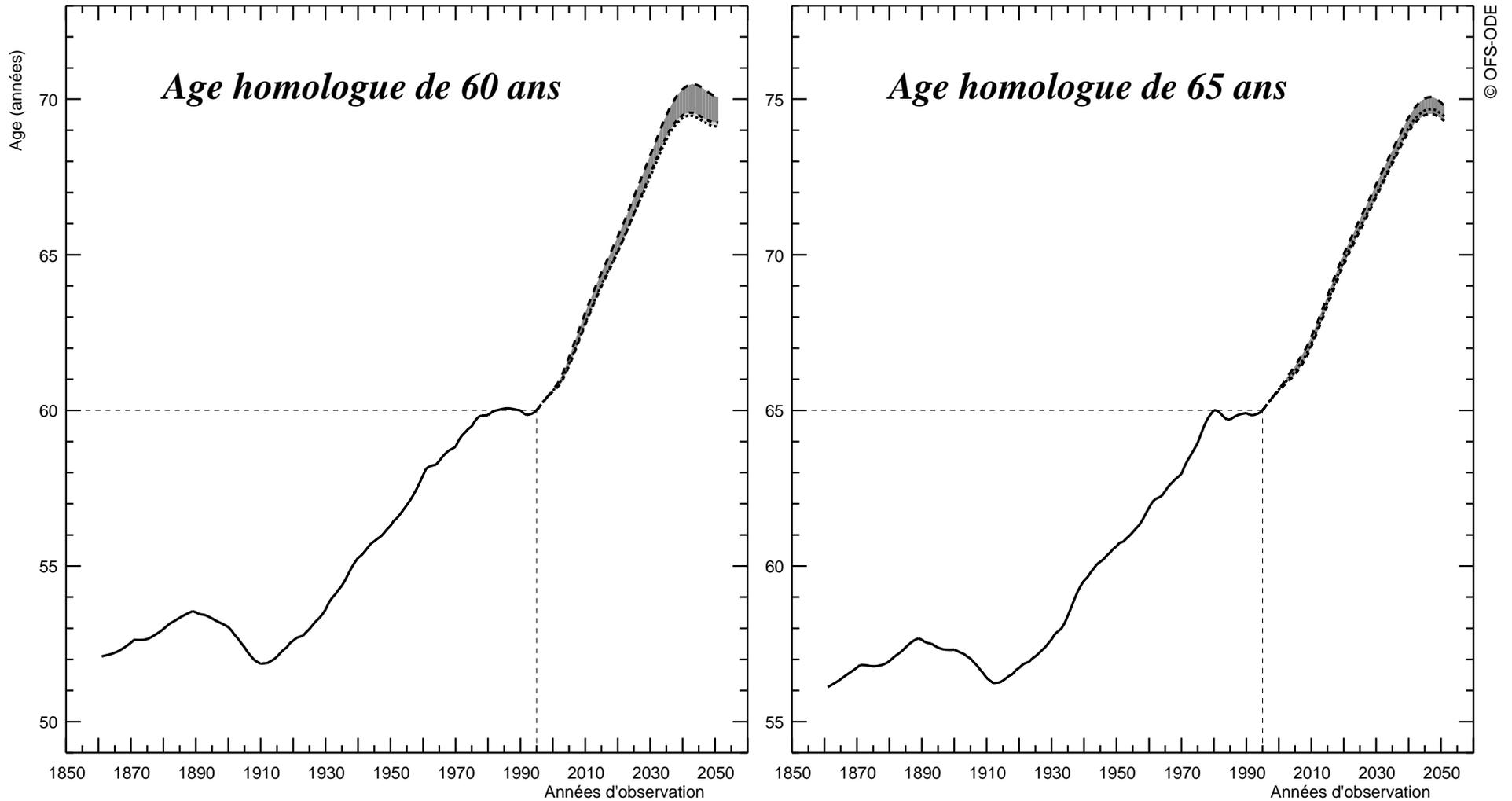


L'âge de 47,3 ans le 1er janvier 1910 est homologue de 60 ans le 1er janvier 1995, parce que la proportion des personnes ayant au moins 47,3 ans le 1er janvier 1910 est la même (19,5 %) que celle des personnes ayant au moins 60 ans le 1er janvier 1995





Figure 2.7 SUISSE, 1861-2050
Evolution, au sein de la population de 20 ans ou plus, des âges homologues de 60 et 65 ans le 1er janvier 1995
 Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995



Au sein de la population de 20 ans ou plus, l'âge de 51,9 ans le 1er janvier 1910 est homologue de 60 ans le 1er janvier 1995 parce que la proportion des personnes ayant 51,9 ans ou plus le 1er janvier 1910 est la même (25,4 %) que celle des personnes ayant 60 ans ou plus le 1er janvier 1995



Figure 2.8 SUISSE. Répartition par âge des populations masculine et féminine au 1er janvier 1997

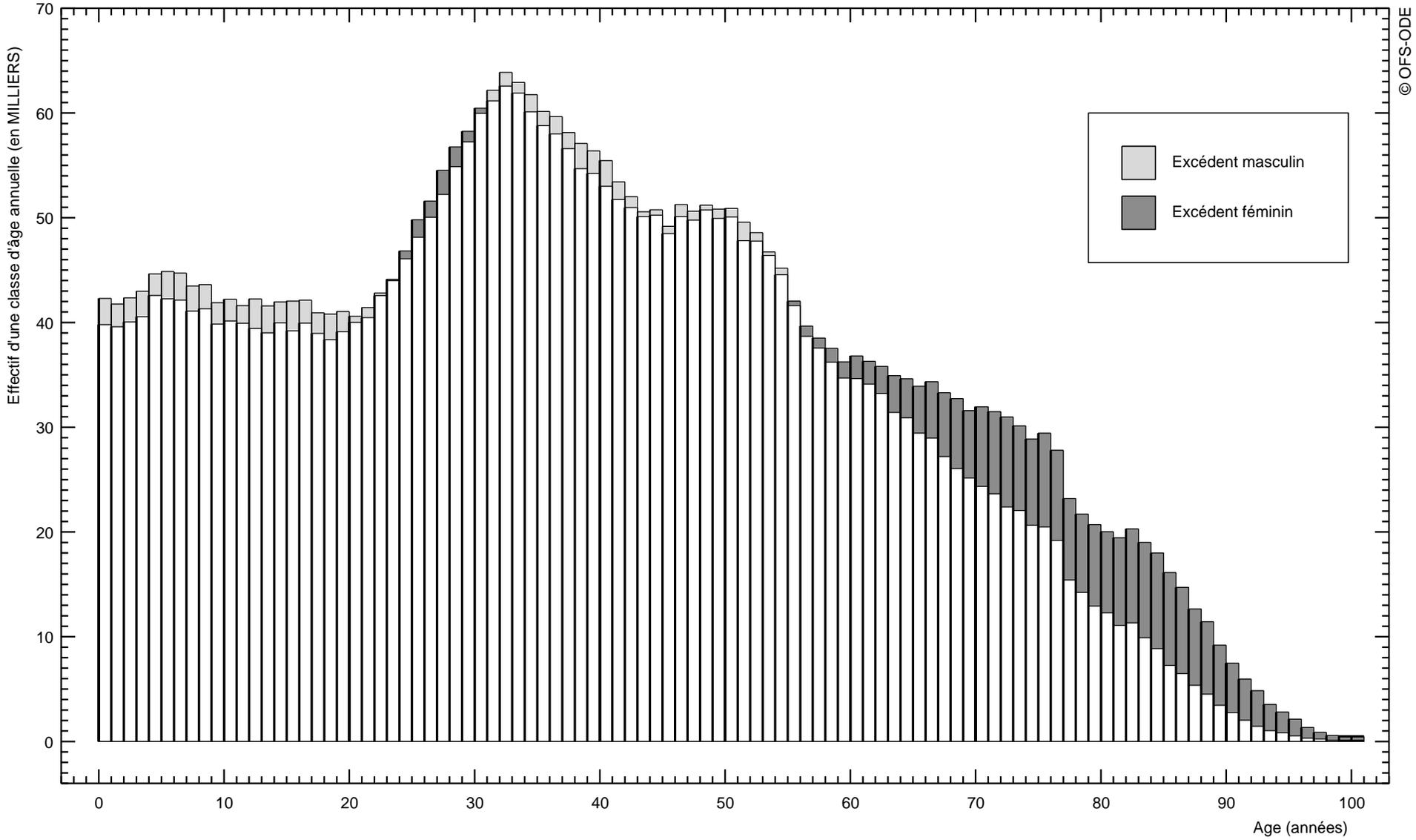
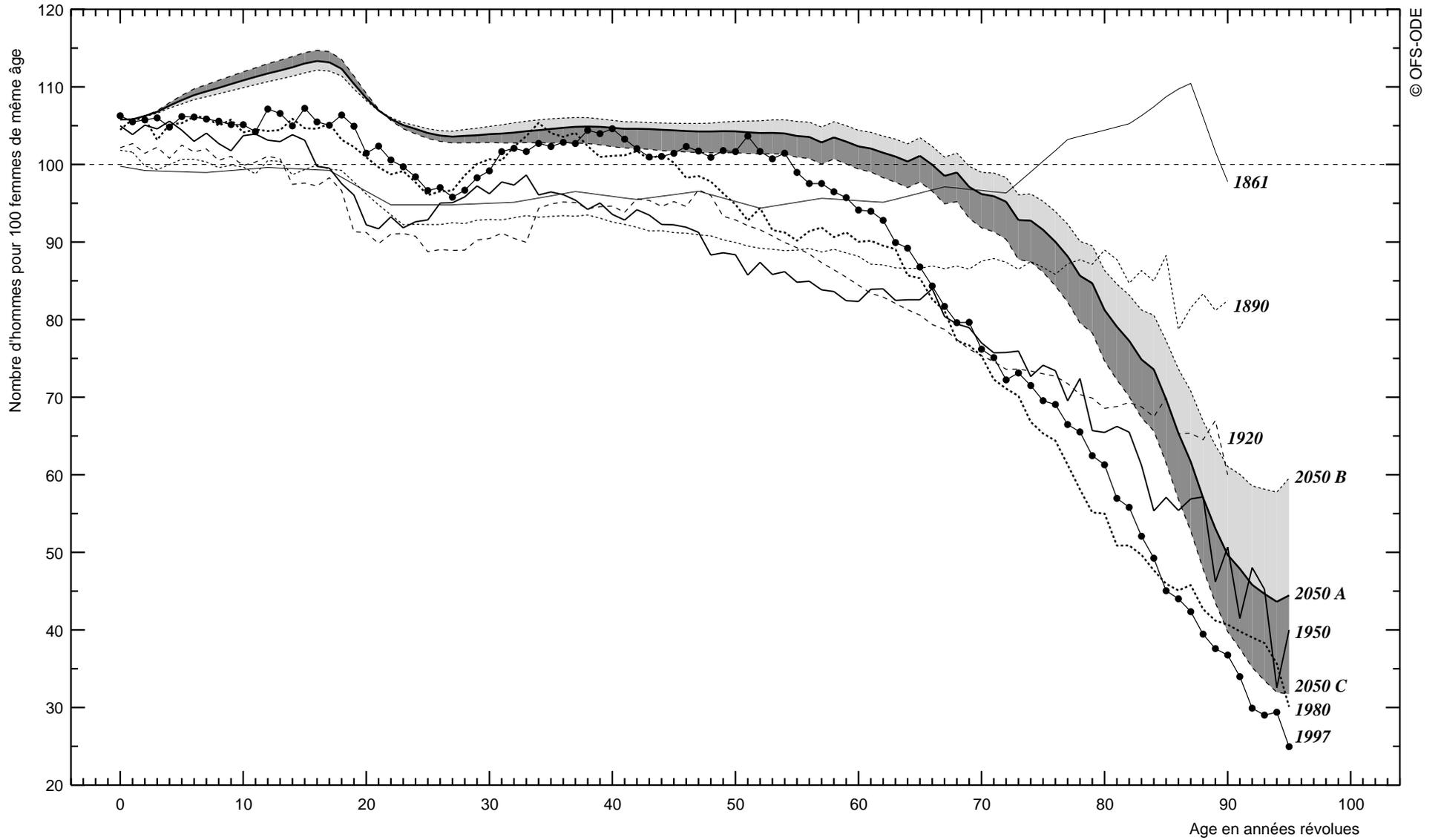




Figure 2.9 SUISSE, 1861, 1890, 1920, 1950, 1980, 1997 et 2050 (scénarios A, B et C de l'OFS)
Rapport de masculinité selon l'âge



Chapitre 3: La primo-nuptialité

Stabilité de la nuptialité jusqu'à la Première Guerre mondiale

Les figures 3.1 et 3.2 décrivent l'évolution, à âge égal, des taux de primo-nuptialité depuis 1876, respectivement pour le sexe masculin et pour le sexe féminin.

Jusqu'en 1913, on enregistre une très grande *stabilité* de la nuptialité. La Première Guerre mondiale provoque une chute des taux à tous les âges, mais cette chute est à peu près compensée par la récupération du début des années 1920.

Le mariage devient de plus en plus précoce au cours des décennies 1940, 1950 et 1960

A partir de la fin des années 1930, un puissant mouvement de *rajeunissement* du calendrier de la nuptialité se dessine, qui ne cessera de s'amplifier jusqu'en 1970. Particulièrement aux jeunes âges, l'élévation des taux est considérable : ainsi 3% des jeunes filles se mariaient l'année de leurs vingt ans vers 1930 ; quarante ans plus tard, elles sont 8% à prendre époux l'année de leur vingtième anniversaire ; la proportion des femmes déjà mariées à 25 ans passe de 35% en 1930 à près de 60% en 1970.

L'âge moyen au premier mariage, qui était demeuré proche de 26 ans et demi pour les femmes et de 28 ans et demi pour les hommes entre 1870 et 1940, s'abaisse de deux ans entre 1940 et 1970 (Figures 3.11 et 3.12). Cette entrée plus précoce des générations successives dans la vie adulte va avoir de profondes répercussions, notamment sur l'évolution de la fécondité. En termes de générations, l'abaissement de l'âge au mariage commence avec les générations nées vers 1915-1920.

Le mariage est aujourd'hui plus tardif qu'au XIX^e siècle

Le reflux s'opère à partir des années 1970. Il est plus rapide que ne l'avait été le mouvement antérieur : en seulement deux décennies, le rajeunissement du calendrier de la nuptialité est effacé et, aujourd'hui, l'âge au mariage est devenu *plus tardif* qu'il ne l'était à la fin du XIX^e siècle. En 1996, il atteint en moyenne près de 27 ans et demi pour les femmes et près de 30 ans pour les hommes. Au moment de leur 25^e anniversaire, à peine plus d'un quart des femmes ne sont plus célibataires et moins de 2% des jeunes filles se marient l'année de leurs vingt ans. Le retournement de tendance de l'âge moyen au mariage correspond aux générations nées vers 1940-1945.

Sur les figures 3.3 et 3.4, on a représenté l'évolution de la proportion des personnes *déjà* mariées à âge égal. Le rajeunissement, puis le vieillissement, du calendrier de la nuptialité, ainsi que la baisse de son intensité finale dans les générations nées après 1925, sont mis en évidence, même si, comme nous le verrons plus loin, le calcul de ces proportions est entaché de biais (ayant pour effet de les *minorer* dans les générations nées après 1920) dus aux migrations.



Désaffection pour le mariage légal : le développement de la cohabitation

A peu près dans le même temps que se mettent à diminuer les taux de primo-nuptialité aux *jeunes* âges, ceux aux âges *élevés* enregistrent une reprise : que ce soit en termes de taux ou en termes de quotients, l'augmentation est générale à partir de 1975 à tous les âges supérieurs à 25 ans pour les femmes, 27 ans pour les hommes (Figures 3.5 et 3.6, analogues aux figures 3.1 et 3.2). Mais cette augmentation de la nuptialité aux âges élevés s'est interrompue à la fin des années 1980, laissant place depuis lors à une stagnation, voire une baisse, des taux et des quotients.

L'abaissement de l'âge au mariage s'est accompagné d'une élévation de l'*intensité* de la nuptialité, encore que les deux phénomènes n'aient pas commencé à se produire, ni cessé de se manifester, exactement aux mêmes dates ou pour les mêmes générations. La proportion de non célibataires à 50 ans (Figures 3.7 et 3.8), qui avait assez peu varié autour de 80%, tant pour les hommes que pour les femmes, parmi les générations nées de 1855 à 1890, augmente avec les générations suivantes et atteint son maximum pour celles nées vers 1920 (88% pour les générations masculines nées en 1920 et 1921, 89% pour les générations féminines nées en 1923 et 1924). En revanche, pour les générations nées après 1920 et plus encore pour celles nées après 1950, cette proportion est en nette diminution, témoignant d'une désaffection croissante à l'égard du mariage légal et du développement de la cohabitation. La génération féminine née en 1960 pourrait compter environ 81% de non célibataires à 50 ans, la génération masculine née la même année 74%.

L'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité déduit des taux³ de primo-nuptialité par âge avait atteint un très bas niveau en 1976 (58 premiers mariages pour 100 hommes, 60 pour 100 femmes). Il remonte d'environ 14 points pour l'un et l'autre sexe jusqu'en 1988, puis il diminue à nouveau pour retrouver sensiblement en 1995 le bas niveau de 1976. Toutefois, cette nouvelle chute semble s'interrompre en 1996 (indicateur de 58,5 pour 100 hommes et 64,0 pour 100 femmes, en progression de 0,4 point sur 1995).

Rappelons la signification d'un indicateur conjoncturel de primo-nuptialité : en 1996, le nombre de premiers mariages *masculins* avant 50 ans représente 58,5% de l'effectif d'une classe d'âge *masculine* moyenne en âge de se marier, celui des premiers mariages *féminins* avant 50 ans représente 64% d'une classe d'âge *féminine* moyenne en âge de se marier. Depuis 1870, on n'a rencontré qu'une seule année où les indicateurs étaient plus faibles que ceux de 1976 ou 1995 : l'année 1915, avec respectivement 57,2% pour les hommes et 55,4% pour les femmes.

³ Pour une année d'observation donnée, l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité déduit des taux (voir Glossaire) est la valeur qu'atteindrait la proportion de non célibataires à 50 ans au sein d'une génération *fictive* qui, à chaque âge, aurait pour taux de primo-nuptialité celui observé au même âge (mais auprès de générations différentes) durant l'année considérée.



Comme il est habituel, l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité établi à partir des quotients⁴ par âge (Figures 3.9 et 3.10) n'atteint pas des valeurs aussi basses que celui fondé sur les taux : en 1996, on enregistre 66,2 % pour les hommes et 71,9% pour les femmes, soit des valeurs supérieures de 8 points à celles de l'indicateur fondé sur les taux par âge.

L'effectif des générations en âge de primo-nuptialité et les tensions du «marché matrimonial»

Le nombre annuel de premiers mariages d'un sexe donné est le produit de l'effectif moyen des générations en âge de primo-nuptialité par l'indicateur conjoncturel fondé sur les taux par âge. Aussi peut-on représenter ces trois grandeurs sur un graphique semi-logarithmique (Figures 3.13 et 3.14) : la variation *relative* du nombre des premiers mariages est la *somme* des variations relatives de l'effectif moyen et de l'indicateur.

L'effectif moyen des générations en âge de primo-nuptialité a crû parallèlement à l'effectif de la population totale mais, du fait de l'arrivée à l'âge du premier mariage des générations moins nombreuses nées après 1964, cet effectif moyen diminue depuis 1992 (malgré le solde migratoire positif) et continuera à diminuer durant au moins les dix prochaines années, ce qui conduira, à indicateur conjoncturel égal, à faire diminuer le nombre annuel de premiers mariages.

Même s'il est vrai que les hommes célibataires et les femmes célibataires ne se marient pas exclusivement entre eux, la comparaison des effectifs moyens des générations masculines et féminines en âge de primo-nuptialité (Figure 3.15) fournit une indication sur les tensions du «marché matrimonial» liées au fait que l'inégalité entre la taille des générations successives concerne les *mêmes* générations pour les deux sexes alors qu'un écart d'un peu plus de *deux années* d'âge sépare en moyenne les célibataires masculins et féminins au moment du mariage.

Dans le passé, il y a eu le plus souvent excédent de femmes célibataires, mais la tendance de fond est allée dans le sens de la diminution de l'excédent féminin et, depuis les années 1970, de l'apparition d'un excédent masculin. A cette tendance de fond, se sont superposées quatre fluctuations reproduisant avec décalage les fluctuations de la natalité : les maxima de l'excédent féminin se situent en 1889 (13%, du fait de la relativement forte natalité vers 1875), 1921 (18%, du fait de la relativement forte natalité des années 1890-1910), en 1951 (7%, du fait de la relativement forte natalité des années 1920-1921), en 1981 (1%, du fait de la relativement forte natalité vers 1964).

⁴ Pour une année d'observation donnée, l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité fondé sur les quotients (voir Glossaire) est la valeur qu'atteindrait la proportion de non célibataires à 50 ans au sein d'une génération *fictive* qui, à chaque âge, aurait pour quotient de primo-nuptialité celui observé au même âge (mais auprès de générations différentes) durant l'année considérée. L'expérience montre que l'indicateur conjoncturel de l'année *n* fondé sur les quotients enregistre des variations moins amples que celui déduit des taux et s'écarte moins de la proportion de non célibataires à 50 ans au sein de la génération *réelle* qui, l'année *n*, atteint son propre âge moyen au premier mariage.



Sur la figure 3.15, on a représenté aussi l'évolution du rapport entre l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité masculine et son homologue féminin : la corrélation entre cette évolution et celle du rapport entre l'effectif moyen des générations féminines en âge de primo-nuptialité et l'effectif moyen des générations masculines est très étroite, ce qui montre la sensibilité de la conjoncture de la primo-nuptialité aux tensions du «marché matrimonial». Dans les périodes où il y a *excédent* de célibataires d'un sexe donné en âge de se marier, l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité correspondant est relativement plus *faible* que celui de l'autre sexe.

L'immigration a pour effet de minorer les indicateurs de nuptialité de la Suisse⁵

Pour la génération née l'année g , le cumul, jusqu'à l'âge x compris, des taux de primo-nuptialité par âge (établis dans les parallélogrammes à côtés verticaux du schéma de Lexis, c'est-à-dire par âge atteint durant une année civile) fournit la proportion de non célibataires à l'âge révolu x au 31 décembre de l'année $g + x$. Ce cumul coïncide *en principe* avec la proportion qu'on observerait dans un recensement réalisé à cette date, parmi les personnes nées l'année g , de celles dont l'état matrimonial légal est autre que célibataire.

Encore faut-il que trois conditions soient réunies :

- les déclarations des personnes recensées doivent être véridiques (tel n'est pas le cas par exemple si certaines personnes, qui ne sont pas légalement mariées mais qui vivent en union libre, se déclarent néanmoins mariées lors du recensement) ;
- la nuptialité des migrants doit être identique à celle des non migrants (mêmes proportions de non célibataires à âge égal, au moment de l'arrivée en Suisse – ou du départ de Suisse) ;
- le nombre de personnes dont le mariage est célébré en Suisse mais qui résident à l'étranger après leur mariage doit être exactement compensé, pour chaque sexe et à chaque âge, par le nombre de personnes dont le mariage est célébré à l'étranger mais qui résident en Suisse après leur mariage.

Dans un pays comme la Suisse, qui a connu des soldes migratoires importants au cours des cinquante dernières années, la troisième condition est celle qui est la moins bien satisfaite, surtout pour le sexe masculin. En effet, un nombre important d'immigrés vont se marier, ultérieurement à leur arrivée en Suisse, dans leur pays d'origine, tout en continuant de résider en Suisse après leur mariage. Il en résulte que les proportions de non célibataires par âge obtenues en cumulant les taux établis à partir des nombres de mariages comptabilisés par la statistique de l'état civil suisse sont *inférieures* à celles fournies par les recensements.

⁵ Le lecteur pressé ou non intéressé par les questions méthodologiques pourra passer directement au chapitre suivant.



C'est effectivement ce qui apparaît, d'une manière qui s'accroît au fil du temps, lorsqu'on confronte les deux sources statistiques (Figures 3.16 et 3.17) : la proportion de non célibataires à chaque âge, estimée à partir des nombres de mariages enregistrés par la statistique suisse, diffère peu de celle fournie par les recensements jusqu'à celui de 1960. Mais, avec les recensements suivants, les courbes se séparent de plus en plus. C'est ainsi que la proportion de non célibataires à 50 ans déduite des données de l'état civil (87,7%) est inférieure de 2,5% pour la génération masculine née en 1920 à celle (90,2%) fournie par le recensement de 1970 ; pour celle née en 1930 observée par le recensement de 1980, l'écart homologue atteint près de 7% (respectivement 84,8 et 91,5%) et, pour celle née en 1940 observée par le recensement de 1990, 13% (78,3 et 91,3%). Pour les générations féminines nées les mêmes années, les deux sources donnent des estimations moins différentes mais, elles aussi, de plus en plus divergentes, avec des écarts respectivement de 0,4% (87,1 et 87,5%), 4,4% (85,9 et 90,3%) et 7,5% (84,1 et 91,6%).

Ainsi les données, tant longitudinales que transversales, sur la nuptialité de la Suisse, déduites des statistiques de l'état civil, sont entachées d'un *biais* appréciable dû aux migrations. Ce biais, qui résulte de l'inévitable sous-estimation du nombre de mariages de résidents par l'état civil suisse, conduit à *sous-estimer* le niveau de la nuptialité.

Sur les figures 3.18 et 3.19, on a représenté des données analogues à celles indiquées dans les figures 3.3 et 3.4, mais exprimées en âge révolu, selon les informations fournies par les divers recensements et selon celles déduites des statistiques de l'état civil. Si l'allure générale des courbes n'est pas sensiblement différente d'une source à l'autre, la proportion de célibataires à 50 ans révolus établie à partir des recensements ne montre pas de décroissance à partir des générations nées vers 1920-1925, contrairement à ce que suggèrent les données d'état civil. Il ne fait cependant aucun doute que cette proportion de non célibataires à 50 ans est appelée à décroître sensiblement, avec le développement de la cohabitation, dans les générations nées en 1950 et après.

On pourrait penser qu'en rapportant les mariages de *nationaux suisses* célébrés en Suisse à la population de nationalité suisse on échappe à ce biais d'observation. On dispose en effet depuis 1972 à la fois de la répartition par sexe et âge de la population de nationalité suisse (ce qui fournit les dénominateurs des taux de primo-nuptialité) et de celle des mariages de célibataires suisses, quels que soient, antérieurement au mariage, l'état matrimonial ou la nationalité de leur conjoint, selon l'année de naissance (ce qui fournit les numérateurs des taux).

L'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité *masculine* (partie gauche de la figure 3.20) ainsi obtenu pour les nationaux suisses est conforme à ce qu'on attend : de 1972 à 1995, il *excède*, d'environ 3 premiers mariages pour 100 hommes, l'indicateur établi sur l'ensemble de la population masculine, Suisses et étrangers réunis. Si on cumule longitudinalement les taux établis sur les nationaux suisses jusqu'à la date du recensement de 1990, on obtient à chaque âge

une proportion de non célibataires plus proche des résultats du recensement (pour la population totale) qu'en cumulant les taux établis pour la population totale à partir des statistiques de l'état civil.

En revanche, pour la population *féminine*, on obtient (Figure 3.21) des résultats *contraires* à ceux qu'on pouvait attendre : l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité féminine établi sur les seules femmes de nationalité suisse est *inférieur* à celui établi sur la population totale.

La raison de cette anomalie apparente tient à l'effet, *différent selon le sexe*, du mariage sur la nationalité : lorsqu'un homme, Suisse ou étranger, se marie en Suisse, sa nationalité n'est pas modifiée par son mariage et le taux calculé en rapportant, à âge égal, le nombre de mariages célébrés en Suisse d'hommes célibataires de nationalité suisse à l'effectif de la population résidente masculine de nationalité suisse est correct, du moins si on tient pour négligeable le nombre d'hommes célibataires, de nationalité suisse et résidant en Suisse, qui se marient à l'étranger.

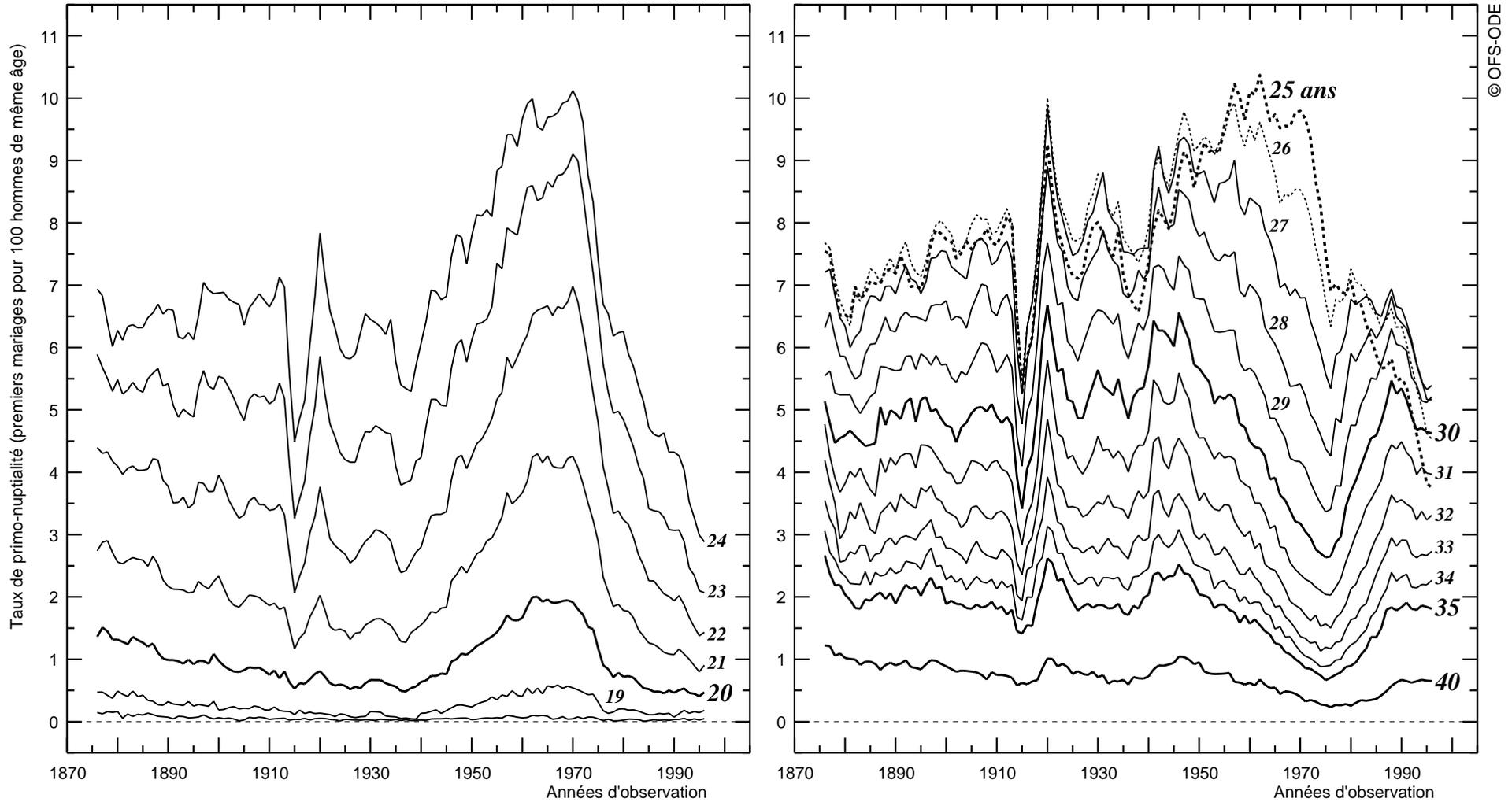
Il en va de même lorsqu'une femme se marie *sauf* si, antérieurement au mariage, celle-ci est *étrangère* et son mari de nationalité *suisse* : dans ce cas, il était très fréquent, jusqu'en 1991, que la femme acquière, automatiquement et instantanément, la nationalité suisse du fait de son mariage⁶. En conséquence, le taux calculé en rapportant, à âge égal, le nombre de mariages célébrés en Suisse de Suissesses célibataires à l'effectif de la population féminine résidente de nationalité suisse est sous-estimé parce que cet effectif est *trop élevé*: il recouvre en effet aussi les étrangères devenues Suissesses parce qu'elles se sont mariées avec un Suisse (en Suisse ou à l'étranger) et qui résident en Suisse après leur mariage. Il s'ensuit notamment que l'indicateur conjoncturel est lui-même sous-estimé.

⁶ Avant le changement de la législation intervenu le 1^{er} janvier 1992, le mariage d'un Suisse avec une étrangère conférait *automatiquement* à celle-ci la nationalité suisse, que le mariage fût célébré en Suisse ou à l'étranger.





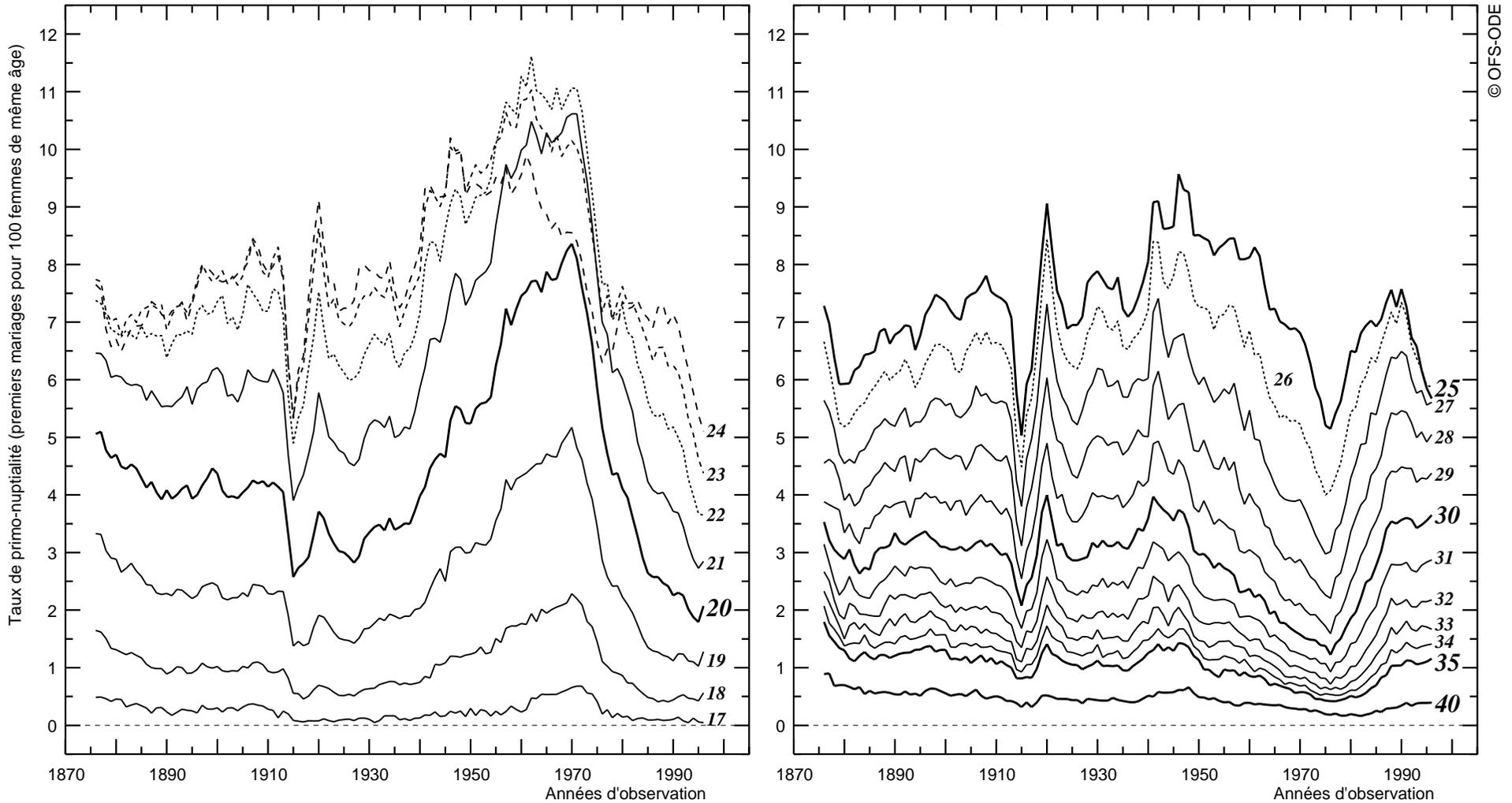
Figure 3.1 SUISSE, 1876-1996
TAUX de PRIMO-NUPTIALITE MASCULINE à âge égal (taux par âge atteint durant l'année civile du mariage)
 Partie gauche : âges de 18 à 24 ans, partie droite : âges de 25 à 40 ans



Le taux de primo-nuptialité masculine à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre d'hommes célibataires nés en 1970 qui se sont mariés en Suisse en 1990 au nombre (moyen) d'hommes nés en 1970 résidant en Suisse en 1990

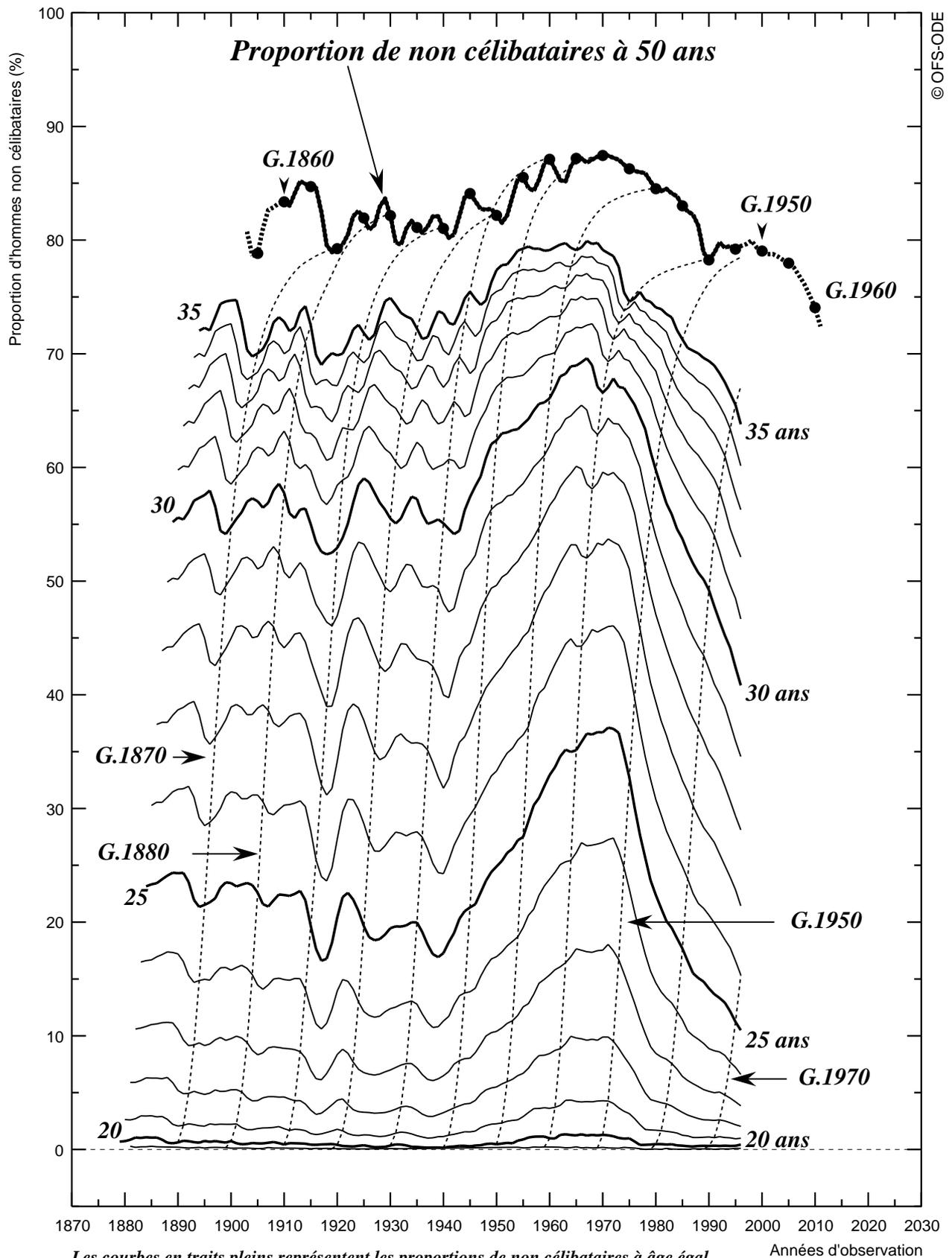


Figure 3.2 SUISSE, 1876-1996
TAUX de PRIMO-NUPTIALITE FEMININE à âge égal (taux par âge atteint durant l'année civile du mariage)
 Partie gauche : âges de 17 à 24 ans, partie droite : âges de 25 à 40 ans



Le taux de primo-nuptialité féminine à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre de femmes célibataires nées en 1970 qui se sont mariées en Suisse en 1990 au nombre (moyen) de femmes nées en 1970 résidant en Suisse en 1990

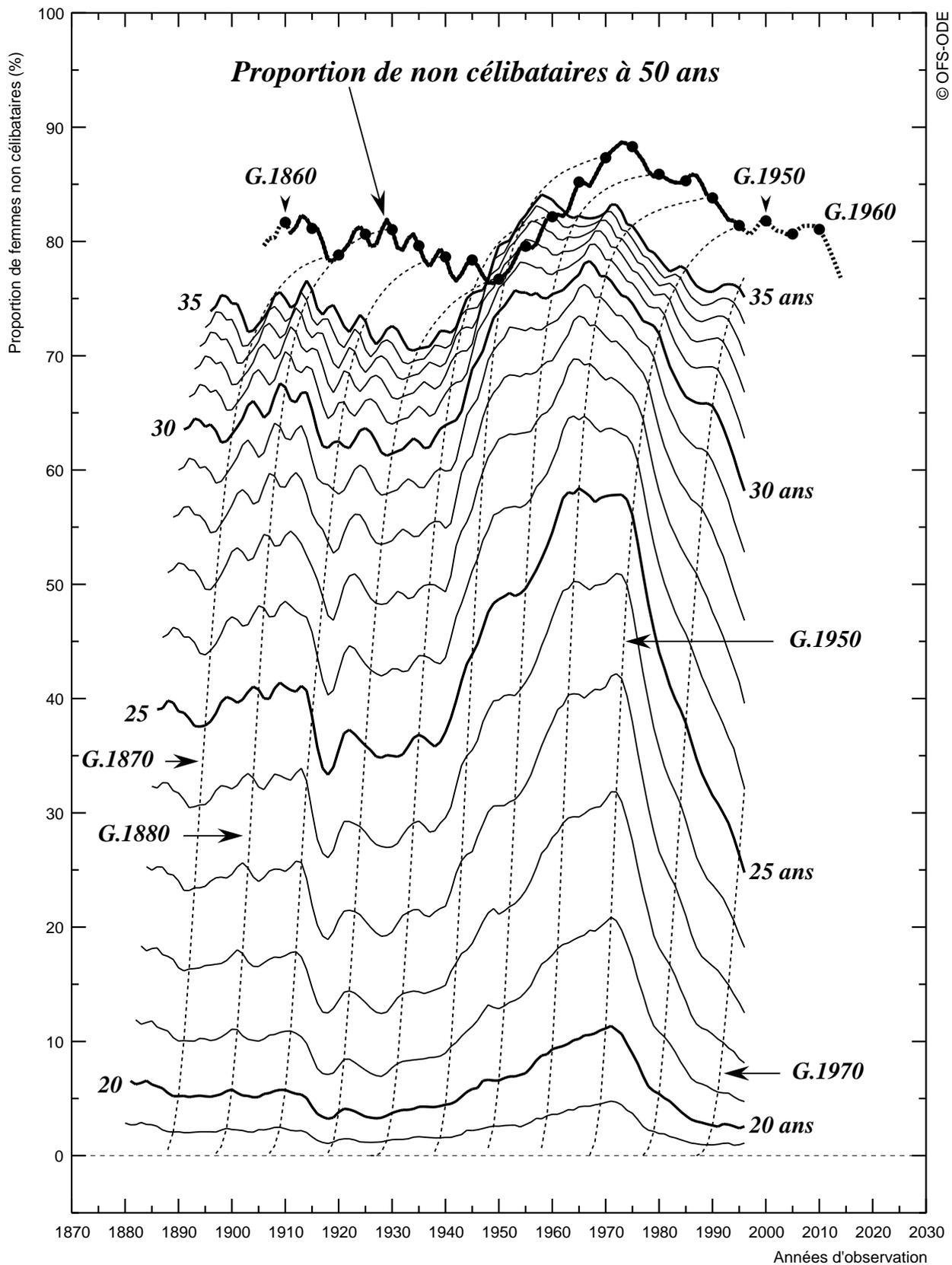
Figure 3.3 SUISSE. Proportions de non célibataires à certains anniversaires dans les générations masculines nées en 1870 et après
Extrapolation de la proportion à 50 ans par gel des taux de primo-nuptialité masculine, à âge égal, à la valeur observée en 1995-1996



© OFS-ODE



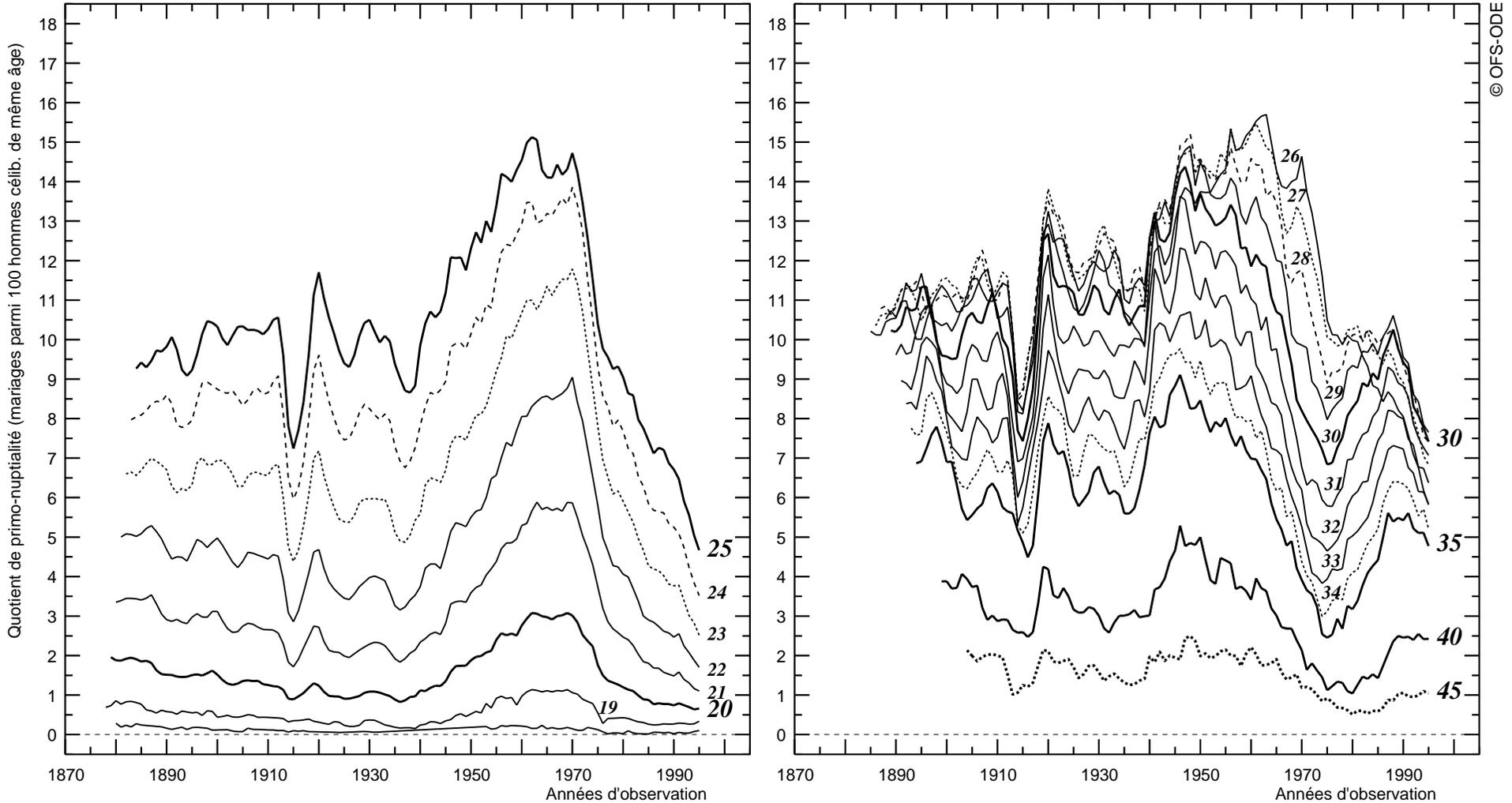
Figure 3.4 SUISSE. Proportions de non célibataires à certains anniversaires dans les générations féminines nées en 1870 et après
Extrapolation de la proportion à 50 ans par gel des taux de primo-nuptialité féminine, à âge égal, à la valeur observée en 1995-1996



Les courbes en traits pleins représentent les proportions de non célibataires à âge égal
Les courbes en pointillés représentent les proportions de non célibataires à génération égale

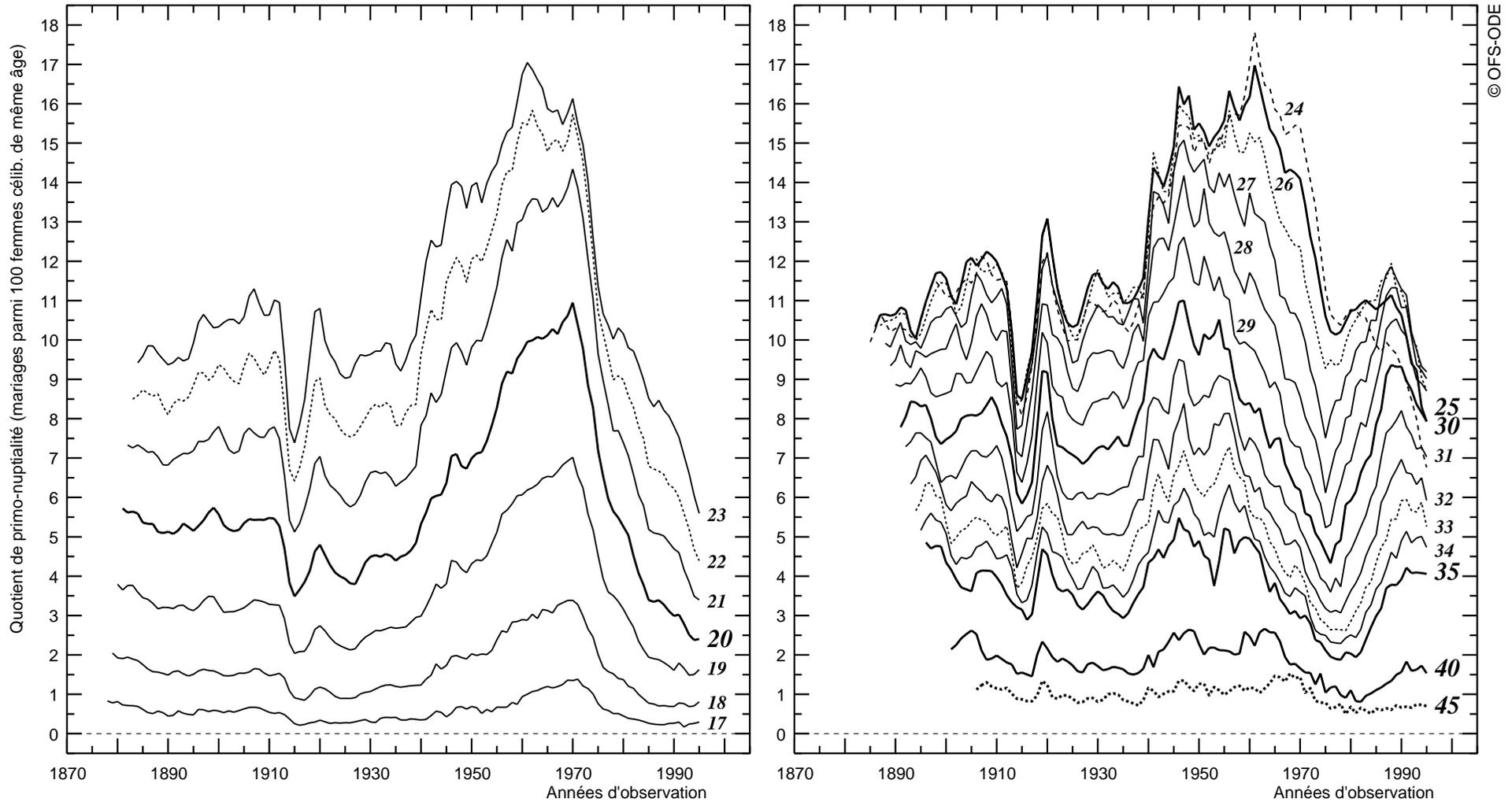


Figure 3.5 SUISSE, 1876-1996
QUOTIENTS de PRIMO-NUPTIALITE MASCULINE à âge égal (quotients entre deux anniversaires)
 Partie gauche : âges de 18 à 25 ans, partie droite : âges de 26 à 45 ans



© OFS-ODE

Le quotient de primo-nuptialité masculine à 20 ans en 1990 est la proportion, parmi les hommes nés en 1970 qui étaient célibataires et résidaient en Suisse à leur 20ème anniversaire, de ceux qui se sont mariés en Suisse avant d'atteindre leur 21ème anniversaire


Figure 3.6 SUISSE, 1876-1996
QUOTIENTS de PRIMO-NUPTIALITE FEMININE à âge égal (quotients entre deux anniversaires)
Partie gauche : âges de 17 à 23 ans, partie droite : âges de 24 à 45 ans


Le quotient de primo-nuptialité féminine à 20 ans en 1990 est la proportion,

parmi les femmes nées en 1970 qui étaient célibataires et résidaient en Suisse à leur 20ème anniversaire, de celles qui se sont mariées en Suisse avant d'atteindre leur 21ème anniversaire

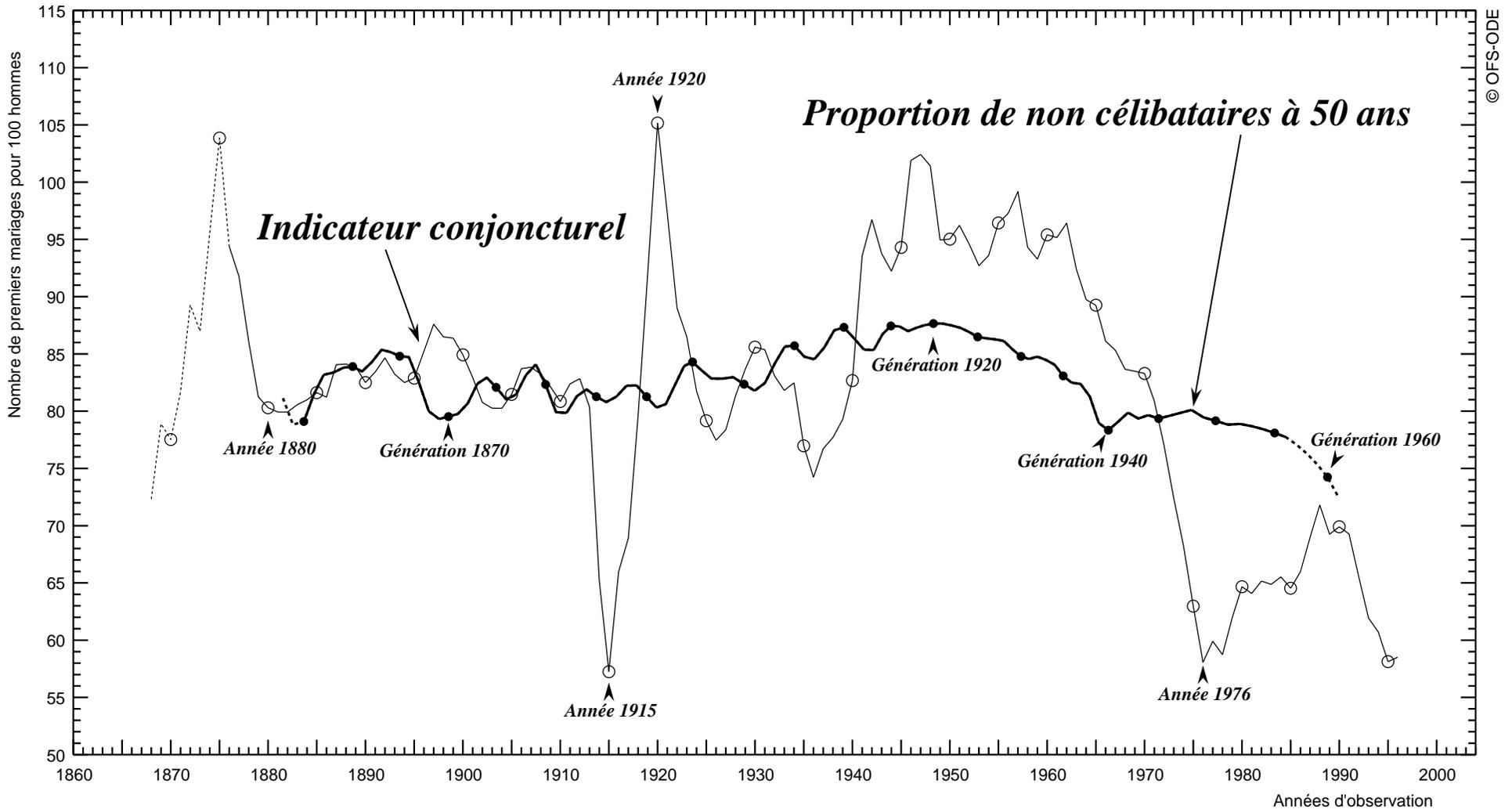


Figure 3.7 SUISSE, 1868-1996

INDICATEUR CONJONCTUREL de la PRIMO-NUPTIALITE MASCULINE déduit des taux par âge et PROPORTION de NON CELIBATAIRES à 50 ans décalée de l'âge moyen au premier mariage

En traits pointillés : proportion estimée par gel des taux, à âge égal, à leurs valeurs observées en 1996

Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5



La proportion d'hommes non célibataires à 50 ans révolus dans la génération 1870,

dont l'âge moyen au premier mariage a été de 28,5 ans, est affectée à l'année d'observation $1870 + 28,5 = 1898,5$

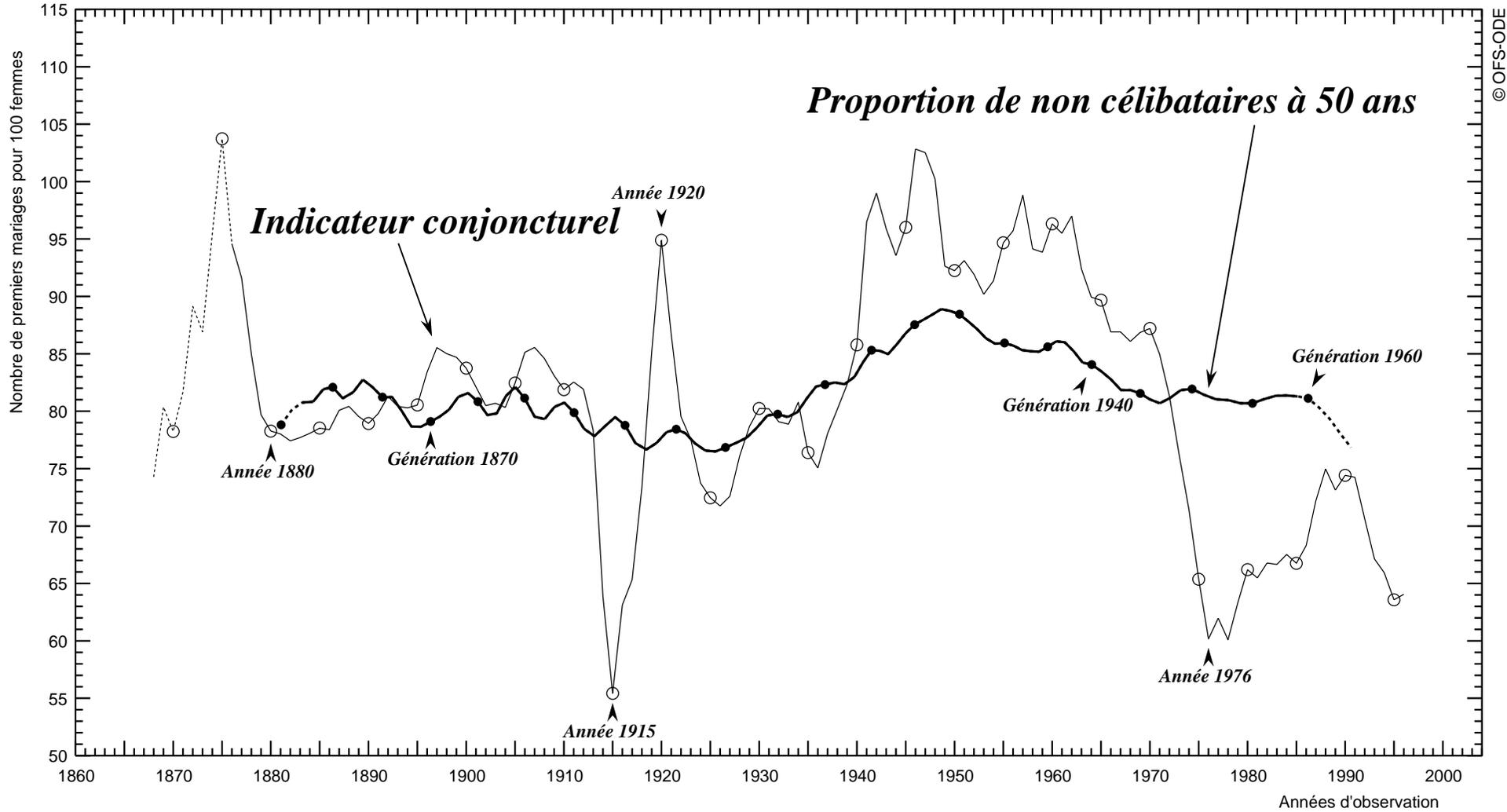


Figure 3.8 SUISSE, 1868-1996

INDICATEUR CONJONCTUREL de la PRIMO-NUPTIALITE FEMININE fondé sur les taux par âge et PROPORTION de NON CELIBATAIRES à 50 ans décalée de l'âge moyen au premier mariage

En traits pointillés : proportion estimée par gel des taux, à âge égal, à leurs valeurs observées en 1996

Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5



© OFS-ODE

La proportion de femmes non célibataires à 50 ans révolus dans la génération 1870,

dont l'âge moyen au premier mariage a été de 26,4 ans, est affectée à l'année d'observation $1870 + 26,4 = 1896,4$

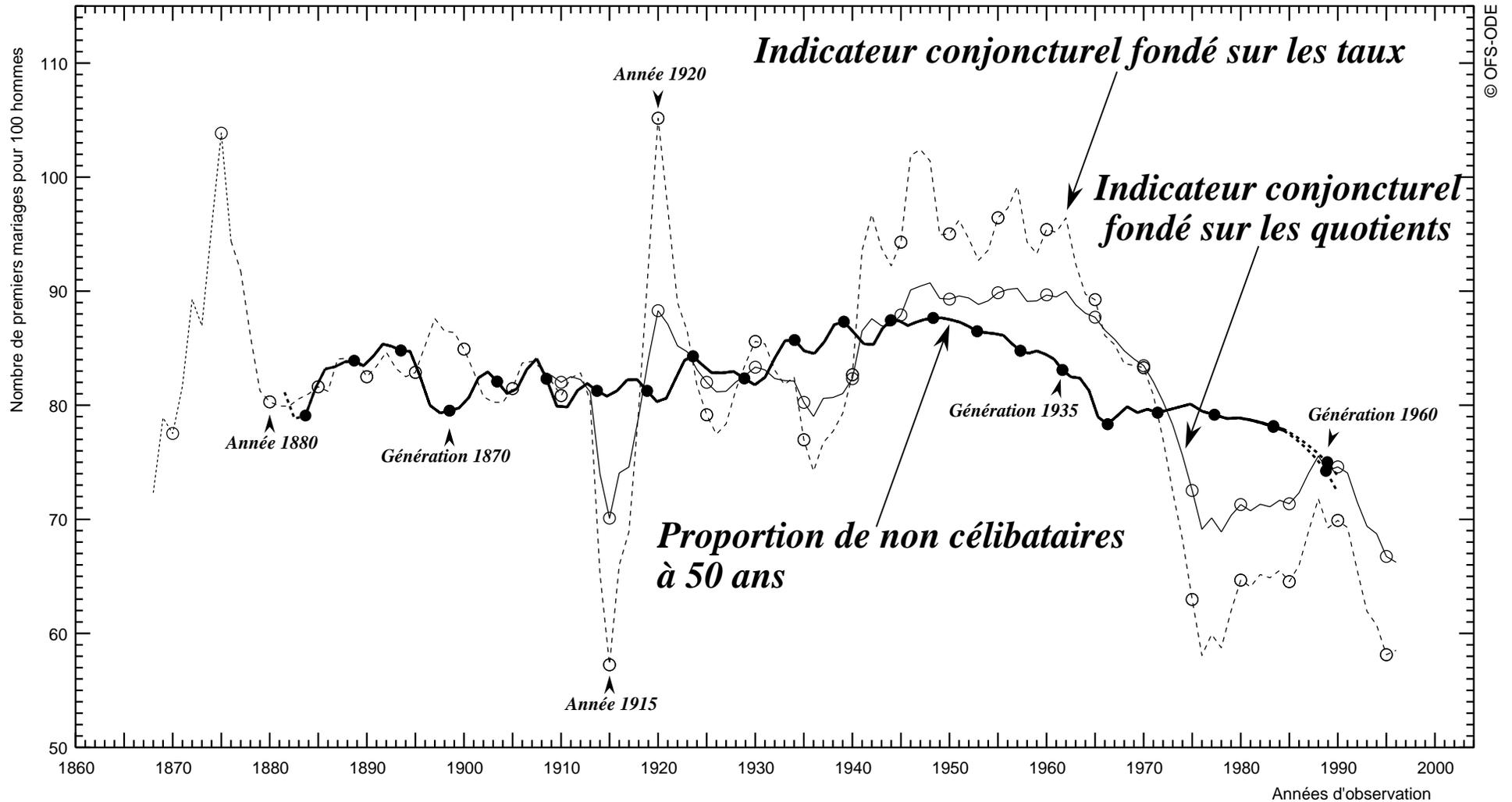


Figure 3.9 SUISSE, 1868-1996

INDICATEUR CONJONCTUREL de la PRIMO-NUPTIALITE MASCULINE fondé sur les TAUX et sur les QUOTIENTS par âge et PROPORTION de NON CELIBATAIRES à 50 ans décalée de l'âge moyen au premier mariage

En traits pointillés : proportion estimée par gel des taux ou des quotients, à âge égal, à leurs valeurs observées en 1996

Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5



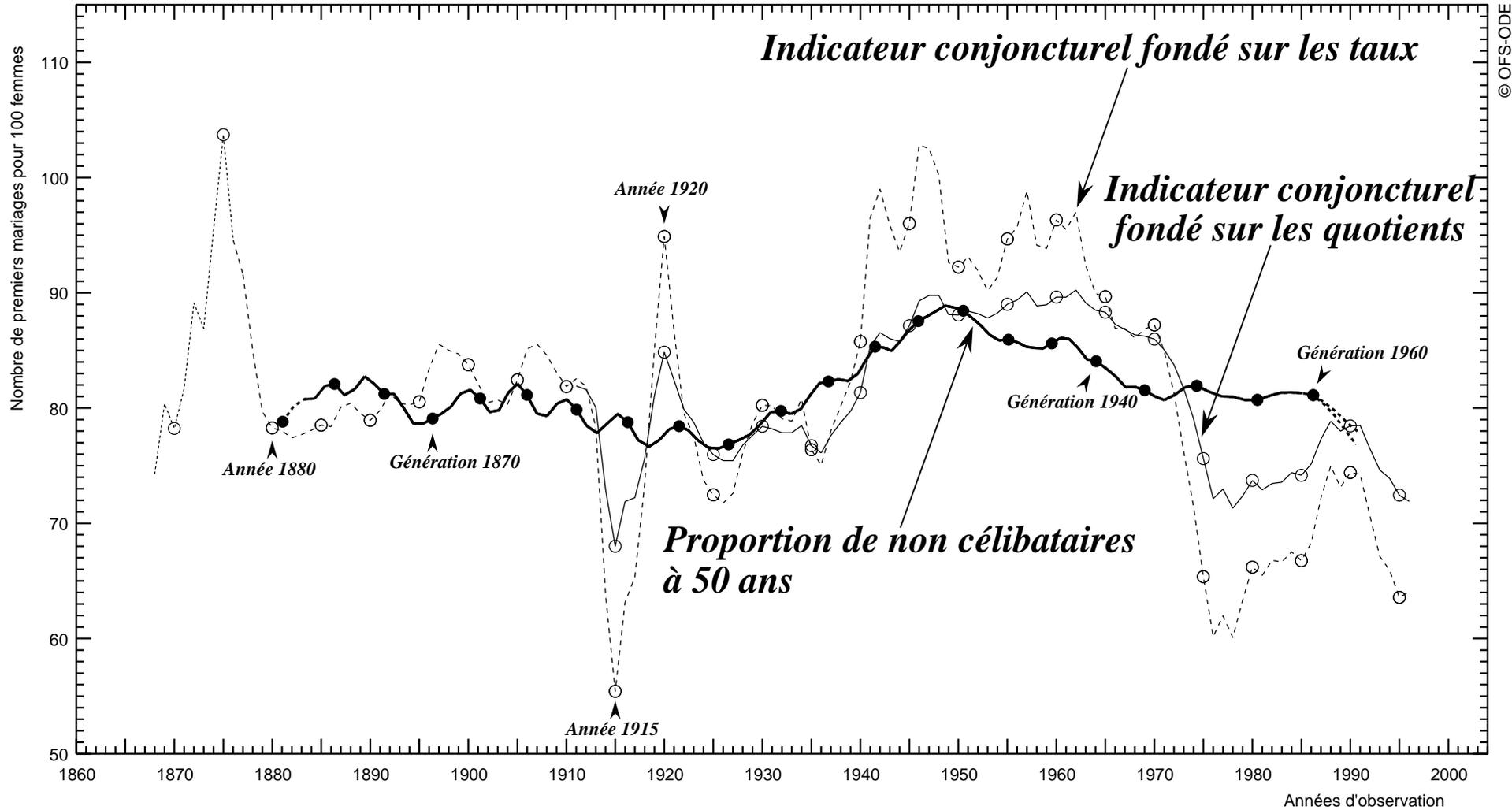
La proportion d'hommes non célibataires à 50 ans dans la génération 1870,

dont l'âge moyen au premier mariage a été de 28,5 ans, est affectée à l'année d'observation $1870 + 28,5 = 1898,5$



Figure 3.10 SUISSE, 1868-1996

INDICATEUR CONJONCTUREL de la PRIMO-NUPTIALITE FEMININE fondé sur les TAUX et sur les QUOTIENTS par âge et PROPORTION de NON CELIBATAIRES à 50 ans décalée de l'âge moyen au premier mariage
En traits pointillés : proportion estimée par gel des taux ou des quotients, à âge égal, à leurs valeurs observées en 1996
Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5

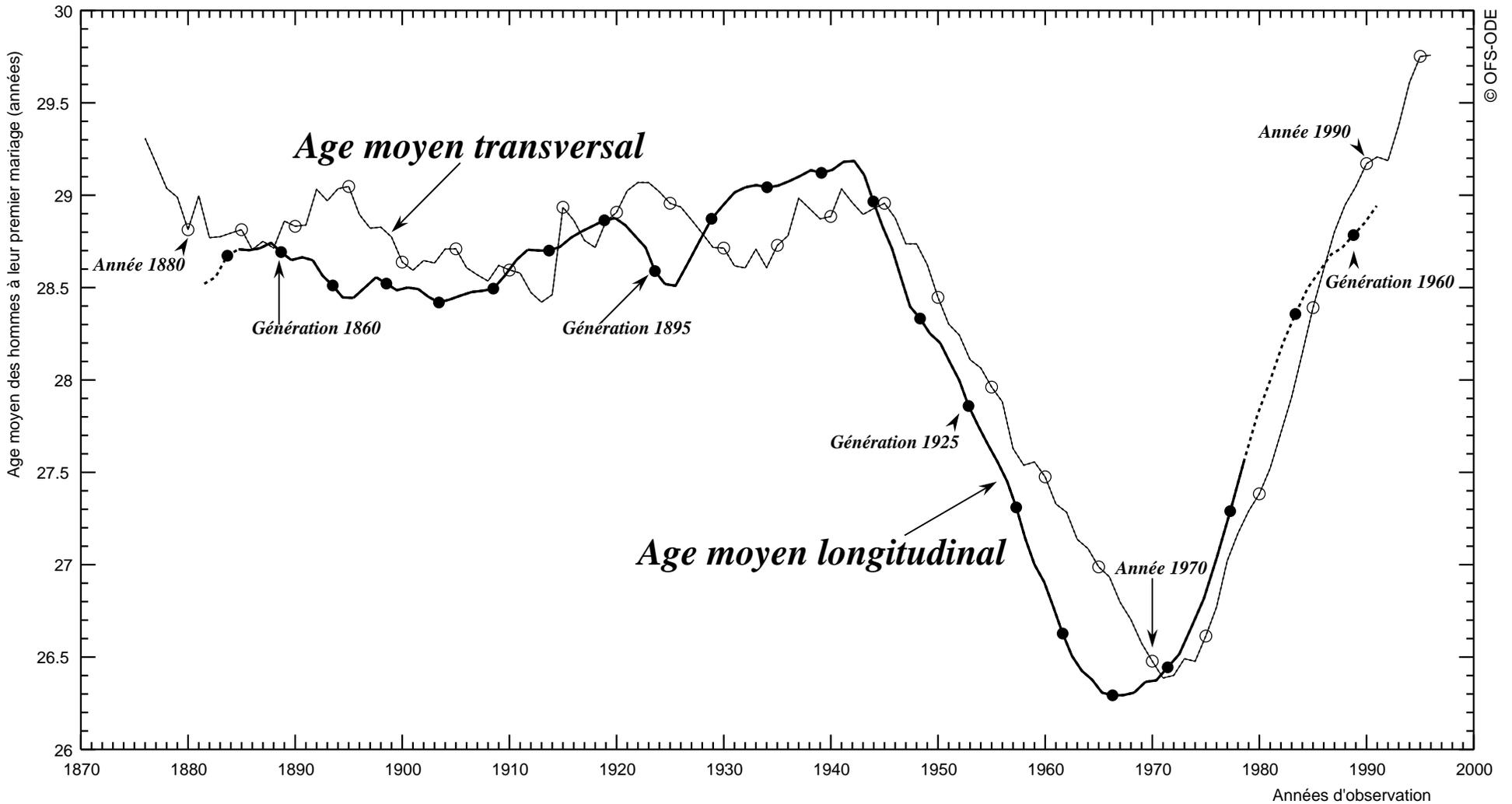


La proportion de femmes non célibataires à 50 ans dans la génération 1870,

dont l'âge moyen au premier mariage a été de 26,4 ans, est affectée à l'année d'observation $1870 + 26,4 = 1896,4$



Figure 3.11 SUISSE, 1876-1996
AGE MOYEN au PREMIER MARIAGE MASCULIN, TRANSVERSAL et LONGITUDINAL. CALCUL SUR LA BASE DES TAUX
L'âge moyen longitudinal est décalé de l'âge moyen au premier mariage masculin
En traits pointillés : âge moyen estimé
Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5



© OFS-ODE

L'âge moyen au premier mariage de la génération masculine née en 1870, égal à 28,5 ans, est affecté à l'année d'observation $1870 + 28,5 = 1898,5$



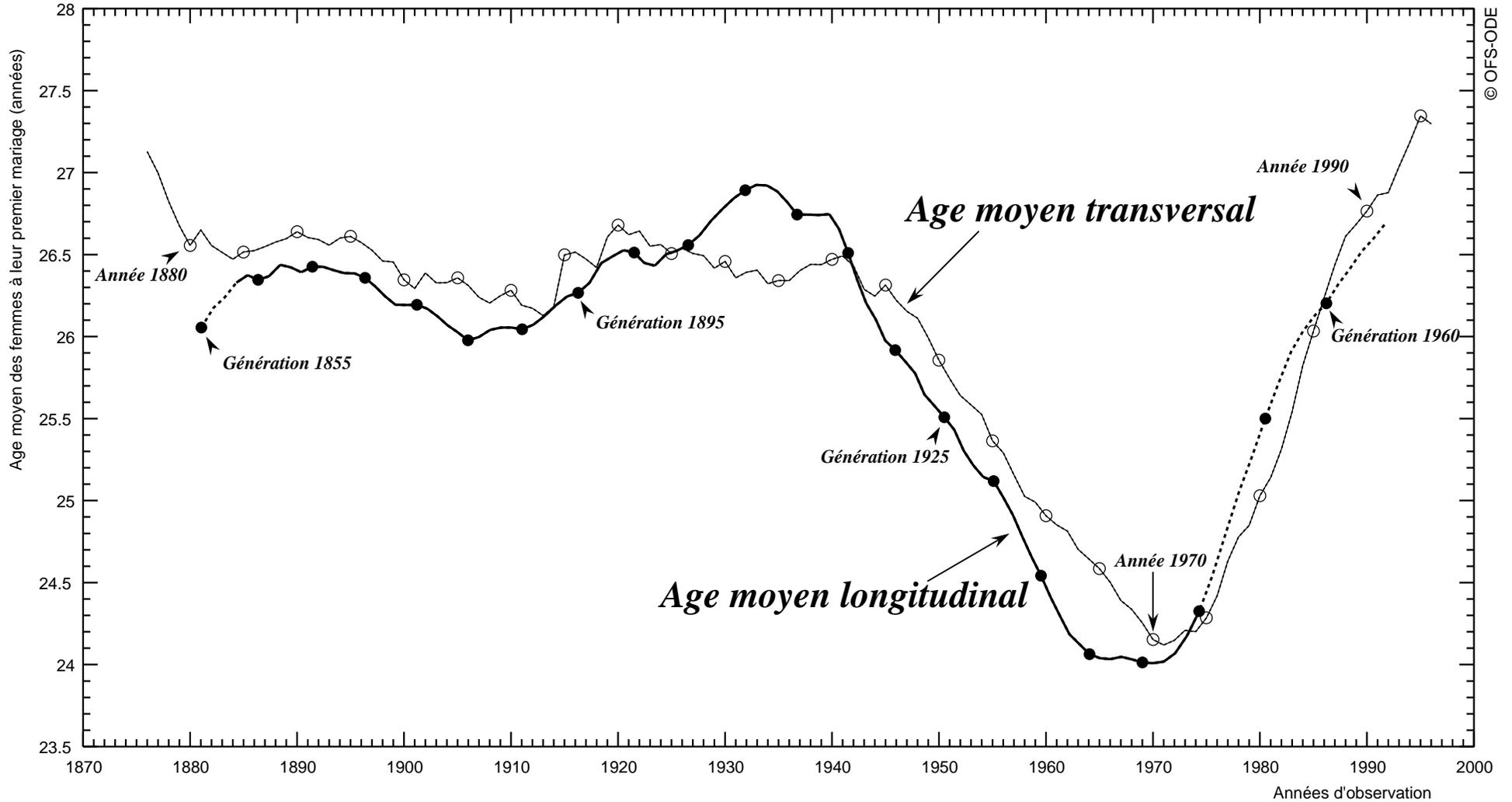
Figure 3.12 SUISSE, 1876-1996

ÂGE MOYEN au PREMIER MARIAGE FEMININ, TRANSVERSAL et LONGITUDINAL. CALCUL SUR LA BASE DES TAUX

L'âge moyen longitudinal est décalé de l'âge moyen au premier mariage féminin

En traits pointillés : âge moyen estimé

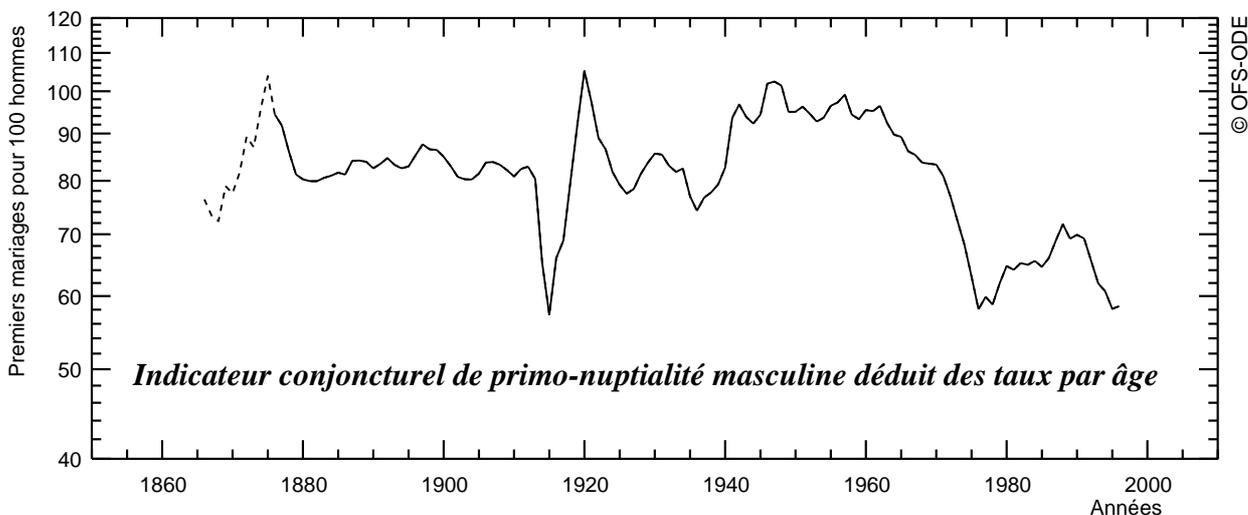
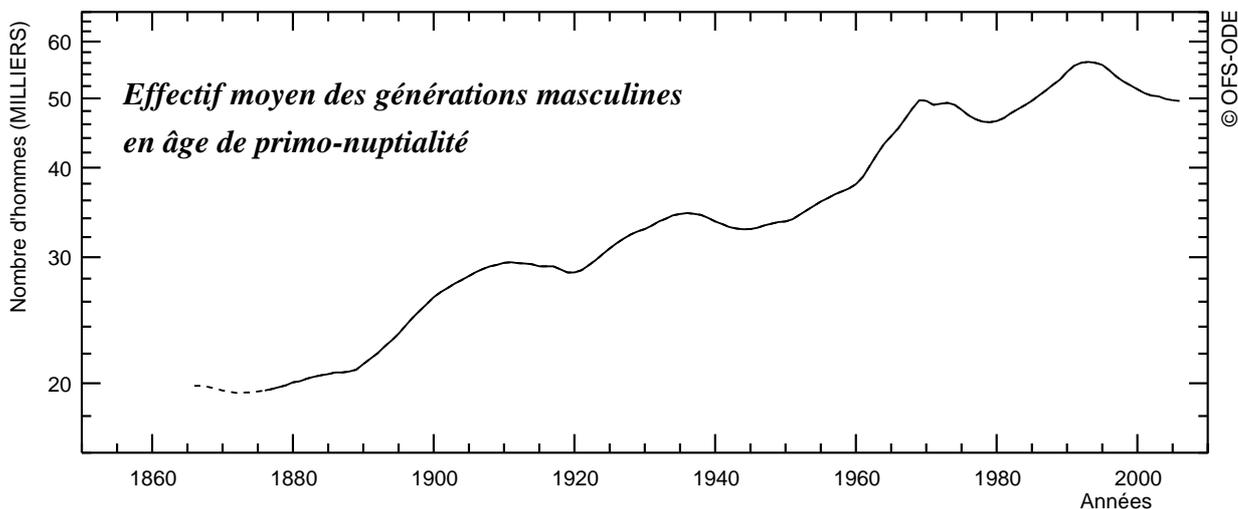
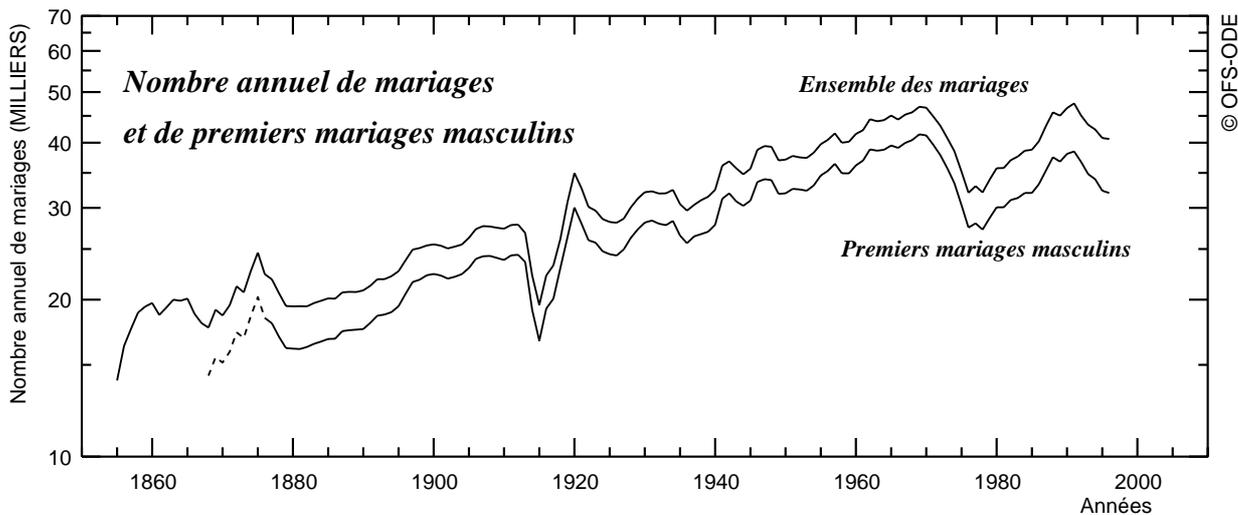
Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5



© OFS-ODE

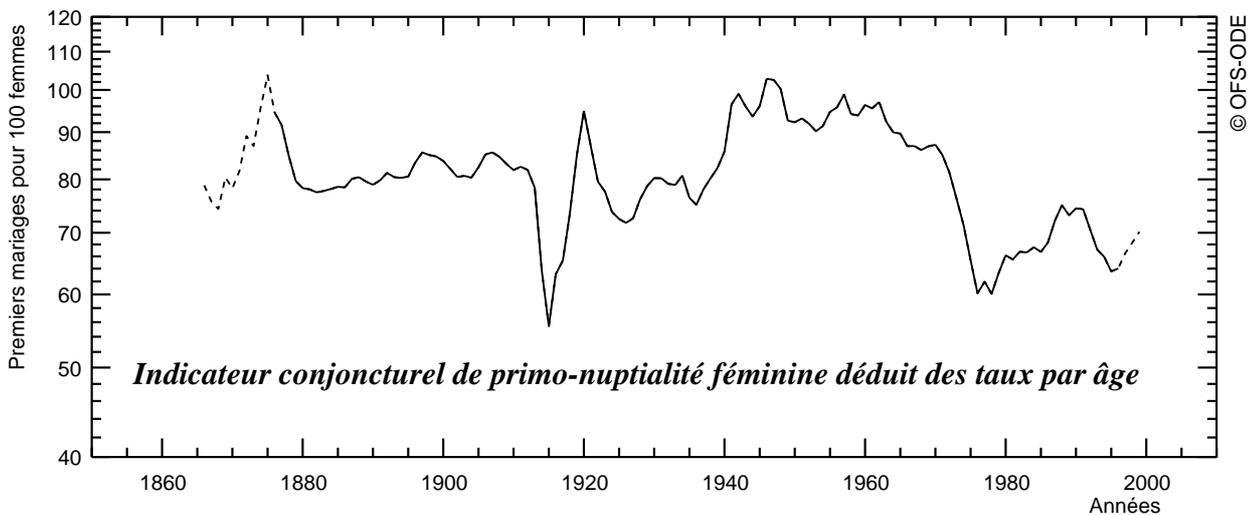
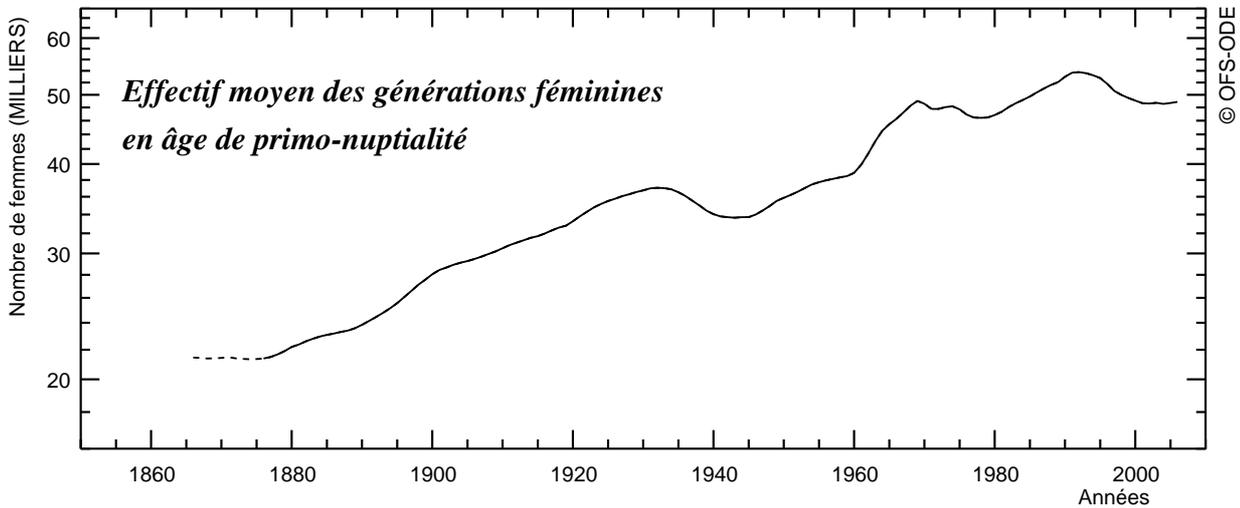
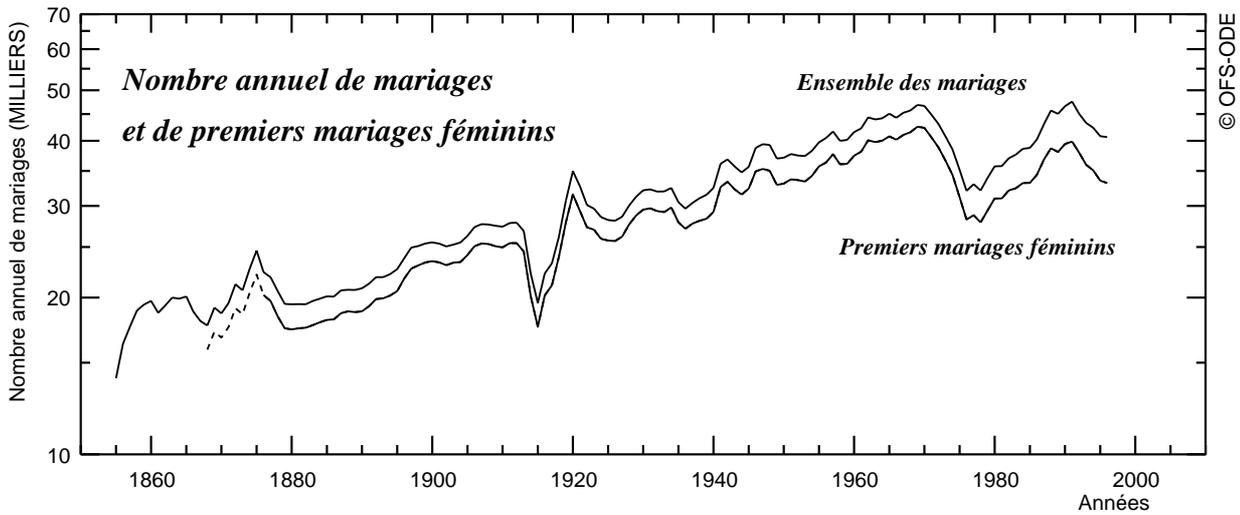
L'âge moyen au premier mariage de la génération féminine née en 1870, égal à 26,4 ans, est affecté à l'année d'observation $1870 + 26,4 = 1896,4$

Figure 3.13 SUISSE, 1868-2003
Nombre annuel de MARIAGES et de PREMIERS MARIAGES MASCULINS
EFFECTIF moyen des générations masculines en âge de se marier
INDICATEUR CONJONCTUREL de PRIMO-NUPTIALITE MASCULINE
 Echelles logarithmiques, en traits pointillés : estimations



La variation relative du nombre annuel de premiers mariages masculins au cours d'une période est la somme des variations relatives de l'effectif moyen et de l'indicateur conjoncturel

Figure 3.14 SUISSE, 1868-2003
Nombre annuel de MARIAGES et de PREMIERS MARIAGES FEMININS
EFFECTIF moyen des générations féminines en âge de se marier
INDICATEUR CONJONCTUREL de PRIMO-NUPTIALITE FEMININE
 Echelles logarithmiques, en traits pointillés : estimations



La variation relative du nombre annuel de premiers mariages féminins au cours d'une période est la somme des variations relatives de l'effectif moyen et de l'indicateur conjoncturel





Figure 3.15 SUISSE, 1875-1996

Evolutions comparées :

- (1) du rapport entre l'effectif moyen des générations féminines en âge de primo-nuptialité et l'effectif moyen de générations masculines en âge de primo-nuptialité**
- (2) du rapport entre l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité masculine et l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité féminine**

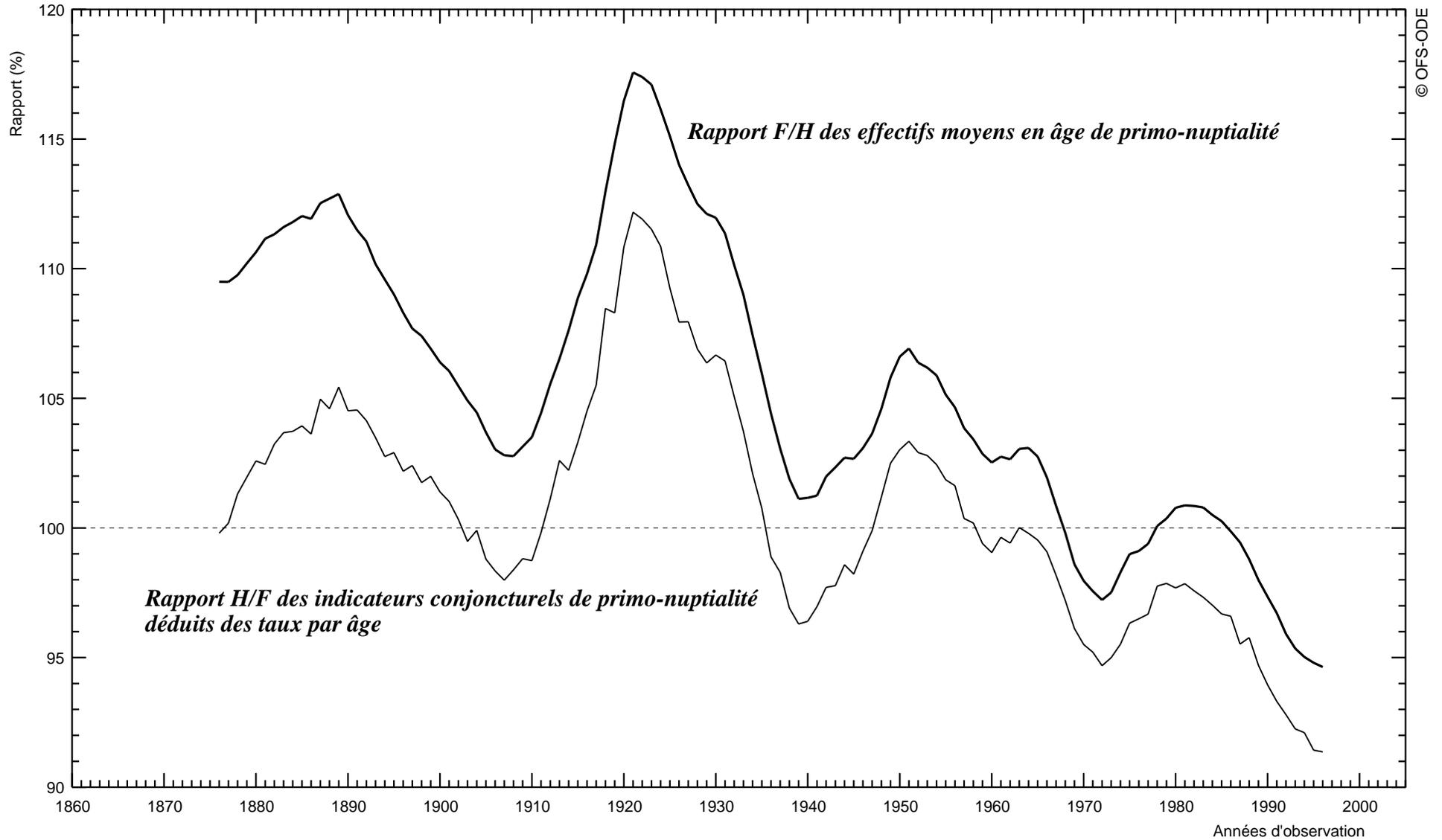




Figure 3.16 SUISSE, recensements de 1900 à 1990. Sexe masculin
Proportion de non célibataires selon l'âge atteint l'année du recensement
Comparaison entre les résultats du recensement et le cumul des données de l'état civil

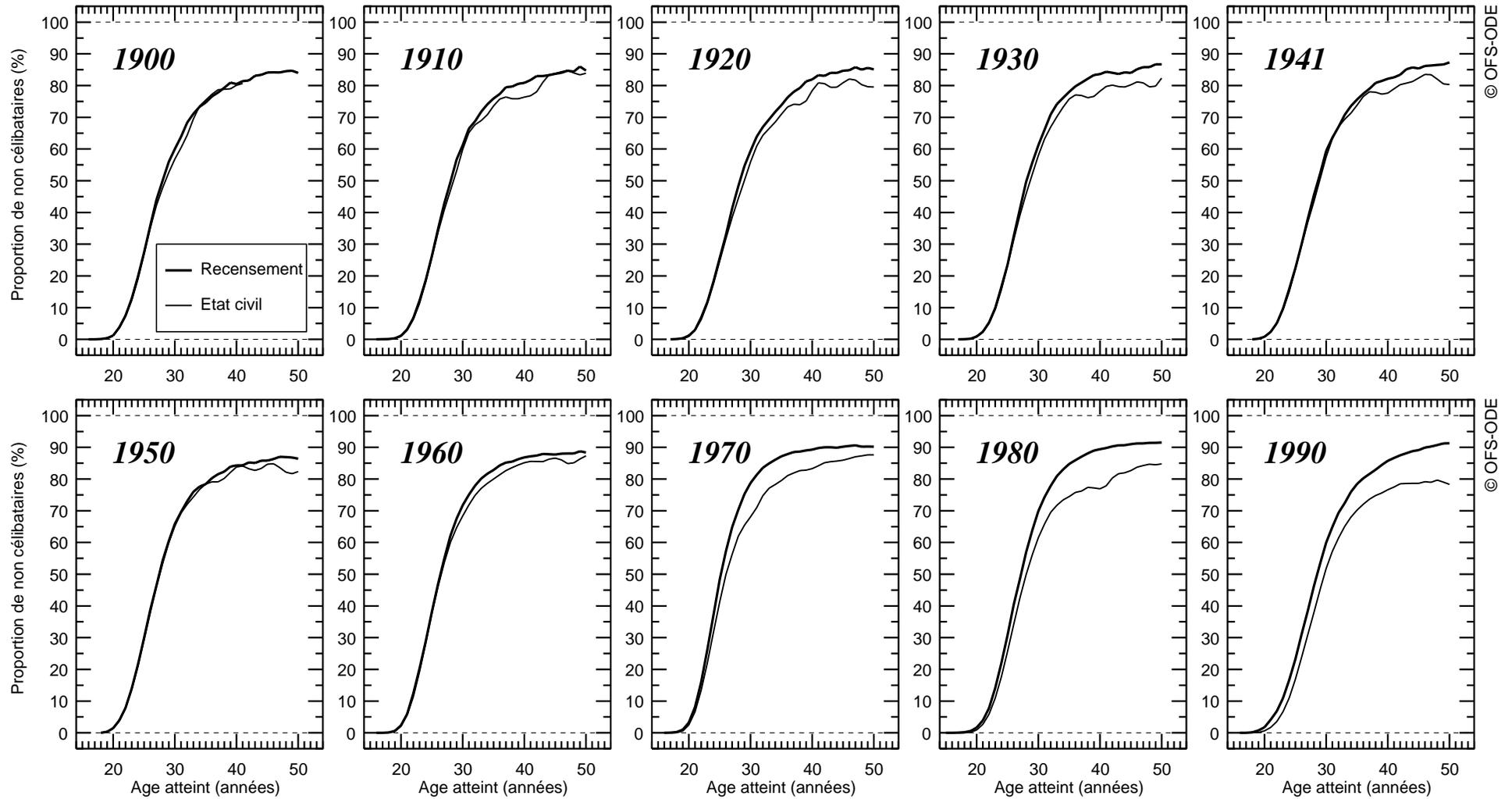




Figure 3.17 SUISSE, recensements de 1900 à 1990. Sexe féminin
Proportion de non célibataires selon l'âge atteint l'année du recensement
Comparaison entre les résultats du recensement et le cumul des données de l'état civil

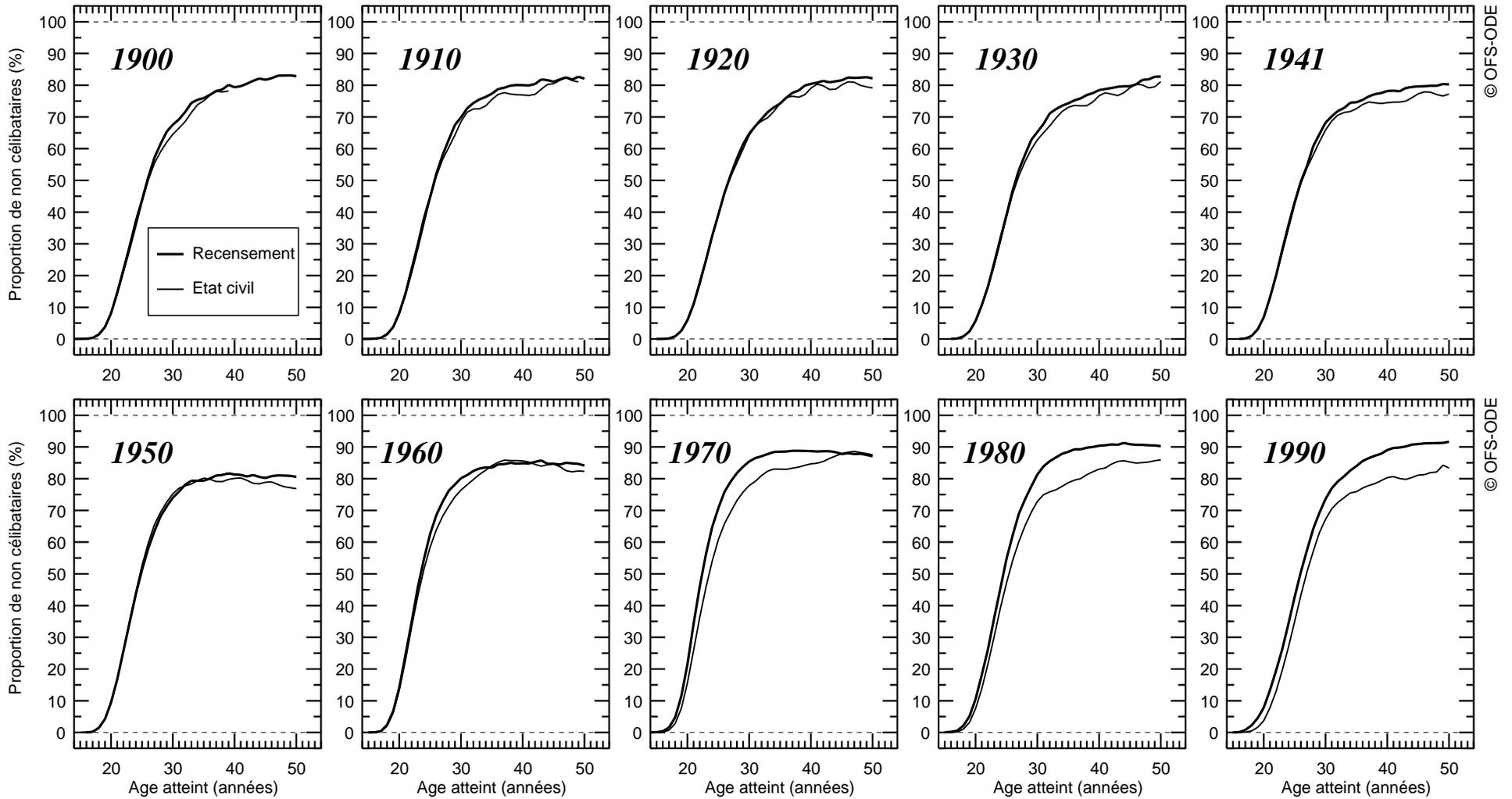


Figure 3.18 SUISSE, générations masculines nées de 1850 à 1975
Proportions d'hommes non célibataires à âge révolu égal
selon les statistiques d'état civil et selon les statistiques des recensements
Cercles pleins : données des recensements
Courbes en trait plein et cercles creux : données d'état civil
Les cercles de plus grand diamètre se rapportent à 50 ans révolus

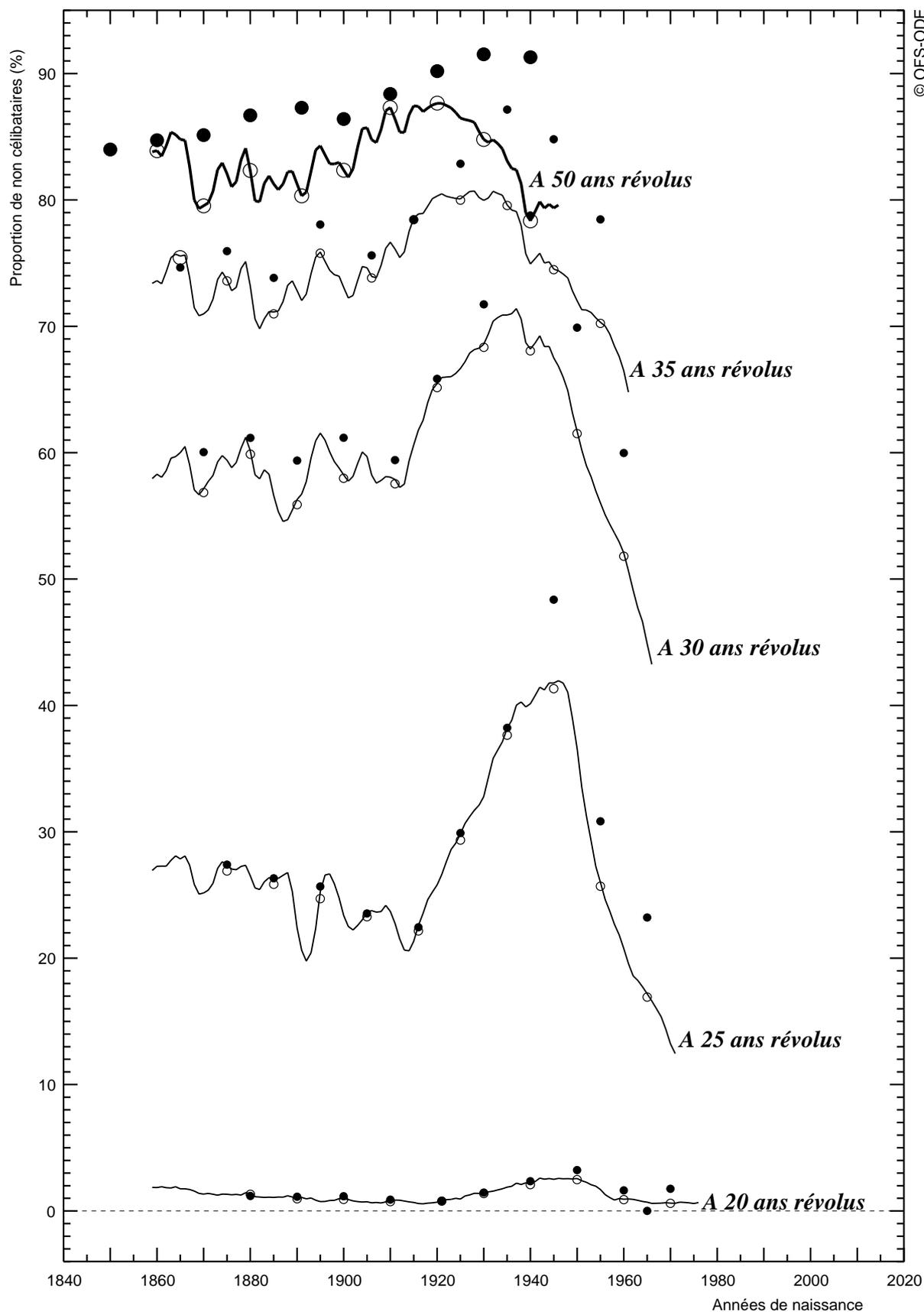
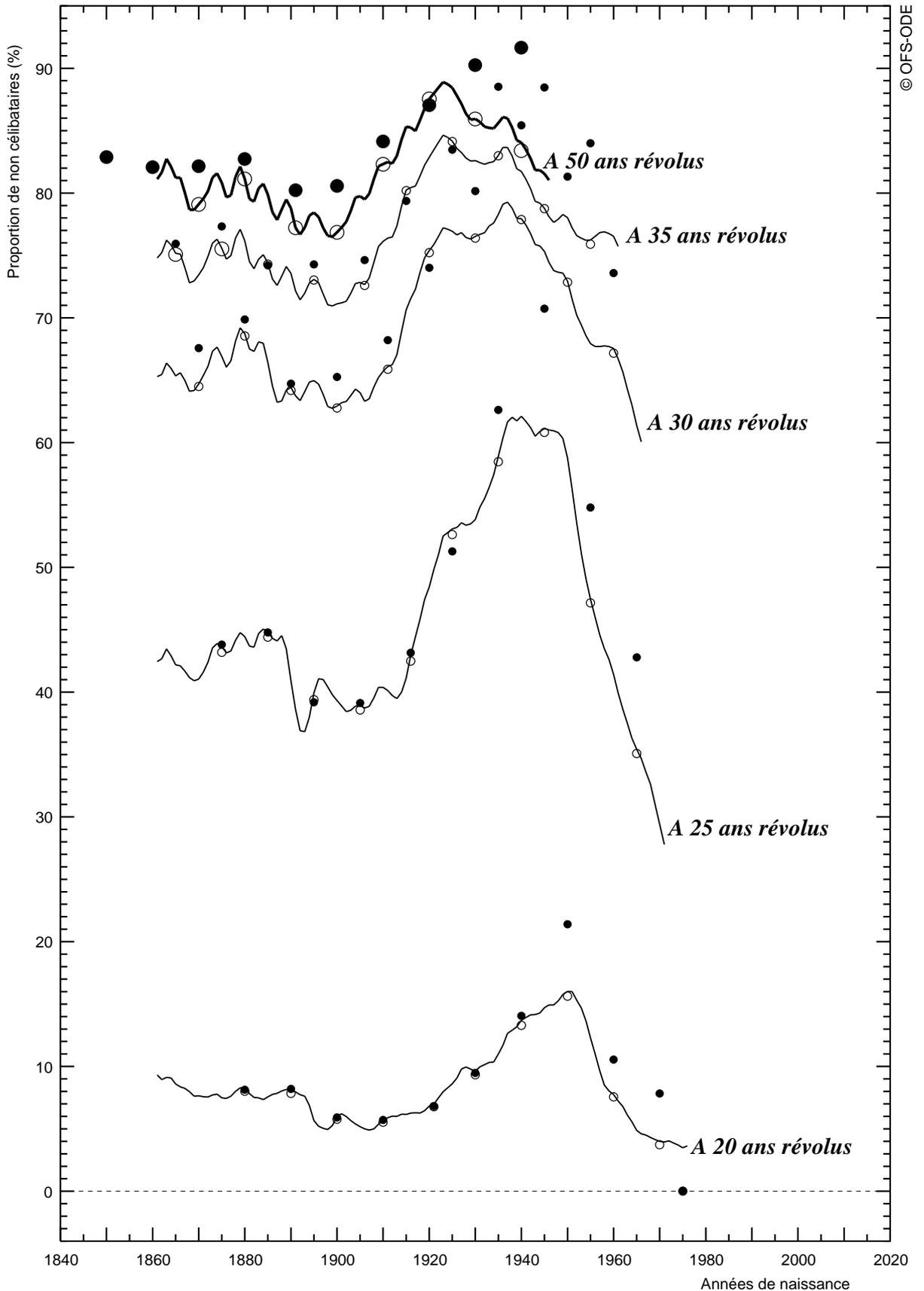


Figure 3.19 SUISSE, générations féminines nées de 1850 à 1975
Proportions de femmes non célibataires à âge révolu égal
selon les statistiques d'état civil et selon les statistiques des recensements
Cercles pleins : données des recensements
Courbes en trait plein et cercles creux : données d'état civil
Les cercles de plus grand diamètre se rapportent à 50 ans révolus



© OFS-ODE

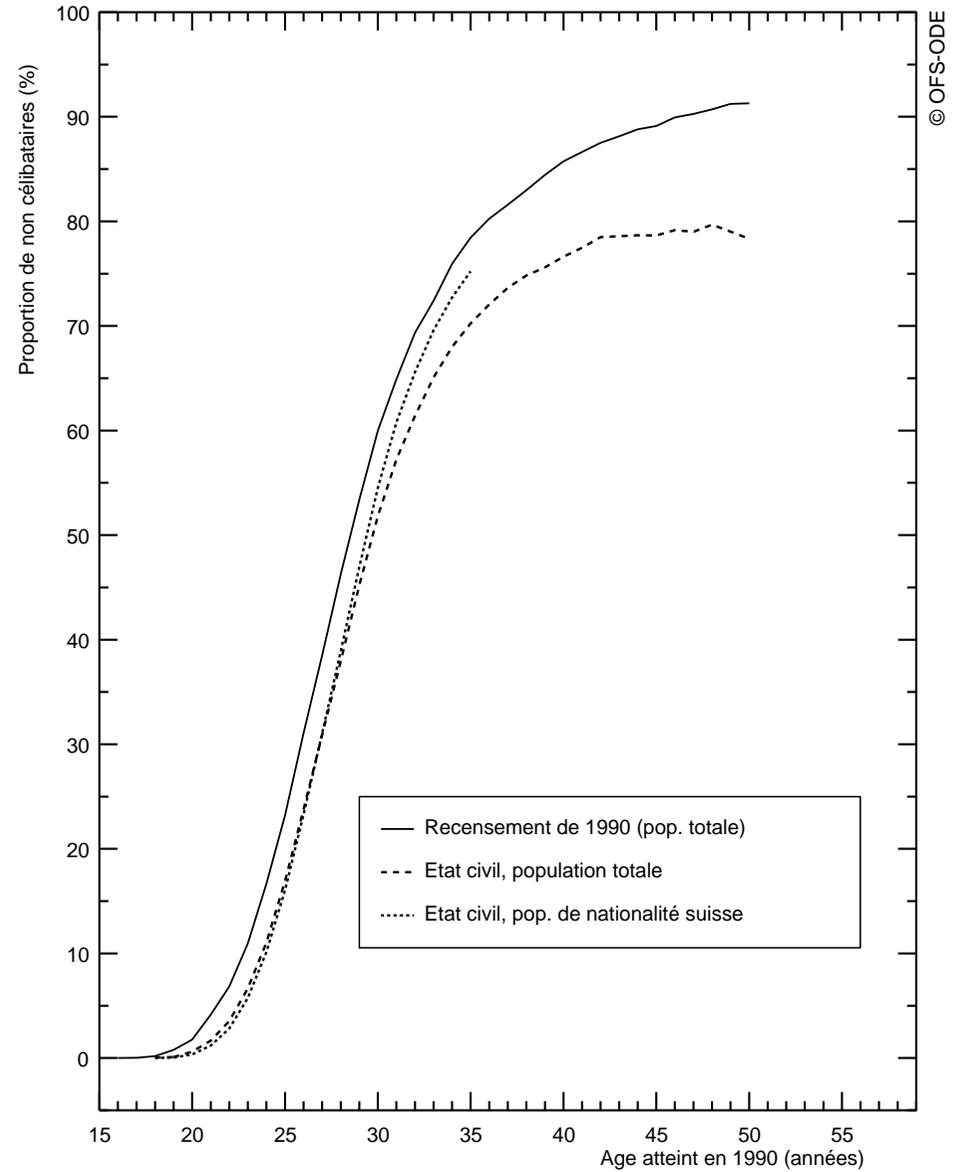
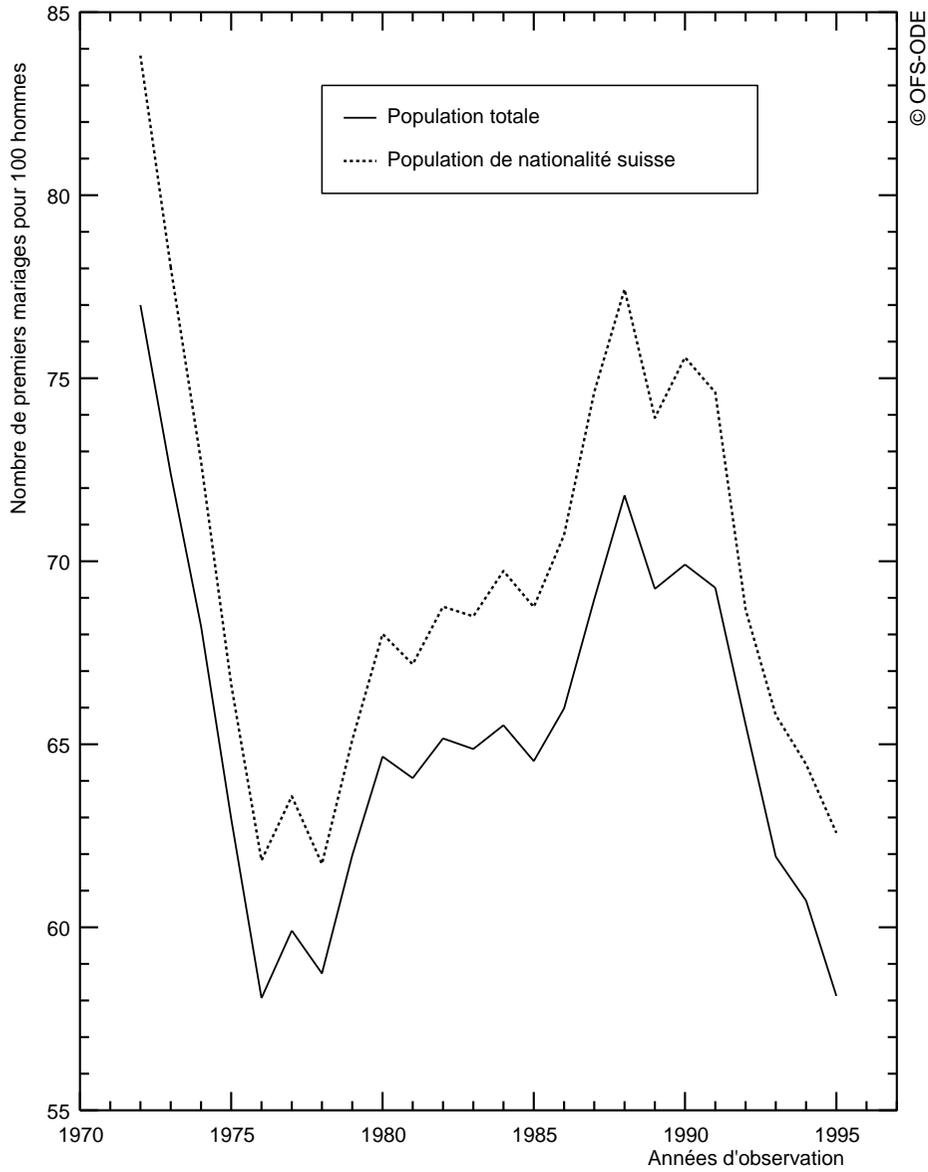




Figure 3.20 SUISSE, sexe masculin

Partie gauche : indicateur conjoncturel de la primo-nuptialité masculine, 1972-1995

Partie droite : proportion de non célibataires masculins selon l'âge, lors du recensement du 4.12.1990

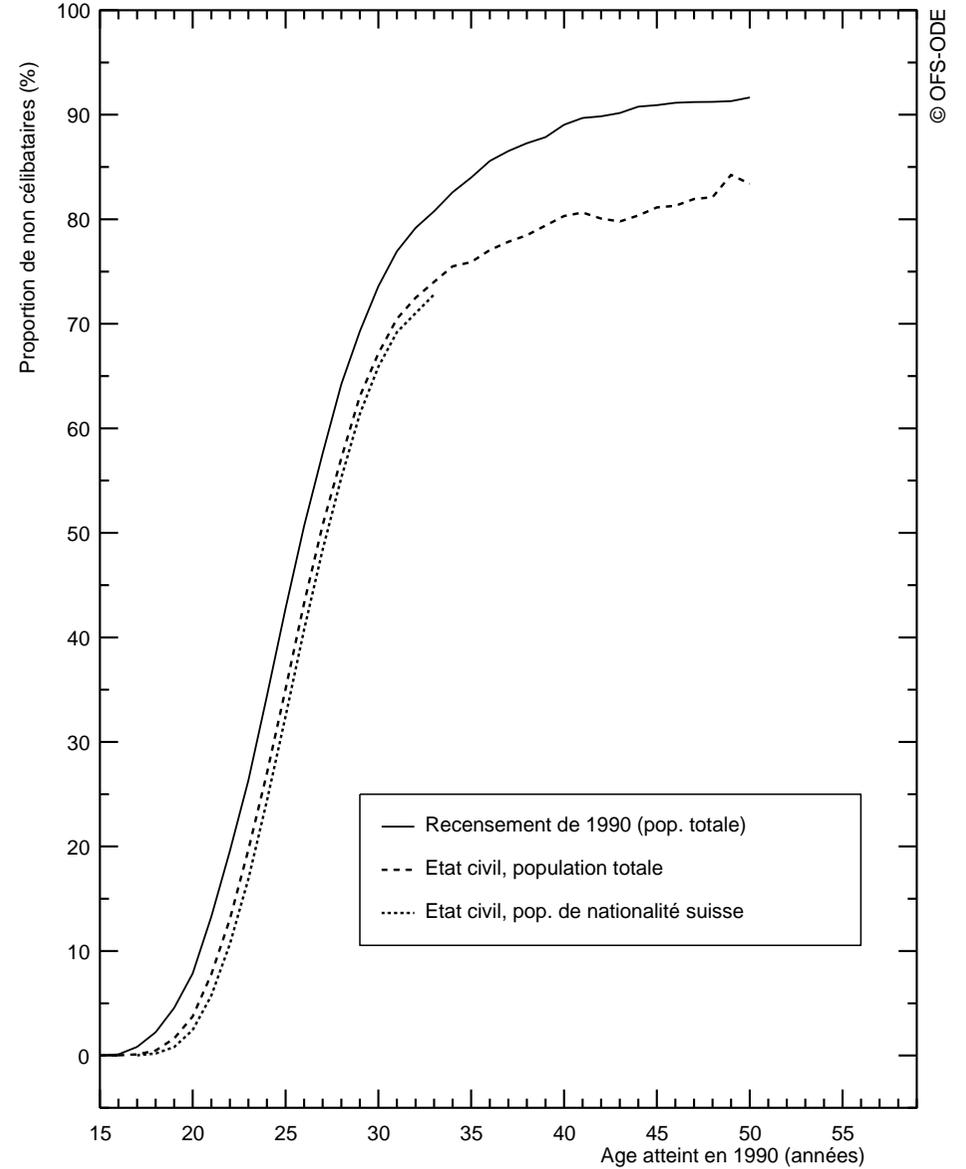
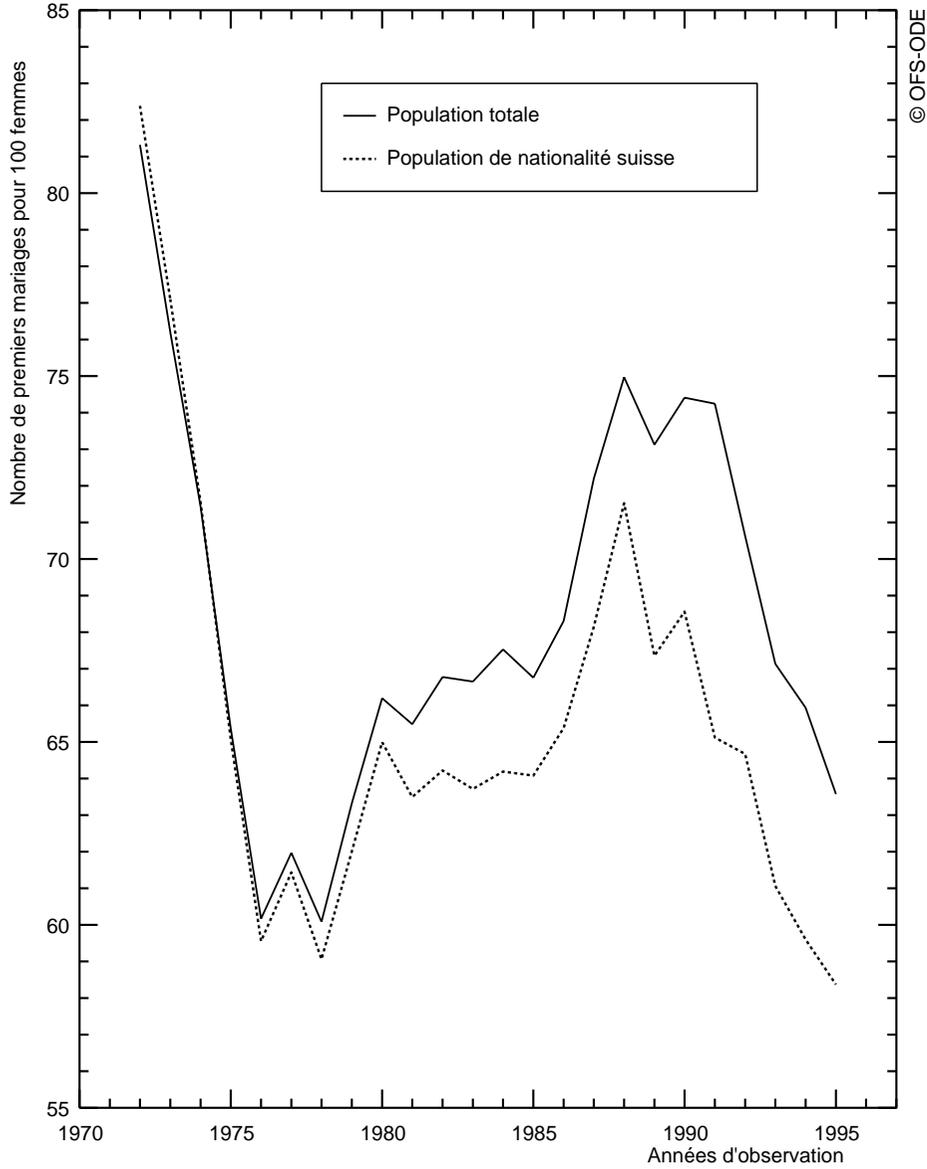


© OFS-ODE

© OFS-ODE



Figure 3.21 SUISSE, sexe féminin
Partie gauche : indicateur conjoncturel de la primo-nuptialité féminine, 1972-1995
Partie droite : proportion de non célibataires féminins selon l'âge, lors du recensement du 4.12.1990



© OFS-ODE

© OFS-ODE

On connaît depuis 1876 le nombre de divorces prononcés annuellement par les tribunaux suisses. La répartition des divorces annuels selon l'année du mariage est disponible depuis 1920. On peut donc calculer depuis cette année-là les taux de divortialité à chaque durée (durée atteinte durant l'année civile du divorce). Les dénominateurs de ces taux sont les nombres de mariages *initiaux* de chaque promotion⁷ et non, comme il serait préférable si on en disposait, les nombres de mariages *subsistants* à chaque durée. Mais, ce qui est probablement plus grave, et qui conduit à une certaine *surestimation* de la fréquence du divorce, les dénominateurs ne recouvrent que les mariages *enregistrés par la statistique suisse*. Or un divorce prononcé en Suisse peut fort bien se rapporter à un mariage qui avait été célébré à l'étranger.

Stabilité du divorce jusqu'au milieu des années 1960, augmentation rapide depuis trente ans

La figure 4.1 retrace l'évolution depuis 1920 des taux de divortialité à durée du mariage égale. Jusqu'au milieu des années 1960, ces taux sont stables ou en légère augmentation. Ensuite on les voit augmenter de façon très *brutale* à *chaque* durée du mariage. En l'espace de trente ans, ils sont sensiblement *triplés* et leur progression, qui se poursuit toujours actuellement, ne semble pas proche de plafonner, même si, à certaines durées (à 1, 2, 4 et 5 ans), on note quelques reculs qui pourraient bien tenir, en partie au moins, à l'imperfection des données disponibles.

En termes d'indicateur conjoncturel (Figure 4.2), on passe d'une valeur qui ne s'écartait guère de 12 divorces pour 100 mariages entre 1945 et 1965 à près de 40 divorces pour 100 mariages en 1996. La caractéristique la plus remarquable de cette montée du divorce est la *simultanéité* avec laquelle les taux aux différentes durées se sont mis à augmenter rapidement. Il ne s'agit pas d'un phénomène qui aurait gagné progressivement les promotions de mariage successives, mais d'une accentuation *générale* soudaine, vers 1965, de la propension à divorcer, aussi bien chez les couples qui étaient alors récemment formés (après 2 à 5 ans de mariage) que chez ceux qui étaient mariés depuis 10, 15 ou 20 ans, voire 25 ans. Pourtant, la législation du divorce n'a pas été modifiée en Suisse à cette époque.

En termes de proportion de mariages rompus par divorce dans les promotions successives, on enregistre une augmentation lente et régulière de la promotion 1920 (10% de mariages rompus par divorce) à la promotion 1955 (15%), puis une accélération, la promotion 1970 étant probablement appelée à atteindre une proportion proche de 30%.

De façon analogue à ce qu'on a vu plus haut en matière de primo-nuptialité, la connaissance des nombres annuels à la fois de mariages et de divorces permet d'estimer les indicateurs conjoncturels annuels de la période antérieure à 1920.

⁷ Une *promotion* de mariages est l'ensemble des mariages formés la même année civile.

Nous avons retenu les taux de divortialité par durée observés en 1925 (on a préféré 1925 à 1920, année trop proche de la fin de la Première Guerre mondiale) pour établir la série annuelle de l'effectif moyen des promotions de mariages exposées au risque de divorcer. Cette même méthode d'estimation, appliquée à la période 1920-1996 pour laquelle on dispose des taux, ne conduit jamais à un indicateur conjoncturel erroné de plus de 0,5% (l'erreur est maximale en 1984, année où l'indicateur conjoncturel est de 28,9% tandis que son estimation est de 29,4%).

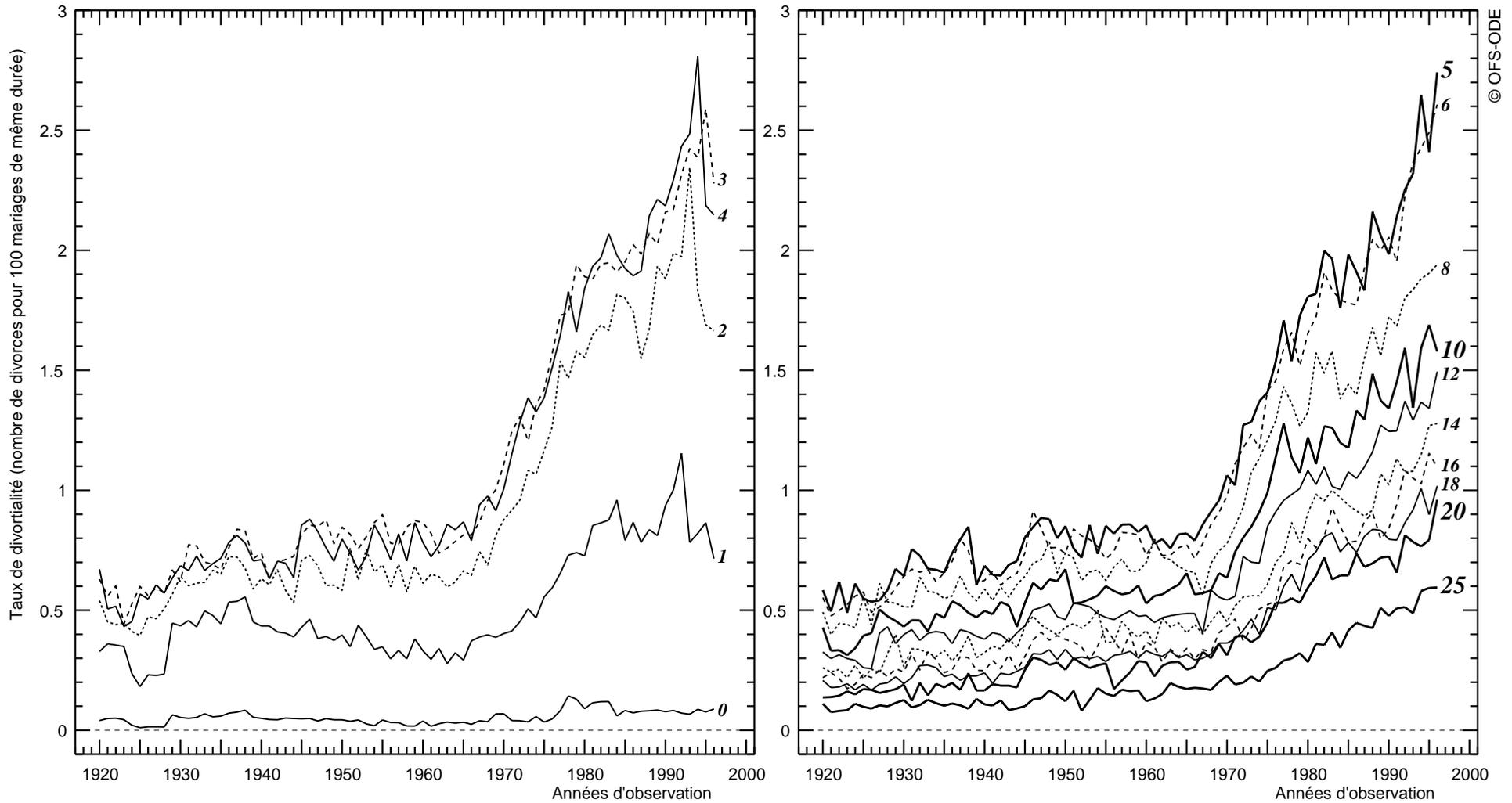
On voit ainsi qu'à la fin du XIX^e siècle et jusqu'à la Première Guerre mondiale, l'indicateur conjoncturel était stable autour de 4 divorces pour 100 mariages. L'année 1920 se distingue par un certain surcroît de divorces, qui reste cependant très modéré eu égard aux valeurs contemporaines, l'indicateur passant de 7,9% en 1919 à 8,9% en 1920 et revenant à 7,7% en 1921. De même, en 1945-1946, le divorce enregistre un certain relèvement, un peu plus durable (indicateur conjoncturel de 10,0% en 1944 et de 13,4% en 1946).

La figure 4.3 illustre la façon dont s'analyse le nombre annuel de divorces en le produit de l'indicateur conjoncturel par l'effectif moyen des promotions de mariages soumises au risque de divorcer. On notera que la croissance du nombre annuel de divorces est freinée depuis vingt ans par la diminution, puis la stagnation, du nombre des mariages.

La durée moyenne des mariages au moment du divorce (Figure 4.4) n'a pas sensiblement varié, en termes transversaux, depuis 75 ans (comprise entre 10 et 11 ans de 1920 à 1945, entre 11 et 12 ans depuis la Seconde Guerre mondiale). Entre les promotions de mariages, du fait notamment de la simultanéité de l'augmentation des taux à partir du milieu des années 1960, la durée moyenne du mariage au moment du divorce commence par augmenter, passant de 11,5 ans dans les promotions 1920-1945 à près de 15 ans dans les promotions constituées vers 1960. On devrait enregistrer ensuite une diminution, les couples formés en 1970 correspondant probablement à une durée moyenne de 13,5 ans.

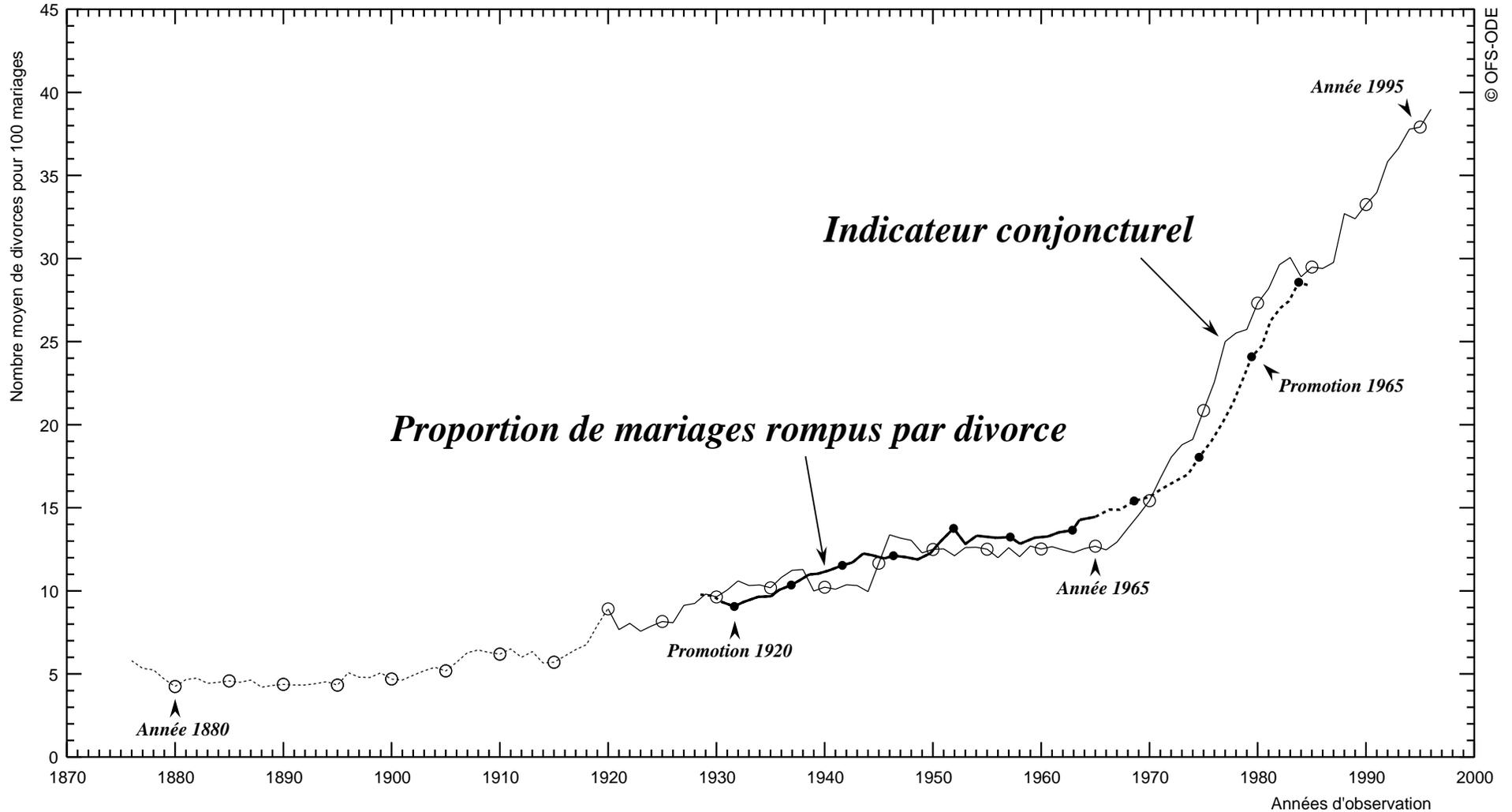


Figure 4.1 SUISSE, 1920-1996
TAUX de DIVORTIALITE à durée du mariage égale
(taux par durée atteinte durant l'année civile du divorce)
Partie gauche : durées de 0 à 4 ans, partie droite : durées de 5 à 25 ans



© OFS-ODE

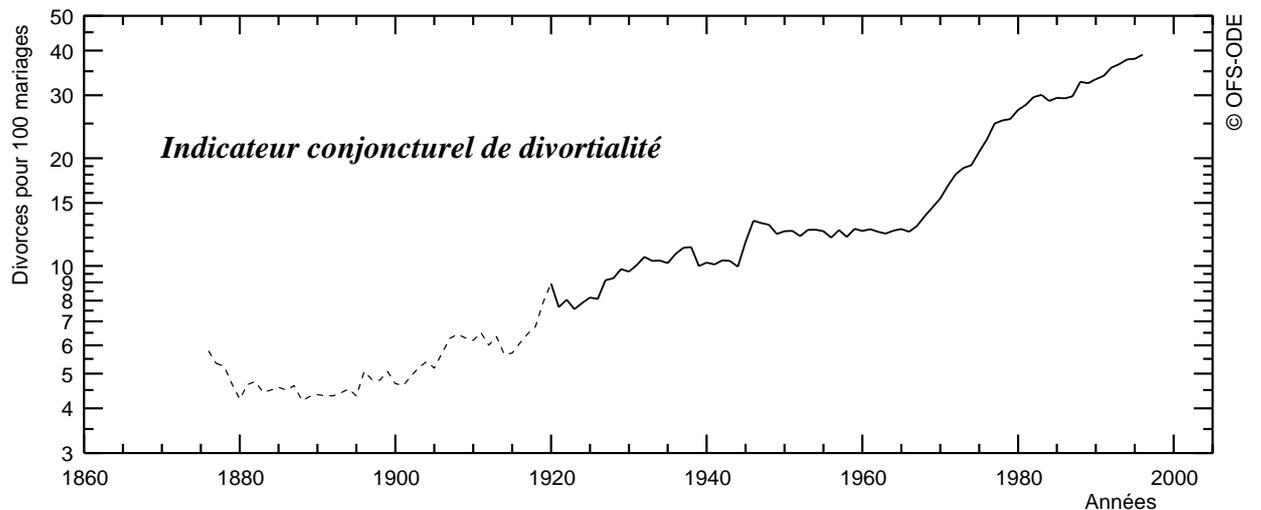
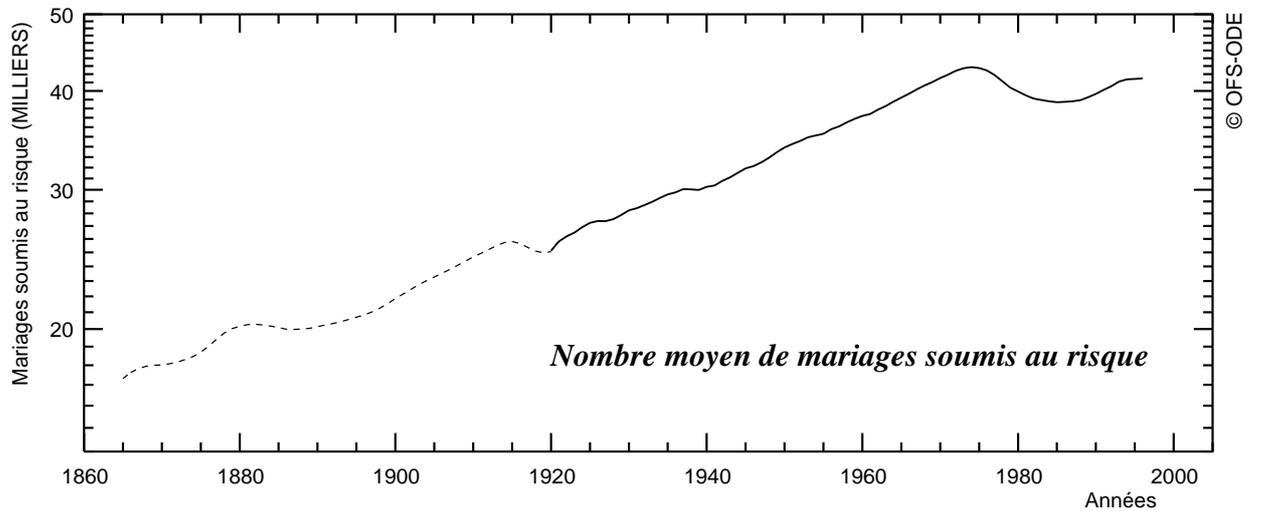
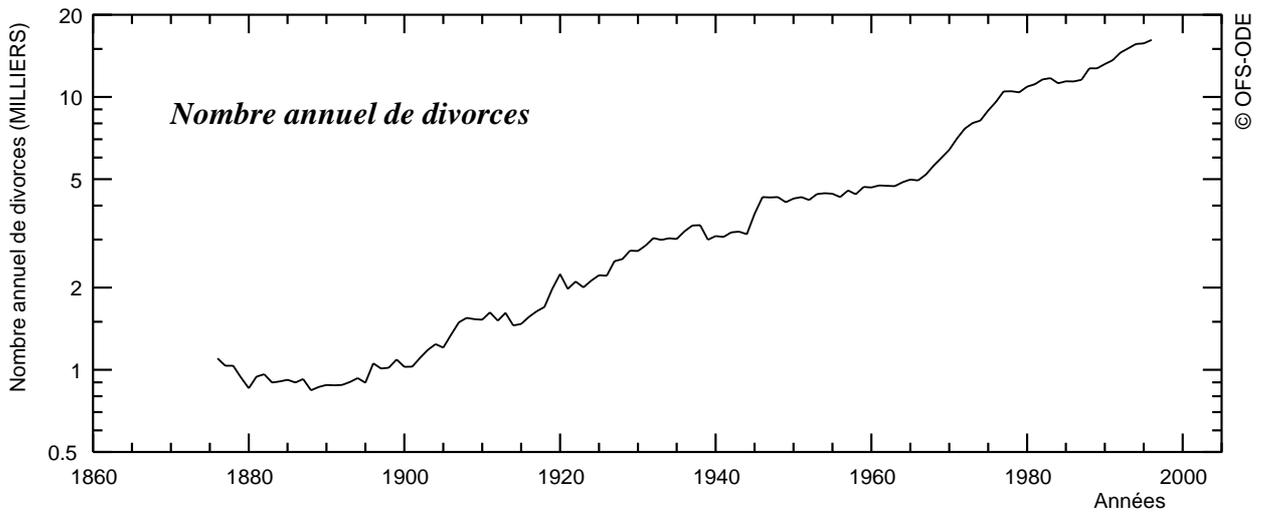
Le taux de divortialité à la durée 2 ans en 1990 est le rapport du nombre de divorces prononcés en Suisse en 1990 correspondant à des mariages célébrés en 1988 au nombre de mariages enregistrés par la statistique suisse en 1988


Figure 4.2 SUISSE, 1876-1996
**INDICATEUR CONJONCTUREL de DIVORTIALITE et
PROPORTION de mariages rompus par divorce dans les promotions de mariage
décalée de la durée moyenne du mariage au moment du divorce**
En traits pointillés : estimations
Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les promotions (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5


La proportion de mariages rompus par divorce dans la promotion 1920,

dont la durée moyenne du mariage au moment du divorce a été de 11,7 ans, est affectée à l'année d'observation $1920 + 11,7 = 1931,7$

Figure 4.3 SUISSE, 1865-2003
Nombre annuel de DIVORCES
EFFECTIF moyen des promotions de mariage soumises au risque de divorcer
INDICATEUR CONJONCTUREL de DIVORTIALITE
 Echelles logarithmiques, en traits pointillés : estimations



La variation relative du nombre annuel de divorces au cours d'une période est la somme des variations relatives du nombre moyen de mariages soumis au risque et de l'indicateur conjoncturel

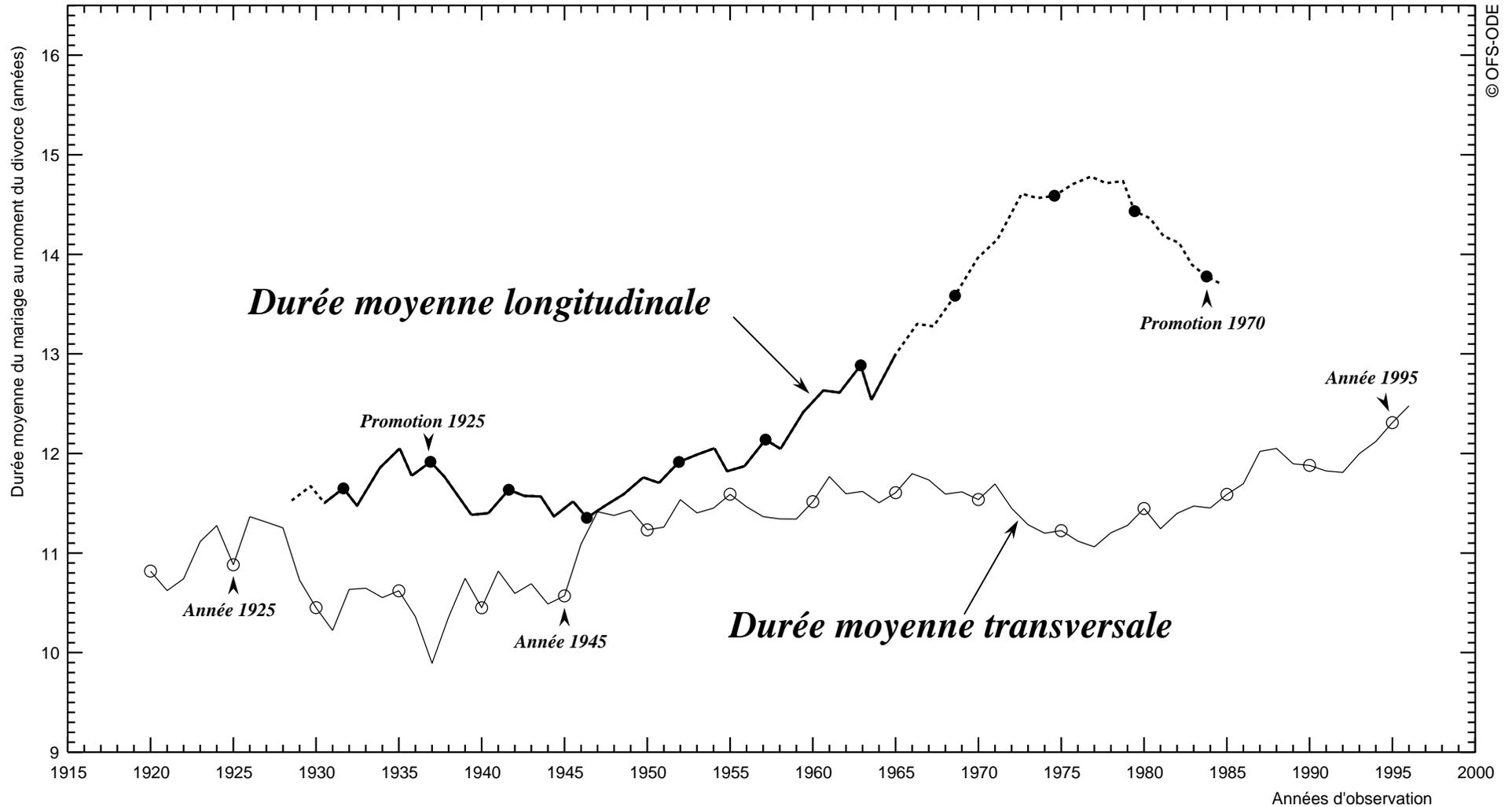




Figure 4.4 SUISSE, 1920-1996
DURÉE MOYENNE du mariage au moment du DIVORCE, TRANSVERSALE et LONGITUDINALE
 (cette dernière décalée de la durée moyenne du mariage au moment du divorce)

En traits pointillés : âge moyen estimé

Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5



La durée moyenne du mariage au moment du divorce dans la promotion de mariages 1925, égale à 11,9 ans, est affectée à l'année d'observation $1925 + 11,9 = 1936,9$

La figure 5.1 décrit l'évolution, à âge égal, des taux de fécondité depuis 1932. Les figures 5.1.A, 5.1.B et 5.1.C, qui portent sur la période 1932-2050, incorporent les taux qui ressortent des scénarios A, B et C de l'OFS. Les biais, dus aux migrations, signalés ci-dessus, qui affectent les taux de primo-nuptialité, n'ont très vraisemblablement pas d'équivalents appréciables en matière de fécondité.

Élévation générale de la fécondité à partir de la fin des années 1930, qui culmine en 1964

L'élévation des taux de fécondité à âge égal se dessine à partir de 1938-1940. A tous les âges inférieurs à 30 ans, elle s'opère en deux temps : vive progression de 1940 à 1945, pause (en deçà de 25 ans) ou léger reflux (entre 25 et 30 ans) durant les dix années suivantes, augmentation à nouveau de 1955 à 1964. Au total, les taux enregistrent des progressions considérables. Ainsi, la proportion des femmes qui donnent naissance à un enfant l'année de leur vingt-cinquième anniversaire est doublée, passant de 10% en 1938 à 20% en 1964.

Aux âges élevés de fécondité (30 ans ou plus), la hausse de 1940-1945 est suivie d'un reflux assez important qui s'atténue un peu de 1955 à 1964.

Le reflux de la fécondité et sa stagnation à un bas niveau depuis vingt ans

A partir de 1964, la chute des taux est générale et de très grande ampleur. Extrêmement brutale durant une dizaine d'années à tous les âges, elle fait place ensuite à deux évolutions divergentes qui persistent encore aujourd'hui: aux jeunes âges (jusqu'à 26 ans), la baisse des taux se poursuit, à un rythme cependant moins rapide, tandis qu'aux âges avancés de fécondité (30 ans ou plus), la tendance est systématiquement à l'augmentation.

Finalement, les derniers taux de fécondité observés (1996) se situent à *tous* les âges *au dessous* de leur valeur de la fin des années 1930. Ainsi, comme on l'a vu plus haut en matière de primo-nuptialité, la phase d'élévation des taux de fécondité qui, en deçà de 30 ans, s'étend sur vingt-cinq années, du début des années 1940 au milieu des années 1960, est complètement effacée par le reflux des trente années ultérieures.

Il est évidemment malaisé dans un pareil contexte de se livrer à des pronostics à long terme. Dans ses calculs à l'horizon 2050, l'OFS a défini trois scénarios. Le scénario central, dénommé scénario A (Figure 5.1.A), suppose que, d'ici à 2010, la chute des taux aux jeunes âges (jusqu'à 26 ans) va se ralentir, tandis que la reprise aux âges élevés va se poursuivre. Au delà de 2010, les taux sont supposés demeurer invariants à âge égal. Les scénarios B et C, situés de part et d'autre du scénario A, envisagent, le premier, une chute moins prononcée, voire une reprise, aux jeunes âges et une augmentation un peu plus vigoureuse aux âges élevés (Figure 5.1.B), le second une chute plus marquée aux jeunes âges associée à une reprise plus modeste aux âges élevés (Figure 5.1.C).

La figure 5.2 décrit l'évolution des descendance *partielles*, à âge égal, des générations successives nées depuis 1910. Les générations les plus fécondes de la période contemporaine sont celles nées de 1920 à 1935, avec 2,2 enfants en moyenne par femme, un peu plus que la génération née en 1910 (à peine plus de 2), nettement plus que les générations les plus récentes dont on peut estimer sans trop d'incertitude ce que sera leur descendance finale : les générations nées de 1955 à 1960 se situeront très probablement en deçà de 1,8 enfant par femme.

Les scénarios de l'OFS (Figures 5.2.A, 5.2.B et 5.2.C) accordent respectivement à la génération née en 2000, qui atteint 50 ans au terme de la période de calcul, une descendance finale de 1,58 enfant par femme pour le scénario A, 1,75 pour le scénario B et 1,35 pour le scénario C.

La figure 5.3 regroupe les taux de fécondité enregistrés durant une *même année d'observation*, la figure 5.4 ceux se rapportant à une *même génération*. Sur ces figures, on a porté une courbe de référence, celle correspondant à l'année d'observation 1970 (Figure 5.3) ou à la génération née en 1940 (Figure 5.4), année et génération dont la somme des taux par âge avoisine le seuil de remplacement des générations (2,1 enfants par femme). On peut ainsi apprécier les déformations progressives de ces courbes au fil du temps : rajeunissement, puis vieillissement, du calendrier de la fécondité, augmentation puis diminution de son niveau d'ensemble. On remarquera en particulier sur la figure 5.4 le retard croissant avec lequel les générations les plus récentes (celles nées en 1960, 1965 et 1970) ont commencé à constituer leur descendance.

Les figures 5.3.A et 5.4.A sont équivalentes aux figures 5.3 et 5.4, les taux non encore observés étant ceux des scénarios de l'OFS.

L'évolution de la fécondité depuis le milieu du XIX^e siècle : une baisse à long terme, entrecoupée par l'étonnant intermède des Quarante Glorieuses (1938-1978)

L'indicateur conjoncturel de la fécondité, qui résume, par addition, les taux par âge, peut être estimé pour la période antérieure à 1932, première année pour laquelle on dispose des taux à chaque âge.

En effet, si on connaît le nombre total de naissances de l'année n – ce qui est le cas depuis 1803 – ainsi que les effectifs féminins d'âge fécond (15-49 ans) par année d'âge aux deux extrémités de l'année – ce qui est le cas depuis 1861 –, on peut estimer l'indicateur conjoncturel à partir du nombre annuel de naissances observé et de l'estimation de l'effectif moyen pondéré des générations féminines d'âge fécond durant l'année n (voir Glossaire) : l'indicateur conjoncturel est en effet le rapport entre le nombre absolu de naissances annuelles et l'effectif moyen pondéré des générations féminines d'âge fécond. En toute rigueur, cet effectif moyen pondéré devrait être établi en utilisant les taux (inconnus) de fécondité par âge de l'année n elle-même, mais on sait qu'une moyenne pondérée n'est pas très sensible à des changements de coefficients de pondération (elle ne l'est même pas du tout si les effectifs féminins sont invariables d'un âge à l'autre : or on n'est jamais très éloigné de cette situation). Aussi peut-on utiliser comme coefficients de pondération les taux d'une *autre* année que l'année n . Nous avons retenu les taux de l'année 1932 et nous avons appliqué cette méthode d'estimation à toutes les années de la période 1861-



1996, ce qui permet d'apprécier la qualité de cette méthode en considérant la période écoulée depuis 1932: l'erreur commise sur l'indicateur est maximale, en valeur absolue, en 1968, atteignant alors - 0,08 enfant pour une femme ; entre 1932 et 1996, elle n'excède 0,03 enfant pour une femme que de 1962 à 1975, époque où le calendrier de la fécondité a été tout spécialement précoce et donc assez différent de celui de 1932.

L'indicateur conjoncturel de la fécondité en Suisse (Figure 5.5) est de l'ordre de 3,6 à 3,8 enfants pour une femme à la fin du XIX^e siècle, s'élevant jusqu'à 4,4 enfants pour une femme en 1875 par suite de la forte nuptialité enregistrée à la même époque. Il se met à diminuer rapidement de 1900 à 1913, parvenant alors à 3 enfants pour une femme. La Première Guerre mondiale précipite sa chute, qui n'est qu'en partie compensée par la récupération des années 1920-1922. Dès 1923, il reprend la tendance à la baisse qui était la sienne au début du siècle. Il faut attendre 1938 pour voir se dessiner un retournement de tendance qui allait s'avérer d'une durée et d'une ampleur étonnantes.

Lorsqu'on replace la fécondité des soixante dernières années dans le contexte de son évolution séculaire, on est fondé à se demander si la situation d'aujourd'hui ne s'inscrit pas tout simplement dans le prolongement de la tendance à très long terme antérieure, matérialisée par l'évolution *effective* au cours des périodes 1900-1913 et 1923-1937 : l'intermède des quatre décennies de haute fécondité (1938-1978) constituerait une sorte d'*anomalie historique* de très grande ampleur, aussi inattendue qu'inexpliquée, qu'on pourrait qualifier de *Quarante Glorieuses démographiques*. Dans ces conditions, à la phase de la transition démographique succéderait dans les pays européens un régime de basse fécondité, situé nettement en dessous du seuil de remplacement des générations, et relativement stable à travers le temps.

Une fécondité plus basse, mais aussi plus tardive

La figure 5.6 décrit l'évolution de l'âge à la maternité, à la fois selon l'année d'observation et selon l'année de naissance. Le rajeunissement de l'âge moyen à la maternité entre les générations féminines nées vers 1910 (30,6 ans) et celles nées vers 1945 (26,8 ans) est proche de *quatre* années, ce qui est considérable. Son vieillissement ultérieur, qui n'est pas encore achevé et qui pourrait même n'être qu'à demi réalisé, devrait l'amener à retrouver des valeurs voisines de 30 ans. Ce double mouvement de l'âge à la maternité est à rapprocher de celui de l'âge au premier mariage (Figures 5.7 et 5.8). Observons par ailleurs qu'il est probable que, parmi les générations nées de 1855 à 1910 ou durant la période 1870-1930, l'âge à la maternité était peu variable, si on en juge par la stabilité observée de l'âge au premier mariage.

Sur la figure 5.9, on a représenté simultanément l'évolution de l'indicateur conjoncturel de la fécondité et celle de l'âge moyen transversal à la maternité, sous la forme d'un diagramme de corrélation. Les périodes de rapide changement de l'une ou l'autre de ces deux caractéristiques de la fécondité y sont mises en évidence (périodes 1940-1945 et 1964-1976 notamment).



La figure 5.10 est analogue à la figure 5.9, avec les caractéristiques longitudinales au lieu des caractéristiques transversales. Si, en termes transversaux, la quasi-totalité d'une sorte de *boucle* a été parcourue au cours des soixante dernières années, en termes longitudinaux, ce sont seulement les trois-quarts de la boucle qui l'ont été.

Les figures 5.9.A et 5.10.A sont identiques respectivement aux figures 5.9 et 5.10, à ceci près qu'on y a représenté aussi les cheminements pris pour hypothèses dans les scénarios de l'OFS à l'horizon 2050. En termes transversaux (Figure 5.9.A), les trois scénarios – surtout le scénario B, les autres scénarios différant par un indicateur conjoncturel plus faible – conduisent sensiblement à «boucler la boucle», la situation de 2050 étant voisine⁸ de celle de la fin des années 1930, surtout pour ce qui est de l'âge moyen à la maternité. En termes longitudinaux (Figure 5.10.A), il en va de manière un peu différente : si l'âge moyen de la génération née en 2000 est assez proche de celui de la génération née en 1910, la descendance finale est nettement plus basse, même selon le scénario B.

L'effectif des générations féminines en âge de fécondité

Comme on l'a fait plus haut en matière de primo-nuptialité, on peut représenter sur graphique semi-logarithmique l'évolution comparée du nombre annuel de naissances, de l'effectif moyen des générations féminines d'âge fécond et de l'indicateur conjoncturel de fécondité : la variation relative du nombre annuel est la somme des variations relatives de l'effectif moyen et de l'indicateur (Figure 5.11). De même, l'incertitude relative sur le nombre de naissances annuelles futures est la somme des incertitudes relatives concernant respectivement l'effectif moyen et l'indicateur conjoncturel.

L'effectif moyen des générations féminines d'âge fécond a crû dans le passé à un rythme voisin de celui de l'ensemble de la population, comme l'a fait l'effectif moyen des générations en âge de primo-nuptialité (Figures 3.13 et 3.14) mais, pareillement à ce dernier, il est appelé à diminuer durant au moins les dix prochaines années, ce qui contribuera, à indicateur conjoncturel de fécondité égal, à faire évoluer en baisse le nombre annuel des naissances.

Les évolutions différentielles de la fécondité selon le rang de naissance

Les données, disponibles de 1932 à 1996, sur la fécondité *par rang de naissance* (répartition des naissances vivantes en naissances *hors mariage* et, pour les naissances *dans le mariage*, en naissances distinguées d'après leur *rang* (voir en annexe la définition des unités statistiques utilisées dans l'ouvrage), permettent de mettre en évidence le relief des évolutions observées selon le rang.

⁸ Voisine, du point de vue des deux caractéristiques considérées (nombre moyen d'enfants par femme et âge moyen longitudinal à la maternité). En termes de *répartition* selon le nombre d'enfants, le voisinage n'est sûrement pas réalisé.



On constate sur la figure 5.12 que *tous* les rangs, même les naissances hors mariage, ont participé aux deux évolutions générales les plus marquantes, la reprise de 1940 à 1945 et la chute brutale de 1964 à 1975. Les rangs 3 ou plus reproduisent, en les accentuant, les tendances d'ensemble : la reprise de 1940 à 1945 est un peu plus rapide aux rangs 3 ou plus qu'aux rangs 1 et 2, mais surtout la chute de 1964 à 1975 est considérablement plus marquée. Entre 1964 et 1975, l'indicateur conjoncturel de rang 3 ou plus diminue spectaculairement *des deux tiers*, passant de 0,82 à 0,28 enfant pour une femme, tandis que les indicateurs de rangs 1 et 2 passent respectivement de 1,00 à 0,65 et de 0,76 à 0,58 enfant pour une femme. Quant à l'indicateur conjoncturel hors mariage, nettement plus faible en Suisse que dans les pays voisins, il augmente très légèrement de 1932 à 1965, passant de 0,07 à 0,10 enfant pour une femme, puis revenant à 0,06 en 1975.

Baisse modérée de la fécondité aux rangs 1 et 2, baisse très marquée aux rangs 3 ou plus

Depuis vingt ans, les indicateurs conjoncturels sont relativement stables (rang 1) ou très lentement décroissants (rangs 2 et 3 ou plus), tandis que l'indicateur hors mariage augmente un peu (0,12 enfant pour une femme en 1996), sans toutefois atteindre les valeurs beaucoup plus élevées observées actuellement dans certains pays, comme l'Angleterre ou la France (de l'ordre de 0,60 enfant pour une femme).

En termes de générations (Figure 5.13 à comparer à la figure 5.12), la diminution de la descendance finale de rang 1 ou 2 est largement inférieure à celle de l'indicateur conjoncturel correspondant : ceci tient à l'effet dépressif qu'exerce le vieillissement du calendrier de la maternité à chaque rang sur l'indicateur conjoncturel propre à ce rang (les courbes des figures 5.15 et 5.16 *se croisent*, comme le font celles de la figure 5.5).

Entre la génération née en 1915 et celle née en 1955, la descendance finale de rang 1 augmente d'abord de 0,10 enfant par femme jusqu'à la génération née en 1935, puis diminue de 0,05 ; celle de rang 2 augmente de 0,10, puis diminue de 0,07. La descendance hors mariage (Figure 5.14) augmente légèrement entre les générations nées en 1915 et 1955 (de 0,02).

Mais – et cela constitue la caractéristique la plus marquante de la chute de la fécondité d'ensemble – la descendance finale de rang 3 ou plus décroît *sans interruption*, de la génération née en 1917 à celle née en 1951 (Figure 5.17). Si on compare les générations nées en 1915 et en 1955, la diminution aux rangs 3 ou plus atteint 0,53 enfant par femme, concourant de façon déterminante à la baisse de 0,42 enfant par femme de la descendance finale tous rangs réunis entre ces deux générations distantes de quarante années. Observons qu'entre la génération née en 1948 et celle née en 1959, la descendance de rang 3 ou plus est sensiblement stable.

L'approximative stabilité de la descendance finale, au voisinage de 2,2 enfants par femme, dans les générations les plus fécondes de la période contemporaine (celles nées entre 1915 et 1935) résulte ainsi de la combinaison de la *hausse* de la fécondité aux rangs 1 et 2 et de la *baisse* de la fécondité de rang 3 ou plus.

La chute ultérieure de la descendance finale, entre les générations nées en 1935 et en 1955, résulte d'une baisse relativement *modérée* aux rangs 1 et 2 et d'une *forte* diminution aux rangs 3 ou plus. En d'autres termes, entre la génération née en 1935 et celle née en 1955, la proportion de femmes sans aucun enfant⁹ a augmenté (passant approximativement de 19 à 24%), la proportion de celles ayant un seul enfant n'a qu'à peine augmenté (passage de 13 à 15%) ; la moindre fécondité de la génération née en 1955 tient surtout à la concentration nettement plus marquée de la taille des familles sur la dimension 2 (passage de la proportion des familles de deux enfants de 32 à 41%), la proportion des familles les plus nombreuses enregistrant les plus fortes diminutions (au moins trois enfants : passage de 36 à 21%, dont trois enfants exactement : passage de 21 à 16%, quatre enfants ou plus : passage de 15 à 5%).

Dans les figures 5.18 à 5.21, on a représenté l'évolution, à âge égal, des taux de fécondité à *chaque* rang. Ces figures sont analogues à la figure 5.1, établie pour l'*ensemble* des rangs. On notera en particulier la chute considérable des taux de rang 3 ou plus à tous les âges entre 1964 et 1975.

La figure 5.22 compare les évolutions de l'âge moyen au premier mariage selon le sexe et à la maternité selon le rang de naissance au fil des années d'observation, la figure 5.23 au fil des générations successives. C'est ainsi tout le calendrier de la constitution des familles qui a enregistré d'abord un rajeunissement, puis un vieillissement. Observons notamment que la raréfaction des naissances de rang 3 ou plus a pour effet que l'âge moyen à la maternité de rang 2, naguère plus bas que l'âge moyen à la maternité tous rangs réunis, est maintenant devenu un peu plus élevé que ce dernier.

La fécondité hors mariage

Bien que peu nombreuses et n'ayant en conséquence que peu d'influence sur l'âge moyen à la maternité tous rangs réunis, les naissances *hors mariage* révèlent leur changement de signification au cours de la période récente. Jusqu'aux générations féminines nées vers 1940-1945, l'âge moyen à la maternité hors mariage, inférieur à l'âge moyen des femmes au premier mariage, évoluait parallèlement à celui-ci ; dans les générations suivantes, il s'élève plus rapidement, parvenant même à rejoindre, puis à excéder légèrement, l'âge moyen à la maternité de rang 1 dans le mariage en cours.

Cette évolution particulière traduit le fait que les naissances hors mariage d'aujourd'hui sont de moins en moins ce qu'elles étaient naguère, à savoir des naissances non voulues, résultant de relations sexuelles non protégées, de la part de jeunes filles qui, finalement, ne se mariaient pas avec le père de l'enfant ; elles sont devenues, de plus en plus souvent, des naissances désirées, de femmes non mariées, généralement célibataires, vivant en union libre et ne souhaitant pas spécialement transformer cette union en mariage légal. Cette interpré-

⁹ Si on admet qu'il n'y a aucun *remariage*, ni aucune naissance *hors mariage*, la descendance finale de rang 1 est égale à la proportion des femmes qui, à l'issue de leur vie féconde, ont *au moins* un enfant. Plus généralement, la descendance finale de rang r est égale à la proportion des femmes qui, en fin de vie féconde, ont *au moins* r enfants. La différence entre la descendance finale de rang r et la descendance finale de rang $r + 1$ est égale à la proportion des femmes qui ont exactement r enfants.



tation est corroborée par l'examen de la figure 5.18 qui fait apparaître la chute rapide depuis 1964 des taux de fécondité hors mariage en deçà de 30 ans et leur forte remontée à 30 et 35 ans depuis le milieu des années 1970.

L'inadéquation croissante du classement des naissances selon le rang dans le mariage en cours

Observons que le rang d'une naissance, tel qu'il est défini dans les statistiques de l'état civil suisse, à savoir comme le rang *dans le mariage en cours*, est de moins en moins pertinent, du fait à la fois de la montée du *divorce* (une même femme peut avoir *deux* enfants de rang 1 si elle divorce, puis se remarie) et de l'augmentation des naissances *hors mariage* (un enfant de rang 1 dans le mariage en cours peut être en réalité un enfant de rang *biologique* égal à 2 si la mère a eu un enfant d'un autre père avant le mariage en cours¹⁰). Il est probable que la chute très rapide des taux de fécondité aux rangs 3 ou plus est accentuée, pour une faible part mais une part croissante, par cette distorsion de plus en plus marquée entre le rang dans le mariage en cours et le rang biologique.

Cette inadéquation croissante de l'appareil d'observation statistique n'est cependant pas de nature à remettre en cause la conclusion majeure qui ressort de l'analyse par rang : la baisse des descendance finale au sein des générations féminines successives résulte essentiellement de la moindre fréquence de la venue au monde des enfants de rang 3 ou plus.

Le remplacement des générations

Nous décrivons dans le prochain chapitre l'évolution de la mortalité enregistrée depuis le XIX^e siècle. En combinant les tables transversales et longitudinales de fécondité avec les tables homologues de mortalité, on peut déterminer le niveau de fécondité nécessaire pour que soit assuré, à l'âge de la maternité, c'est-à-dire grosso modo à l'âge adulte, le *remplacement* à l'identique des femmes par leurs filles.

Sur la figure 5.24 (partie gauche), on a représenté l'évolution *effective* de l'indicateur conjoncturel de la fécondité et l'évolution de l'indicateur exactement nécessaire pour assurer le remplacement; on a fait de même en termes de générations et de descendance finale sur la partie droite de cette figure. La diminution de la mortalité féminine entre la naissance et l'âge à la maternité a abaissé la «barre» du remplacement : il y a cent vingt ans, il fallait une fécondité de 3,3 enfants pour une femme pour que soit atteint le seuil de remplacement, compte tenu de la forte mortalité de l'époque; il en suffit aujourd'hui de 2,07.

En l'absence de toute mortalité entre la naissance et l'âge de la maternité, ce seuil serait de 2,05 enfants pour une femme. Il n'y a donc plus à attendre d'abaissement appréciable de ce seuil dans l'avenir.

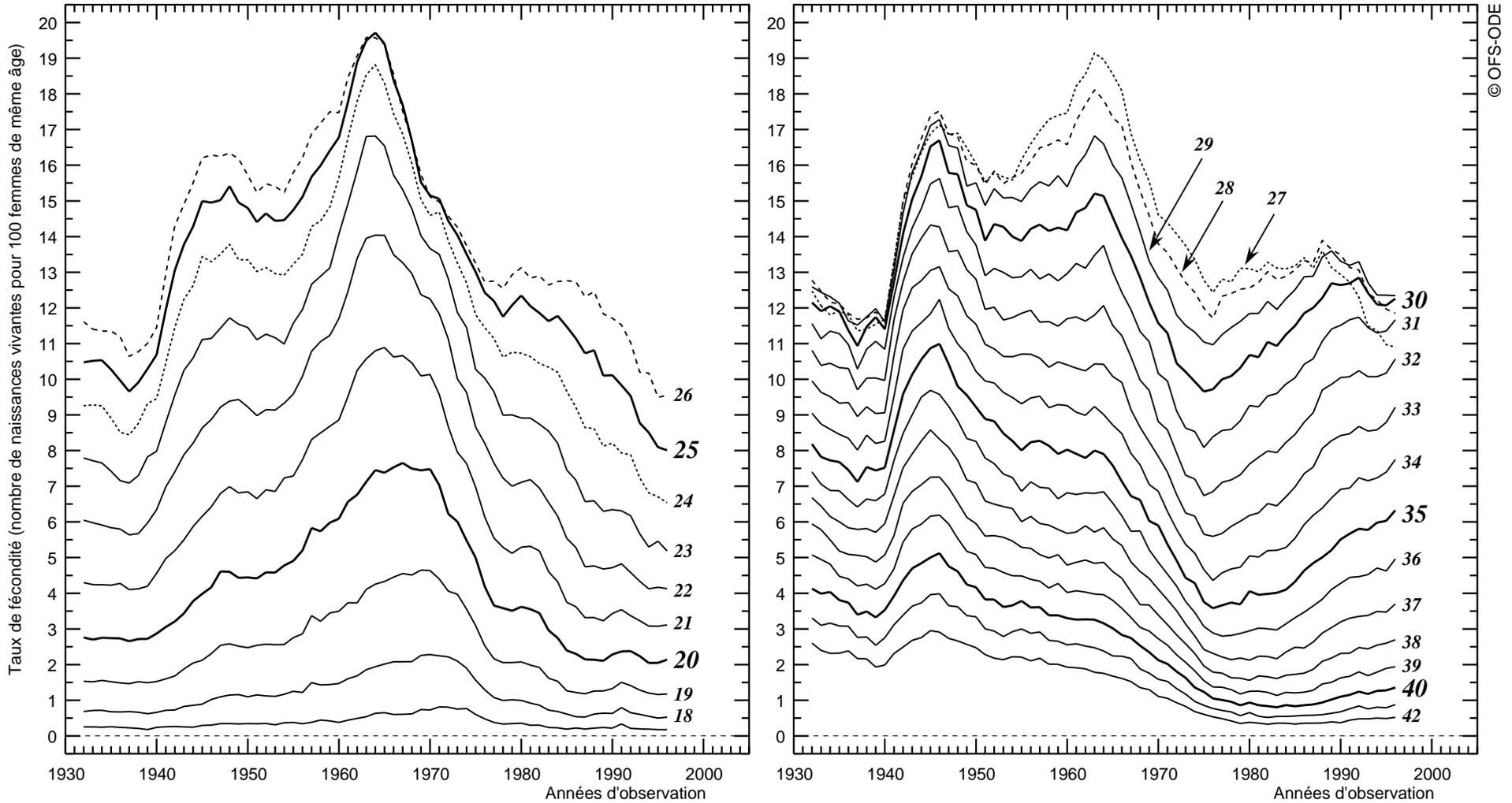
¹⁰ Si la mère a eu un enfant hors mariage, puis a épousé le père de cet enfant et a eu ensuite un deuxième enfant, le premier enfant a été classé comme né hors mariage et le deuxième comme né dans le mariage avec le rang 2.



Le remplacement n'a pas été assuré de 1922 à 1943, ni à aucun moment depuis 1970. Parmi les générations nées depuis 1907, seules celles nées de 1915 à 1940 ont assuré leur remplacement (avec une descendance finale supérieure seulement de 0,1 enfant par femme au seuil de remplacement). Selon les trois scénarios de l'OFS, aucune des générations nées de 1940 à 2000 n'assurera son propre remplacement.



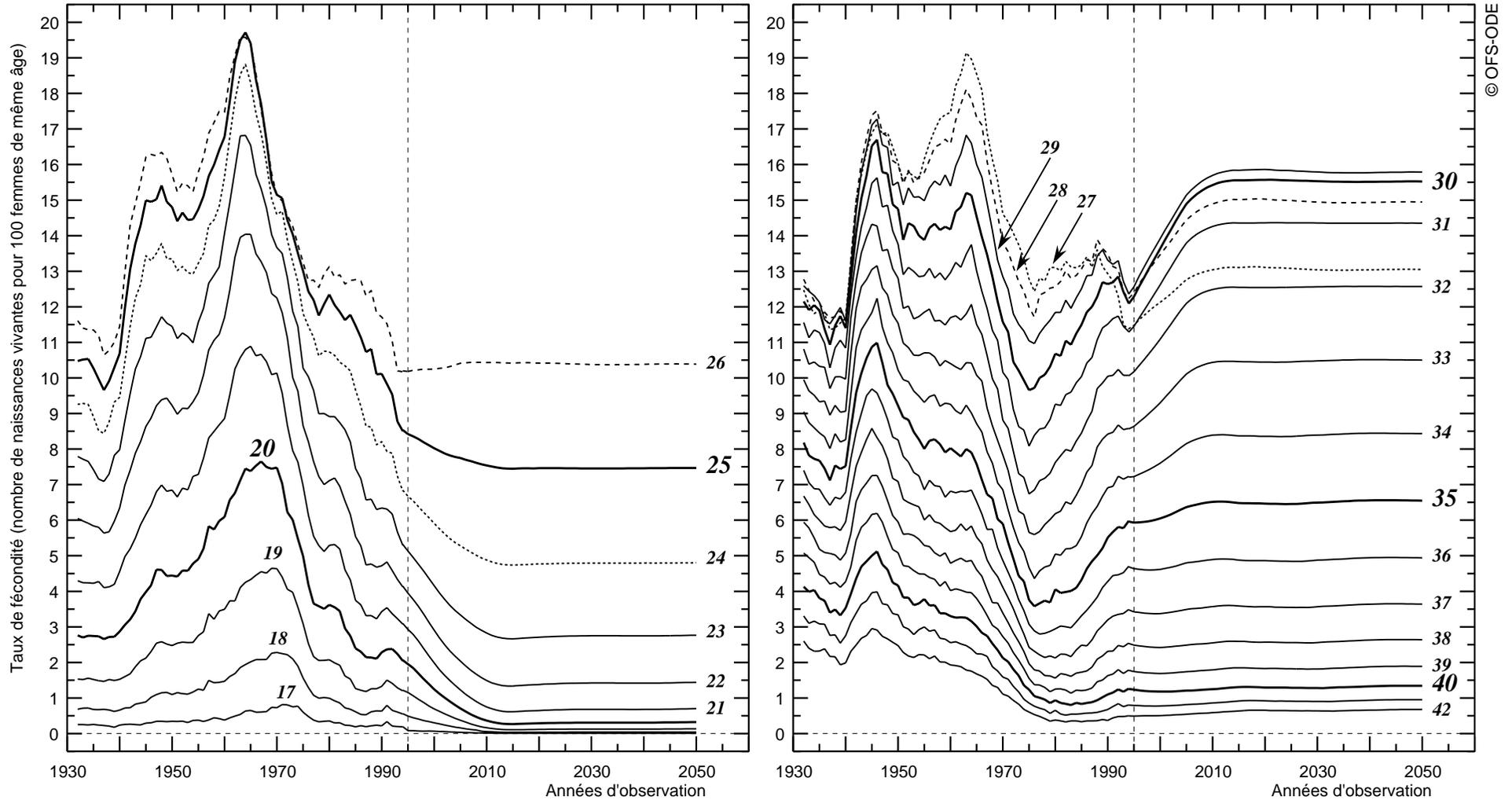
Figure 5.1 SUISSE, 1932-1996. TAUX de FECONDITE à âge égal (taux par âge atteint durant l'année civile de la naissance)
Partie gauche : âges de 17 à 26 ans, partie droite : âges de 27 à 42 ans



Le taux de fécondité à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre d'enfants nés en Suisse en 1990, dont la mère était elle-même née en 1970, au nombre (moyen) de femmes nées en 1970 résidant en Suisse en 1990



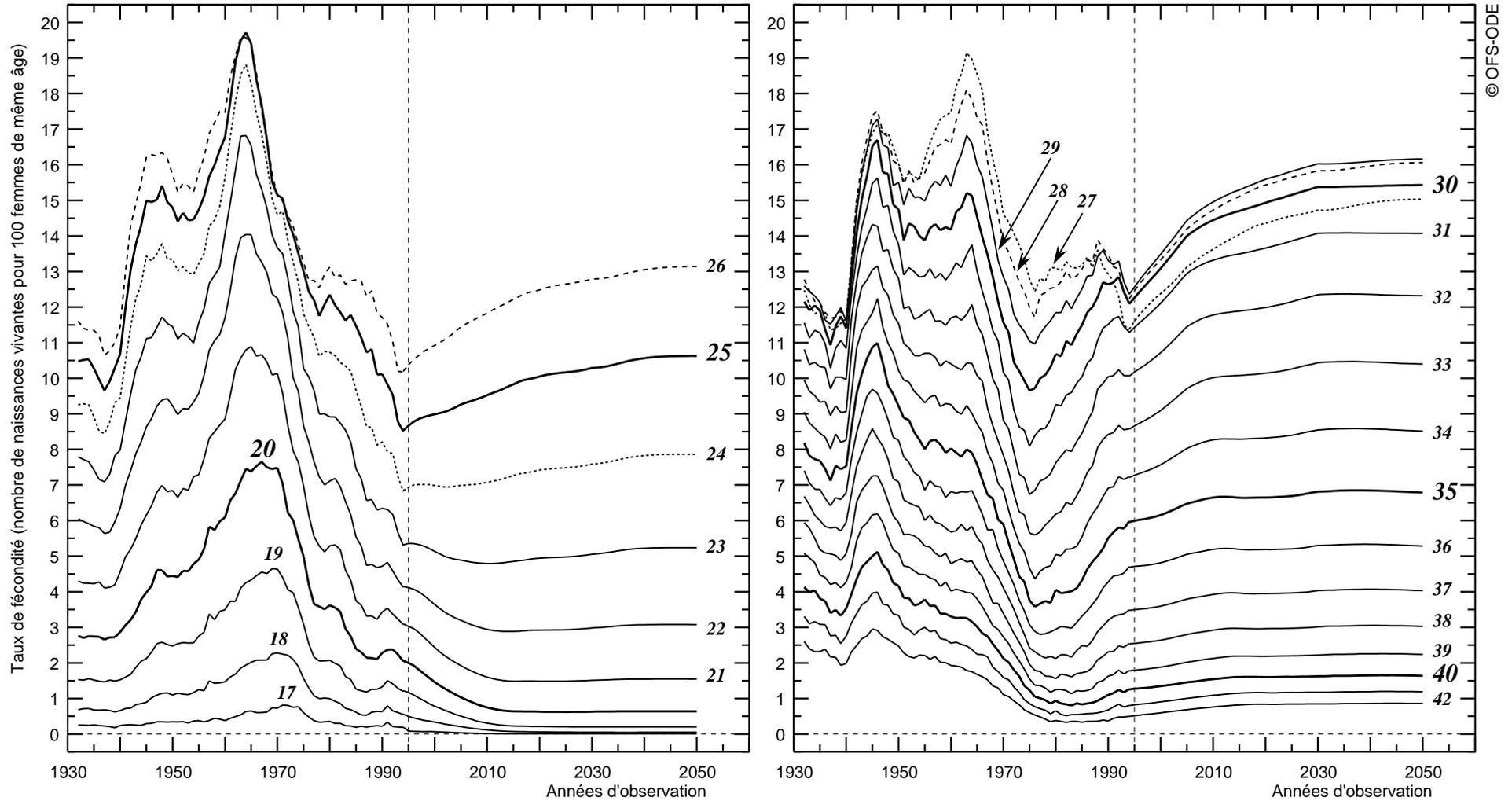
Figure 5.1.A SUISSE, 1932-2050. Scénario A de l'OFS, à partir de 1995
TAUX de FECONDITE à âge égal (taux par âge atteint durant l'année civile de la naissance)
Partie gauche : âges de 17 à 26 ans, partie droite : âges de 27 à 42 ans



Le taux de fécondité à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre d'enfants nés en Suisse en 1990, dont la mère était elle-même née en 1970, au nombre (moyen) de femmes nées en 1970 résidant en Suisse en 1990



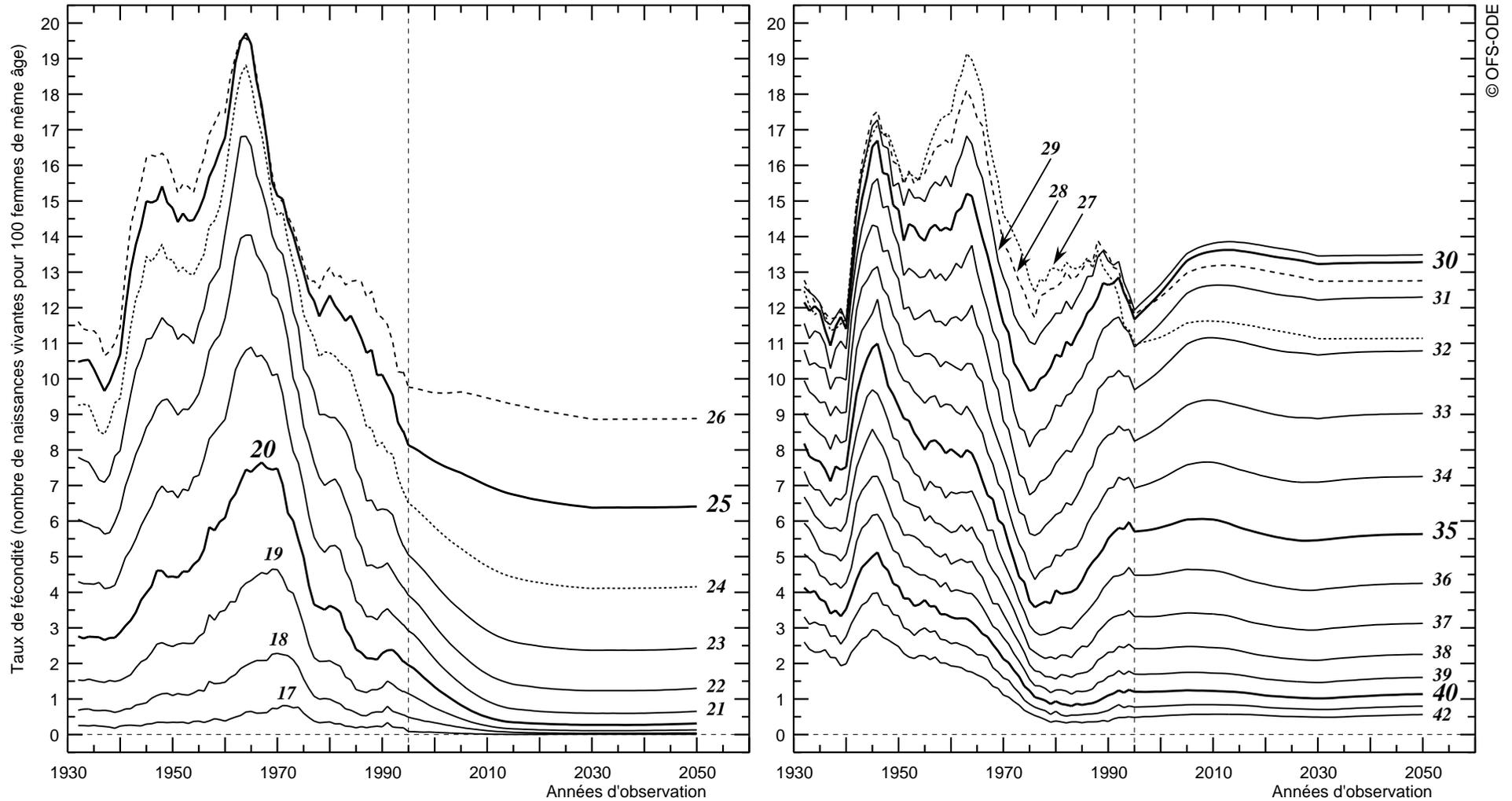
Figure 5.1.B SUISSE, 1932-2050. Scénario B de l'OFS, à partir de 1995
TAUX de FECONDITE à âge égal (taux par âge atteint durant l'année civile de la naissance)
Partie gauche : âges de 17 à 26 ans, partie droite : âges de 27 à 42 ans



Le taux de fécondité à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre d'enfants nés en Suisse en 1990, dont la mère était elle-même née en 1970, au nombre (moyen) de femmes nées en 1970 résidant en Suisse en 1990

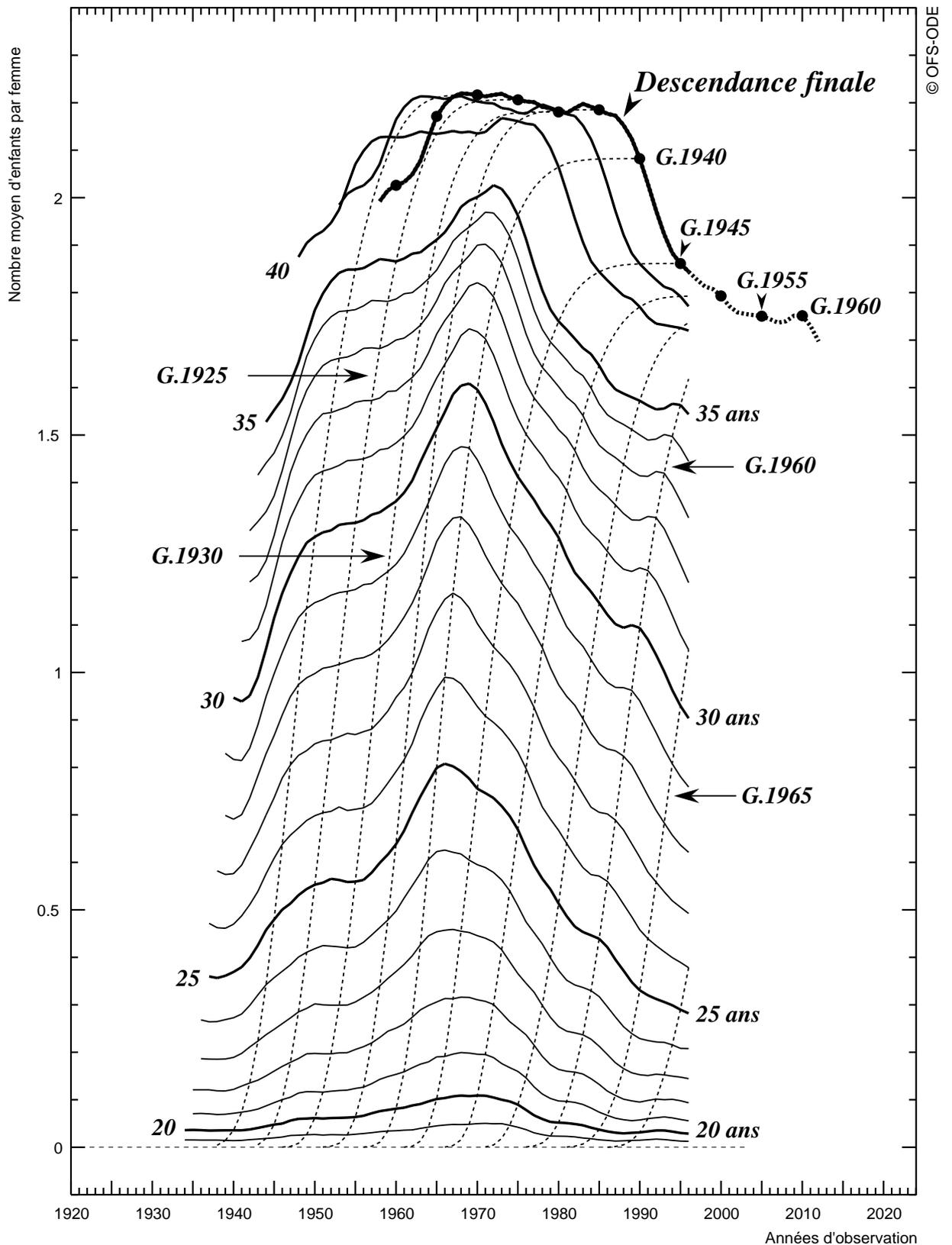


Figure 5.1.C SUISSE, 1932-2050. Scénario C de l'OFS, à partir de 1995
TAUX de FECONDITE à âge égal (taux par âge atteint durant l'année civile de la naissance)
Partie gauche : âges de 17 à 26 ans, partie droite : âges de 27 à 42 ans



Le taux de fécondité à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre d'enfants nés en Suisse en 1990 dont la mère était elle-même née en 1970, au nombre (moyen) de femmes nées en 1970 résidant en Suisse en 1990

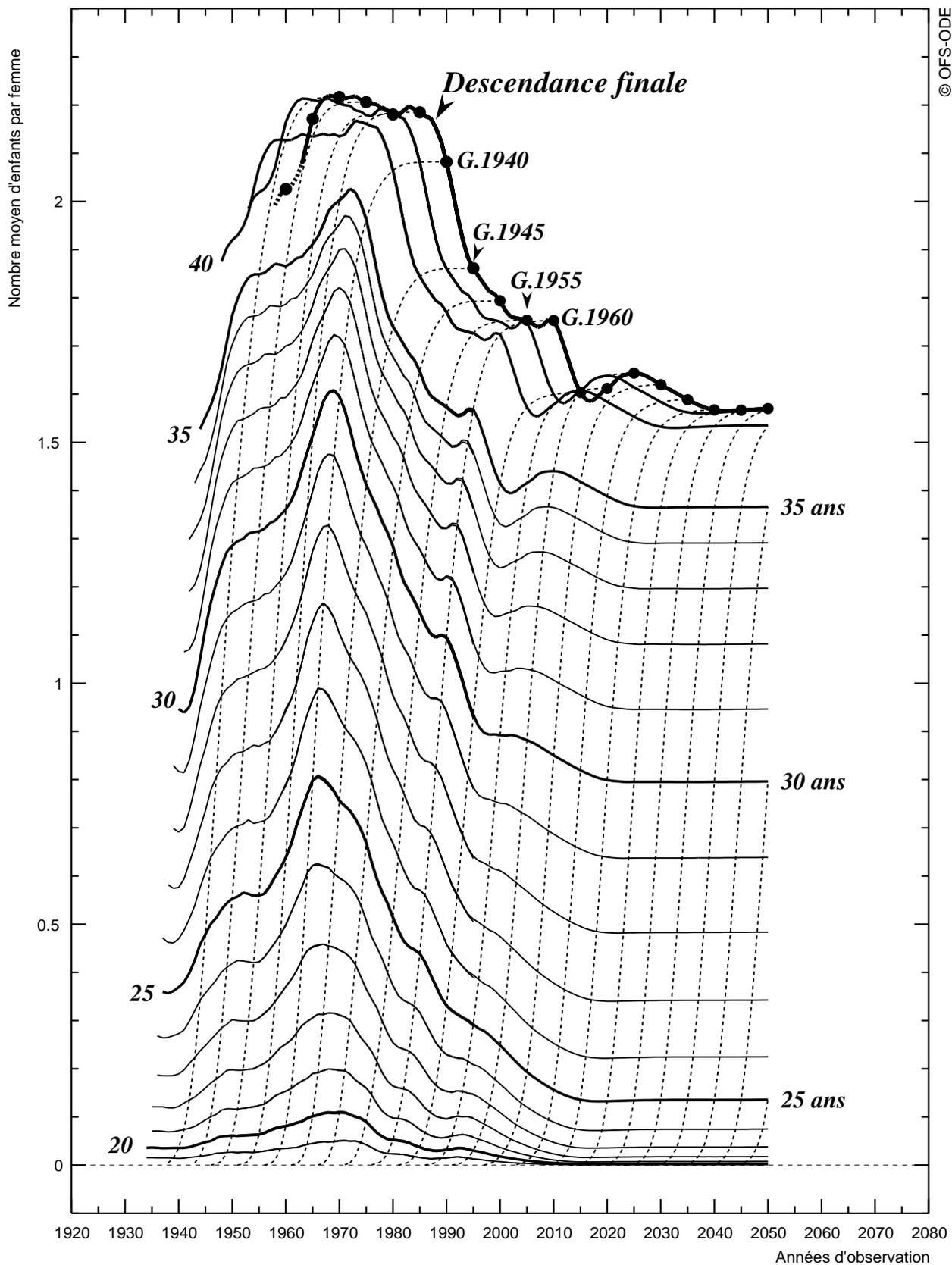
Figure 5.2 SUISSE. Descendances partielles à certains anniversaires et descendance finale des générations féminines nées en 1920 et après
Descendances partielles aux 19e, 20e, ..., 34e, 35e, 40e et 45e anniversaires
générations nées en 1920, 1925, 1930, ..., 1970
Extrapolation de la descendance finale par gel des taux de fécondité, à âge égal,
à la valeur observée en 1995-1996



Les courbes en traits pleins représentent les descendances partielles à âge égal

Les courbes en pointillés représentent les descendances partielles à génération égale

Figure 5.2.A SUISSE. Descendances partielles à certains anniversaires et descendance finale des générations féminines nées en 1920 et après
Descendances partielles aux 19e, 20e, ..., 34e, 35e, 40e et 45e anniversaires
générations nées en 1920, 1925, 1930, ..., 2025
Scénario A de l'OFS à partir de 1995

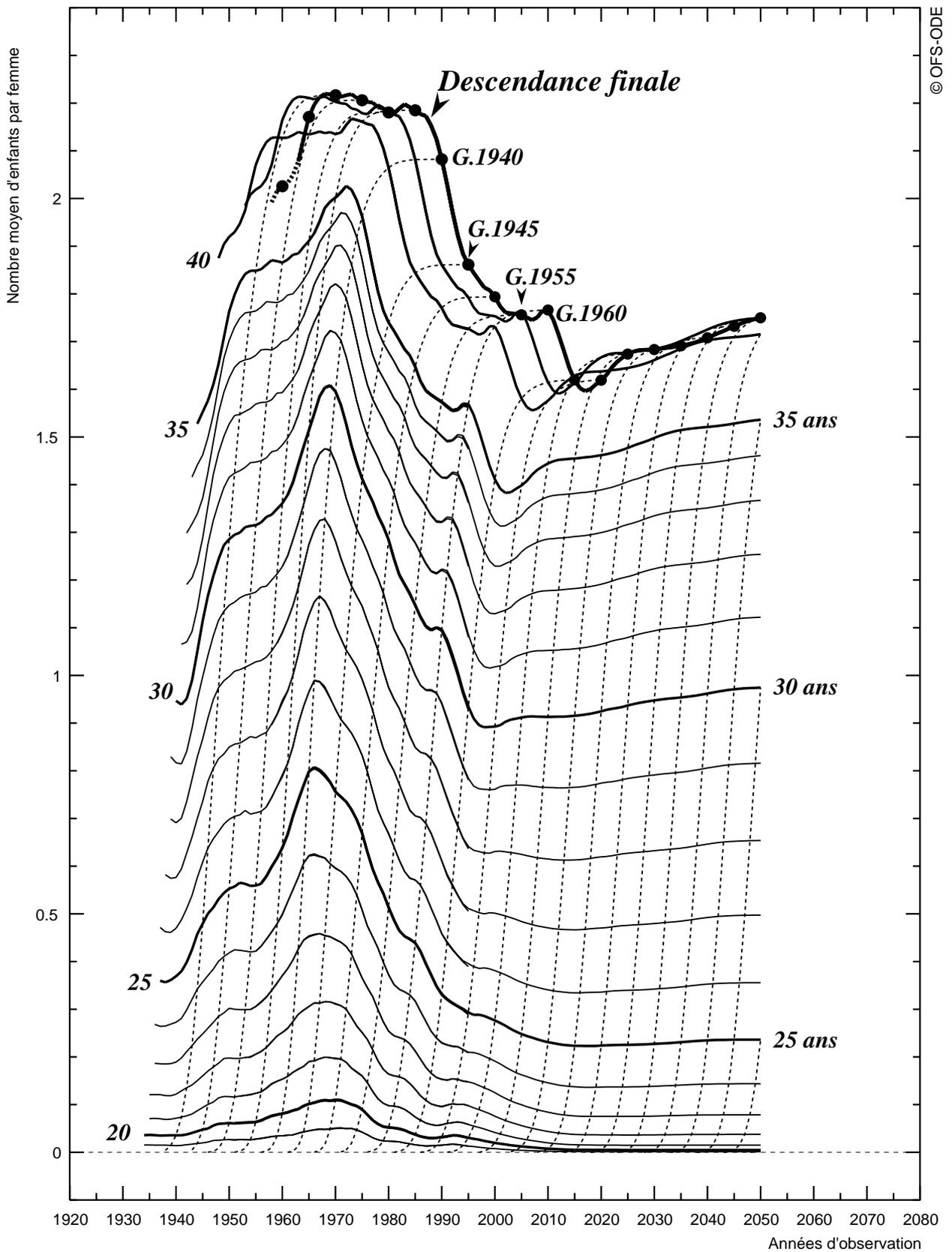


Les courbes en traits pleins représentent les descendances partielles à âge égal

Les courbes en pointillés représentent les descendances partielles à génération égale



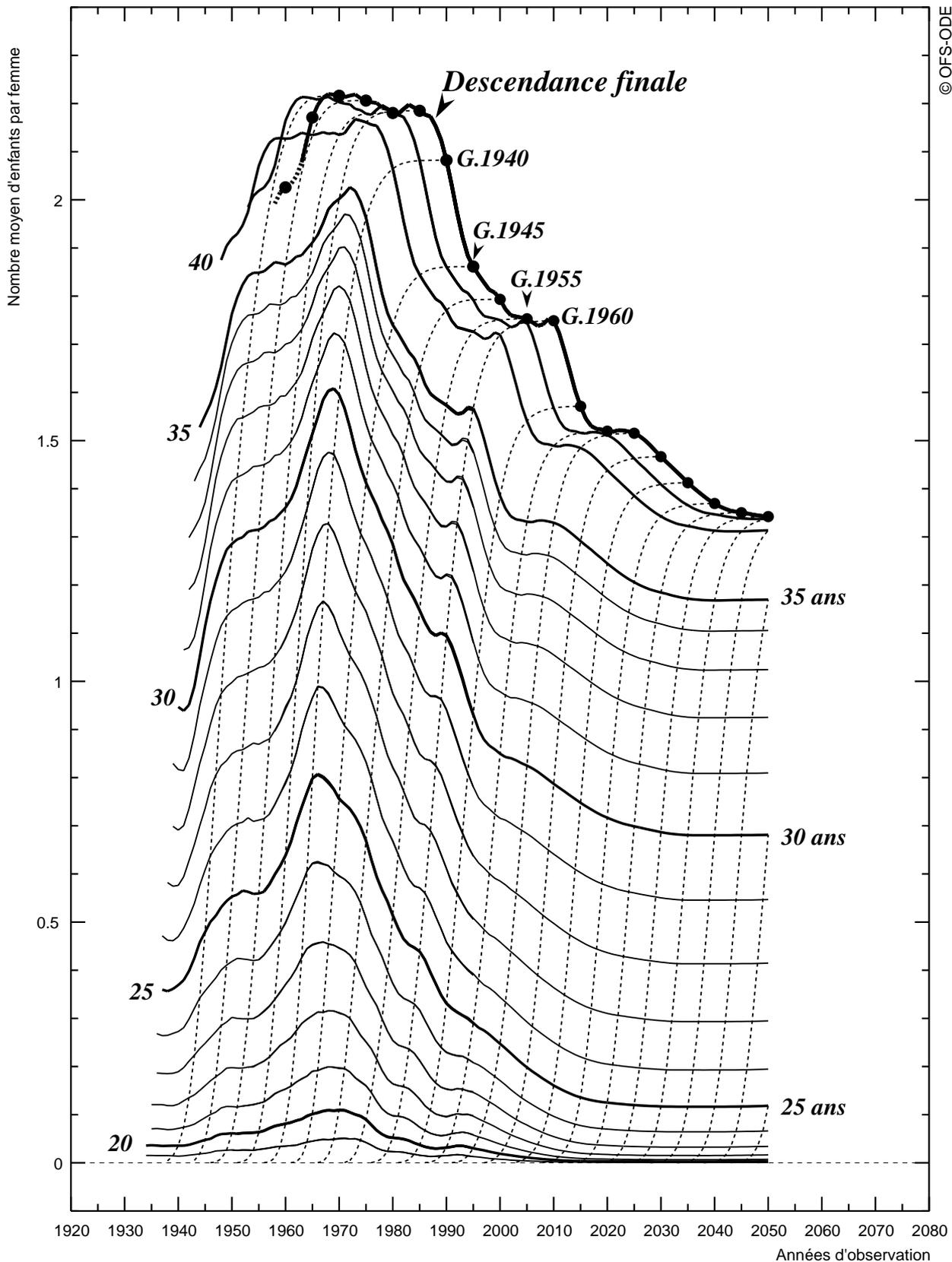
Figure 5.2.B SUISSE. Descendances partielles à certains anniversaires et descendance finale des générations féminines nées en 1920 et après
Descendances partielles aux 19e, 20e, ..., 34e, 35e, 40e et 45e anniversaires
générations nées en 1920, 1925, 1930, ..., 2025
Scénario B de l'OFS à partir de 1995



Les courbes en traits pleins représentent les descendances partielles à âge égal

Les courbes en pointillés représentent les descendances partielles à génération égale

Figure 5.2.C SUISSE. Descendances partielles à certains anniversaires et descendance finale des générations féminines nées en 1920 et après
Descendances partielles aux 19e, 20e, ..., 34e, 35e, 40e et 45e anniversaires
générations nées en 1920, 1925, 1930, ..., 2025
Scénario C de l'OFS à partir de 1995



Les courbes en traits pleins représentent les descendances partielles à âge égal

Les courbes en pointillés représentent les descendances partielles à génération égale



Figure 5.3 SUISSE, 1932-1996. Taux de FECONDITE par âge atteint durant l'année de la naissance
Courbe pointillée : taux de l'année 1970
Indicateur conjoncturel de 1970 : 2,10 enfants pour une femme

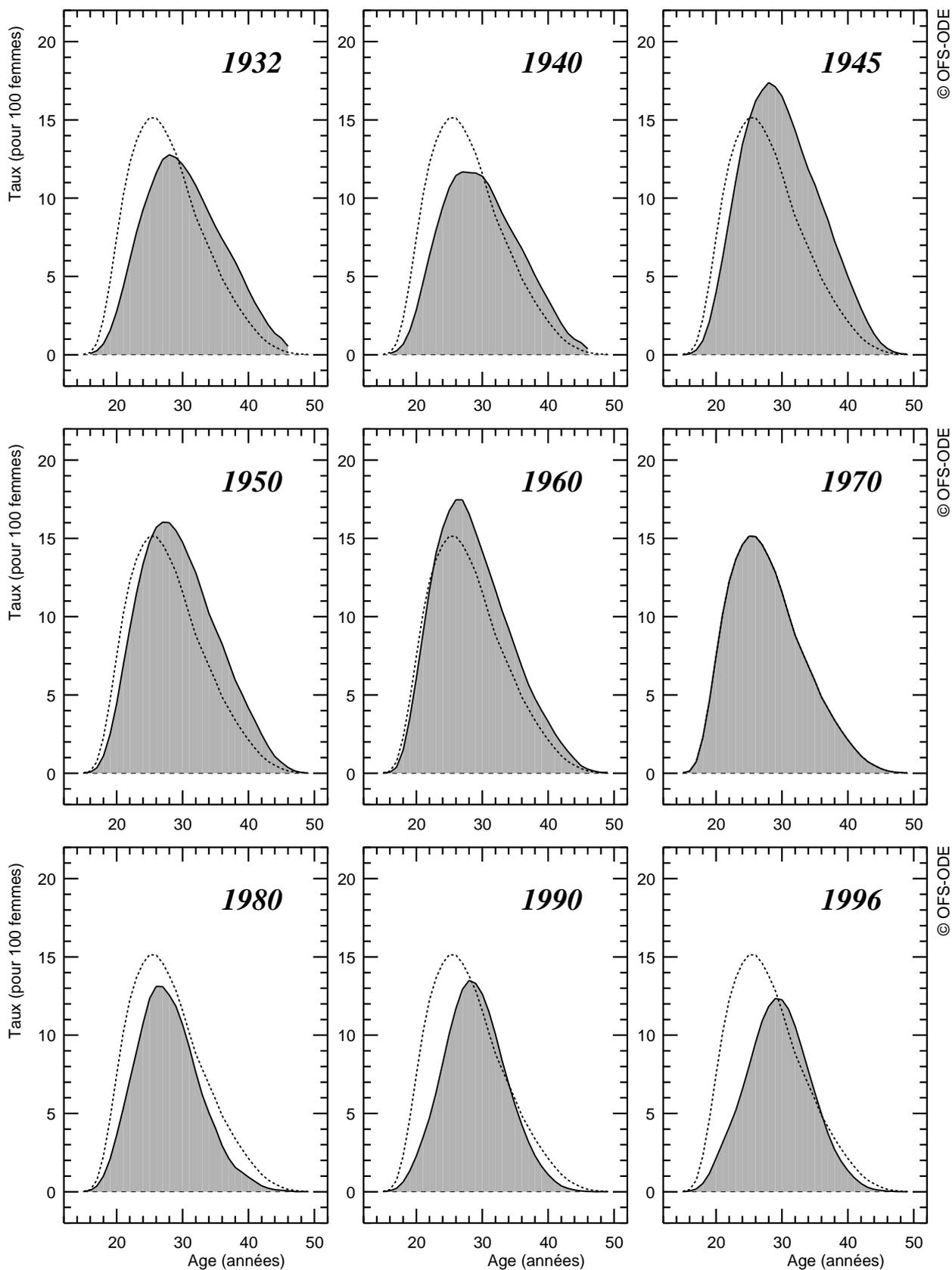


Figure 5.3.A SUISSE, 2000, 2025 et 2050. Taux de FECONDITE par âge atteint durant l'année de la naissance
Scénarios A, B et C de l'OFS
Courbe pointillée : taux observés en 1996
Indicateur conjoncturel observé en 1996 : 1,50 enfant pour une femme

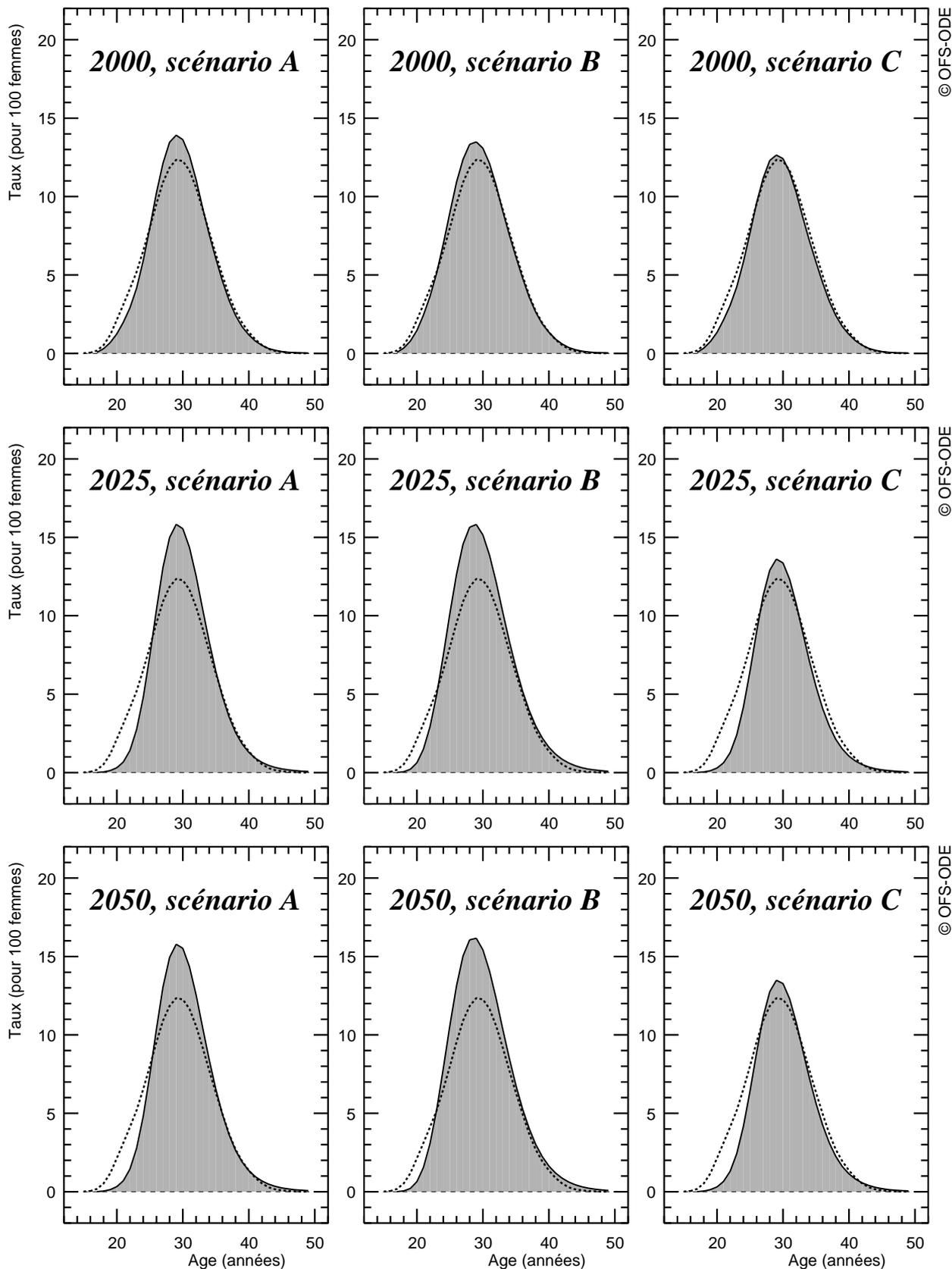


Figure 5.4 SUISSE, générations 1920-1970
Taux de FECONDITE par âge atteint durant l'année de la naissance
Courbe pointillée : taux de la génération 1940
Descendance finale de la génération 1940 : 2,08 enfants par femme

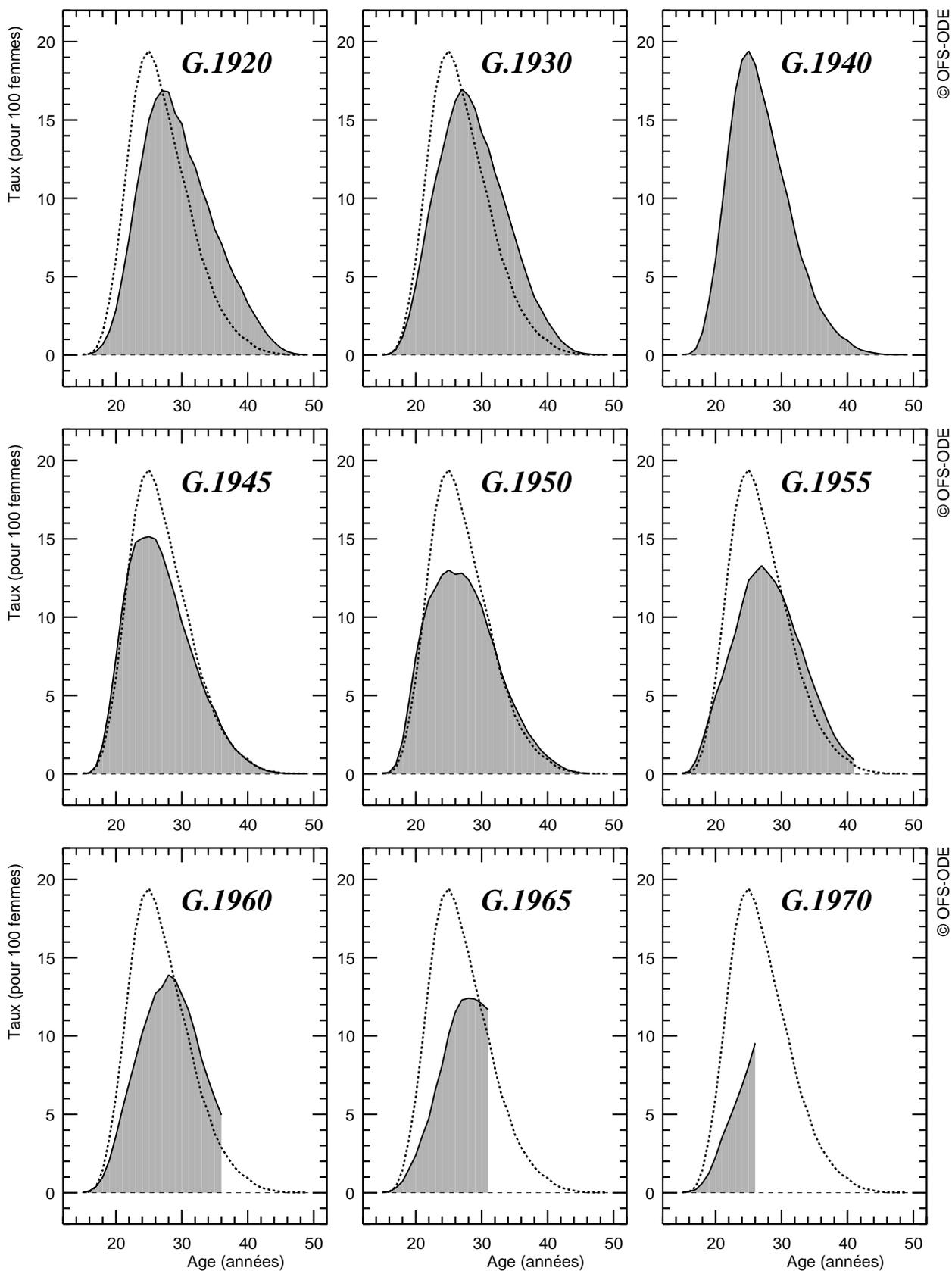


Figure 5.4.A SUISSE, générations 1960, 1980 et 2000, scénarios A, B et C de l'OFS
Taux de FECONDITE par âge atteint durant l'année de la naissance
Courbe pointillée : taux de la génération 1940
Descendance finale de la génération 1940 : 2,08 enfants par femme

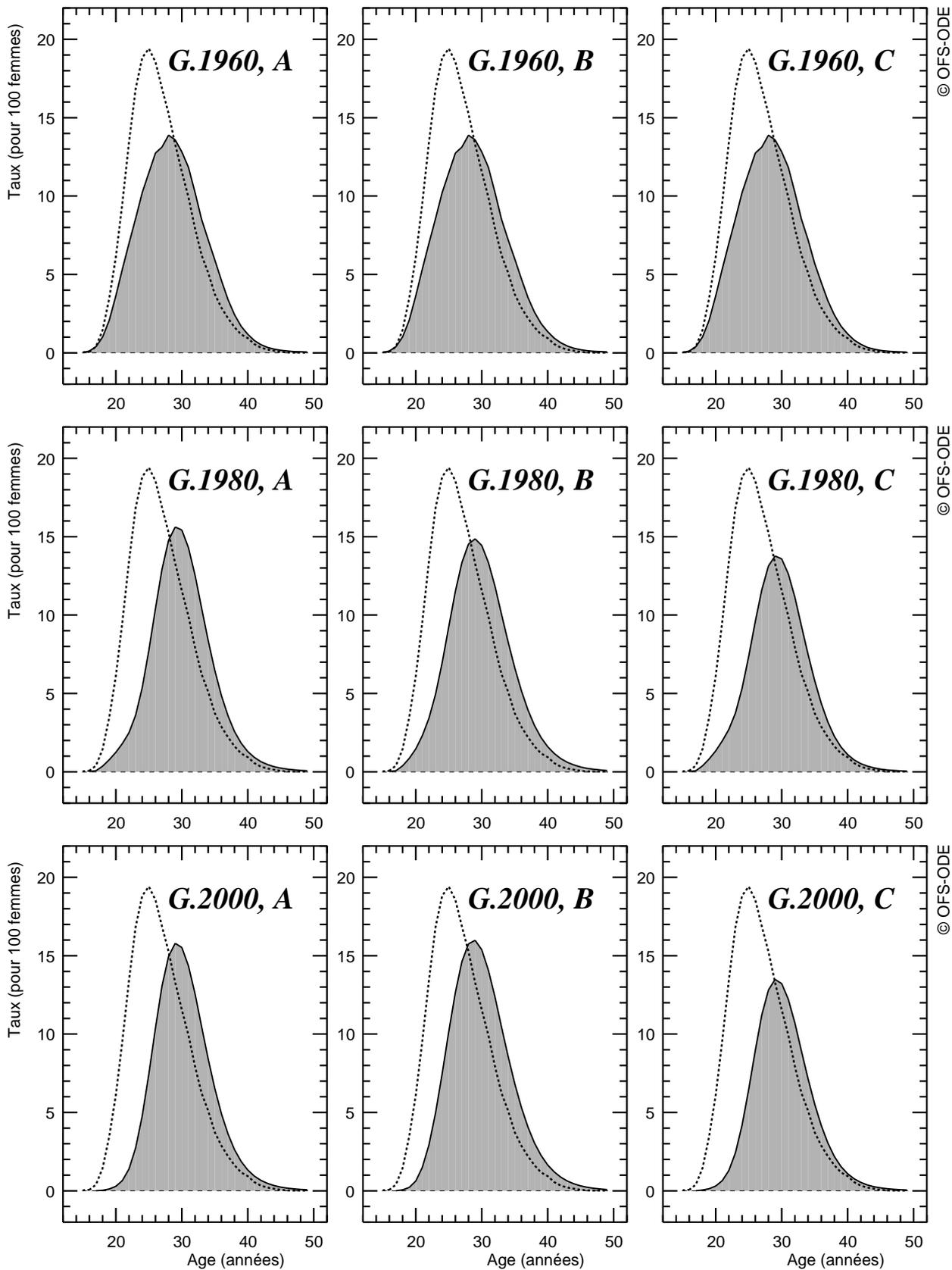
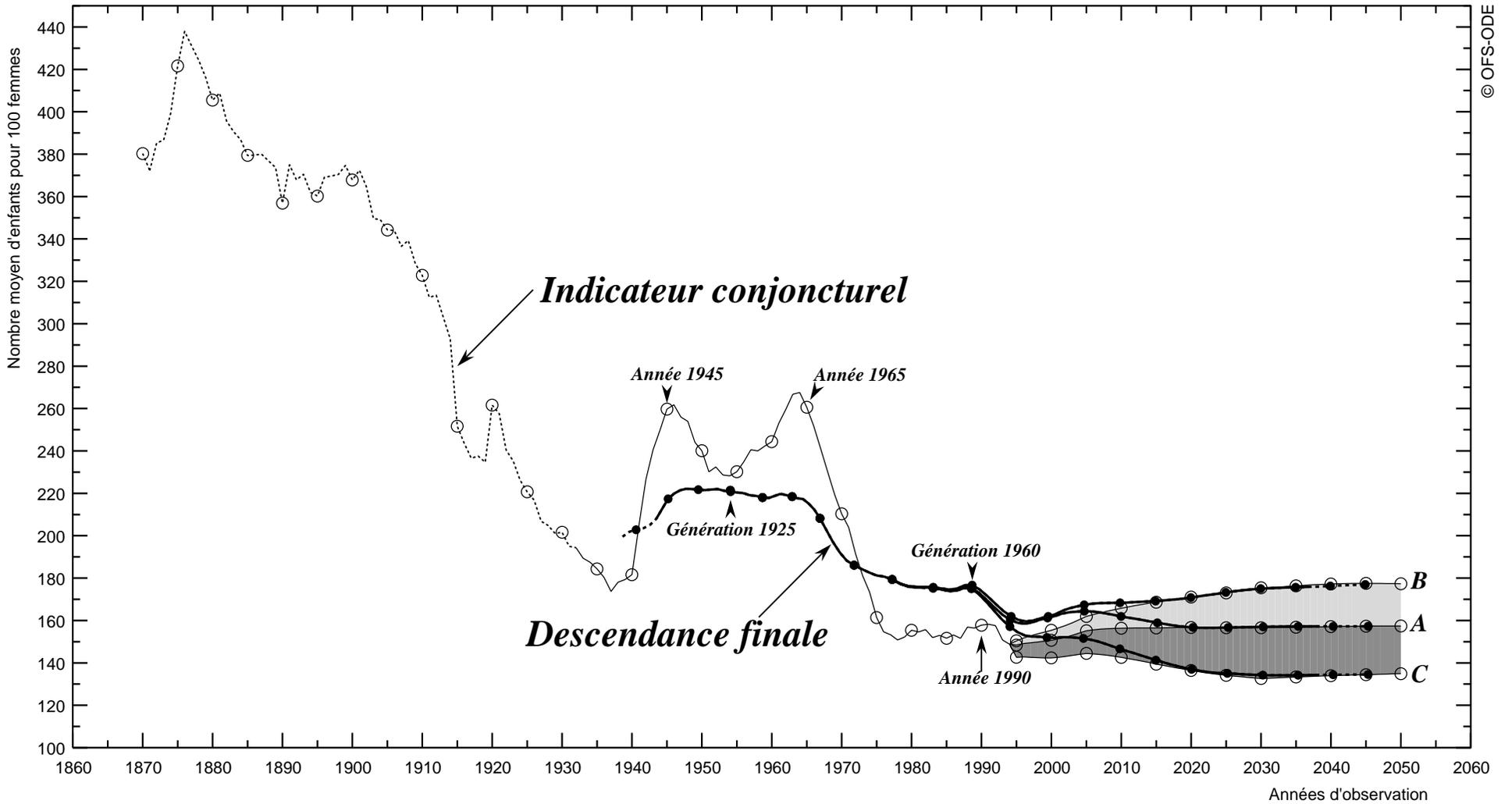




Figure 5.5 SUISSE, 1870-2050

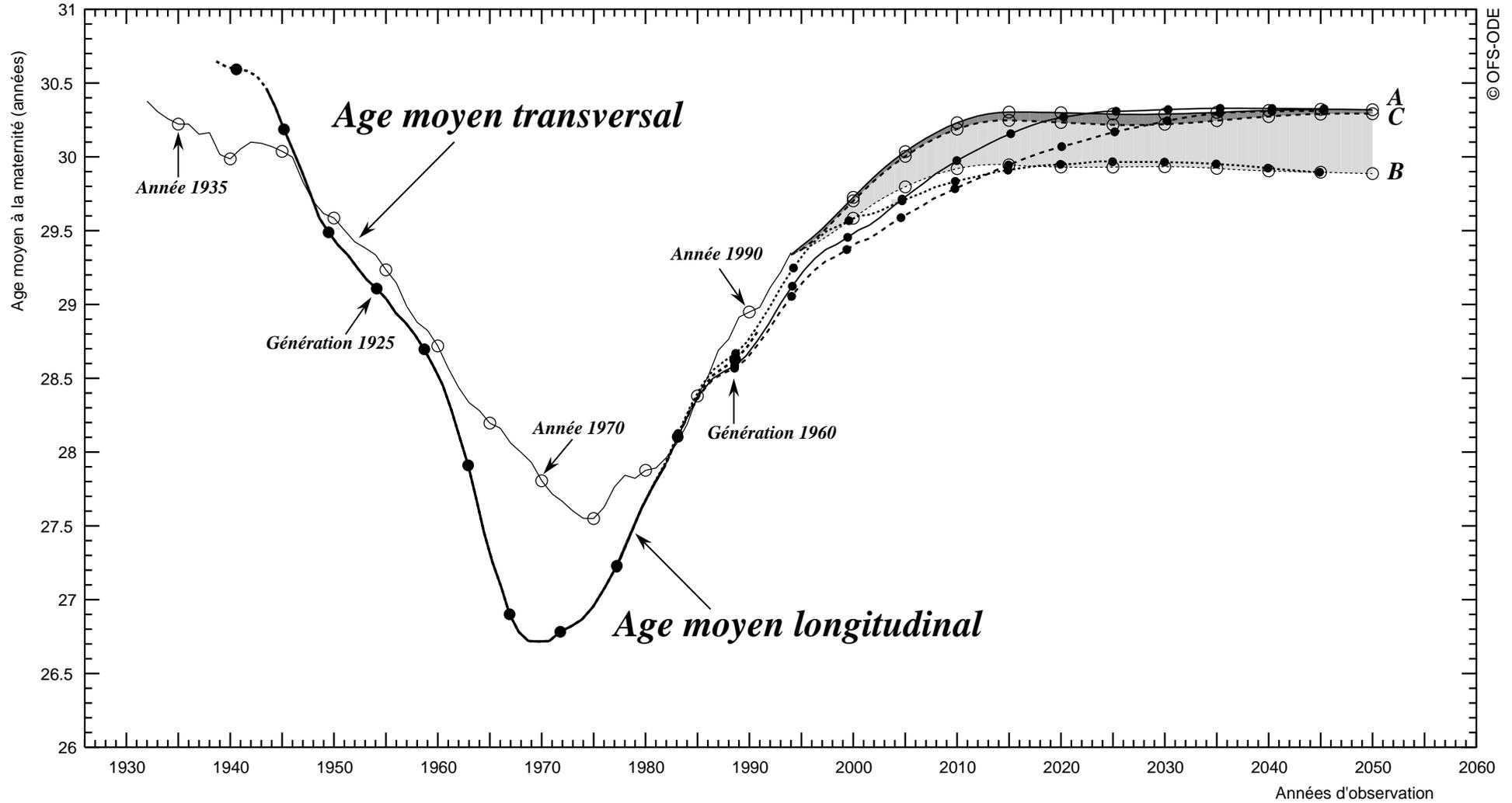
INDICATEUR CONJONCTUREL de la FECONDITE et DESCENDANCE FINALE décalée de l'âge moyen à la maternité
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995

Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5



© OFS-ODE

La descendance finale de la génération féminine 1925, dont l'âge moyen à la maternité a été de 29,1 ans, est affectée à l'année d'observation $1925 + 29,1 = 1954,1$


Figure 5.6 SUISSE, 1932-2050
AGE MOYEN à la MATERNITE, TRANSVERSAL et LONGITUDINAL (ce dernier décalé de l'âge moyen à la maternité)
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
En traits pointillés : âge moyen estimé
Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5


© OFS-ODE

L'âge moyen à la maternité de la génération féminine née en 1925, égale à 29,1 ans, est affectée à l'année d'observation $1925 + 29,1 = 1954,1$



Figure 5.7 SUISSE, 1876-2050
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
Age moyen transversal au PREMIER MARIAGE selon le SEXE
et âge moyen transversal des femmes à la MATERNITE

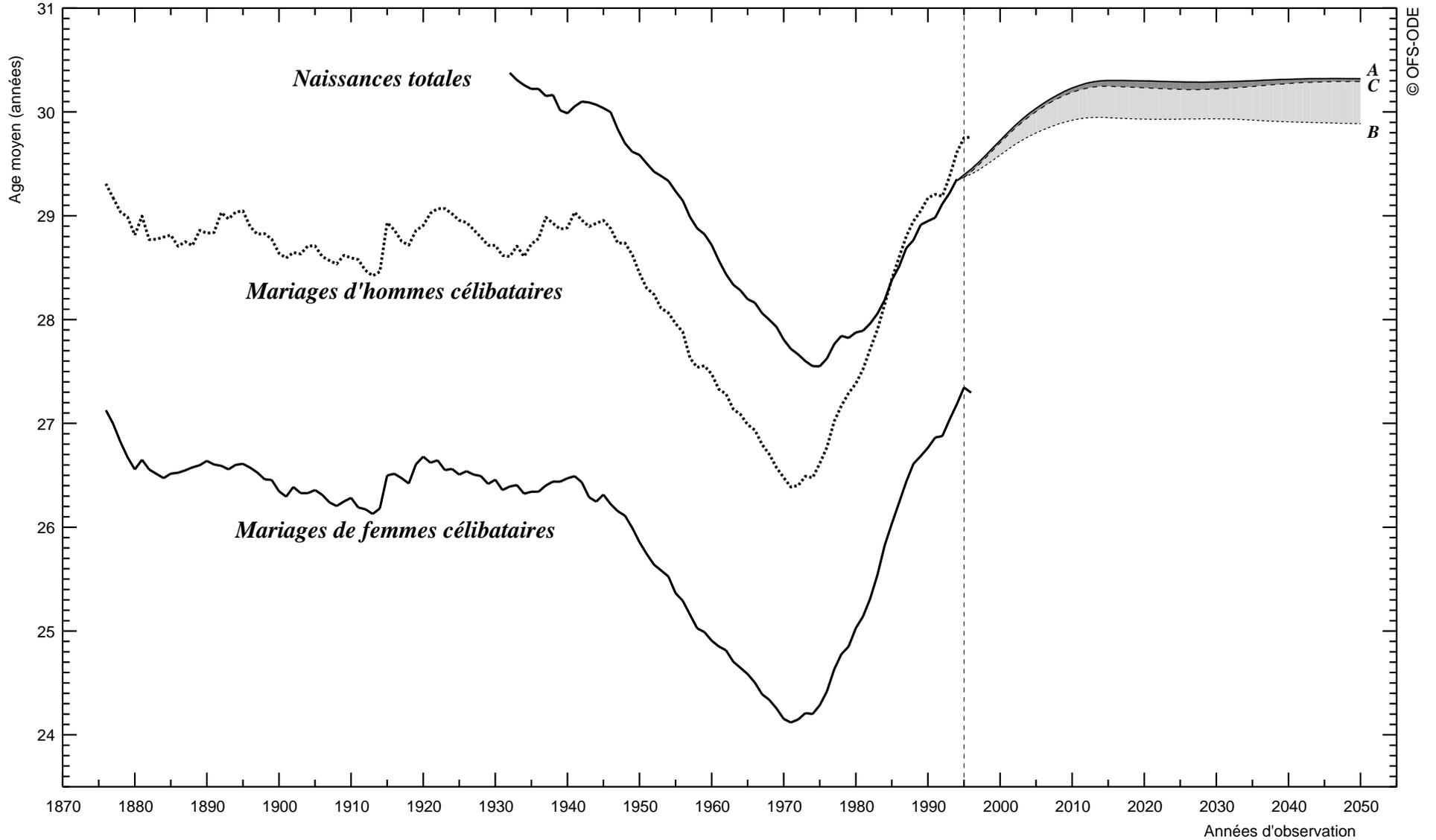




Figure 5.8 SUISSE, 1876-2050
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
Age moyen longitudinal au PREMIER MARIAGE selon le SEXE
et âge moyen longitudinal des femmes à la MATERNITE

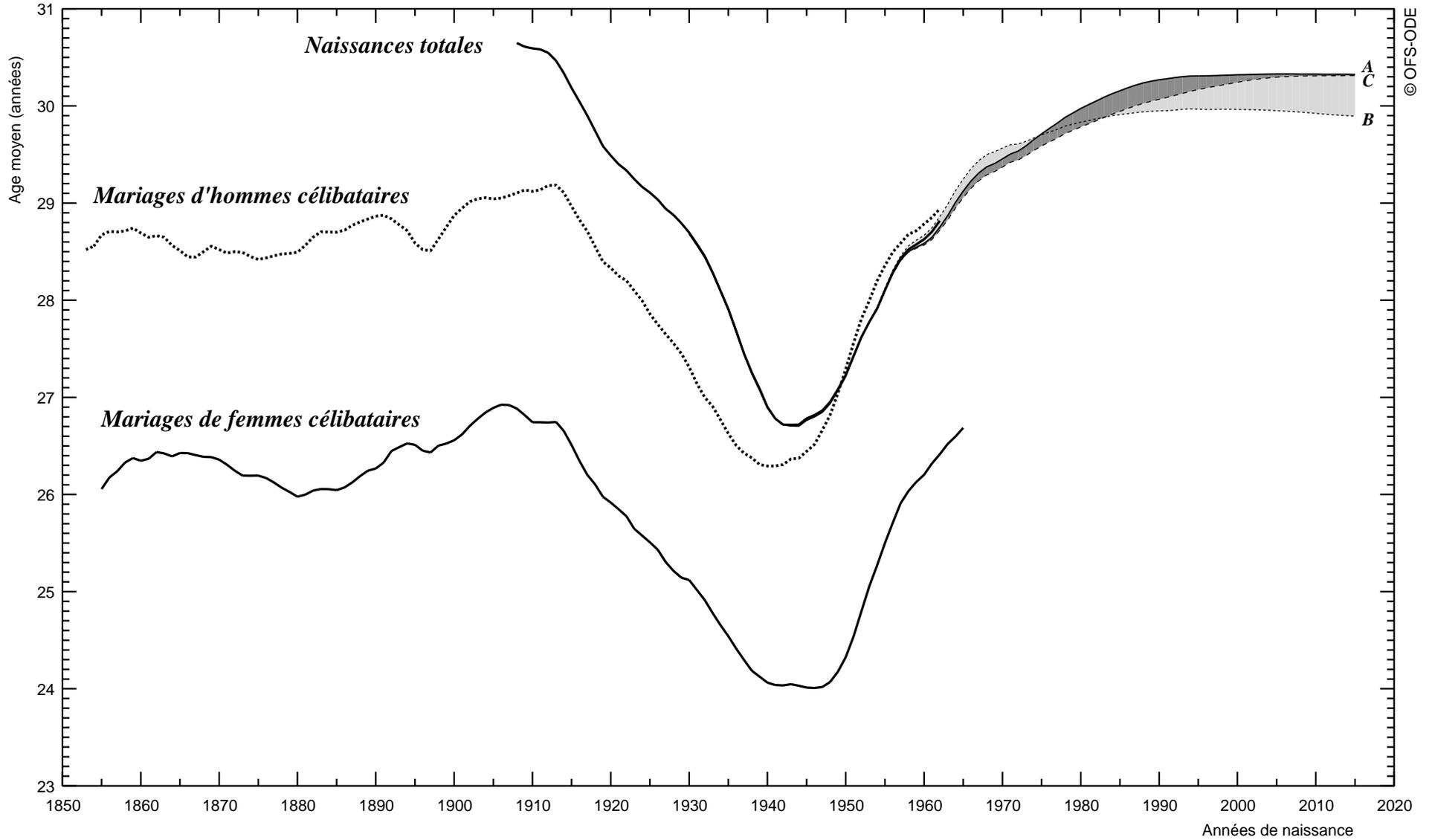




Figure 5.9 SUISSE, années d'observation 1932-1996. CORRELATION entre :
 - l'INDICATEUR CONJONCTUREL de la FECONDITE
 - l'AGE MOYEN TRANSVERSAL à la MATERNITE

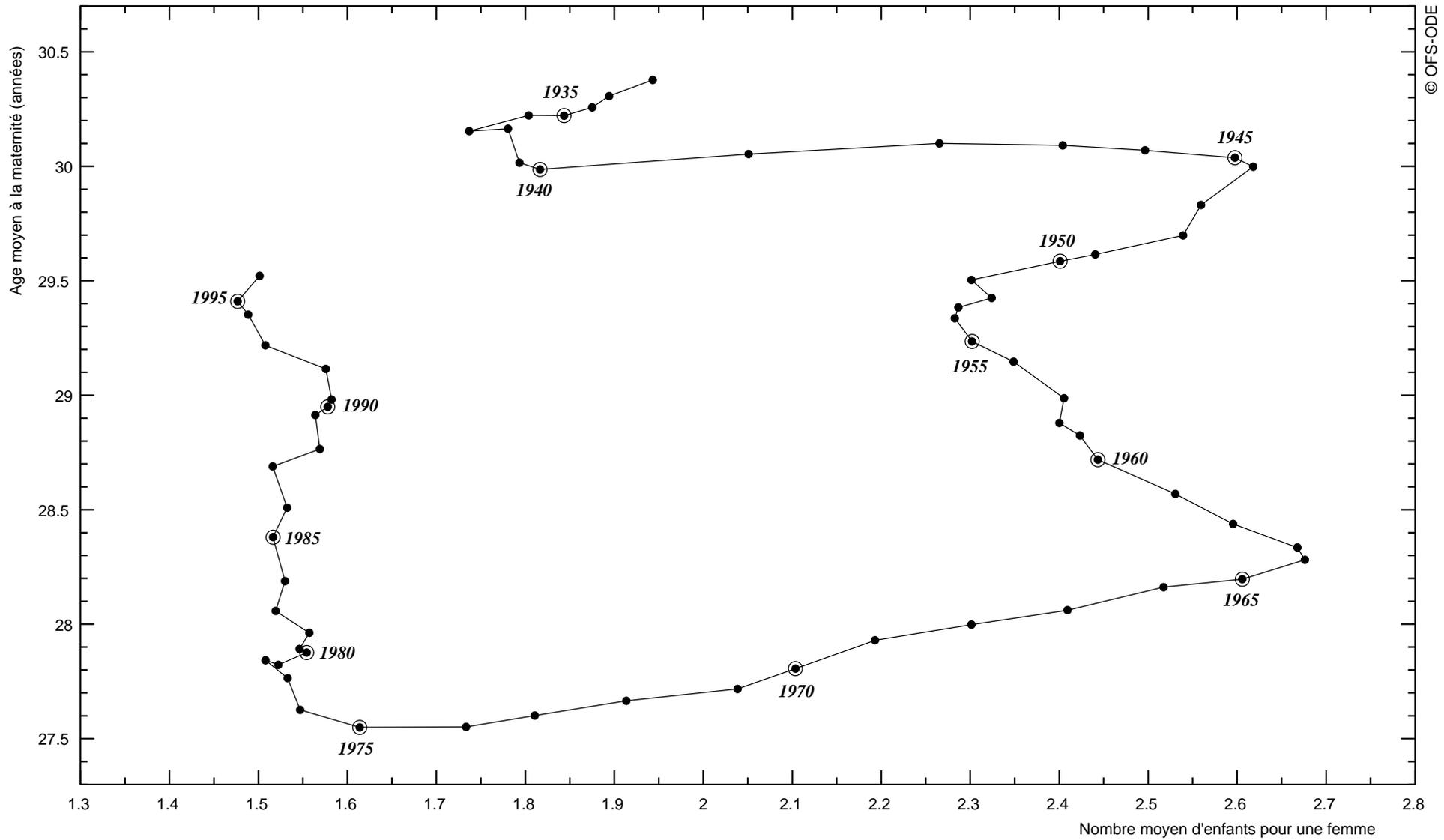




Figure 5.9.A SUISSE, années d'observation 1932-2050. CORRELATION entre :
 - l'INDICATEUR CONJONCTUREL de la FECONDITE
 - l'AGE MOYEN TRANSVERSAL à la MATERNITE
Observations jusqu'en 1995, scénarios A, B et C de l'OFS au-delà

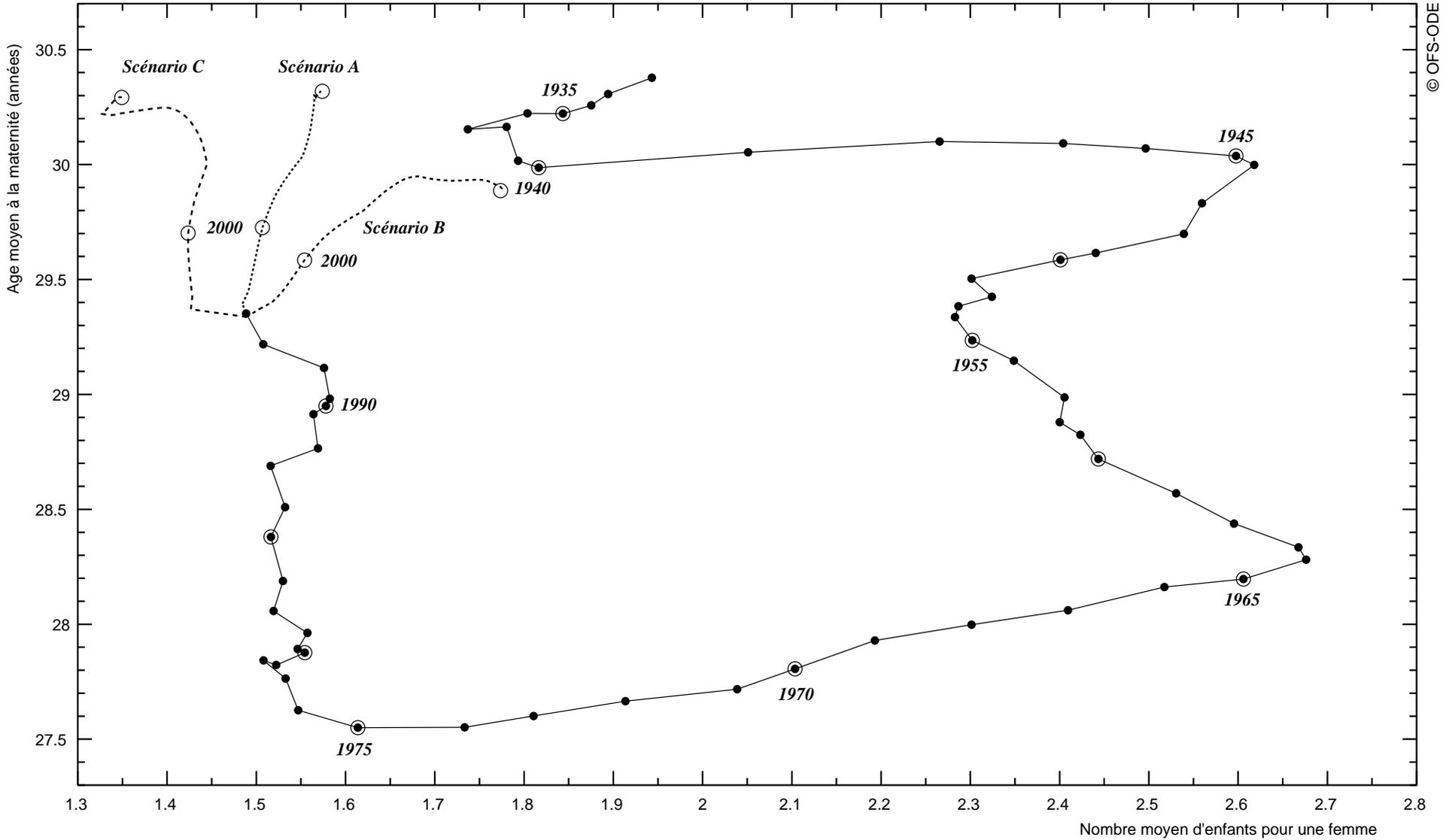




Figure 5.9.B SUISSE, années d'observation 1932-1996. CORRELATION entre :
 - l'INDICATEUR CONJONCTUREL de la FECONDITE
 - l'ECART TYPE TRANSVERSAL de l'AGE à la MATERNITE

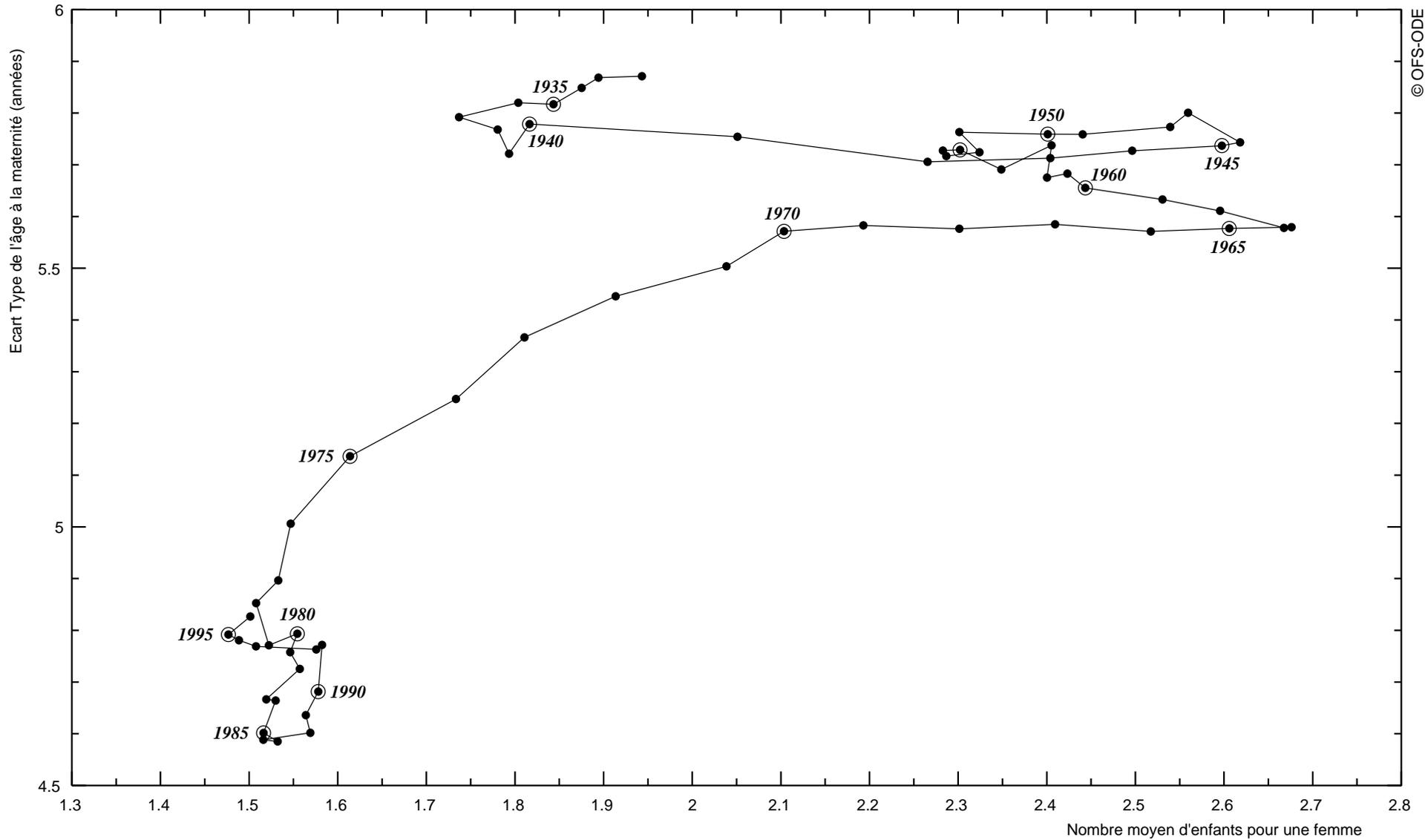




Figure 5.10 SUISSE, générations féminines 1908-1962. CORRELATION entre :
 - la DESCENDANCE FINALE
 - l'AGE MOYEN LONGITUDINAL à la MATERNITE

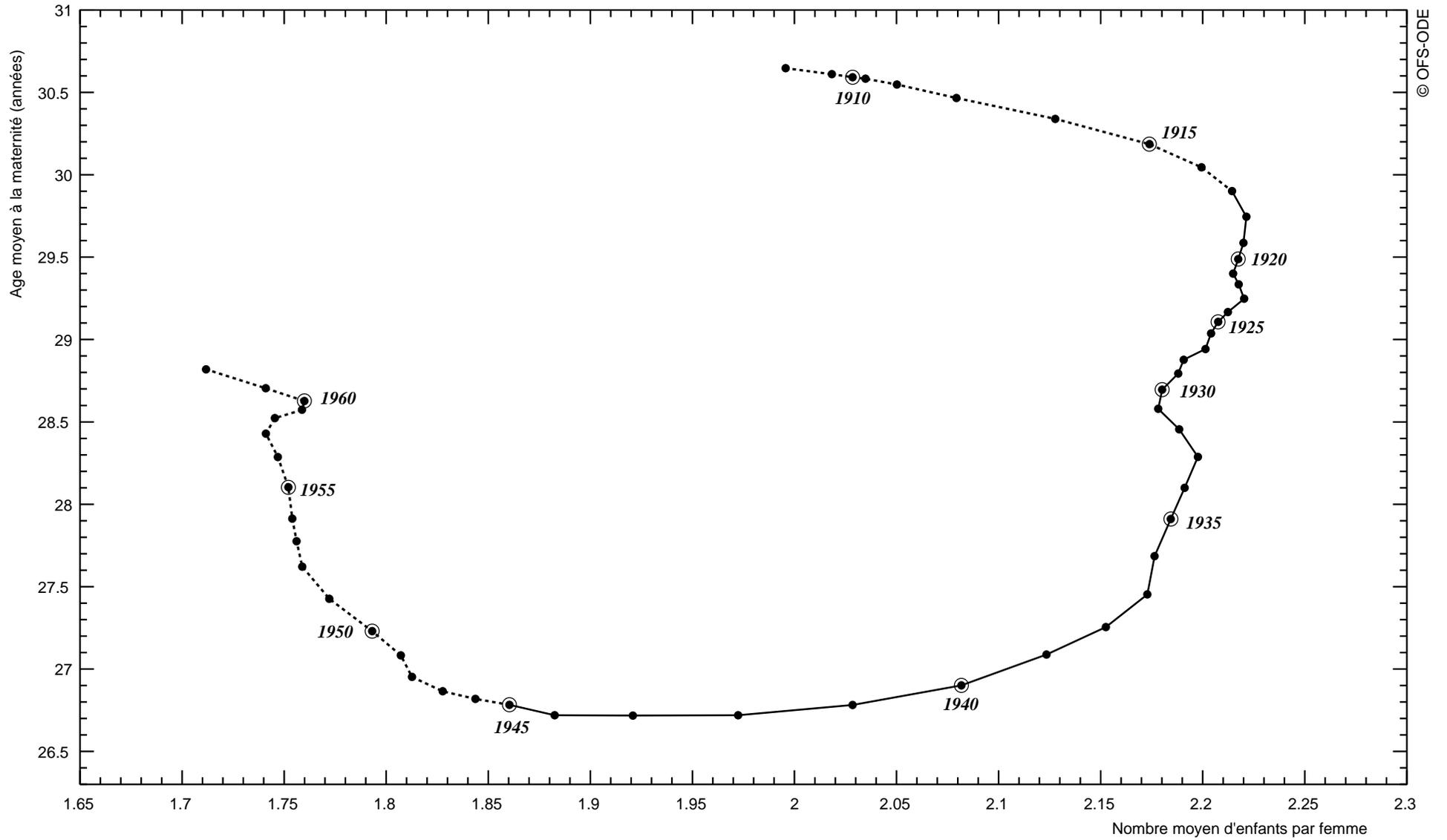




Figure 5.10.A SUISSE, générations féminines 1908-2000. CORRELATION entre :
 - la DESCENDANCE FINALE
 - l'AGE MOYEN LONGITUDINAL à la MATERNITE
Observations jusqu'en 1995, scénarios A, B et C de l'OFS au-delà

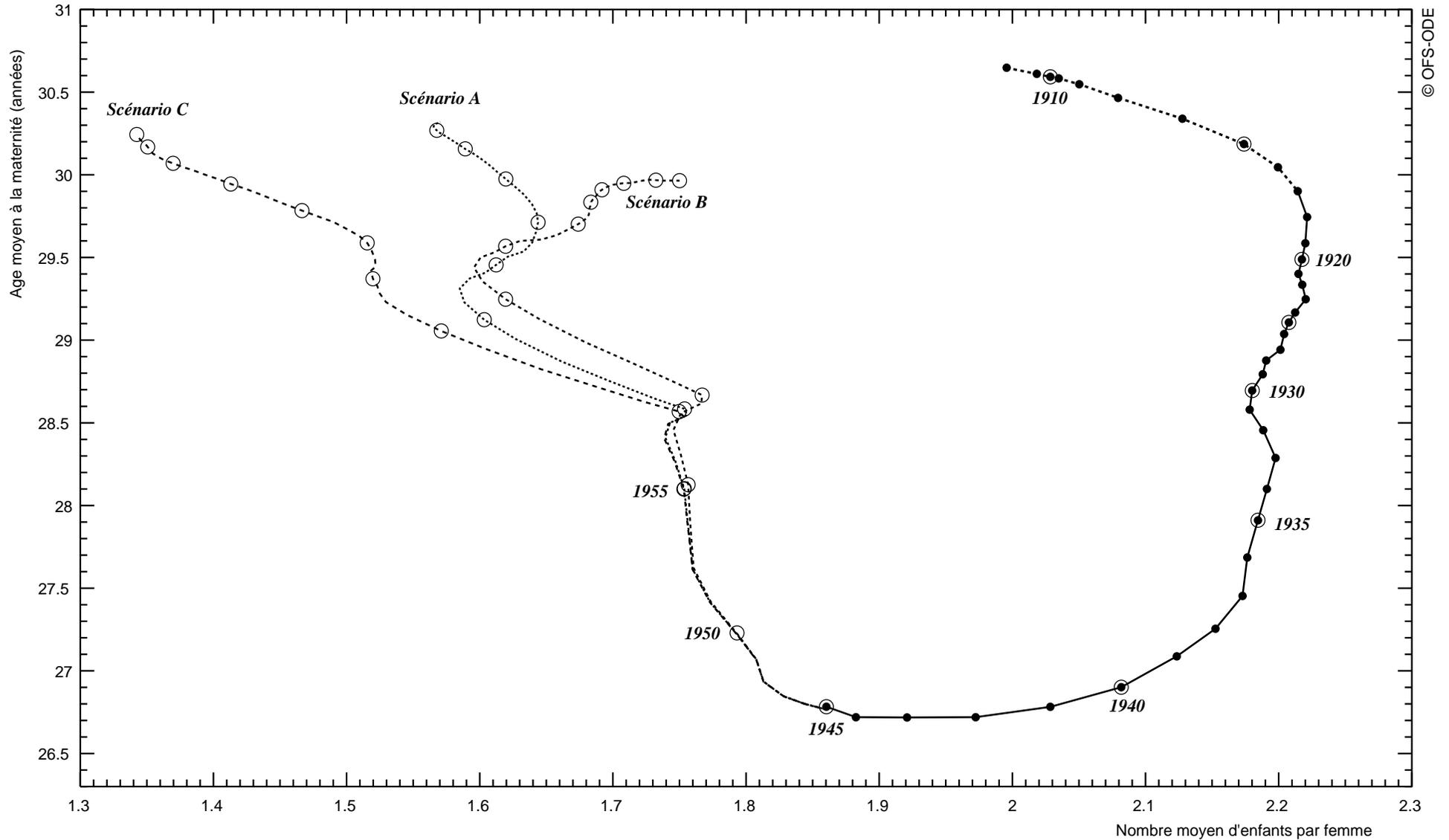




Figure 5.10.B SUISSE, générations féminines 1908-1962. CORRELATION entre :
 - la DESCENDANCE FINALE
 - l'ECART TYPE LONGITUDINAL de l'AGE à la MATERNITE

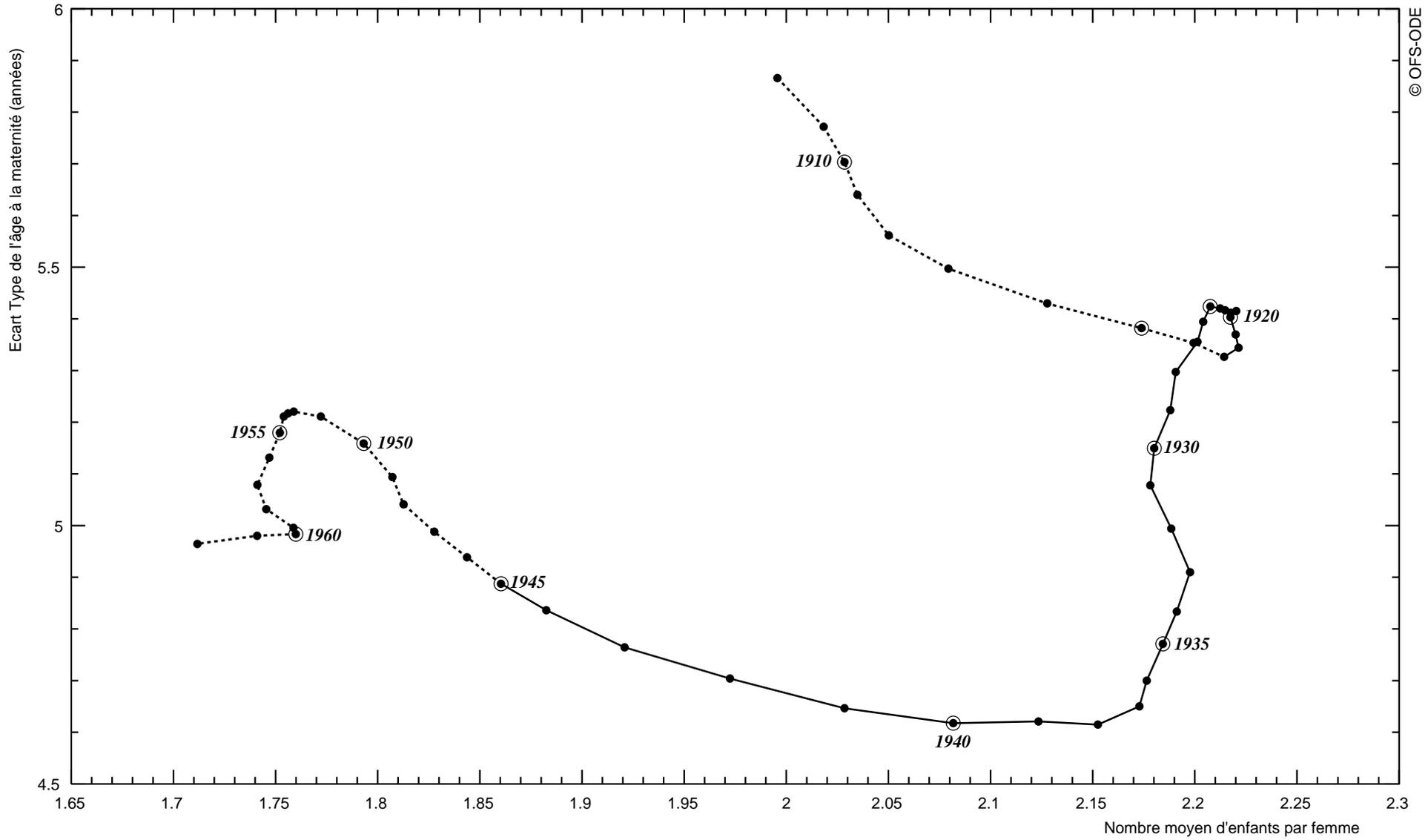
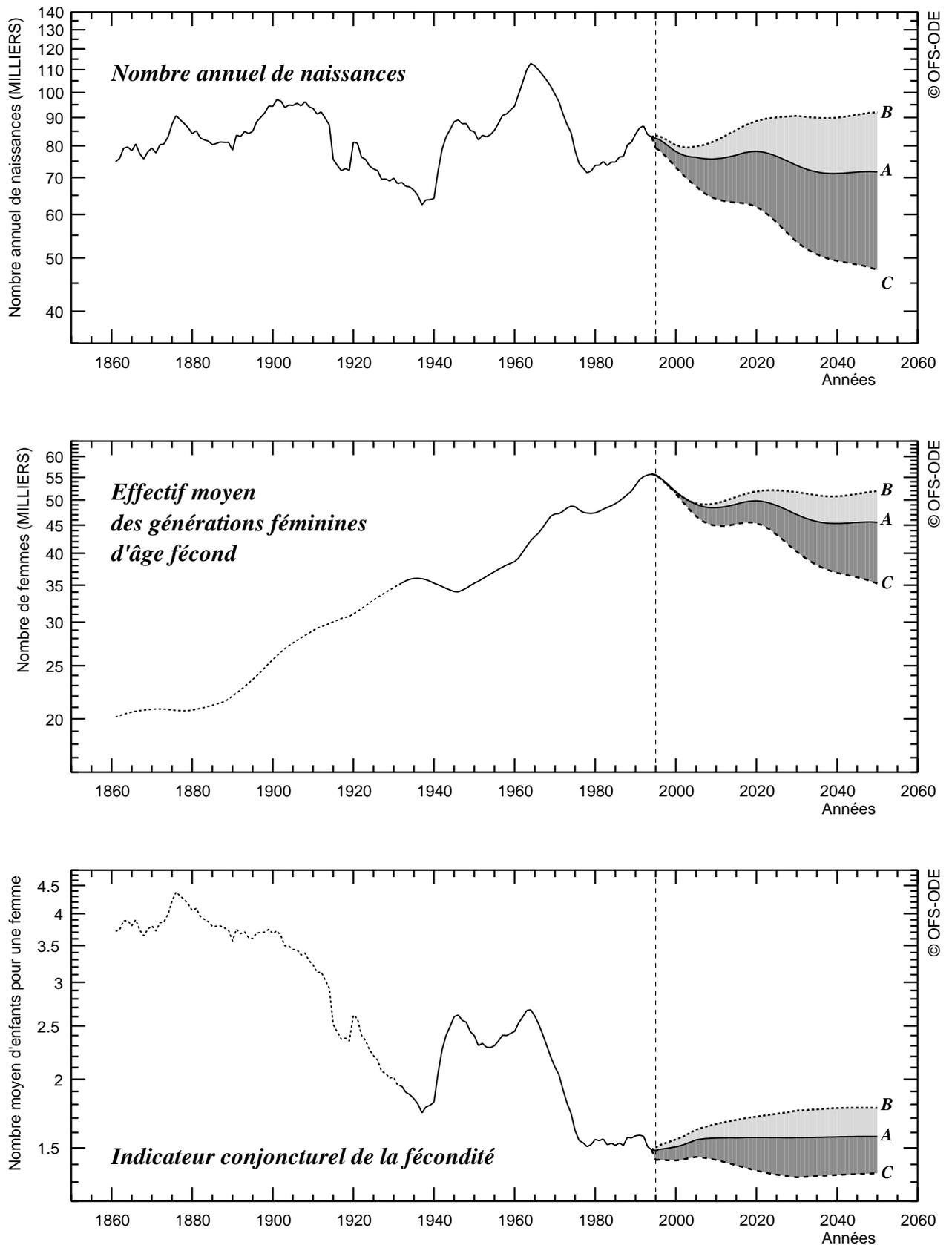


Figure 5.11 SUISSE, 1861-2050
Nombre annuel de NAISSANCES
EFFECTIF moyen des générations féminines d'âge fécond
INDICATEUR CONJONCTUREL de la FECONDITE
 Echelles logarithmiques de même module ; en traits pointillés : estimations



La variation relative du nombre annuel de naissances au cours d'une période est la somme des variations relatives de l'effectif moyen et de l'indicateur conjoncturel



Figure 5.12 SUISSE, 1932-1996
Indicateur conjoncturel de la FECONDITE selon le RANG de la naissance dans le mariage en cours

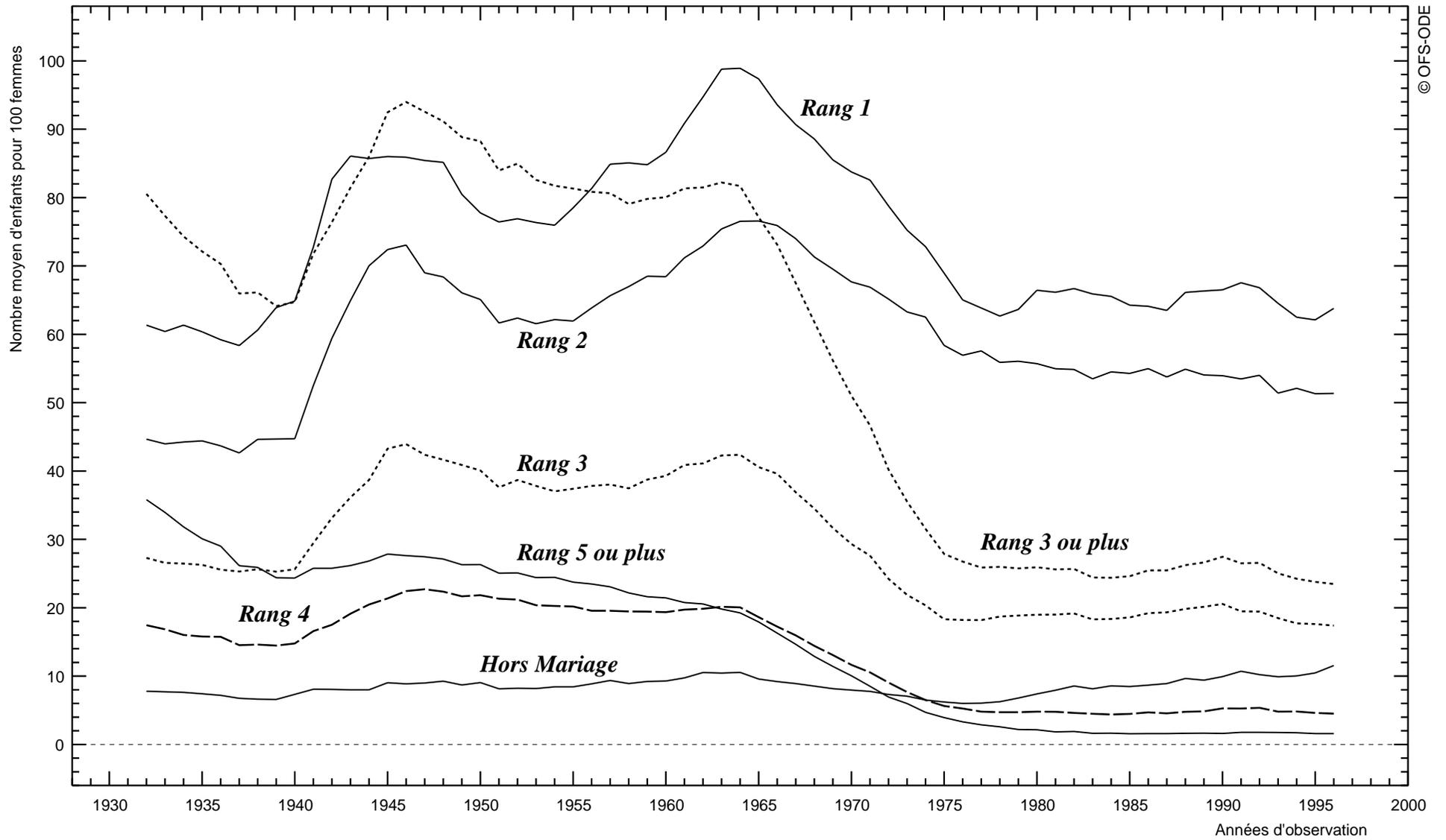




Figure 5.13 SUISSE, années d'observation 1932-1996
DESCENDANCE FINALE des générations féminines selon le RANG de la naissance dans le mariage en cours

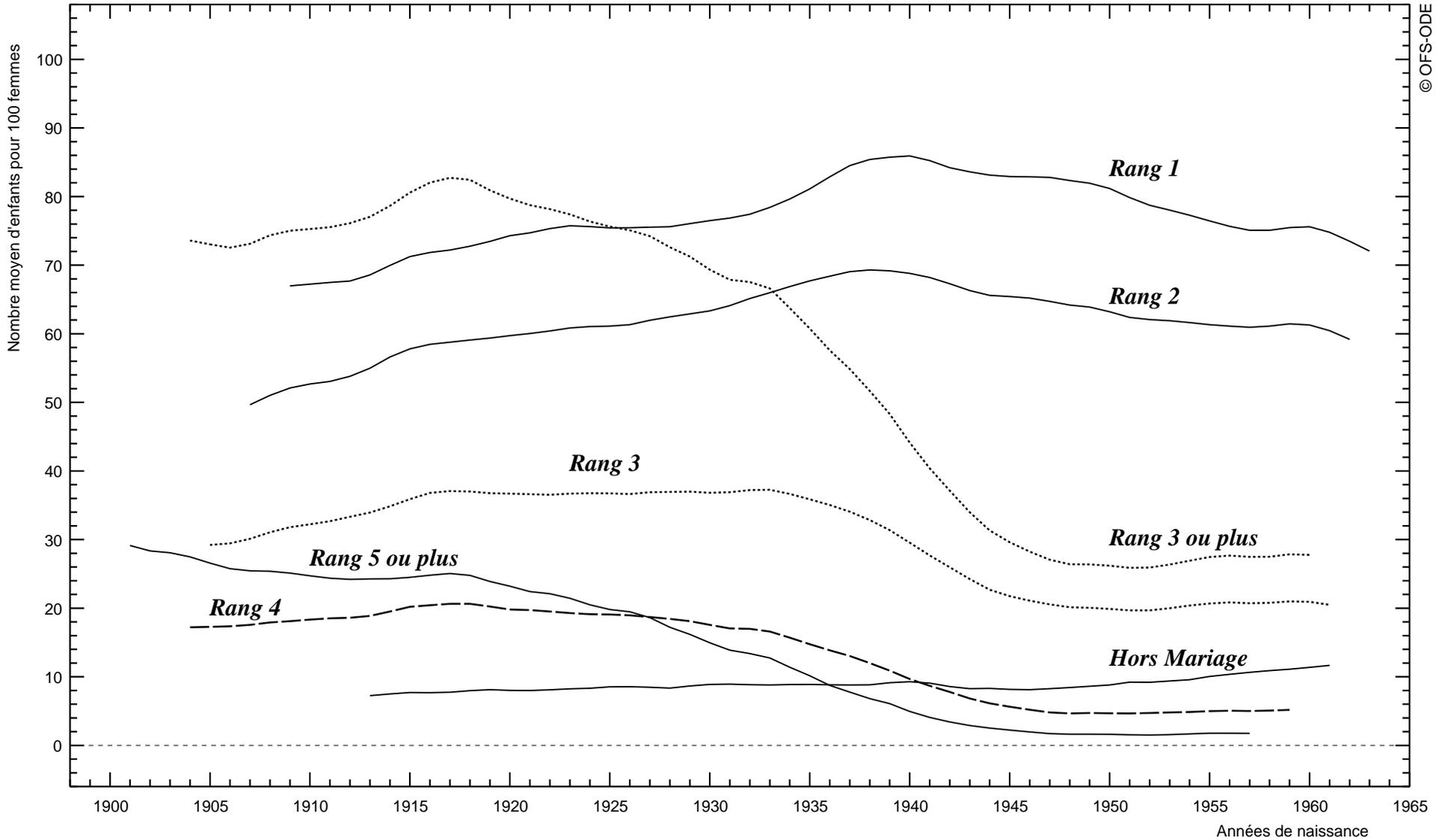
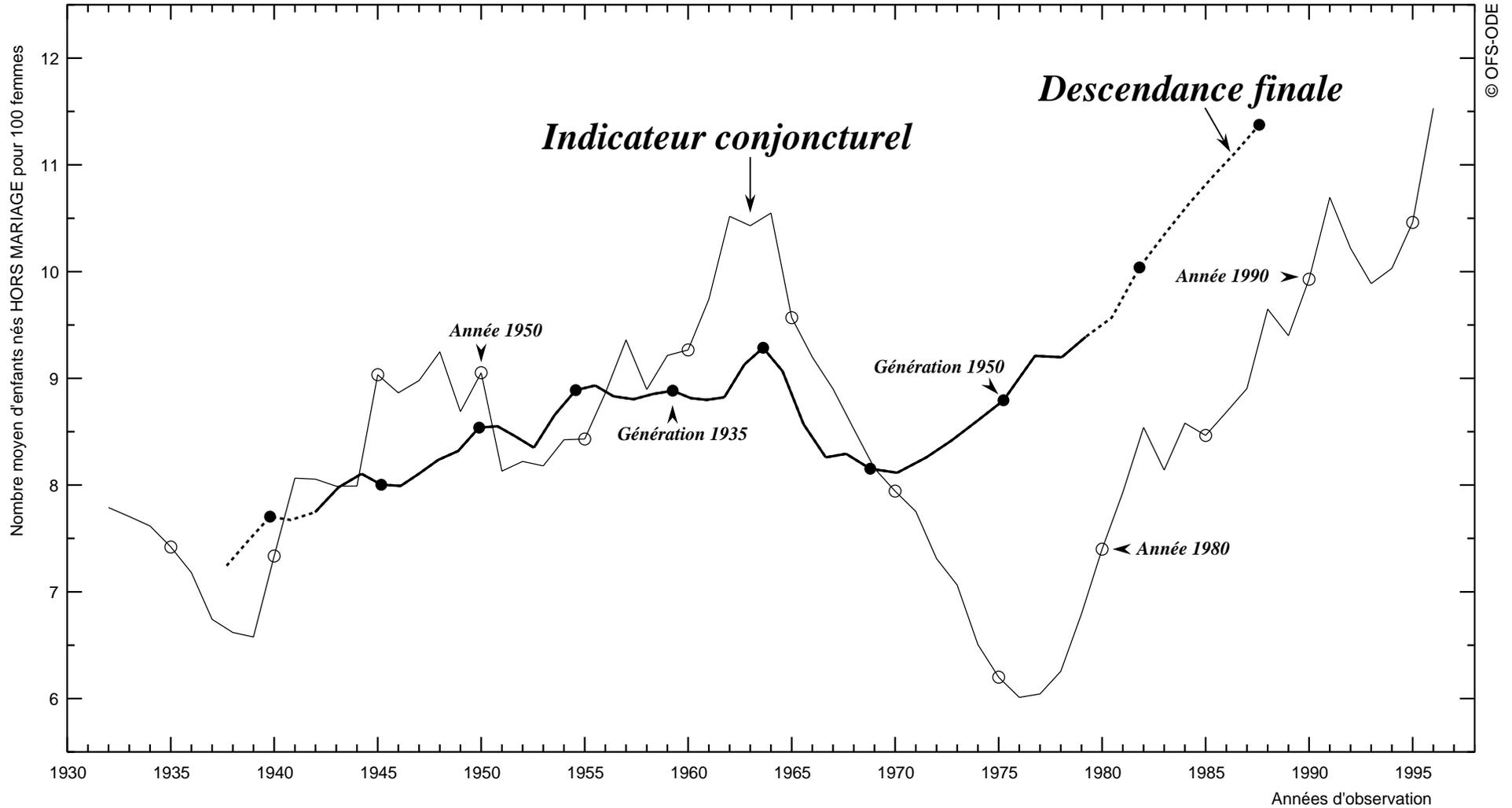



Figure 5.14 SUISSE, 1932-1996.

INDICATEUR CONJONCTUREL de la FECONDITE HORS MARIAGE et DESCENDANCE FINALE HORS MARIAGE décalée de l'âge moyen à la maternité
En traits pointillés : descendance finale estimée
Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5

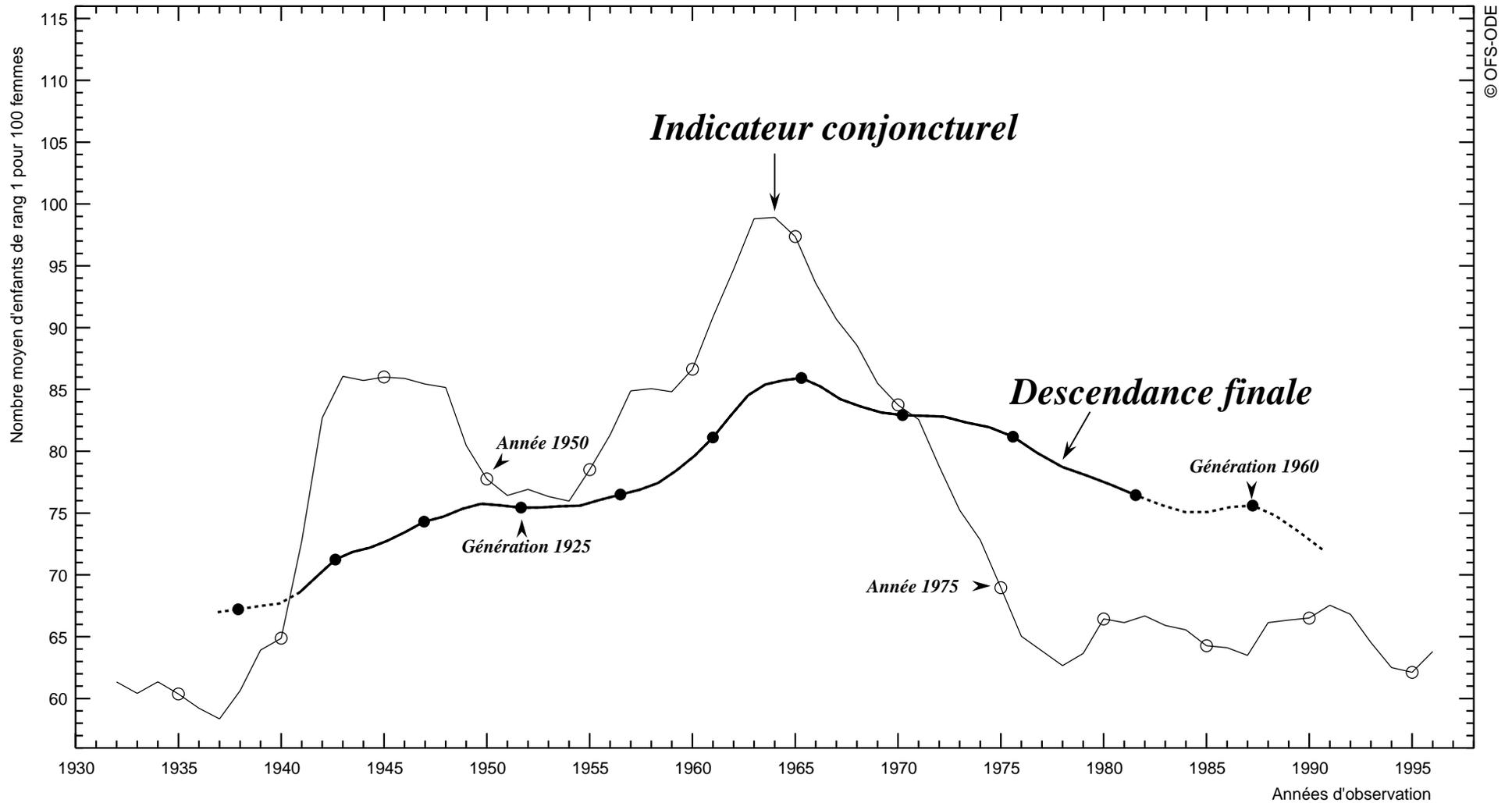


La descendance finale hors mariage de la génération féminine 1935,

dont l'âge moyen à la maternité hors mariage a été de 24,3 ans, est affectée à l'année d'observation $1935 + 24,3 = 1959,3$



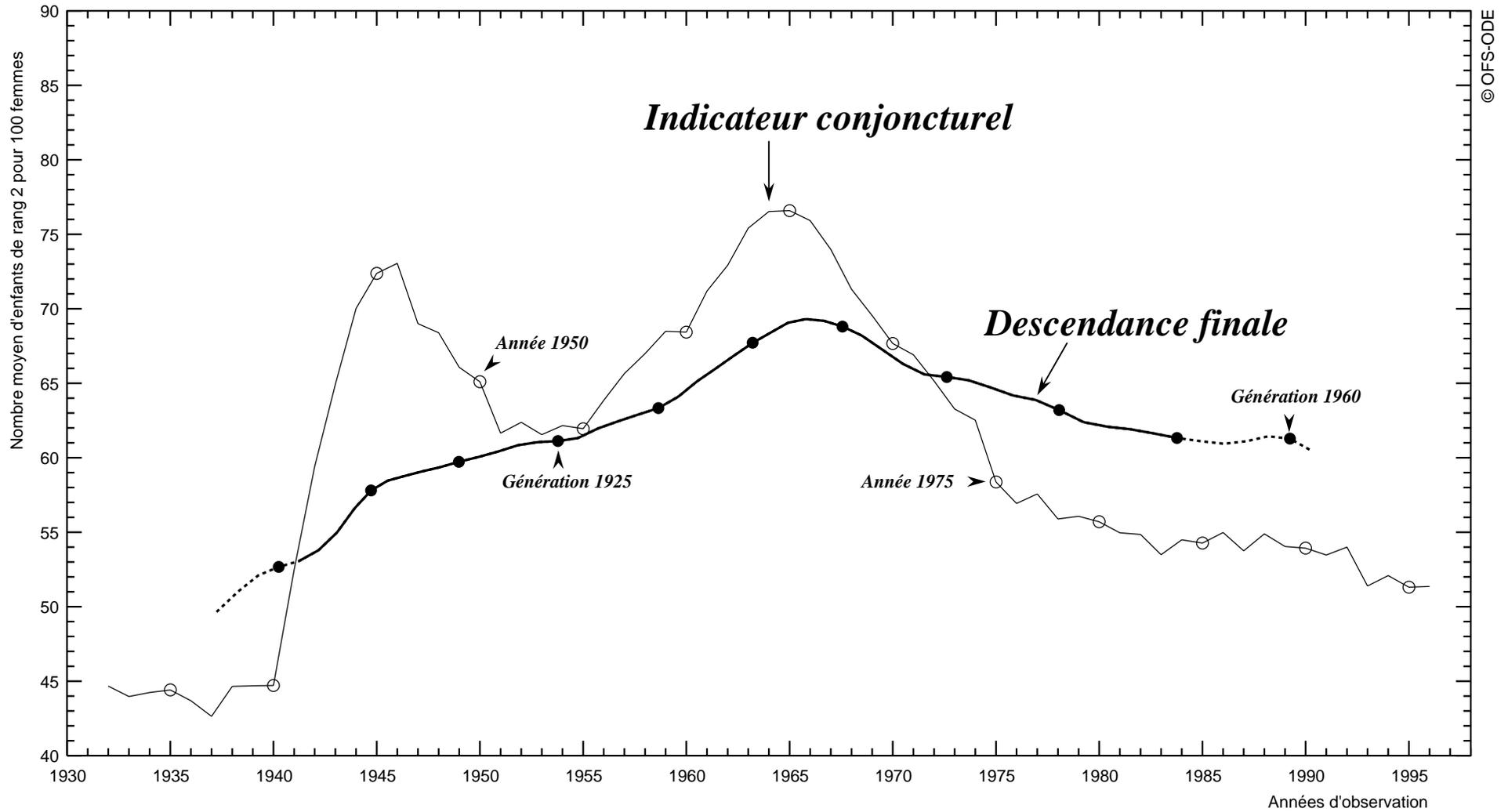
Figure 5.15 SUISSE, 1932-1996. FECONDITE de RANG 1 dans le MARIAGE en cours
INDICATEUR CONJONCTUREL de la FECONDITE et DESCENDANCE FINALE décalée de l'âge moyen à la maternité.
En traits pointillés : descendance finale estimée
Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5



La descendance finale de rang 1 dans la génération féminine 1925, dont l'âge moyen à la maternité de rang 1 a été de 26,7 ans, est affectée à l'année d'observation $1925 + 26,7 = 1951,7$



Figure 5.16 SUISSE, 1932-1996. FECONDITE de RANG 2 dans le MARIAGE en cours
INDICATEUR CONJONCTUREL de la FECONDITE et DESCENDANCE FINALE décalée de l'âge moyen à la maternité.
 En traits pointillés : descendance finale estimée
 Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5

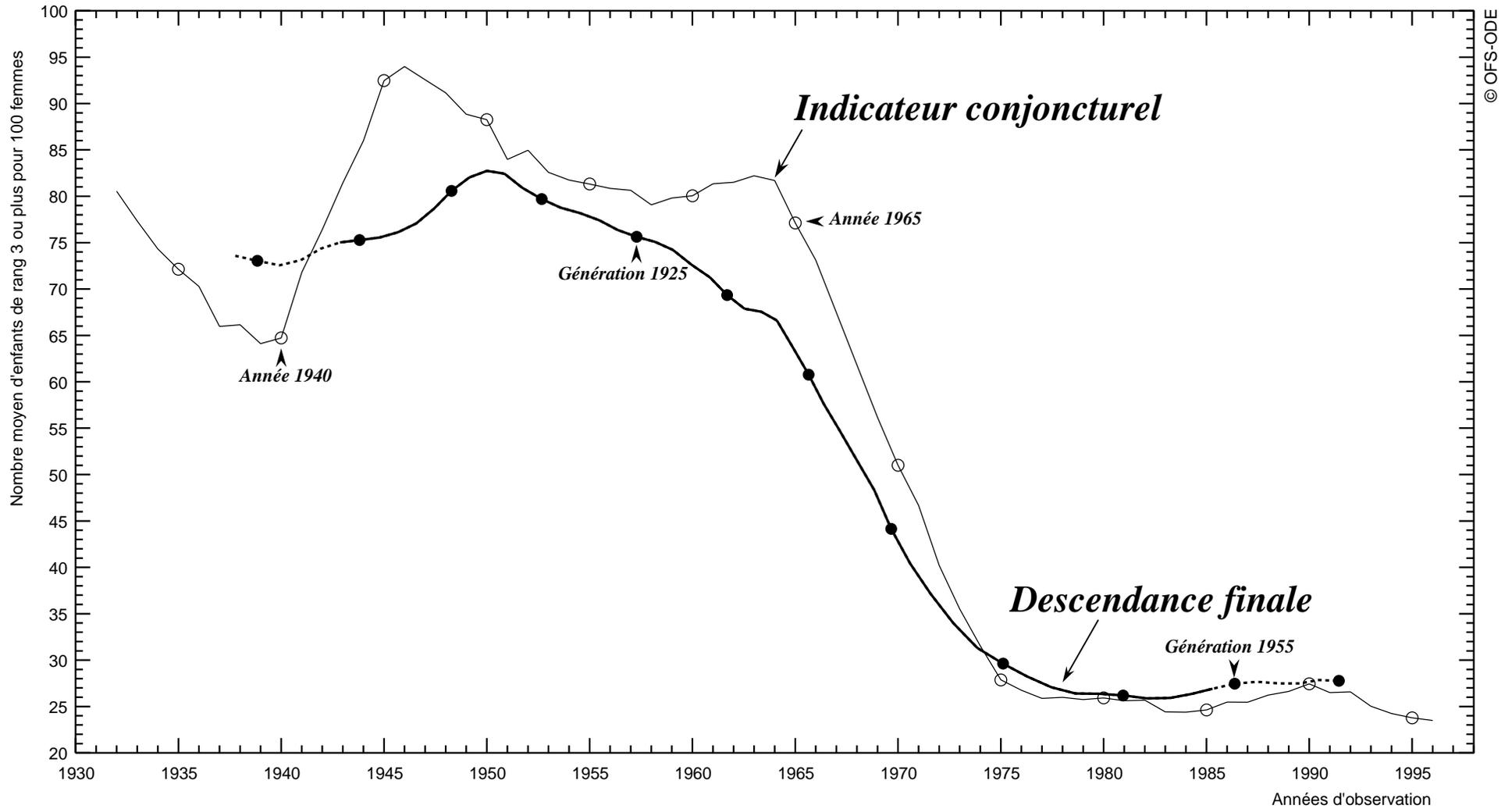


© OFS-ODE

La descendance finale de rang 2 dans la génération féminine 1925, dont l'âge moyen à la maternité de rang 2 a été de 28,8 ans, est affectée à l'année d'observation $1925 + 28,8 = 1953,8$



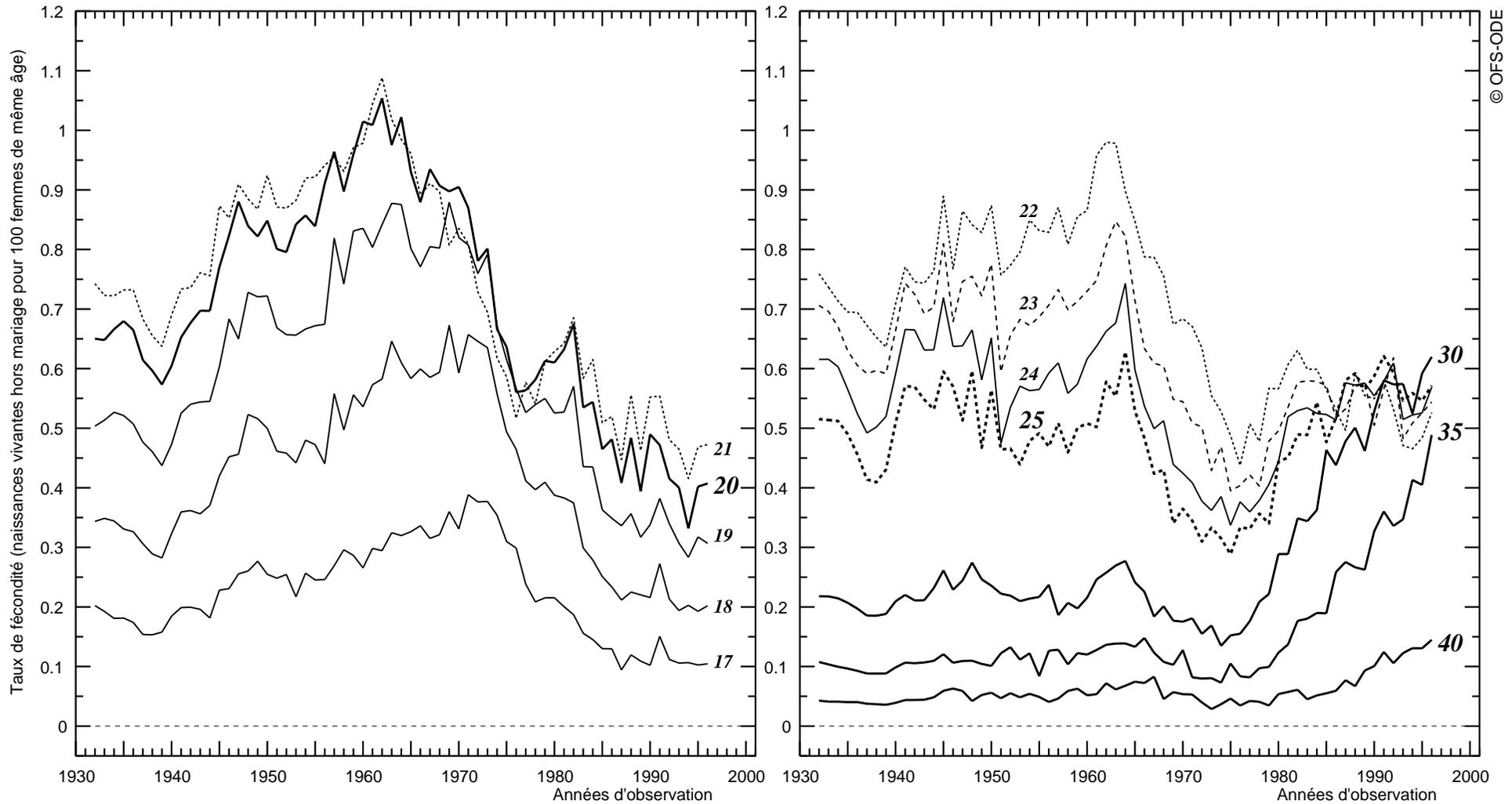
Figure 5.17 SUISSE, 1932-1996. FECONDITE de RANG 3 ou plus dans le MARIAGE en cours
INDICATEUR CONJONCTUREL de la FECONDITE et DESCENDANCE FINALE décalée de l'âge moyen à la maternité.
En traits pointillés : descendance finale estimée
Les cercles indiquent les années d'observation (cercles creux) ou les générations (cercles pleins) dont le millésime est multiple de 5



La descendance finale de rang 3 ou plus dans la génération féminine 1925, dont l'âge moyen à la maternité de rang 3 ou plus a été de 32,3 ans, est affectée à l'année d'observation $1925 + 32,3 = 1957,3$



Figure 5.18 SUISSE, 1932-1996. TAUX de FECONDITE HORS MARIAGE à AGE égal
 (taux par âge atteint durant l'année civile de la naissance).
 Partie gauche : âges de 17 à 21 ans, partie droite : âges de 22 à 40 ans

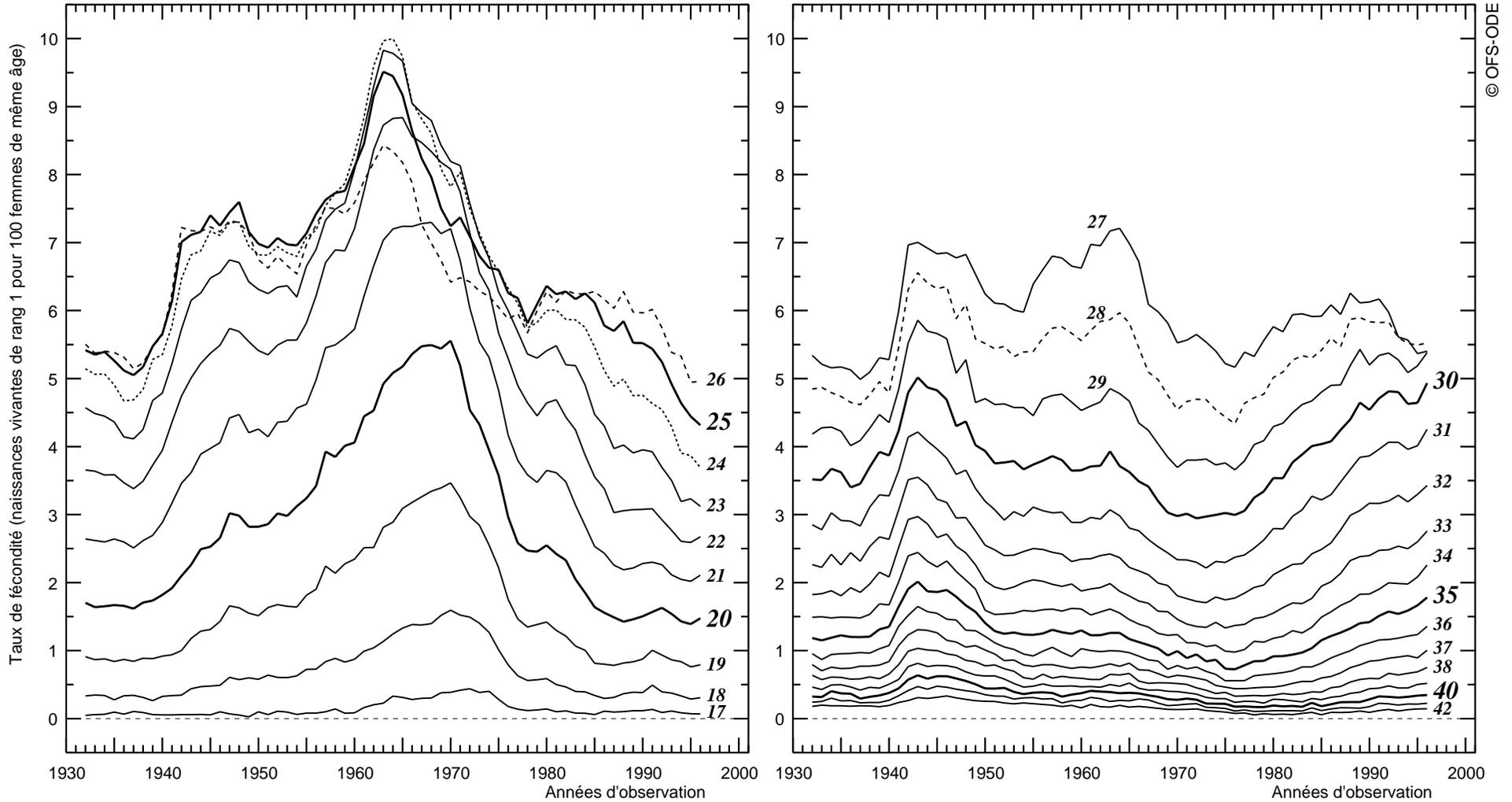


© OFS-ODE

Le taux de fécondité hors mariage à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre d'enfants nés hors mariage en Suisse en 1990, dont la mère était elle-même née en 1970, au nombre (moyen) de femmes nées en 1970 résidant en Suisse en 1990



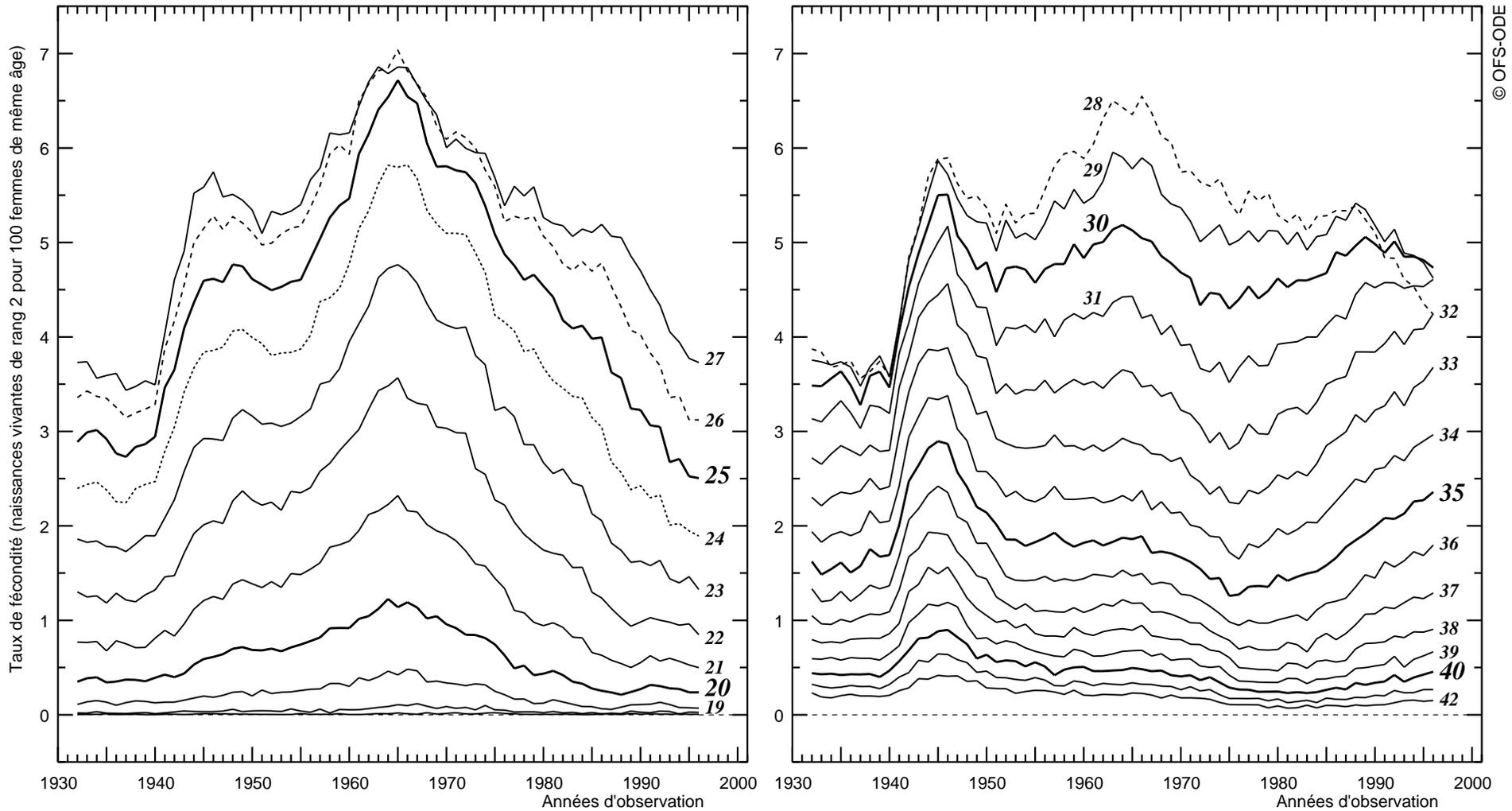
Figure 5.19 SUISSE, 1932-1996. TAUX de FECONDITE à AGE égal, de RANG dans le MARIAGE en cours égal à 1
 (taux par âge atteint durant l'année civile de la naissance)
 Partie gauche : âges de 17 à 26 ans, partie droite : âges de 27 à 42 ans



Le taux de fécondité de rang 1 à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre d'enfants de rang 1 dans le mariage en cours, nés en Suisse en 1990, dont la mère était elle-même née en 1970, au nombre (moyen) de femmes nées en 1970 résidant en Suisse en 1990



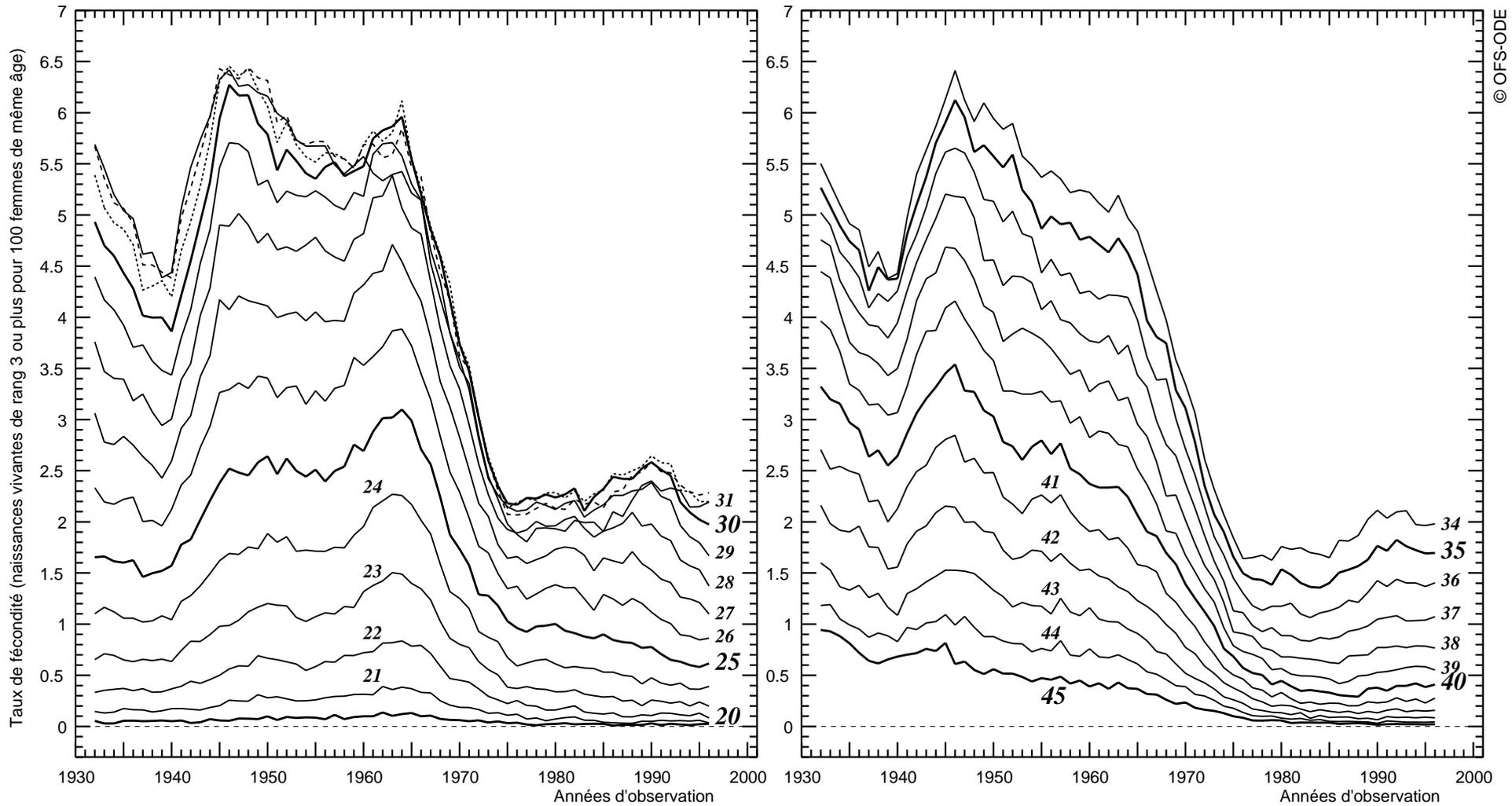
Figure 5.20 SUISSE, 1932-1996. TAUX de FECONDITE à AGE égal, de RANG dans le MARIAGE en cours égal à 2
 (taux par âge atteint durant l'année civile de la naissance)
 Partie gauche : âges de 17 à 27 ans, partie droite : âges de 28 à 42 ans



Le taux de fécondité de rang 2 à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre d'enfants de rang 2 dans le mariage en cours, nés en Suisse en 1990, dont la mère était elle-même née en 1970, au nombre (moyen) de femmes nées en 1970 résidant en Suisse en 1990

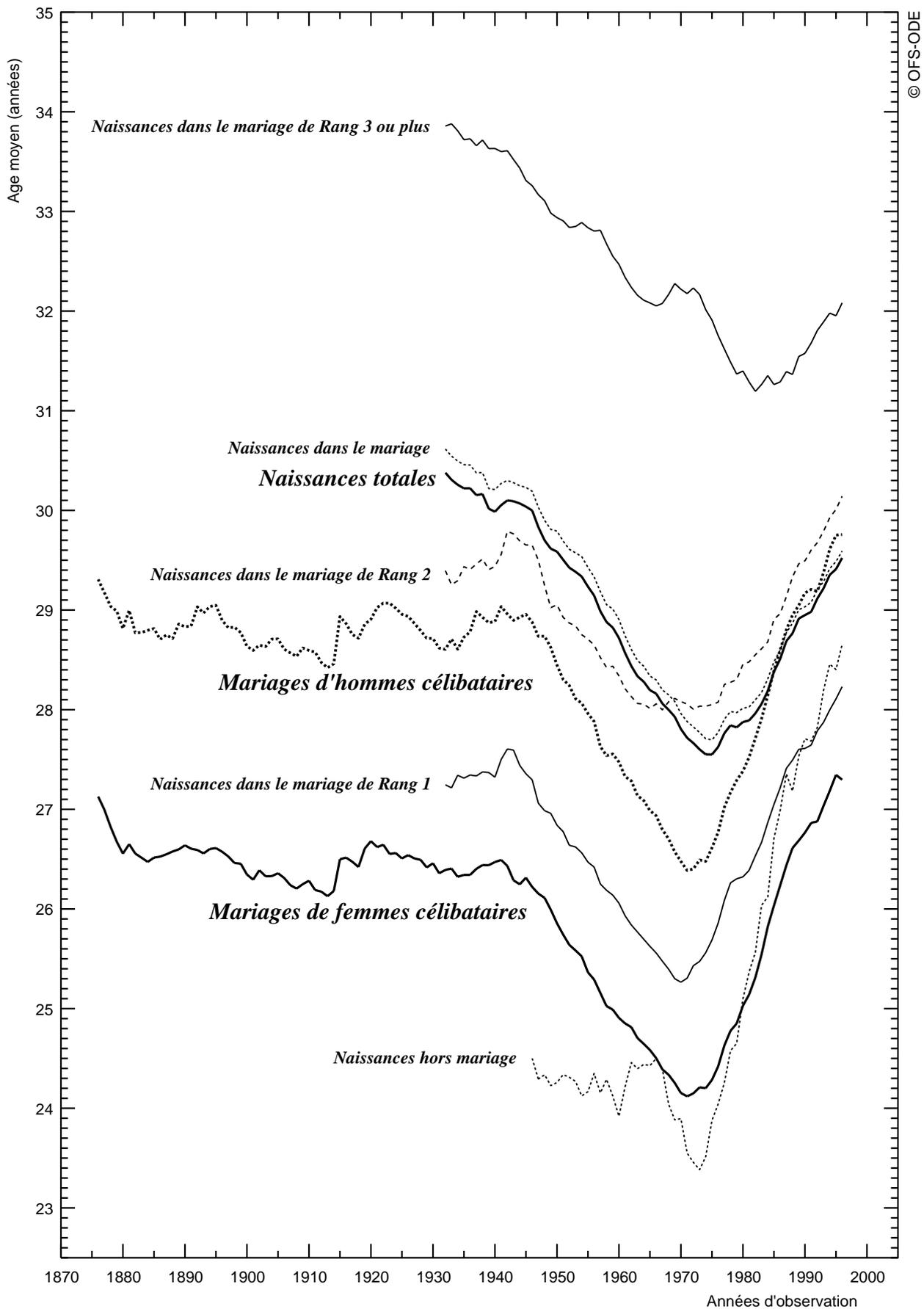


Figure 5.21 SUISSE, 1932-1996. TAUX de FECONDITE à AGE égal, de RANG dans le MARIAGE en cours égal à 3 ou PLUS (taux par âge atteint durant l'année civile de la naissance)
Partie gauche : âges de 20 à 33 ans, partie droite : âges de 34 à 45 ans



Le taux de fécondité de rang 3 ou plus à 20 ans en 1990 est le rapport du nombre d'enfants de rang 3 ou plus dans le mariage en cours, nés en Suisse en 1990, dont la mère était elle-même née en 1970, au nombre (moyen) de femmes nées en 1970 résidant en Suisse en 1990

Figure 5.22 SUISSE, 1876-1996
Âges moyens transversaux au PREMIER MARIAGE selon le SEXE
et à la MATERNITE selon le RANG



© OFS-ODE



Figure 5.23 SUISSE, 1876-1996
Âges moyens longitudinaux au PREMIER MARIAGE selon le SEXE
et à la MATERNITE selon le RANG

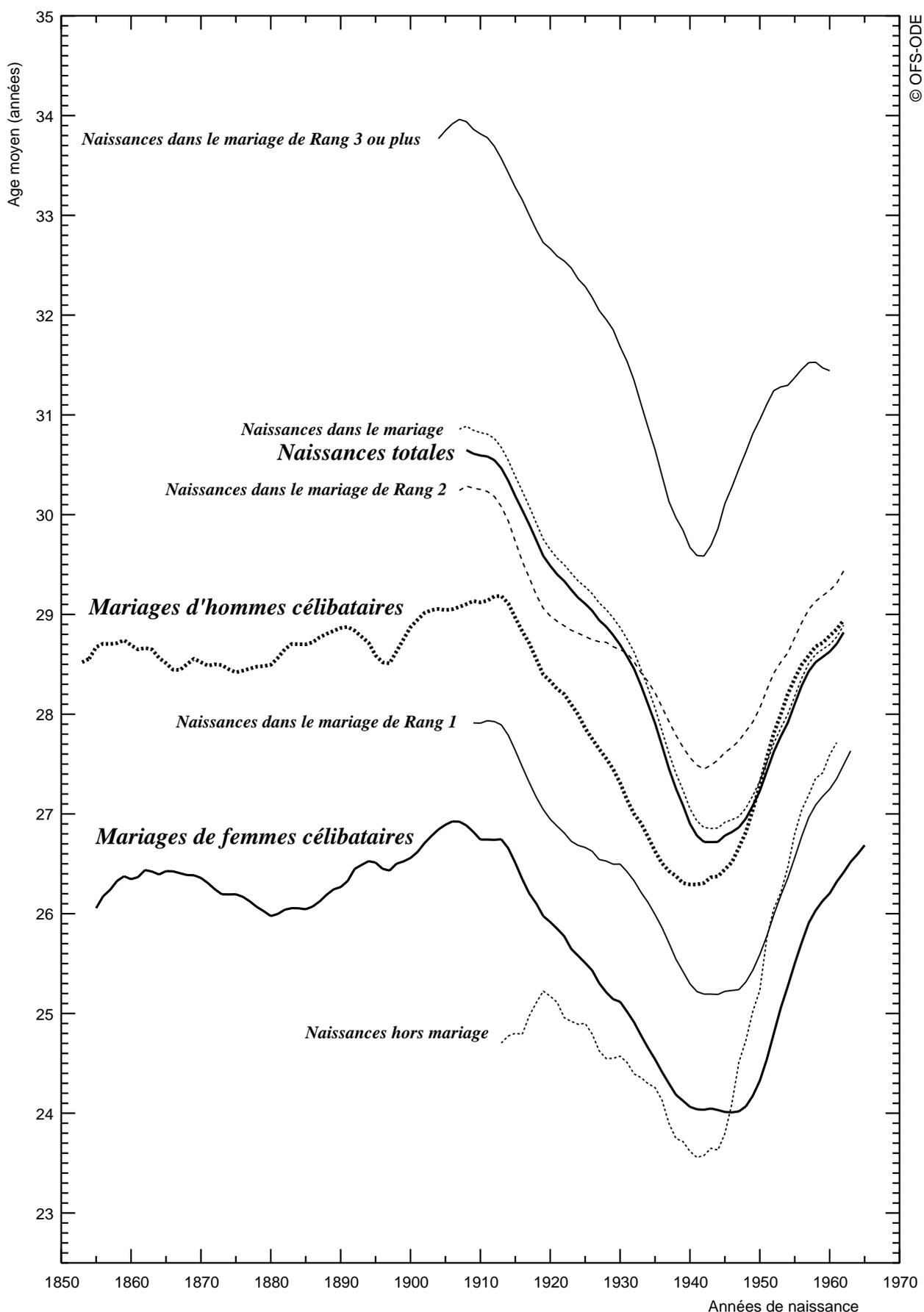
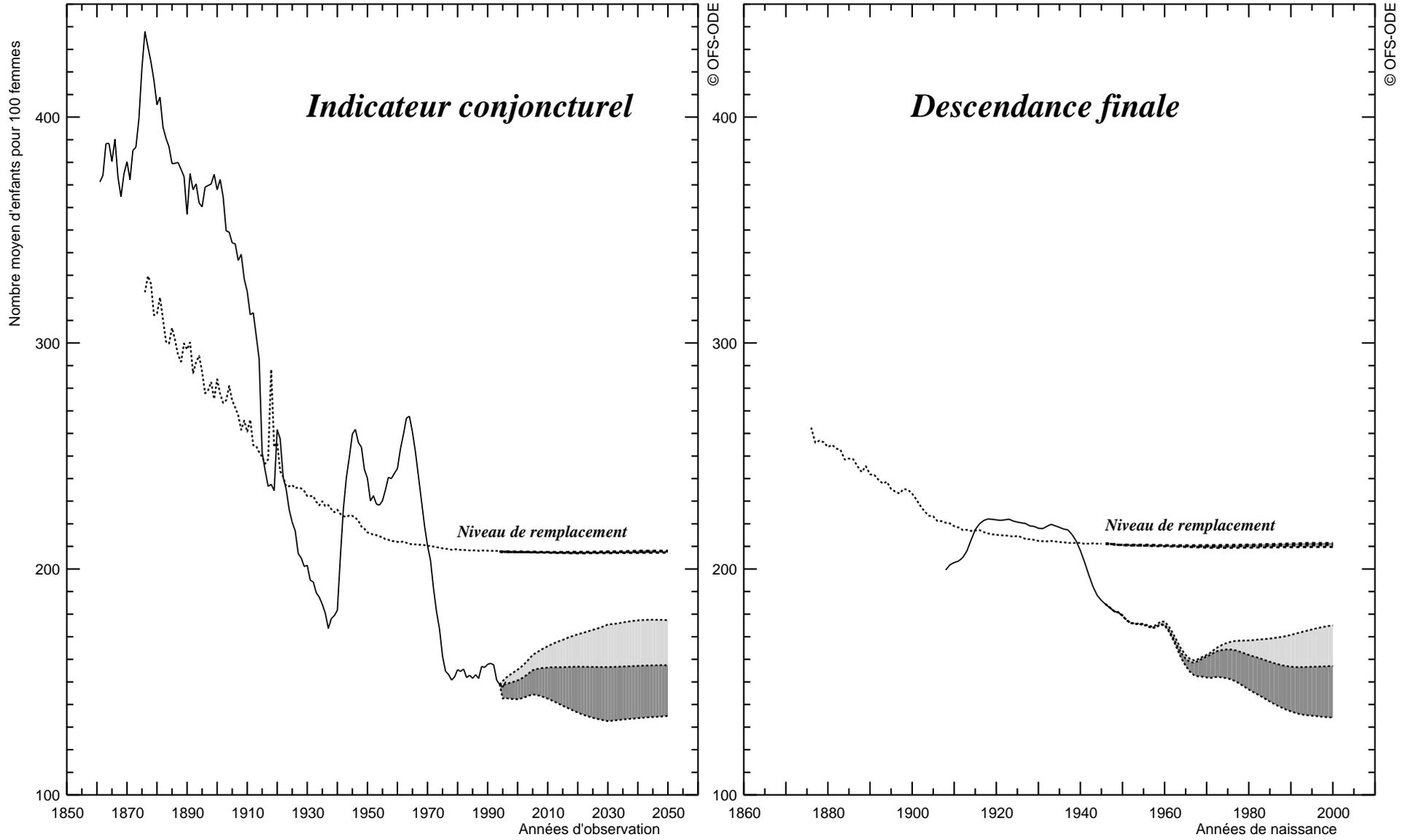




Figure 5.24 SUISSE, 1871-2050

Comparaison entre l'indicateur conjoncturel observé et le niveau requis pour que soit assuré le remplacement
Comparaison entre la descendance finale observée et le niveau requis pour que soit assuré le remplacement



On peut construire des tables annuelles de mortalité pour la Suisse, selon le sexe et l'année d'âge, depuis 1876. Toutefois, du fait des faibles valeurs des quotients de mortalité à la plupart des âges, chacun d'entre eux est entaché d'un aléa accidentel important et il n'est pas possible de donner, pour la mortalité, des informations aussi détaillées (pour chaque année d'âge, chaque année d'observation et chaque sexe) que pour la primo-nuptialité ou pour la fécondité. On doit se limiter à présenter, par année d'observation, les quotients par *tranches d'âge* ou les espérances de vie à *certaines âges*. On peut aussi présenter, en moyenne sur une *période de plusieurs années* d'observation consécutives, les quotients de chaque sexe par année d'âge.

Pour les quotients de chaque année d'observation, nous avons fait choix des tranches d'âge *décennales*, à frontières multiples de 10 ans : quotients entre 0 et 10 ans, entre 10 et 20 ans, etc. Nous avons également considéré les quotients entre 0 et 1 an, entre 1 et 20 ans, entre 20 et 60 ans et entre 60 et 80 ans. Pour les espérances de vie de chaque année d'observation selon le sexe, on s'est limité aux âges multiples de 10 ans: espérance de vie à la naissance, espérance de vie à 10 ans, etc. S'agissant des moyennes de période, nous avons retenu les périodes décennales 1880-1889, 1890-1899, ..., 1980-1989, les périodes extrêmes étant d'une durée inférieure à dix ans : 1876-1879 et 1990-1996.

Le recul prodigieux de la mortalité, en particulier au début de la vie

La figure 6.1 décrit l'évolution annuelle depuis 1876 des quotients de mortalité selon le sexe pour quatre groupes d'âge : entre 0 et 1 an (le quotient entre 0 et 1 an est celui qu'on dénomme habituellement *taux de mortalité infantile*), entre 1 et 20 ans, entre 20 et 60 ans et entre 60 et 80 ans. Les progrès accomplis au cours des 120 dernières années dans la lutte contre la mort ont été véritablement *prodigieux*, notamment au début de la vie : le taux de mortalité infantile a été divisé par 40, passant de 20% (un bébé sur cinq n'atteignait pas son premier anniversaire vers 1875) à 0,5% actuellement. Entre les âges de 1 et 20 ans, la probabilité de décéder a été divisée par 20 ou 30, passant de 15% pour l'un et l'autre sexe à 0,8% pour les garçons et à moins de 0,4% pour les filles. Aux âges adultes, la baisse de la mortalité est moins rapide, tout en demeurant considérable : un jeune de 20 ans a aujourd'hui 89 chances sur 100 de célébrer son soixantième anniversaire si c'est un garçon, 94 sur 100 si c'est une fille, alors qu'ils n'en avaient guère plus de 50 sur 100 il y a 120 ans. Un sexagénaire n'avait qu'une chance sur cinq de devenir octogénaire ; il en a maintenant une sur deux si c'est un homme, près de sept sur dix si c'est une femme.

On notera sur la figure 6.1, entre 1 et 20 ans et entre 20 et 60 ans, l'exceptionnelle mortalité de l'un et l'autre sexe au cours de l'année 1918, due à l'épidémie de grippe espagnole, ainsi que la baisse rapide des quotients de mortalité entre 1 et 20 ans durant les années qui suivirent la fin de la Seconde Guerre mondiale ; cette baisse est spécialement marquée pour le quotient féminin, qui accentue son écart relatif avec le quotient masculin et le nouvel écart persiste jusqu'à aujourd'hui.

Les figures 6.2 (sexe masculin) et 6.3 (sexe féminin) présentent l'évolution, de 1876 à 2050, des quotients décennaux de mortalité, les valeurs postérieures à 1995 étant celles qui ressortent des trois scénarios de l'OFS.

C'est le quotient entre 0 et 10 ans qui enregistre la plus forte diminution. Exception remarquable à la baisse générale et continue des quotients, le risque de décès *cesse de diminuer* depuis les années 1970, tant pour les hommes que pour les femmes, entre 20 et 40 ans et les scénarios de l'OFS, qui admettent la poursuite de la baisse de la mortalité aux autres âges, envisagent l'*augmentation* des quotients décennaux entre 20 et 30 ans et entre 30 et 40 ans pour chacun des deux sexes.

Au dessus de 40 ans, l'OFS ne suppose pas que la baisse va se ralentir pour le sexe masculin (sauf dans le scénario C), mais pour le sexe féminin un certain ralentissement de la baisse est envisagé dans chacun des trois scénarios.

L'allongement de la durée de la vie : presque un doublement en 120 ans

L'espérance de vie aux âges multiples de 10 ans (Figures 6.4 et 6.5) progresse à tous les âges, surtout au début de la vie. A la naissance, l'espérance de vie était vers 1875, du fait de la très forte mortalité infantile et juvénile à cette époque, plus *basse* qu'à 10 ans et voisine de celle à 20 ans¹¹. Sa progression en l'espace de 120 années correspond presque à un *doublement* de la durée moyenne de la vie humaine, puisque celle-ci passe de 39,5 en 1876 à 76,0 ans en 1996 pour les hommes et de 42,5 à 82,0 ans pour les femmes.

Aux autres âges, l'allongement de la durée de vie diminue à mesure qu'on considère des âges plus élevés mais cet allongement n'en demeure pas moins remarquable. Ainsi, à 60 ans, l'espérance de vie augmente de huit ans pour les hommes et de douze ans pour les femmes, passant de 12 ans vers 1875 à 20 ans aujourd'hui pour les premiers, de 12,5 à 24,5 ans pour les secondes.

L'exception à la baisse de la mortalité depuis dix ans : entre 20 et 40 ans

La figure 6.6 compare les courbes des quotients de mortalité d'une période décennale à la suivante. Au cours des 120 dernières années, le rythme de baisse de la mortalité n'a pas été uniforme. C'est dans les années qui suivirent la fin de la Seconde Guerre mondiale, avec notamment l'apparition des antibiotiques et des sulfamides, que les progrès ont été les plus rapides, notamment pour le sexe féminin. On note malgré tout quelques *détériorations* : la mortalité de la période décennale 1910-1919 ne s'est pas inscrite en recul par rapport à la période précédente 1900-1909 chez les hommes de 15 à 35 ans, en raison de l'épidémie de grippe. Mais surtout, depuis une décennie, la mortalité a cessé de baisser aux âges compris entre 20 et 40 ans chez les hommes, entre 20 et

¹¹ On peut montrer que l'espérance de vie à la naissance est *inférieure* à l'espérance de vie à 1 an si le taux de mortalité infantile excède l'inverse de l'espérance de vie à la naissance (augmentée de 0,5 an). Tel a été le cas en Suisse jusqu'en 1974 pour le sexe masculin, jusqu'en 1969 pour le sexe féminin. L'espérance de vie à la naissance dépasse celle à 10 ans depuis 1912 et 1906 respectivement pour le sexe masculin et le sexe féminin.



35 ans chez les femmes, malgré la quasi-éradication des maladies infectieuses. La montée des morts violentes (accidents et suicides) et l'apparition du sida, à des âges où – sida mis à part – on meurt désormais très rarement de maladie, en sont la cause. Néanmoins la résistance à la baisse de la mortalité au début des âges adultes, qui s'est presque toujours manifestée depuis un siècle, tant chez les hommes que chez les femmes, à l'exception de la décennie 1950-1959 pour le sexe féminin, revêt une ampleur rapidement croissante dans les tables les plus récentes. La courbe des quotients masculins de la période 1990-1996 fait notamment apparaître une sorte de *pincement* très marqué vers 20 ans. C'est pourquoi l'OFS a envisagé une *accentuation* du phénomène dans l'avenir. On trouvera dans les figures 6.6.A à 6.6.C les courbes projetées de la période 2040-2049, comparées à celles de la période la plus récente (1990-1996) et à celle d'il y a cinquante ans (1940-1949). Le scénario B suppose ainsi que, vers 30 ans chez les hommes et 25 ans chez les femmes, la mortalité retrouvera en 2040-2049 son niveau de 1940-1949, les scénarios A et C qu'elle lui sera même *supérieure*.

La surmortalité masculine

L'évolution du profil de la courbe des quotients masculins et féminins fait l'objet de la figure 6.7. On voit progressivement la surmortalité masculine, qui ne se manifestait qu'entre 40 et 70 ans à la fin du XIX^e siècle, gagner d'abord l'ensemble des âges adultes puis toute l'échelle des âges. Jusqu'en 1920-1929, on observait une légère surmortalité féminine aux âges de la puberté et de la maternité, qui a complètement disparu depuis.

La figure 6.8 représente, pour chaque période décennale, les variations selon l'âge du rapport entre le quotient de mortalité masculin et le quotient féminin au même âge. Vers 1875, ce rapport était compris entre 0,85 (à 15 ans) et 1,5 (vers 50 ans). Jusqu'à la Seconde Guerre mondiale, sa valeur maximale ne change guère, tandis que sa valeur minimale s'abaisse jusqu'à 0,7, traduisant une *aggravation* de la surmortalité féminine entre les périodes 1876-1879 et 1900-1909, puis augmente en se rapprochant de 1 à mesure que diminue, puis disparaît, la surmortalité féminine. La décennie 1940-1949, et surtout la suivante, voient la surmortalité masculine croître à tous les âges, le rapport maximum se situant vers 20 ans et s'élevant jusqu'à atteindre 3,5. A 50 ans et au-delà, le rapport augmente, le second maximum (1,7 vers 55 ans en 1950-59, 2,3 vers 70 ans en 1990-96) s'accentuant et se déplaçant vers les âges de plus en plus avancés.

L'écart entre les espérances de vie à la naissance (Figure 6.9), qui ne dépassait pas deux ans et demi vers 1875 et trois ans après la Première Guerre mondiale, augmente à partir des années 1930, parvenant à six ans et demi vers 1975. Depuis, il ne s'écarte guère de cette valeur. Dans ses scénarios à l'horizon 2050, l'OFS envisage qu'il va se stabiliser (scénario C) ou diminuer, parvenant en 2050 à cinq ans et demi selon le scénario A, à un peu plus de quatre ans selon le scénario B.

La figure 6.10 illustre la manière dont se décompose en fonction de l'âge¹² l'écart entre les espérances de vie féminine et masculine à la naissance. On constate ainsi qu'aujourd'hui la forte surmortalité masculine vers 20 ans, du fait qu'à cet âge les quotients sont faibles, exerce un effet moindre sur cet écart que celle vers 70 ans.

Le temps qui reste à vivre

La baisse de la mortalité a entraîné l'élévation de l'âge auquel la durée moyenne de vie *restante* est constamment égale à une valeur donnée. Sur les figures 6.11 et 6.12, on a représenté l'évolution, pour chaque sexe, de l'âge où il reste en moyenne 5, 10, 15, 20 et 25 ans à vivre. L'âge où il reste 25 ans à vivre a progressé de 15 ans pour les hommes (passant de 39 ans vers 1875 à 54 ans aujourd'hui) et de 17 ans pour les femmes (passage de 42 à 59 ans). Celui où il reste en moyenne 10 ans à vivre s'est élevé de 10 ans pour les hommes et de 14 ans pour les femmes. Les scénarios de l'OFS envisagent un ralentissement de ces progressions dans l'avenir.

Equilibre numérique entre actifs et retraités et durée moyenne de la retraite

Il est intéressant de comparer la vitesse à laquelle progresse le vieillissement de la population et celle à laquelle s'élève l'âge pour lequel la durée moyenne de vie restante est constante.

Sur la figure 6.13, on a représenté l'évolution passée et future de l'âge homologue de 60 ans (et de 65 ans) aujourd'hui, l'homologie étant définie, en premier lieu, par le partage dans le *même rapport* de la population d'âge actif ou retraité (20 ans ou plus) comme dans la figure 2.7, et, en second lieu, par la *même durée moyenne de vie restante*. On voit ainsi que, dans le passé, la baisse de la mortalité, surtout pour les femmes, a été plus rapide que ne l'a été la progression du vieillissement de la population de 20 ans ou plus. En revanche, dans l'avenir, il en ira probablement autrement.

En d'autres termes, si dans le passé on avait compensé le déséquilibre entre la population d'âge actif et la population d'âge retraité par le relèvement approprié de l'âge de cessation d'activité, les retraités auraient bénéficié d'une durée moyenne de retraite néanmoins *croissante*.

Dans le futur, si on élève l'âge de départ en retraite de façon à maintenir la durée de retraite moyenne égale à ce qu'elle est aujourd'hui, le déséquilibre entre recettes et dépenses d'un système de retraite par répartition provoqué par le vieillissement démographique ne sera pas complètement compensé. Pour restaurer l'équilibre, il sera nécessaire de recourir, selon un dosage à définir, aux mesures suivantes : augmenter les taux de cotisation sur les salaires,

¹² Cette décomposition, additive sur l'ensemble des âges, s'exprime de la manière suivante : si, à l'âge i le quotient de mortalité masculin était égal au quotient féminin, l'écart entre les espérances de vie à la naissance serait réduit de la quantité indiquée sur l'échelle des ordonnées de la figure 6.10. Aux époques passées où les taux de mortalité infantiles étaient encore élevés, avec surmortalité masculine notable à l'âge zéro, la contribution de cet âge zéro à l'écart entre les espérances de vie à la naissance était très grande. C'est pourquoi la figure 6.10 ne porte que sur les âges d'un an ou plus.



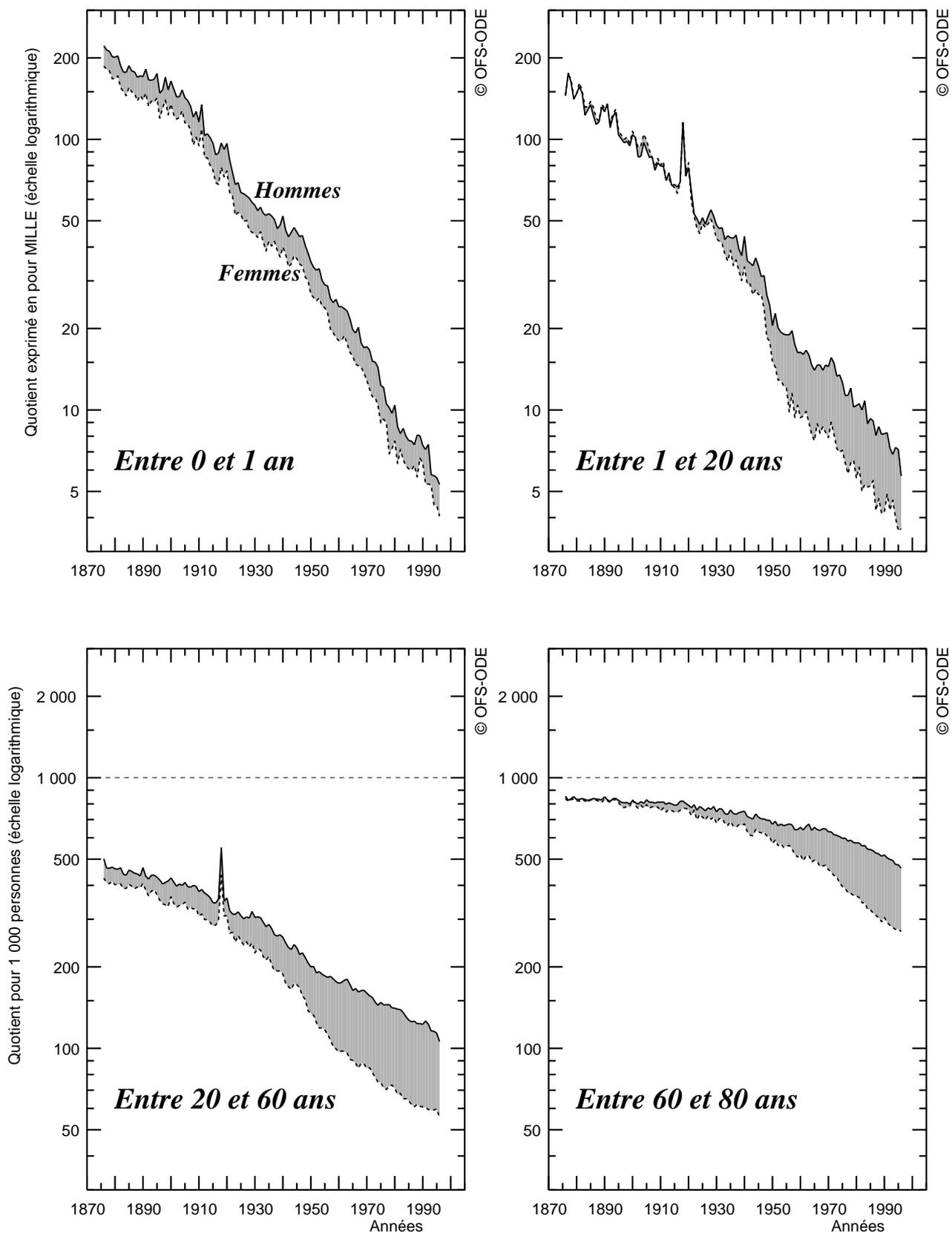
diminuer le montant moyen des retraites par rapport au salaire moyen, faire appel à une immigration accrue, obtenir une augmentation des taux d'activité, notamment féminins, à âge égal.

La proportion, dans la population totale, des personnes dont l'espérance de vie restante est fixée

Une autre manière d'apprécier la progression du vieillissement de la population totale, compte tenu de l'amélioration générale de l'état de santé, consiste à déterminer au 1^{er} janvier de chaque année, la proportion de la population dont l'âge excède celui qui correspond à une espérance de vie restante donnée aux termes de la table de mortalité observée cette même année. Tel est l'objet des figures 6.14 et 6.15 : on y a représenté, pour les hommes, les femmes et l'ensemble des deux sexes, l'évolution, de 1876 à 2050, de la proportion des personnes dont l'âge est au moins égal à celui qui correspond, dans la table de mortalité de la même année, à une espérance de vie restante égale à cinq années (Figure 6.14) ou à dix années (Figure 6.15).

On voit ainsi, qu'avec cette définition de la vieillesse, *variable* en termes d'âge mais raisonnablement *invariante* en termes d'état de santé, la part des «vieilles» personnes est restée relativement stable depuis un siècle: entre 0,5 et 1,5% de personnes ayant devant elles, compte tenu de leur âge, moins de cinq ans à vivre en moyenne, entre 4 et 6,5% de personnes ayant moins de dix ans à vivre en moyenne. Ces proportions vont fortement augmenter durant les cinquante prochaines années dans chacun des trois scénarios envisagés par l'OFS : la première proportion passerait de 1,3% actuellement pour l'ensemble des deux sexes à 2,9% (scénario A) en 2050, les scénarios B et C se situant respectivement à 2,5 et 3,8 ; la seconde proportion passerait de 5,2% actuellement à 9,8% (scénario A), les scénarios B et C se situant à 8,7 et 12%. Le vieillissement démographique futur devrait ainsi être plus rapide que les progrès à attendre en matière de recul de la mortalité.

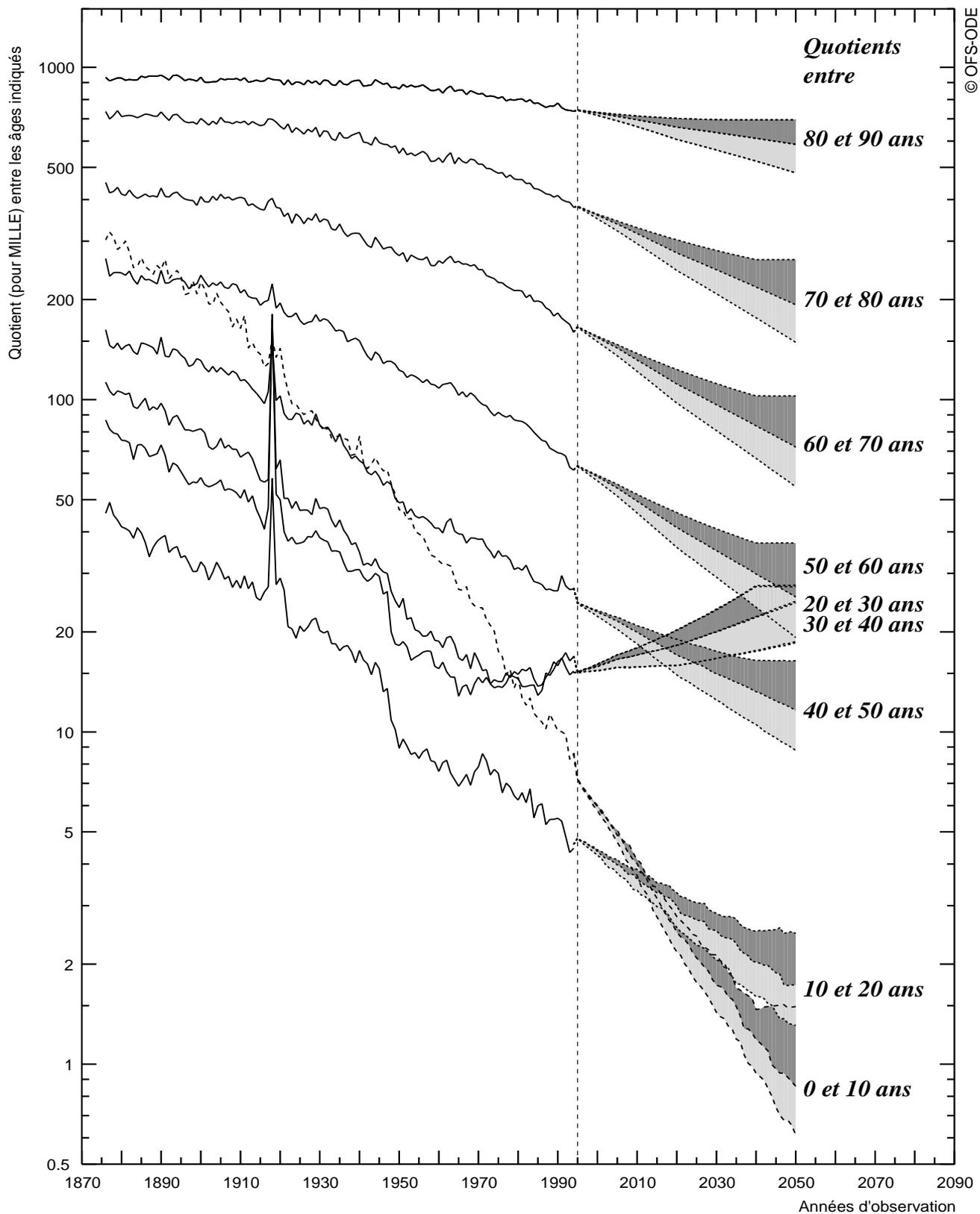
Figure 6.1 SUISSE, 1876-1996
QUOTIENTS de MORTALITE entre divers âges selon le SEXE
Echelles logarithmiques de même module



Le quotient de mortalité entre les âges x et y est la probabilité, pour une personne encore en vie à l'âge x , de décéder avant d'atteindre l'âge y

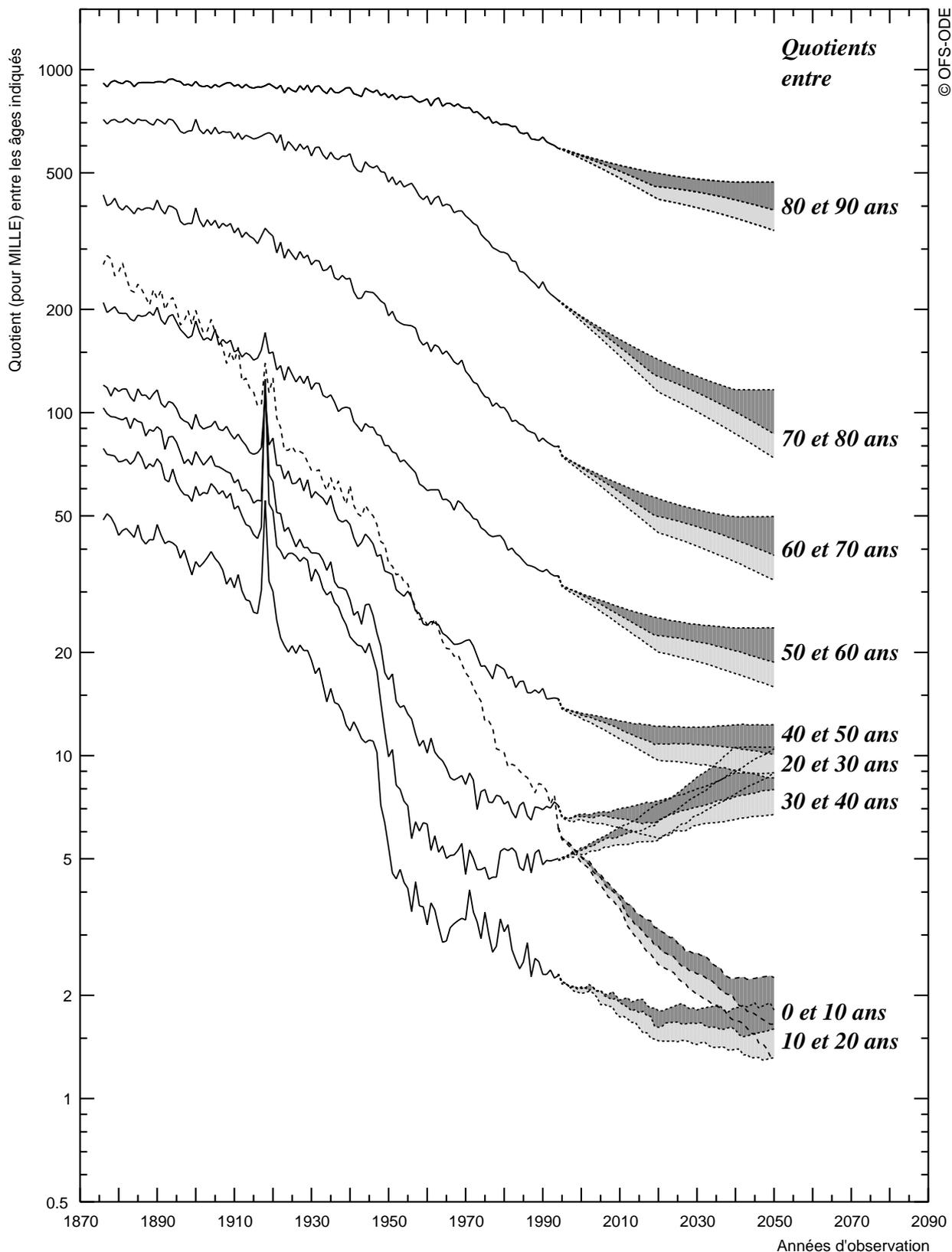


Figure 6.2 SUISSE, 1876-2050
Quotients décennaux de mortalité masculine
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
Echelle des ordonnées logarithmique



Le quotient de mortalité entre les âges x et $x+10$ est la probabilité, pour une personne encore en vie à l'âge x , de décéder avant d'atteindre l'âge $x+10$

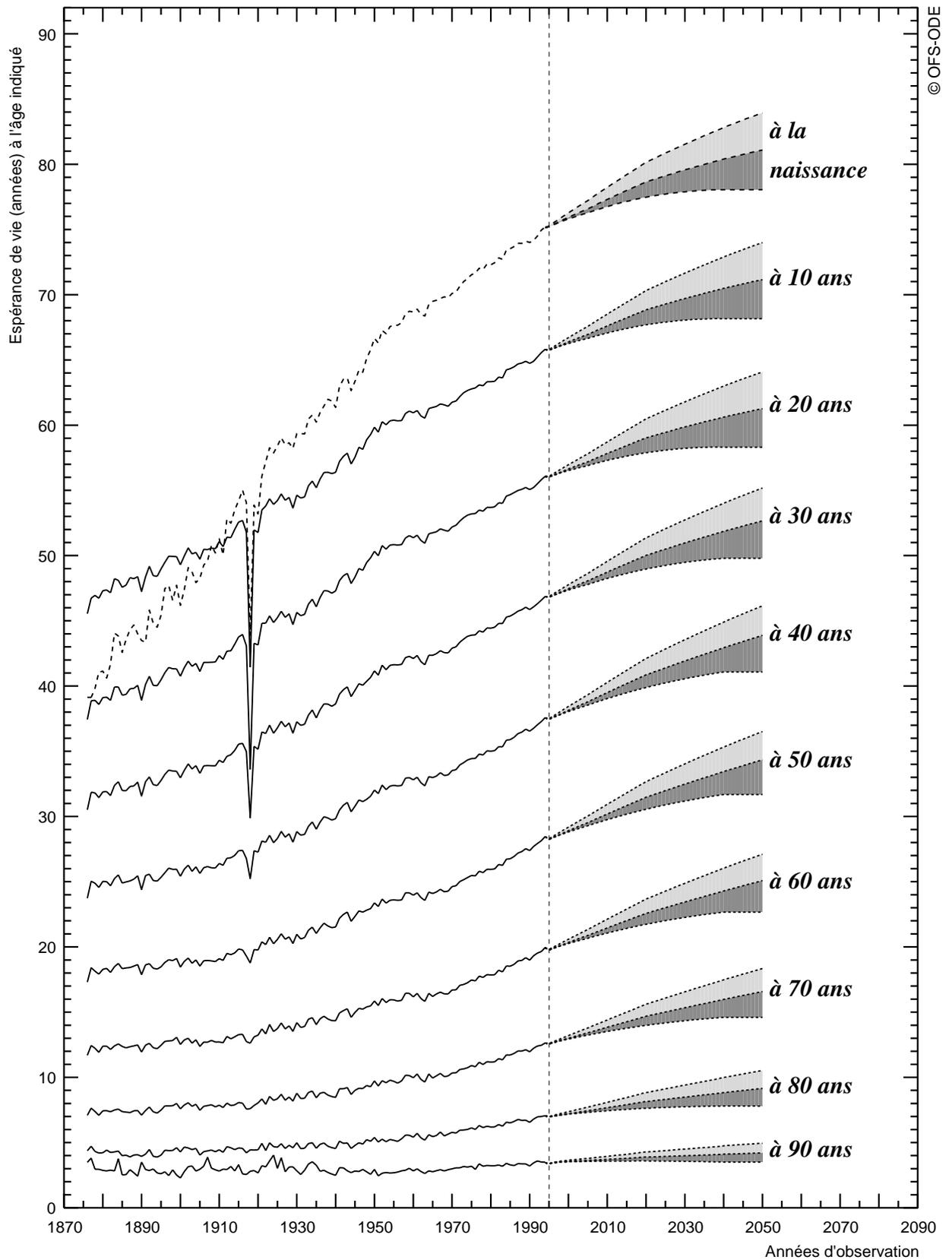
Figure 6.3 SUISSE, 1876-2050
Quotients décennaux de mortalité féminine
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
Echelle des ordonnées logarithmique



Le quotient de mortalité entre les âges x et $x+10$ est la probabilité, pour une personne encore en vie à l'âge x , de décéder avant d'atteindre l'âge $x+10$



Figure 6.4 SUISSE, 1876-2050
Espérance de vie masculine à divers âges
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995

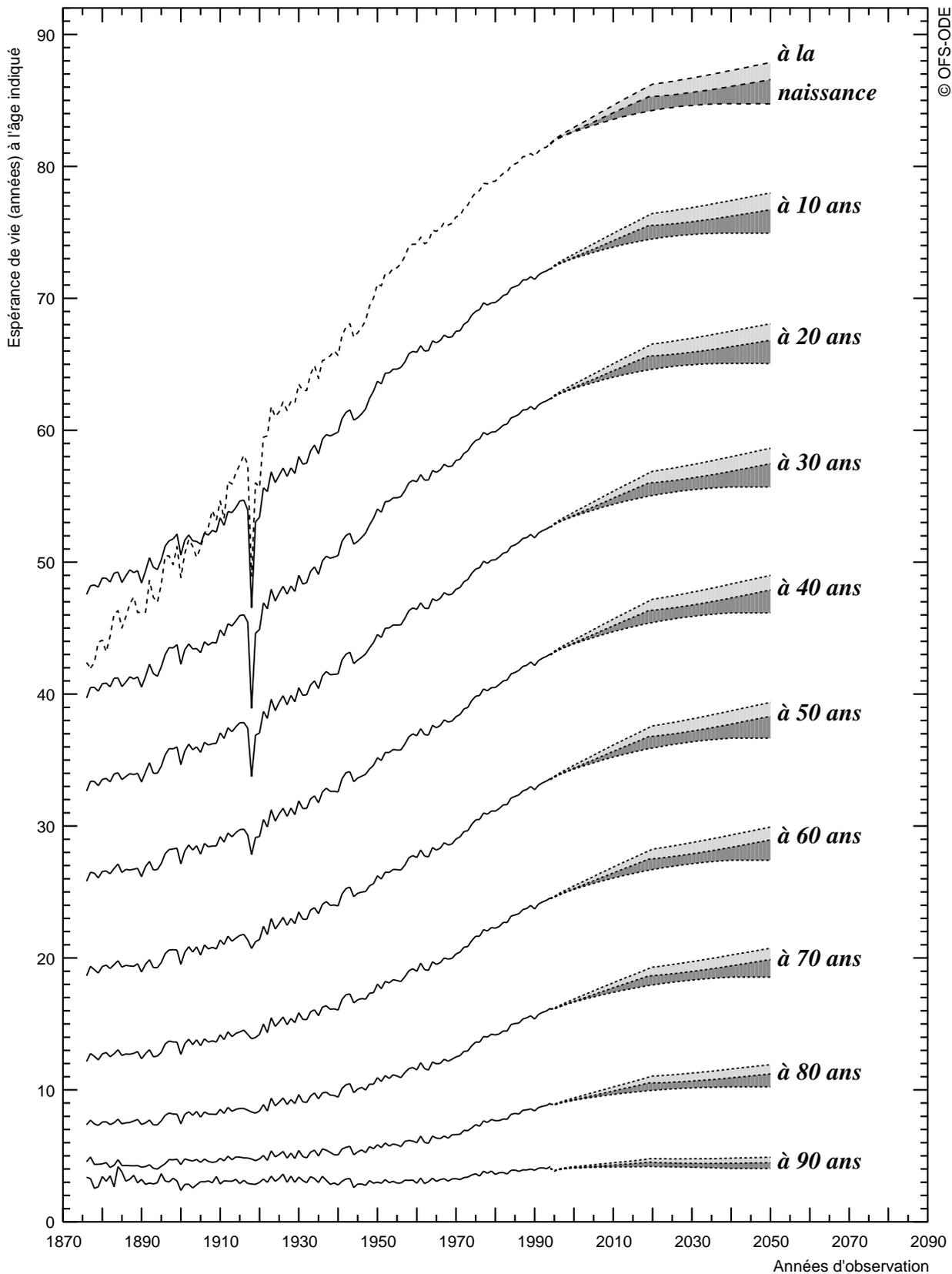


© OFS-ODE

*L'espérance de vie à l'âge x est le nombre moyen d'années restant à vivre
 pour une personne encore en vie à l'âge x*



Figure 6.5 SUISSE, 1876-2050
Espérance de vie féminine à divers âges
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995



*L'espérance de vie à l'âge x est le nombre moyen d'années restant à vivre
pour une personne encore en vie à l'âge x*





Figure 6.6 SUISSE
Périodes 1876-1879, 1880-1889, 1890-1899, ..., 1980-1989 et 1990-1996
QUOTIENTS de MORTALITE par AGE selon le SEXE

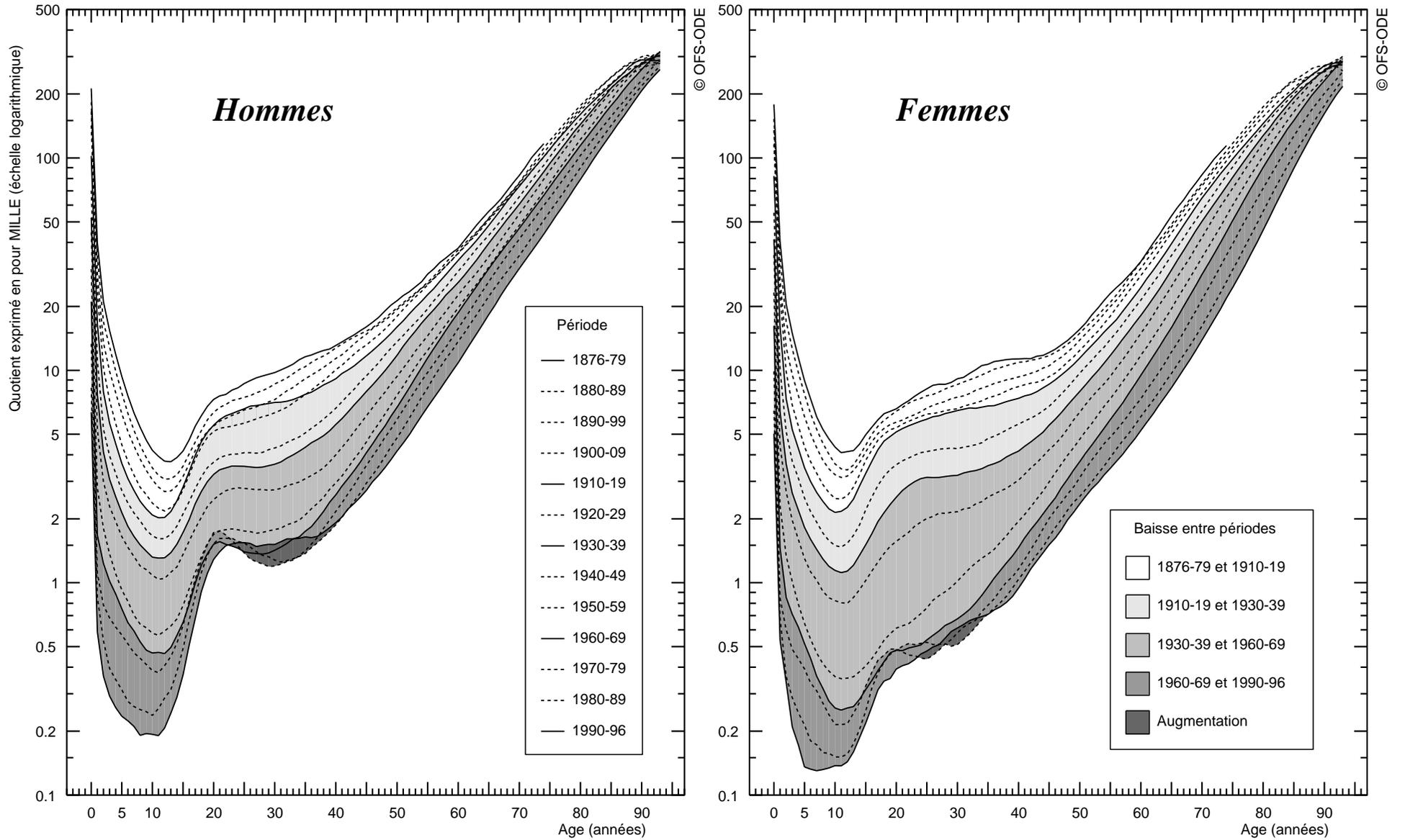




Figure 6.6.A SUISSE
Périodes 1940-1949, 1990-1996 et 2040-2049 (scénario A de l'OFS)
QUOTIENTS de MORTALITE par AGE selon le SEXE

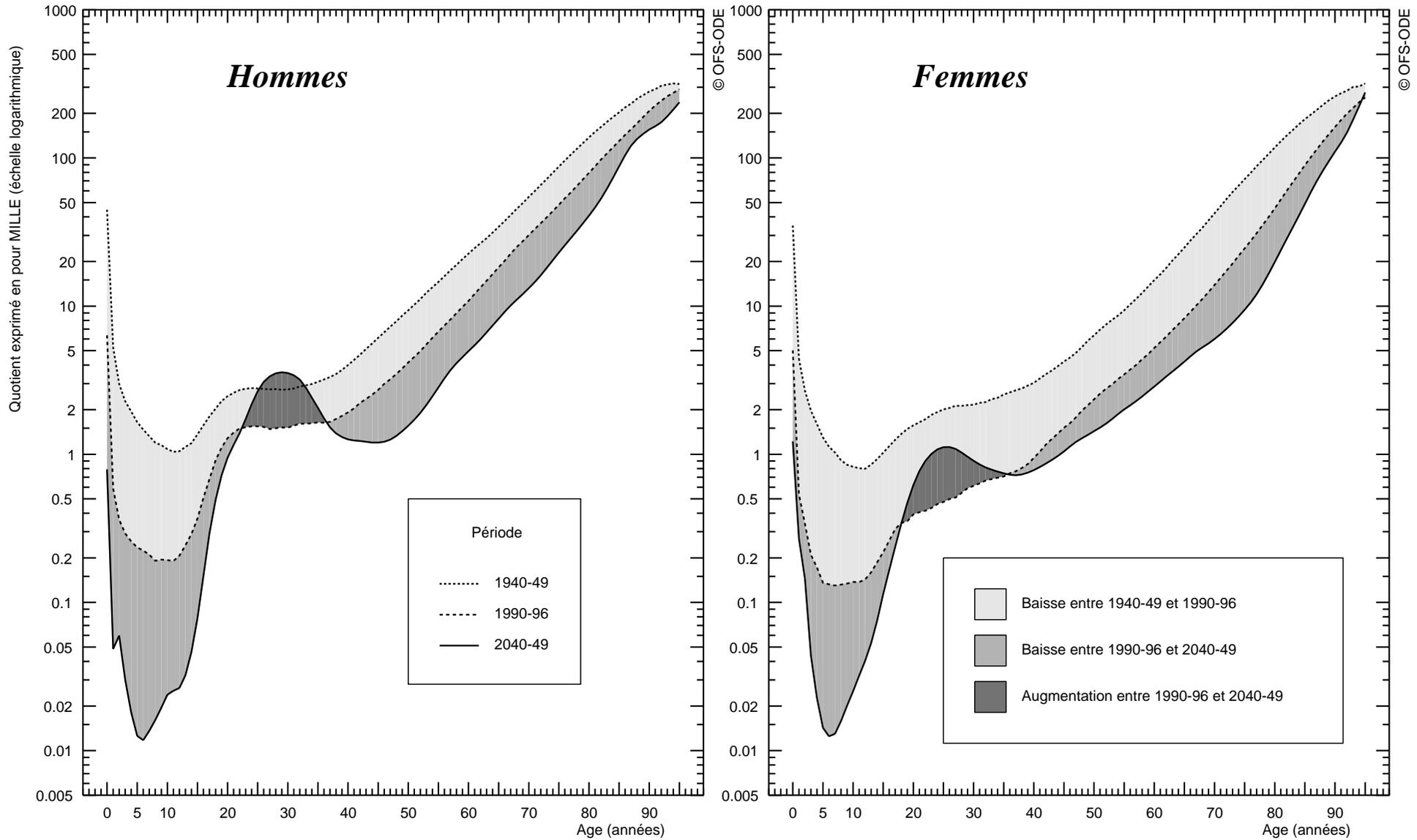
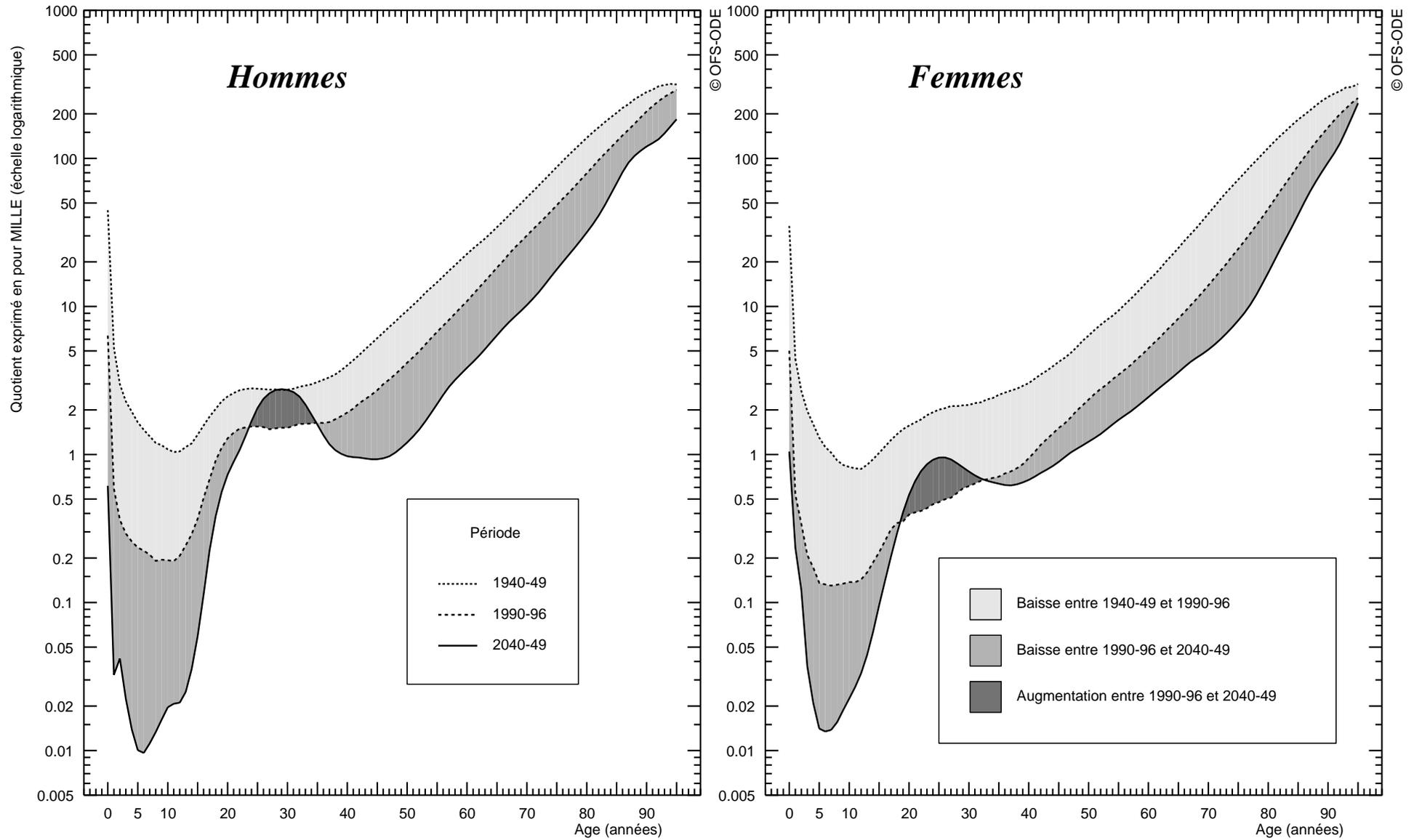




Figure 6.6.B SUISSE
Périodes 1940-1949, 1990-1996 et 2040-2049 (scénario B de l'OFS)
QUOTIENTS de MORTALITE par AGE selon le SEXE



© OFS-ODE



Figure 6.6.C SUISSE
Périodes 1940-1949, 1990-1996 et 2040-2049 (scénario C de l'OFS)
QUOTIENTS de MORTALITE par AGE selon le SEXE

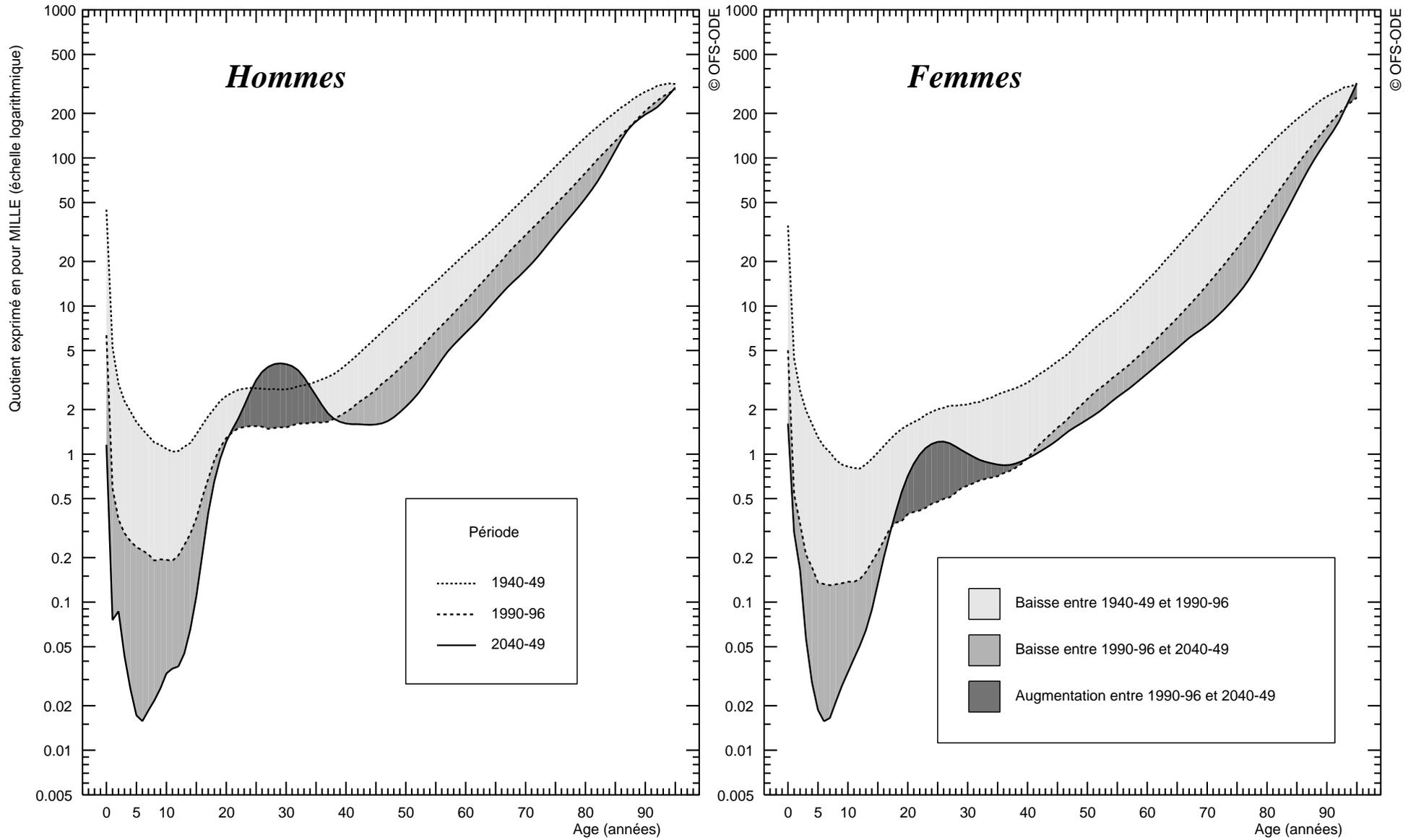


Figure 6.7 SUISSE
Périodes 1880-1889, 1890-1899, ..., 1980-1989 et 1990-1996
QUOTIENTS de MORTALITE par AGE selon le SEXE

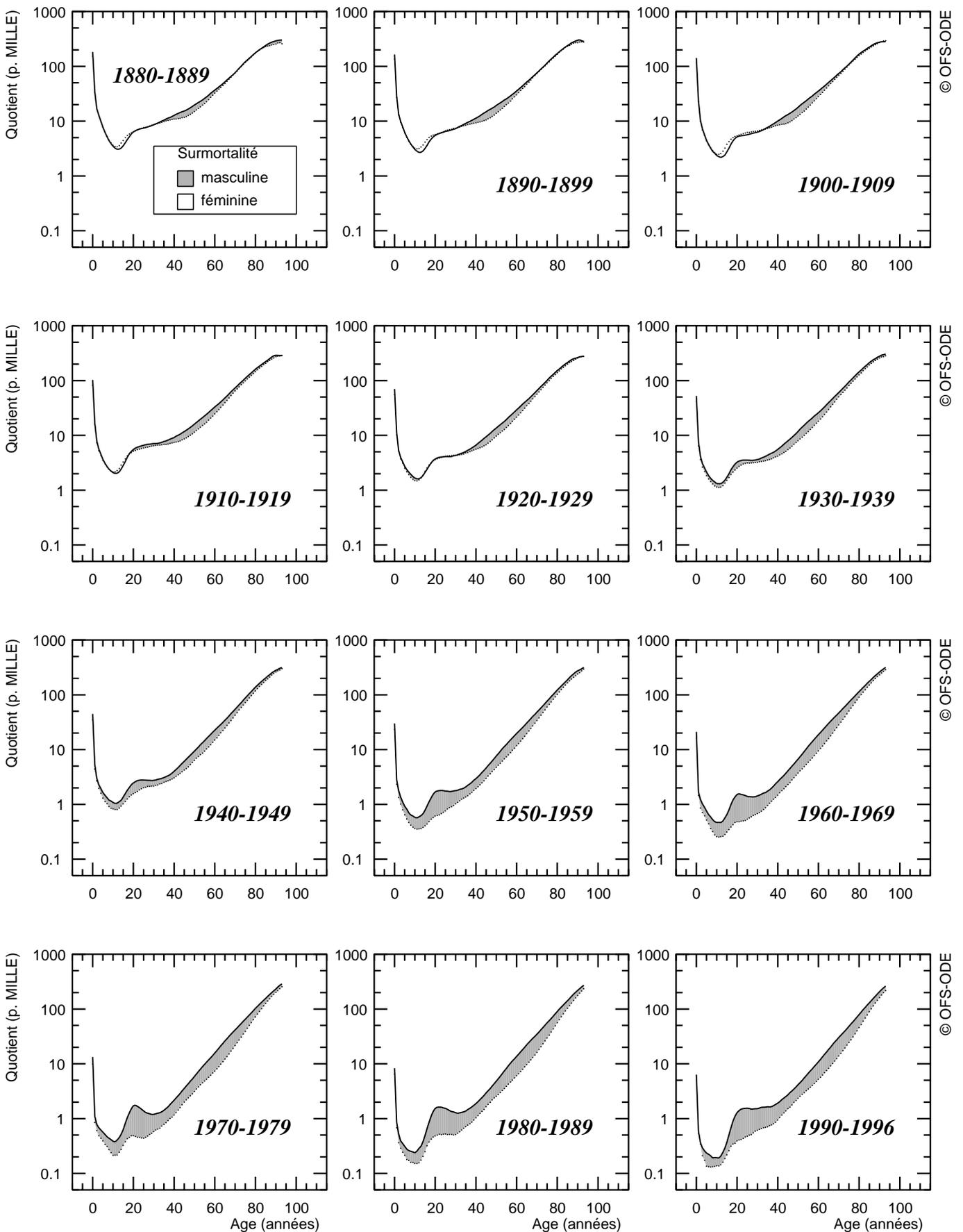




Figure 6.8 SUISSE, 1876-1996
Rapport, selon l'âge, entre le quotient de mortalité masculin
et le quotient de mortalité féminin au même âge

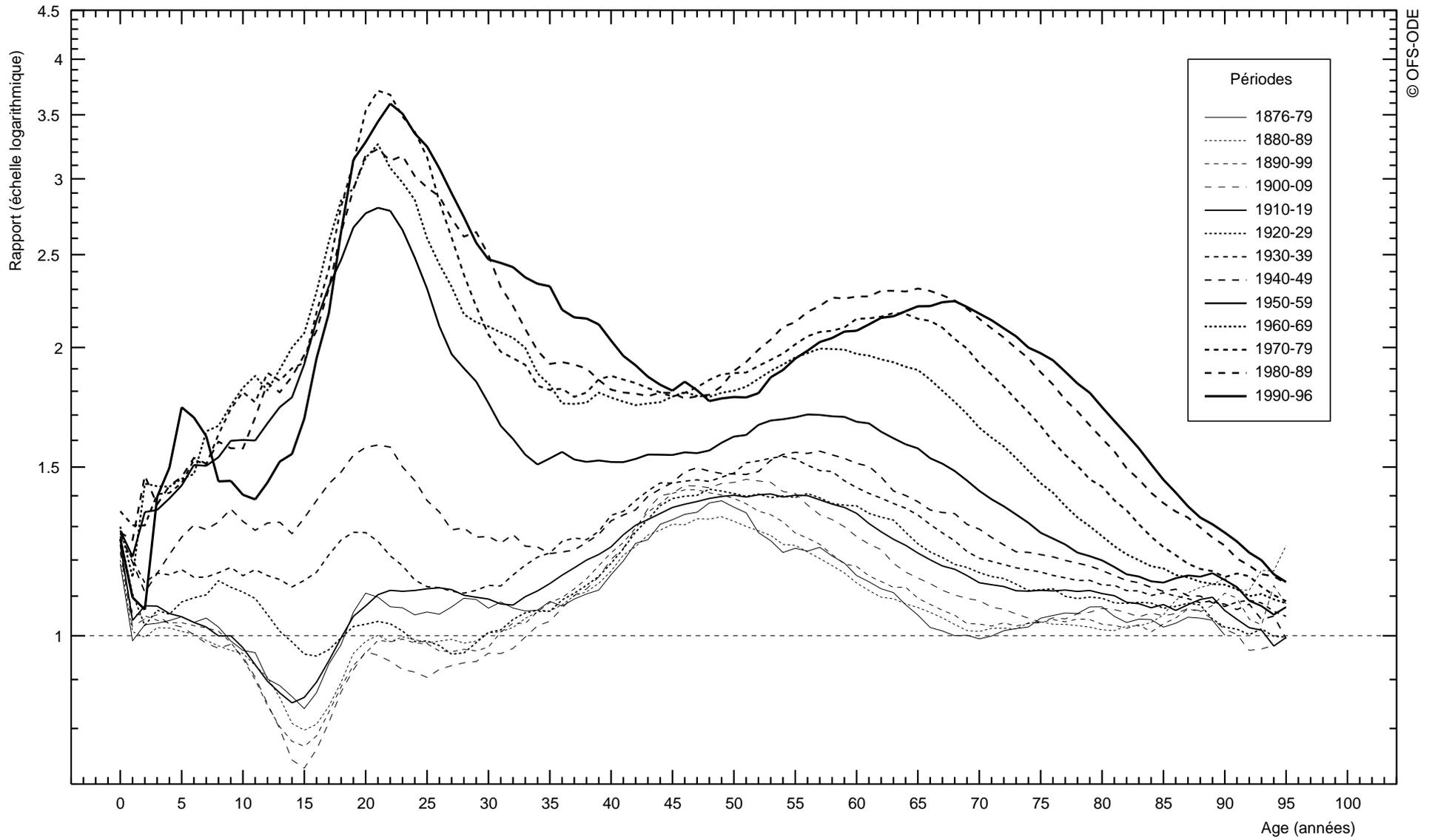




Figure 6.9 SUISSE, 1876-2050
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995
Ecart entre les espérances de vie féminine et masculine à la naissance

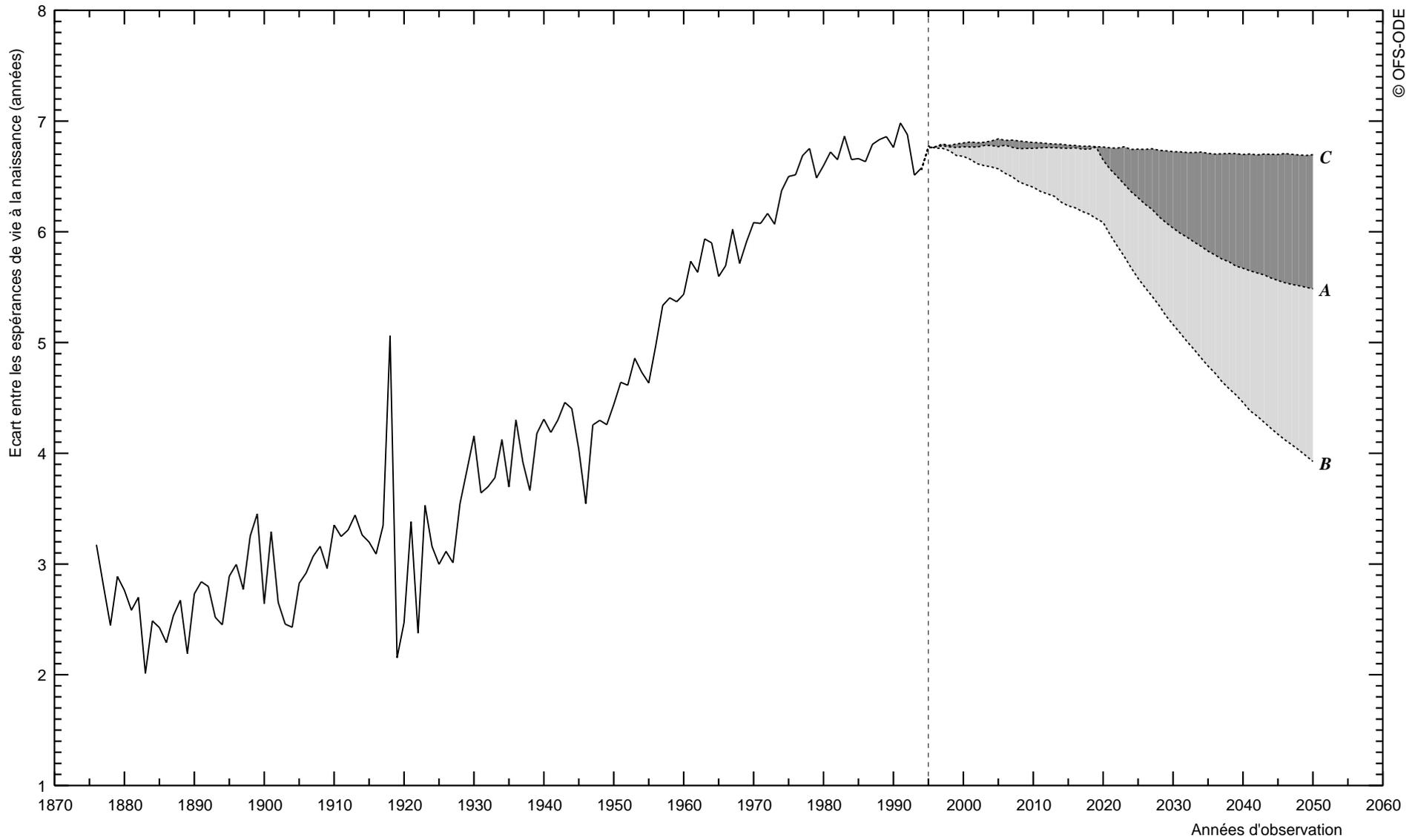




Figure 6.10 SUISSE, 1876-1996
Contribution des âges supérieurs à 0 an
à la différence entre les espérances de vie féminine et masculine à la naissance

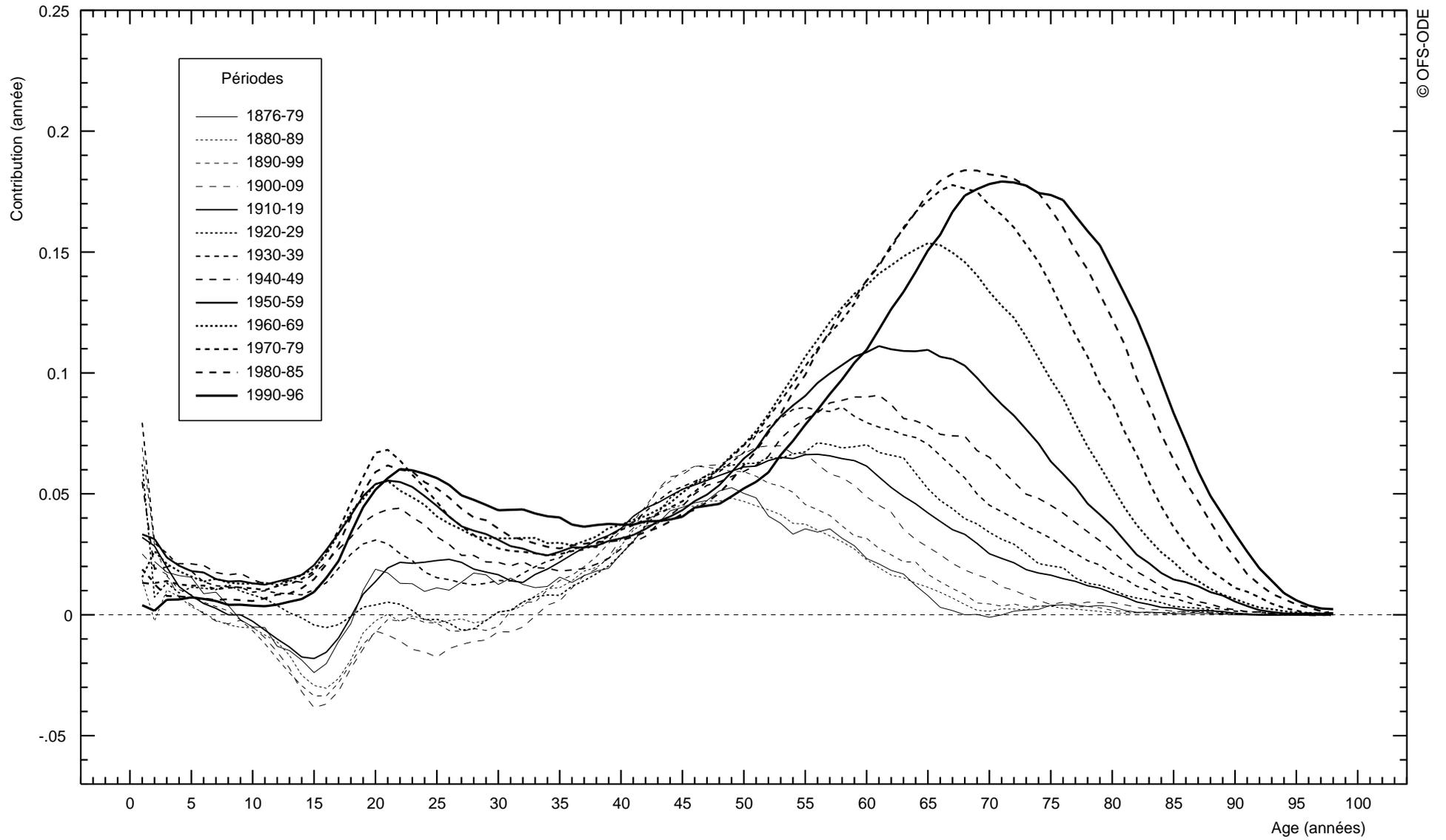
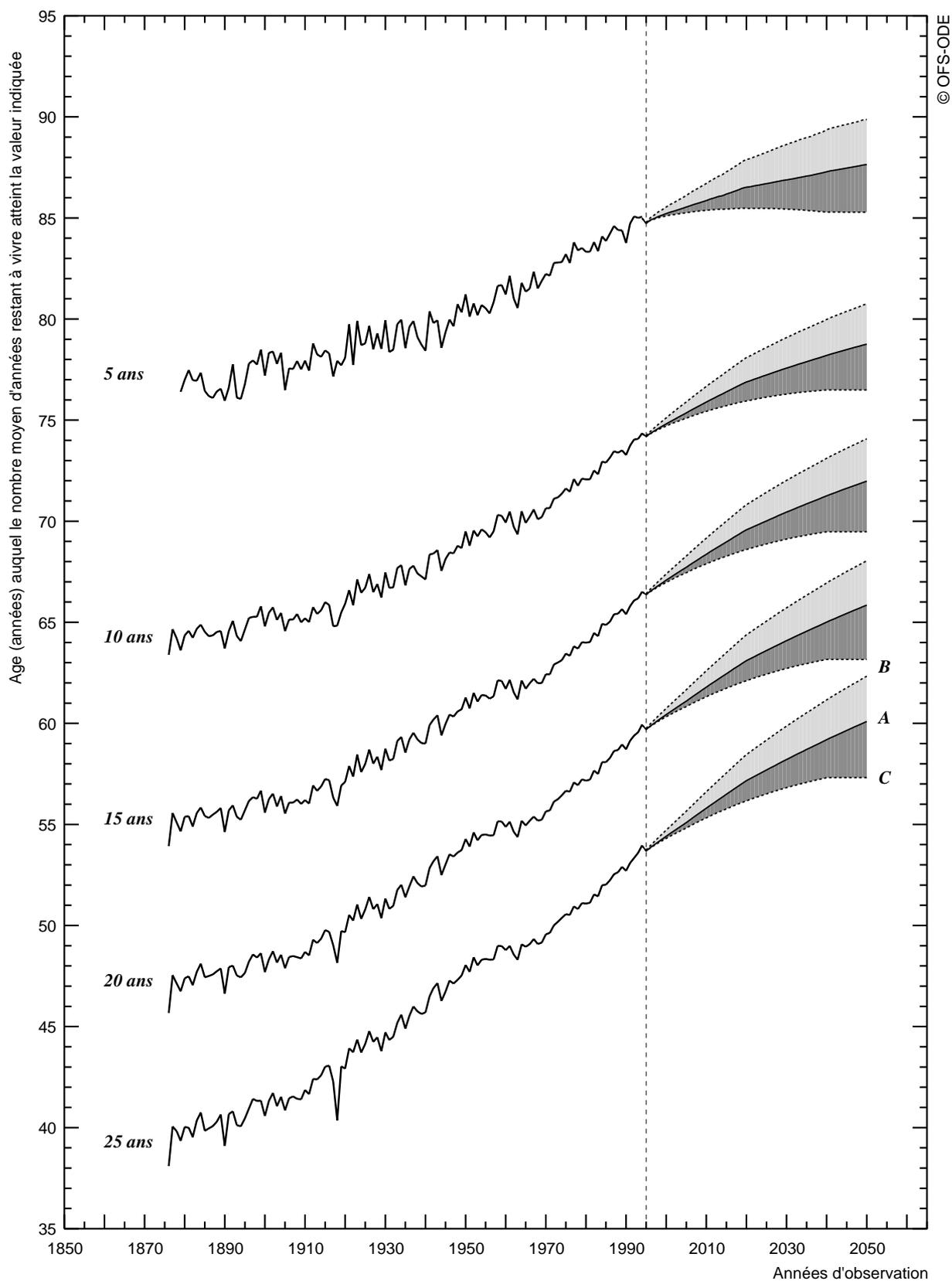
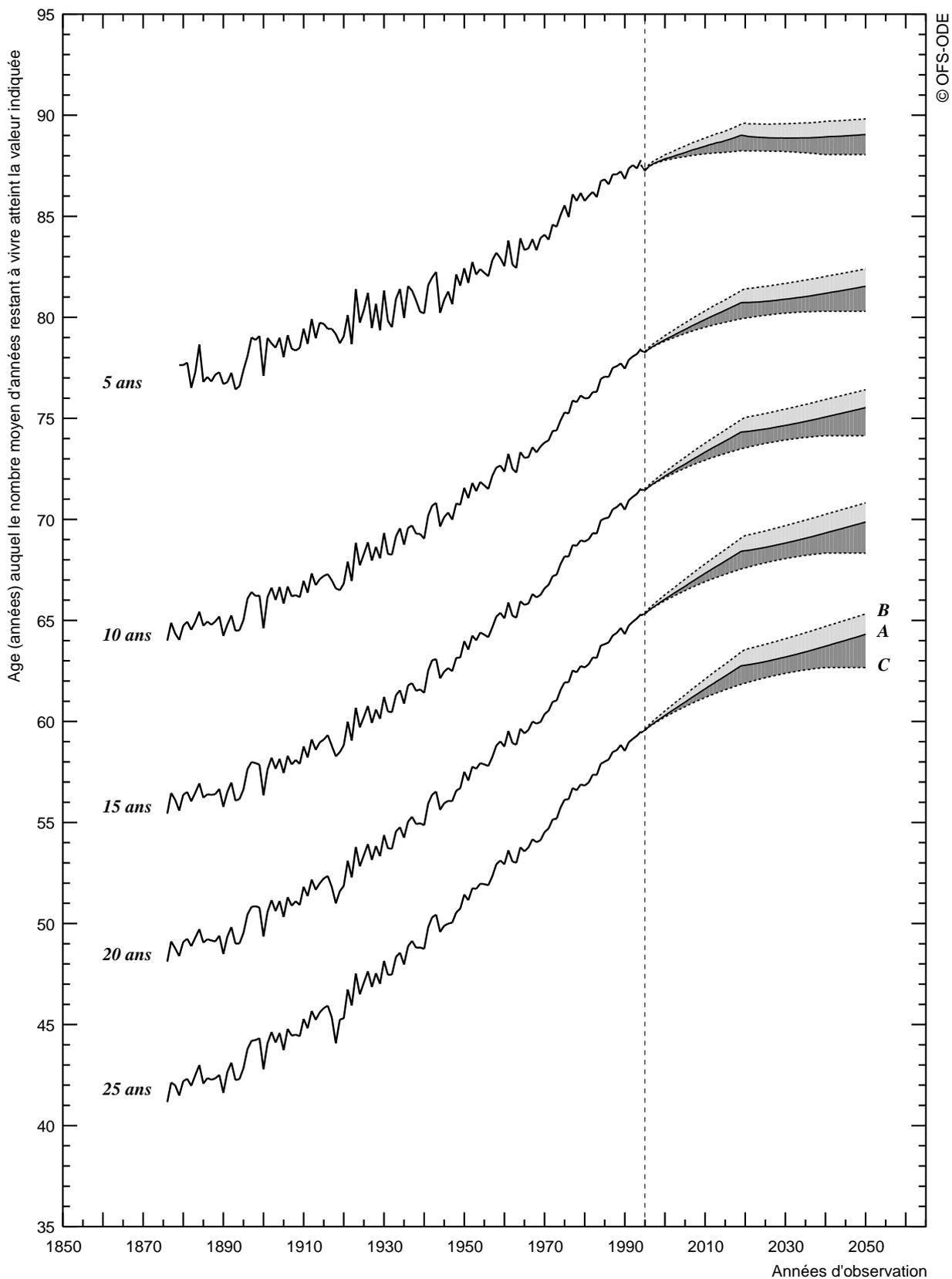


Figure 6.11 SUISSE, 1876-2050, SEXE MASCULIN
Evolution de l'âge auquel l'espérance de vie restante atteint une valeur donnée
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995



*L'espérance de vie restante à l'âge x est le nombre moyen d'années
 qui restent à vivre à une personne encore en vie à l'âge x*

Figure 6.12 SUISSE, 1876-2050, SEXE FEMININ
Evolution de l'âge auquel l'espérance de vie restante atteint une valeur donnée
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995



© OFS-ODE

*L'espérance de vie restante à l'âge x est le nombre moyen d'années
 qui restent à vivre à une personne encore en vie à l'âge x*



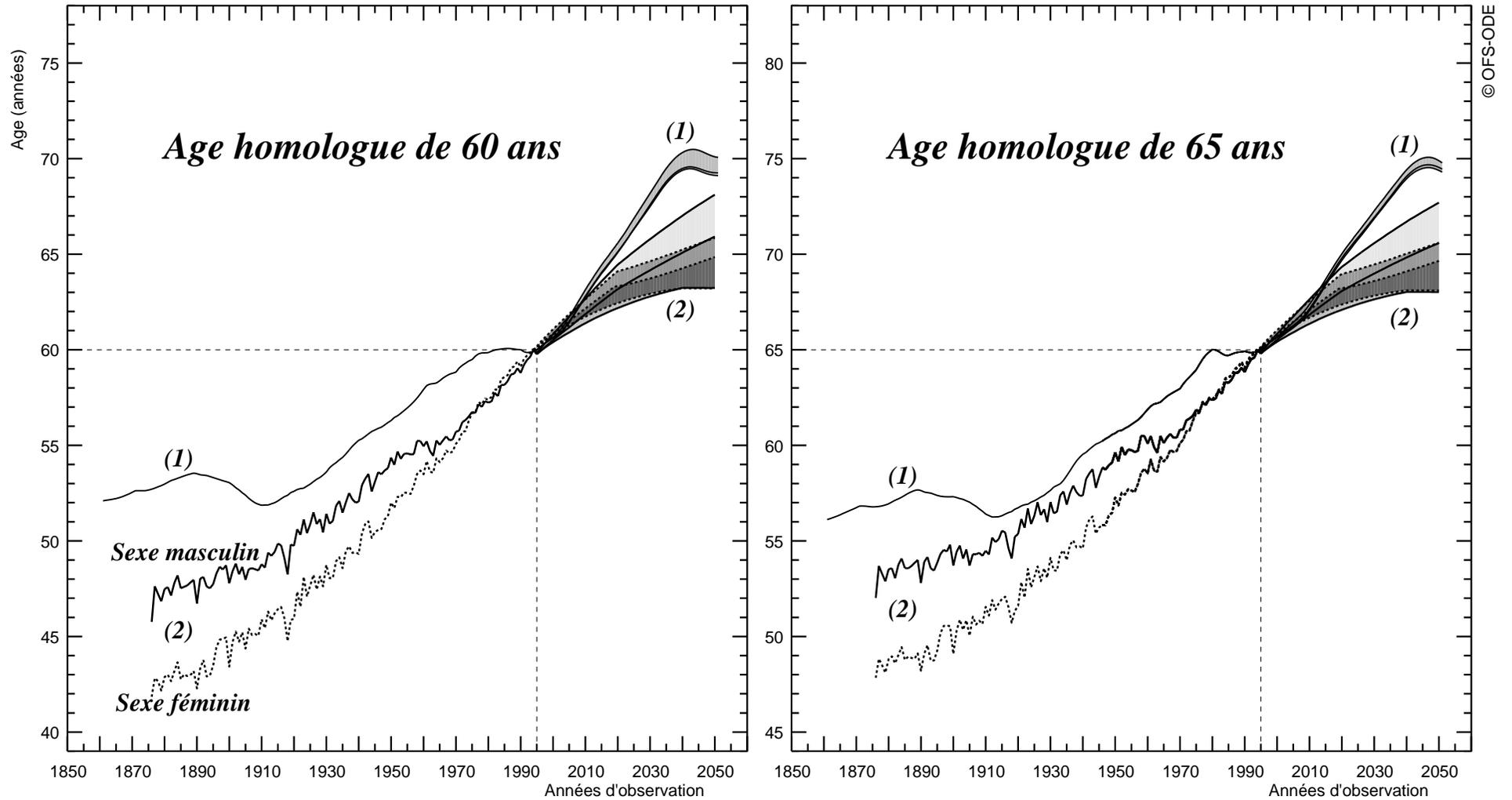


Figure 6.13 SUISSE, 1861-2050

Courbe (1) : Evolution, au sein de la population de 20 ans ou plus, des âges homologues de 60 et 65 ans au 1er janvier 1995

Courbes (2) : Evolution, selon le sexe, des âges homologues de 60 et 65 ans en 1995 en terme d'espérance de vie restante

Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995



© OFS-ODE

Les courbes (1) sont identiques à celles de la figure 2.7

Les courbes (2) indiquent, pour chacun des deux sexes, l'âge auquel l'espérance de vie restante est la même qu'à 60 ou 65 ans en 1995



Figure 6.14 SUISSE, 1876-2050
Evolution de la proportion de la population dont l'âge est tel
que l'espérance de vie restante est au plus égale à 5 années
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995

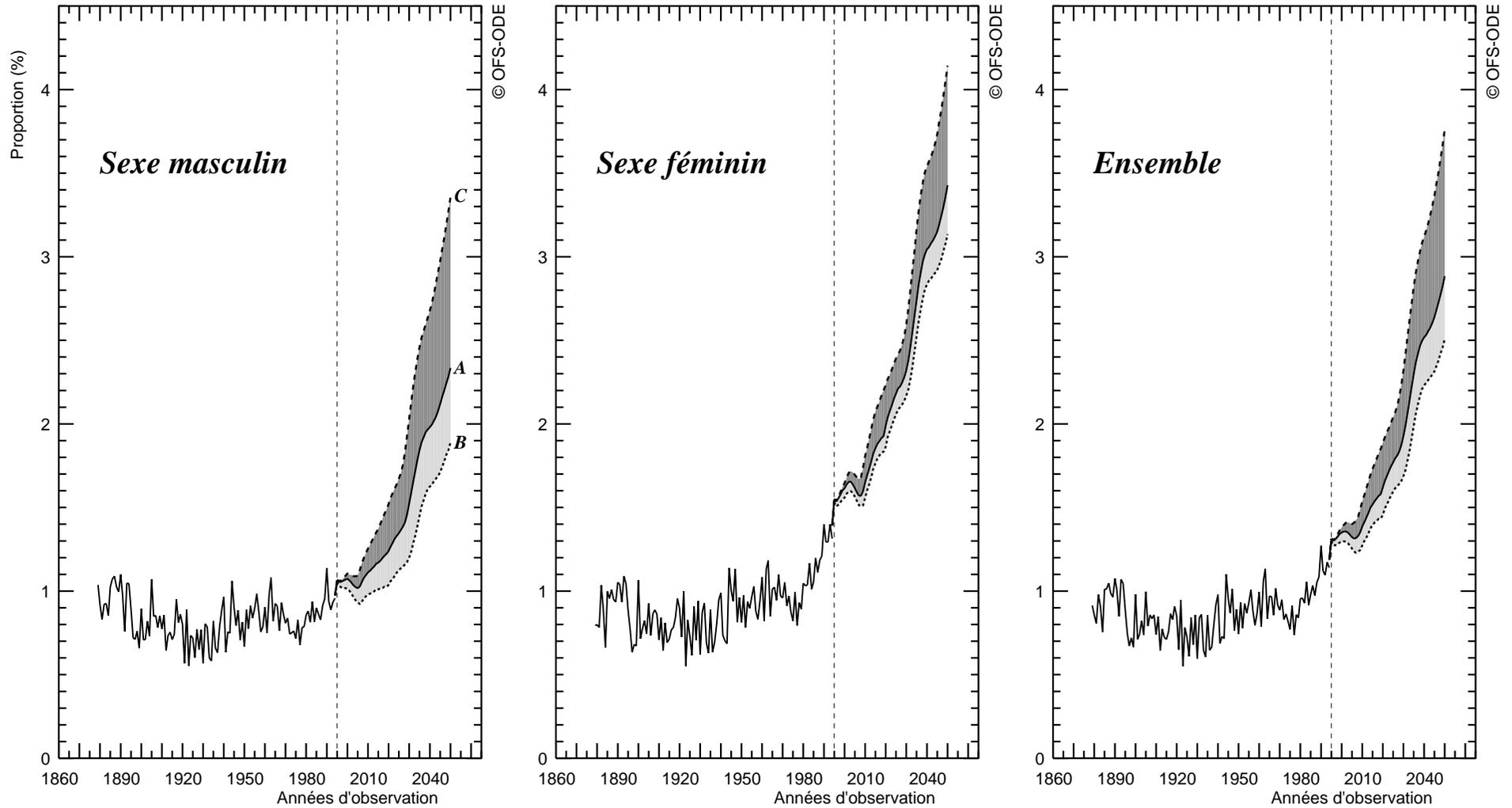
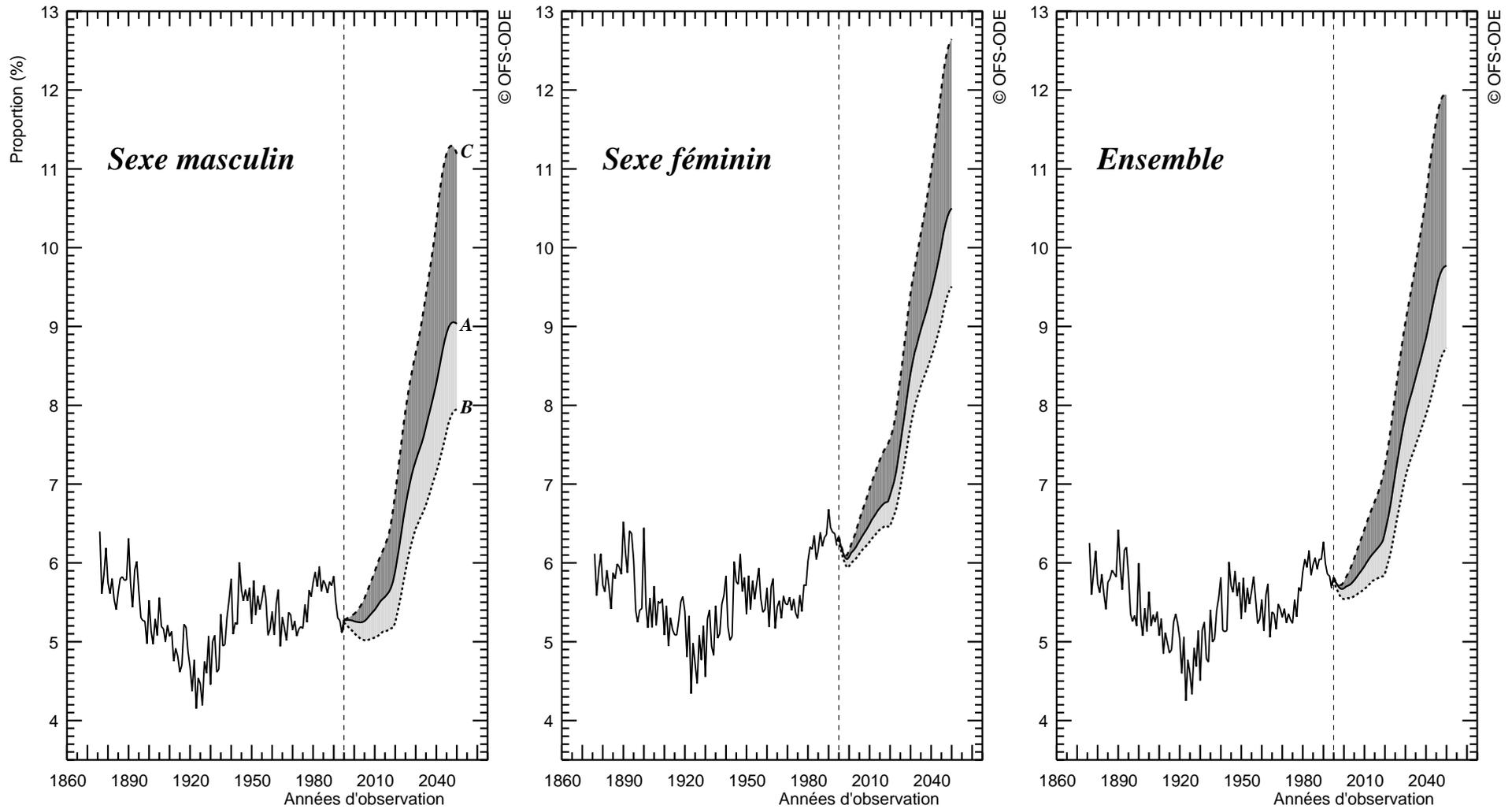




Figure 6.15 SUISSE, 1876-2050
Evolution de la proportion de la population dont l'âge est tel que l'espérance de vie restante est au plus égale à 10 années
Scénarios A, B et C de l'OFS à partir de 1995



Chapitre 7: Les fluctuations journalières et mensuelles des mariages, naissances et décès

On dispose, pour la Suisse, de la répartition *mensuelle* des mariages depuis 1886, des naissances vivantes depuis 1871 et des décès depuis 1901. La répartition par *jour* de l'année est disponible depuis 1968 pour les mariages, pour 1926 et 1927 et depuis 1965 pour les naissances vivantes¹³.

On trouvera dans le glossaire des informations techniques sur la manière dont on a analysé ces séries journalières et mensuelles.

Le vendredi, jour des mariages

La figure 7.1 décrit l'évolution des coefficients *journaliers* des mariages de 1968 à 1996, la figure 7.2 celle des coefficients journaliers des naissances vivantes en 1926-1927 et de 1965 à 1996.

S'agissant des mariages¹⁴, la concentration sur le *vendredi* est très forte : plus d'un mariage sur deux (entre quatre et cinq sur sept) est célébré le vendredi. Il semble cependant que le poids du vendredi diminue un peu depuis le début des années 1980 : coefficient journalier de 4,8 en 1980 revenu à 4,5 en 1996. Depuis 1970, le jeudi a remplacé le samedi comme dauphin du vendredi, mais le nombre de mariages célébrés le jeudi ne représente qu'environ 80% du nombre moyen journalier. Les autres jours de la semaine sont encore plus rarement choisis pour célébrer un mariage. En particulier, il est exceptionnel qu'un mariage civil ait lieu le dimanche.

Moins de naissances le dimanche et le samedi

Pour ce qui est des naissances, la concentration est naturellement beaucoup moins marquée que pour les mariages. Néanmoins, il ne faudrait pas croire que la répartition des naissances entre les jours de la semaine est sensiblement égalitaire. Si elle l'était probablement jusqu'à la fin des années 1950, comme en témoignent les données disponibles pour 1926 et 1927¹⁵, le *dimanche* à partir du début des années 1960, puis le *samedi* à partir des années 1970, se sont différenciés des autres jours de la semaine par un nombre décroissant d'accouchements. Ce phénomène, qui s'est amplifié jusqu'en 1975-1978, années où le déficit des naissances le dimanche a dépassé 20%, résultait vraisemblablement de l'augmentation de la fréquence des accouchements à déclenchement provoqué et de la fréquence des césariennes. Un coup d'arrêt a ensuite été porté à cette évolution, le coefficient journalier du dimanche se stabilisant au voisinage de 0,85 depuis 1990, celui du samedi au voisinage de 0,93. Observons que les

¹³ La statistique journalière des décès ne sera pas analysée ici.

¹⁴ Le jour du mariage, fourni par les statistiques de l'état civil, est naturellement celui où est célébré le mariage *civil*.

¹⁵ Les données journalières dont on dispose pour la France de 1946 à 1950 le confirment.



déficits du dimanche et du samedi sont compensés de manière sensiblement égale du lundi au vendredi, sans qu'on enregistre d'effet d'anticipation (qui se marquerait par un surcroît le vendredi) ou de report (au lundi). Au contraire, à en juger d'après les données de 1990 à 1996, il est possible que le lundi soit appelé à connaître une évolution à la baisse, un peu analogue à celles du samedi et du dimanche.

On se marie de plus en plus souvent à la belle saison

Les figures 7.3 (évolution, au fil des années, du coefficient saisonnier d'un même mois) et 7.6 (évolution du profil saisonnier d'une période à l'autre) décrivent les variations des *coefficients saisonniers mensuels* des mariages depuis 1890. La Suisse, encore largement rurale à la fin du XIX^e siècle, avait un régime saisonnier de la nuptialité rythmé par le climat et les activités agricoles : assez peu de mariages en juin et septembre, encore moins en juillet et août, en raison des travaux de l'été, très peu de décembre à mars en raison des conditions climatiques, concentration sur deux périodes de deux mois : en avril-mai et en octobre-novembre. Ce profil saisonnier s'est déformé au fil du temps, les mois de mai à septembre rassemblant de plus en plus de mariages au détriment d'avril, octobre et novembre, de telle sorte qu'aujourd'hui le mariage se concentre sur les mois de la belle saison, de mai à septembre. Deux mois se signalent par la progression particulièrement rapide depuis vingt ans de leur coefficient saisonnier : juin et août, aux dépens du mois de juillet (est-ce parce qu'il est plus difficile de réunir la famille en juillet, du fait des congés ? ou est-ce parce que les nouveaux mariés souhaitent partir en voyage de noces durant le mois de juillet ?). Aujourd'hui, un peu plus de la moitié (52%) des mariages sont célébrés au cours des quatre mois de mai, juin, août et septembre.

Observons que le régime saisonnier des mariages est relativement contrasté : le mois où les mariages sont les plus nombreux (mai de 1910 à 1930, août actuellement) correspond à 70% de mariages de plus qu'un mois moyen, celui où ils sont les moins nombreux (janvier vers 1980) 60% de moins, soit une fourchette relative allant de 1 à plus de 4.

Des naissances en nombre sensiblement égal tout au long de l'année

En comparaison, les coefficients saisonniers des naissances s'écartent beaucoup moins de l'unité (Figures 7.4 et 7.7) : de 11% au dessus du mois moyen à 11% au dessous, soit une fourchette relative allant de 1 à 1,2 seulement. Les mois où il naît le plus d'enfants sont ceux de février à mai, ceux où il en naît le moins d'octobre à décembre. Ce régime saisonnier de la natalité n'a pas substantiellement varié depuis 120 ans, encore qu'on puisse noter une accentuation du contraste saisonnier entre le dernier quart du XIX^e siècle et la décennie 1960.

Depuis les années 1970, on enregistre un phénomène assez inattendu : les coefficients saisonniers *inférieurs* à l'unité tendent d'une façon générale, à *augmenter*, ceux *supérieurs* à l'unité à *diminuer* (à l'exception toutefois de septembre). En d'autres termes, la répartition des naissances à l'intérieur de l'année se rapproche de l'*uniformité*.



On aurait pu penser qu'avec la maîtrise accrue de la fécondité, les couples seraient de plus en plus en mesure de choisir le mois de naissance de leurs enfants. Or dans une société où la participation des jeunes femmes à l'activité professionnelle augmente, il aurait pu sembler qu'une naissance au printemps, disons en mai, pouvait être tenue pour optimale.

En effet l'avantage pour la maman est de ne pas être trop visiblement enceinte l'été précédent, de faire coïncider la phase la plus pénible de la grossesse avec l'hiver et le début du printemps, période moins désagréable que celle des chaleurs de l'été, et surtout de pouvoir mettre bout à bout le congé de maternité et le congé annuel. Pour l'enfant, ce choix présente l'avantage de lui faire connaître son premier hiver alors qu'il a déjà sept mois. En dépit du caractère convaincant de ce raisonnement, les coefficients saisonniers de février à juin décroissent *tous* depuis vingt ans, tandis que ceux d'août à décembre sont *tous* en augmentation. Ainsi, c'est depuis que les couples sont devenus davantage en mesure de choisir le mois de la naissance, que tout se passe comme s'ils choisissaient de plus en plus *au hasard* ...

Des décès de moins en moins concentrés sur la période hivernale

Les mois où il se produit le plus de décès sont ceux de la mauvaise saison : de décembre à avril, ceux où il s'en produit le moins s'étendant de juin à septembre (Figures 7.5 et 7.8). Ce profil saisonnier ne s'est guère modifié depuis un siècle, mais le contraste entre les saisons s'est largement estompé. Ainsi, au début du siècle, on comptait plus de 20% de décès de plus en février, mars et avril qu'un mois moyen. Aujourd'hui, février et mars se situent à moins de 10% au dessus du mois moyen, avril au niveau du mois moyen. Seul décembre, avec un coefficient saisonnier de l'ordre de 1,06 conserve le même niveau depuis un siècle.

Cette réduction du contraste saisonnier de la mortalité témoigne du pouvoir grandissant de l'homme sur la saison, et même de l'abolition des saisons dans divers domaines de la vie courante. Aujourd'hui, on tend à consommer les mêmes fruits et légumes tous les mois de l'année; à l'intérieur des logements, on vit dans une atmosphère dont la température est sensiblement constante toute l'année; on se déplace d'un point à un autre avec sensiblement la même facilité quelles que soient les conditions climatiques ou météorologiques. Tant la vie que la mort ont vu leurs liens se distendre avec le rythme des saisons.

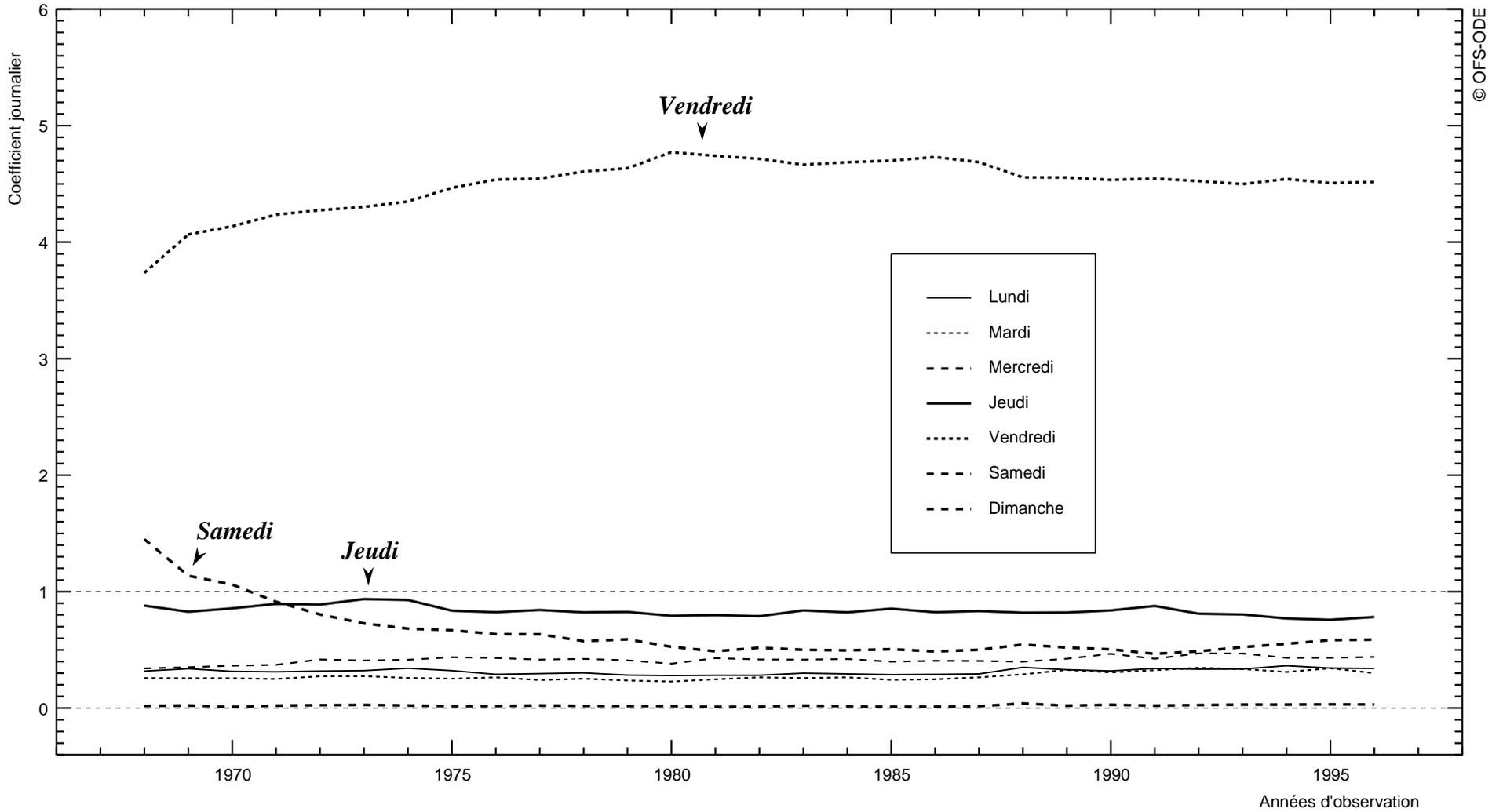
L'évolution des contrastes saisonniers

La figure 7.9 retrace l'évolution de l'écart type des douze coefficients saisonniers mensuels pour les naissances, les mariages et les décès. Pour les naissances, l'écart type a lentement crû de 0,02 à la fin du XIX^e siècle à 0,07 durant les années 1940-1950. Il diminue ensuite un peu, puis se stabilise à 0,06 jusque vers 1975 ; ensuite il décroît plus fortement, atteignant à peine 0,03 en 1992. Pour les mariages, l'écart type a toujours été largement plus élevé que pour les naissances, excédant constamment 0,25. Sa tendance générale a été à l'augmentation (0,25 à la fin du siècle dernier, 0,44 en 1992), avec cependant de fortes fluctuations.

L'écart type des douze coefficients saisonniers des décès est passé de 0,14 au début du siècle à 0,06 vers 1975 (il était alors voisin de l'écart type des coefficients saisonniers des naissances). Depuis vingt ans, il ne s'est guère écarté de cette valeur, à la différence de son homologue en matière de naissances, qui a diminué de moitié.



Figure 7.1 SUISSE, 1968-1996
COEFFICIENTS JOURNALIERS DES MARIAGES

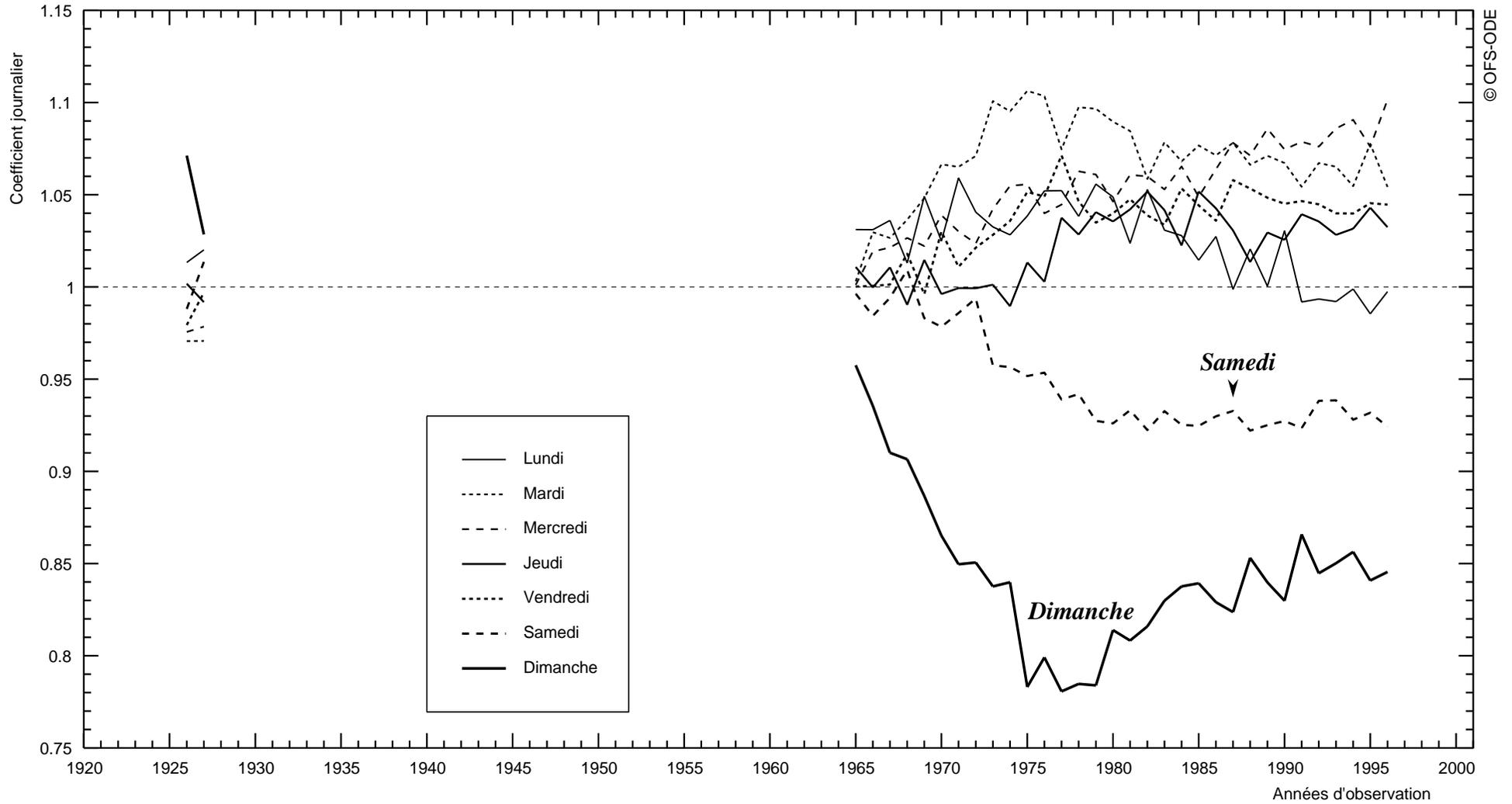


© OFS-ODE

Chaque année, la moyenne des coefficients journaliers des sept jours de la semaine est égale à 1

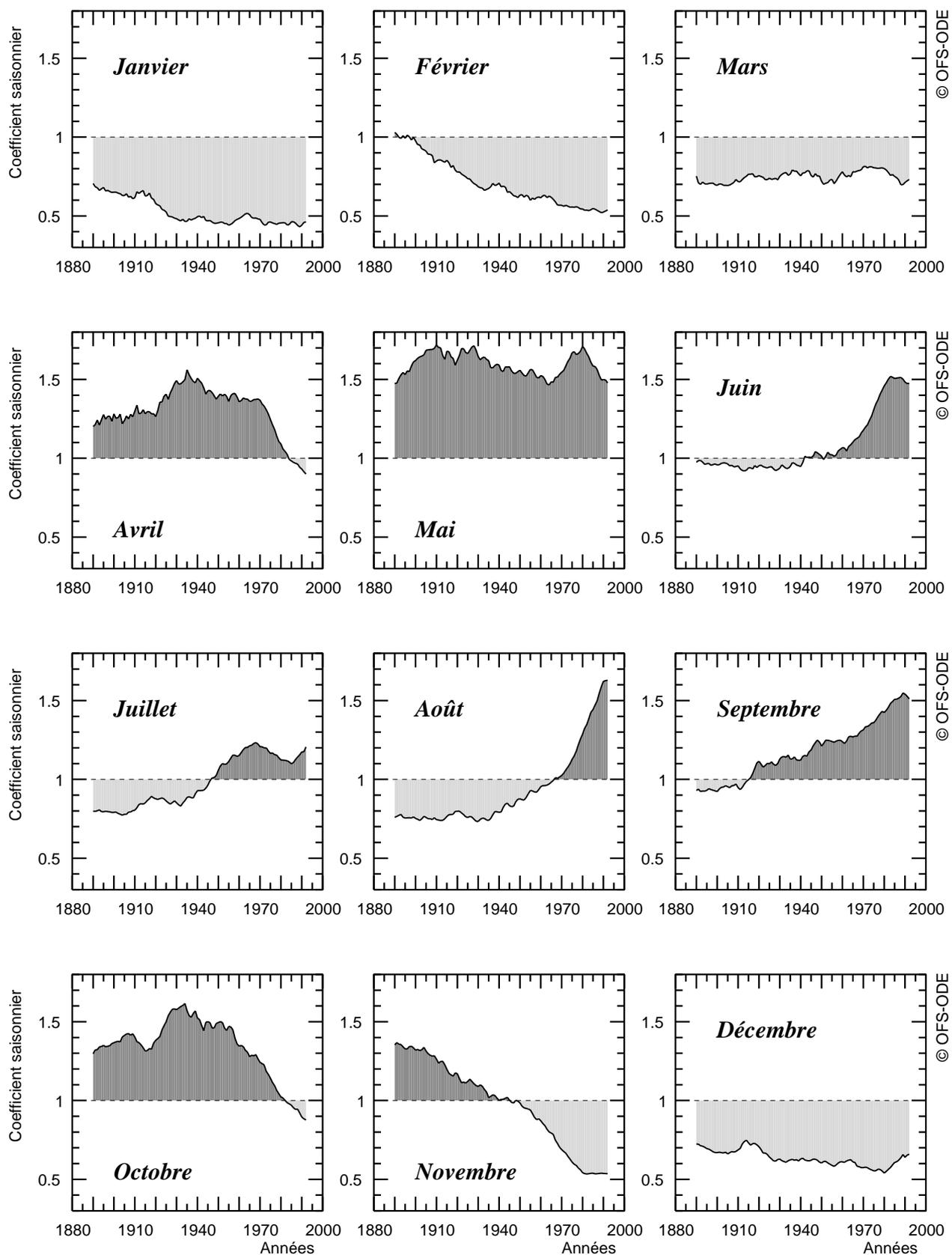


Figure 7.2 SUISSE, 1926-1996
COEFFICIENTS JOURNALIERS DES NAISSANCES VIVANTES



Chaque année, la moyenne des coefficients journaliers des sept jours de la semaine est égale à 1

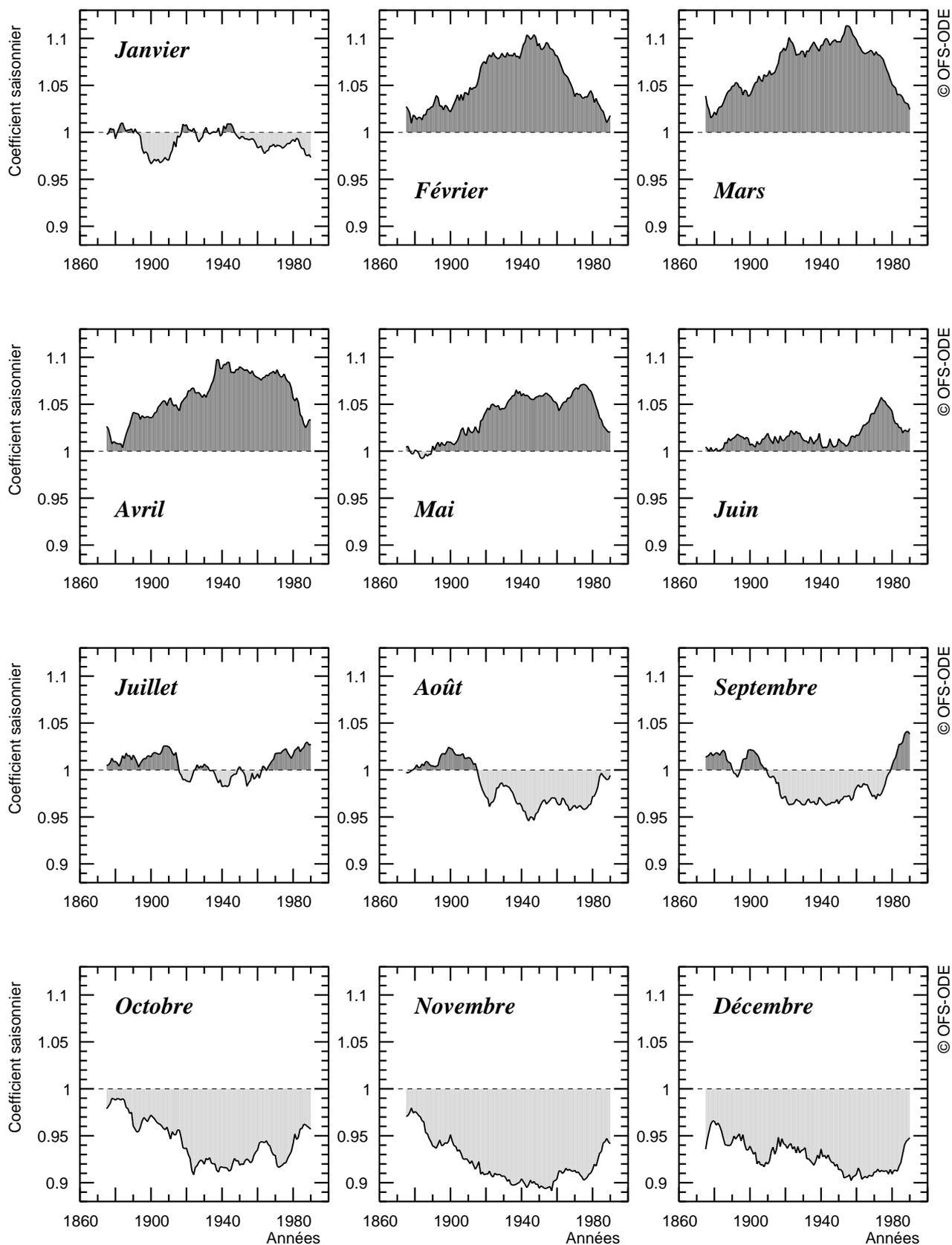
Figure 7.3 SUISSE, 1890-1992
Coefficients saisonniers du nombre mensuel de MARIAGES



Chaque année, la moyenne des douze coefficients saisonniers mensuels est égale à 1



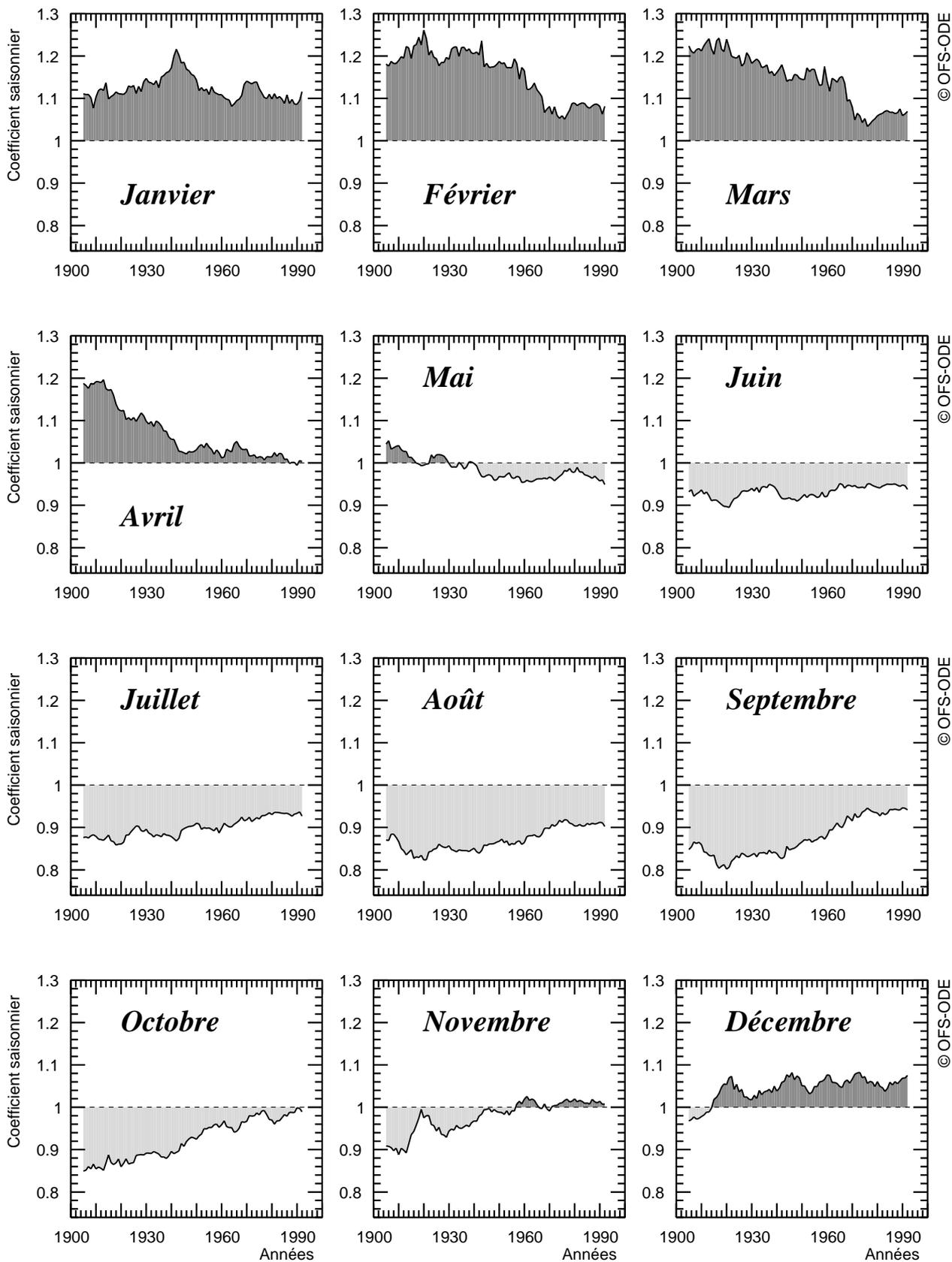
Figure 7.4 SUISSE, 1875-1992
Coefficients saisonniers du nombre mensuel de NAISSANCES VIVANTES



Chaque année, la moyenne des douze coefficients saisonniers mensuels est égale à 1



Figure 7.5 SUISSE, 1905-1992
Coefficients saisonniers du nombre mensuel de DECES



Chaque année, la moyenne des douze coefficients saisonniers mensuels est égale à 1



Figure 7.6 SUISSE. 1890-1992
Evolution du profil saisonnier des MARIAGES

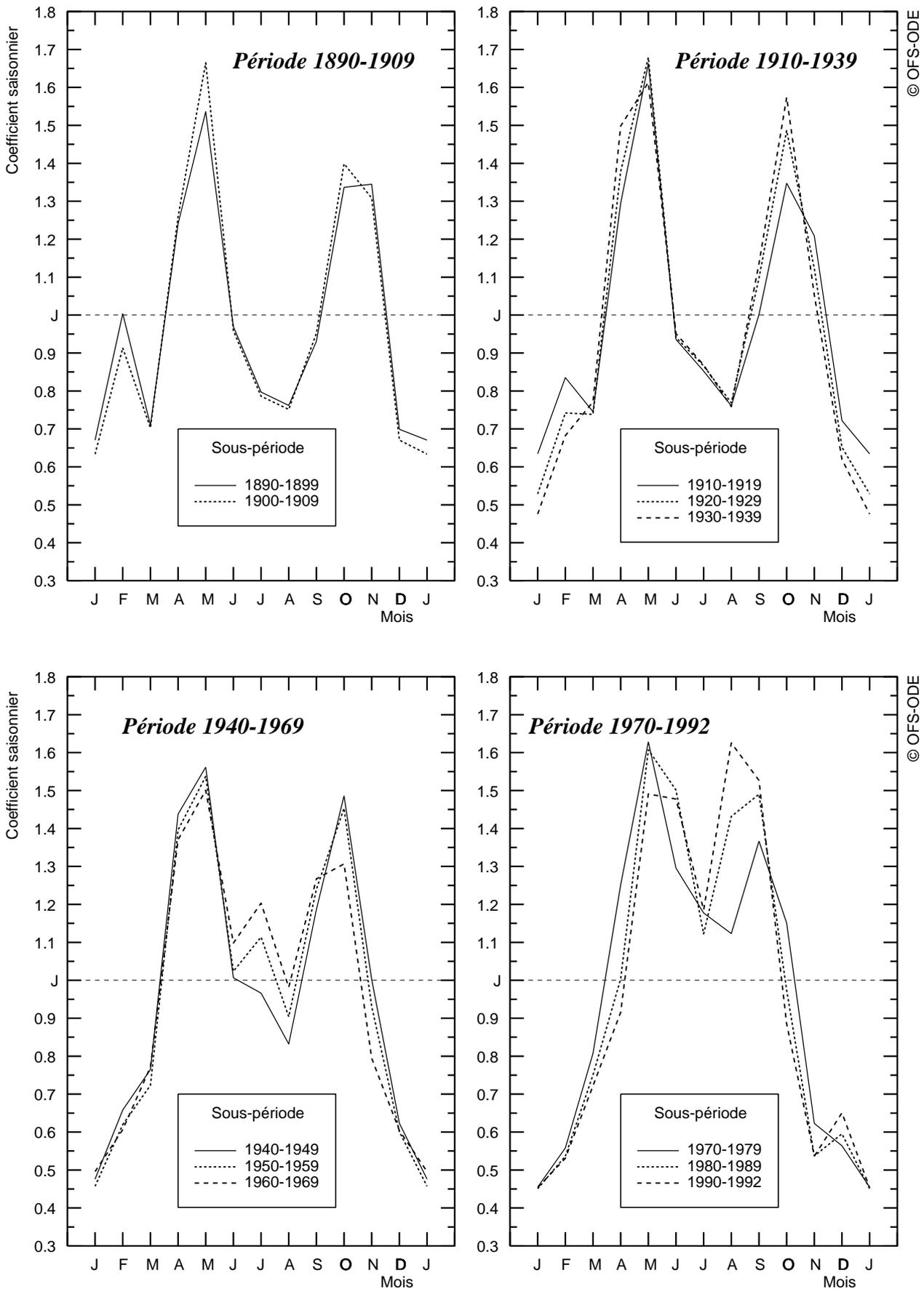


Figure 7.7 SUISSE. 1875-1992
Evolution du profil saisonnier des NAISSANCES VIVANTES

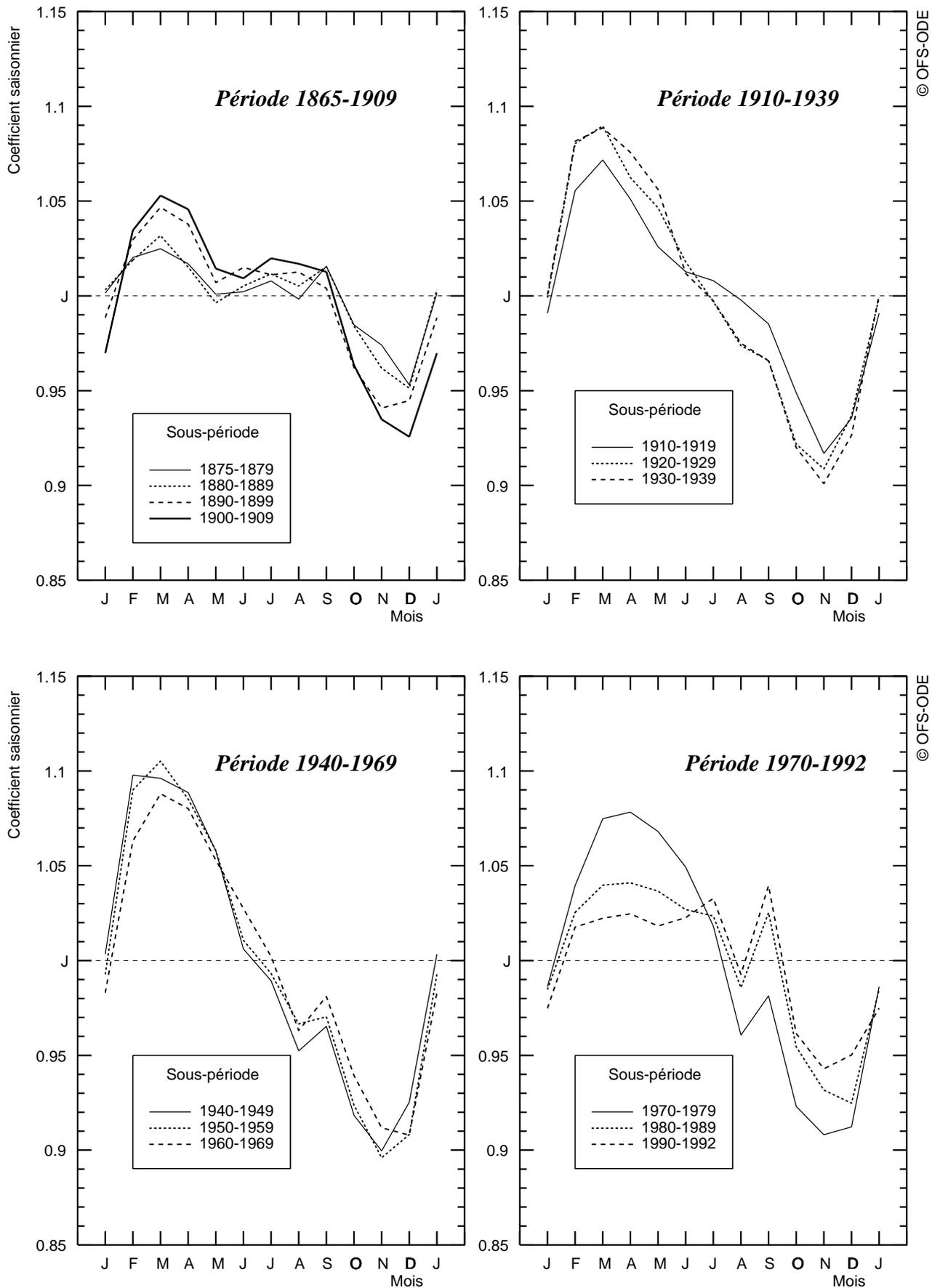


Figure 7.8 SUISSE. 1905-1992
Evolution du profil saisonnier des DECES des deux sexes

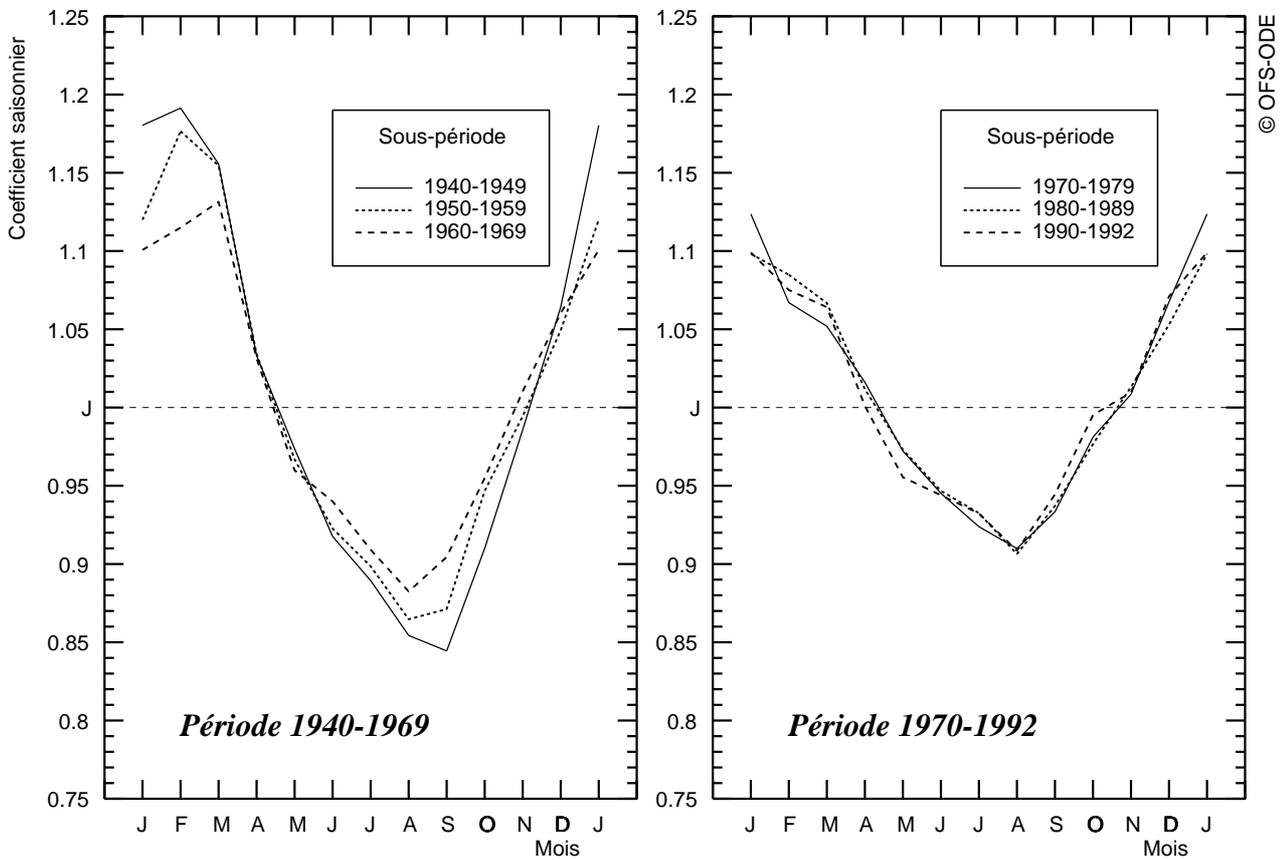
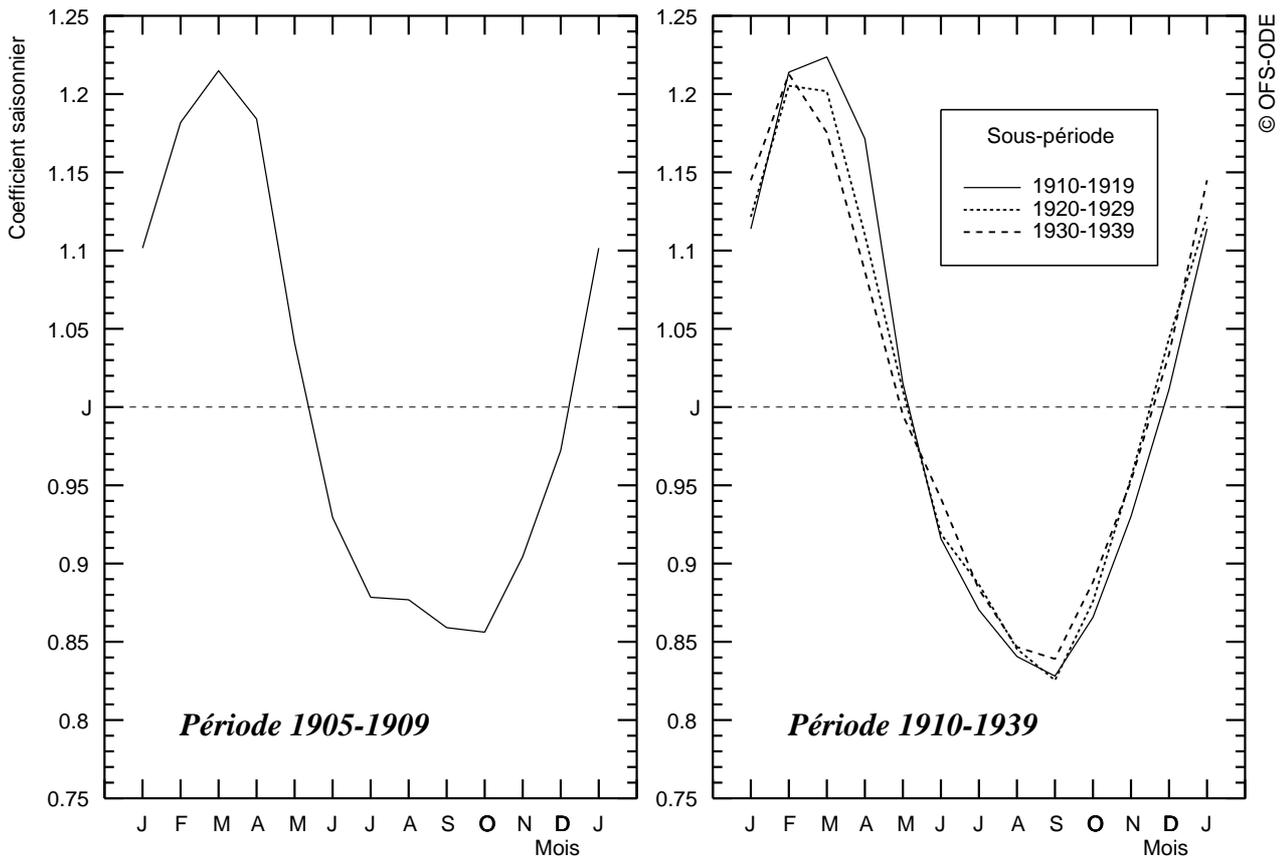
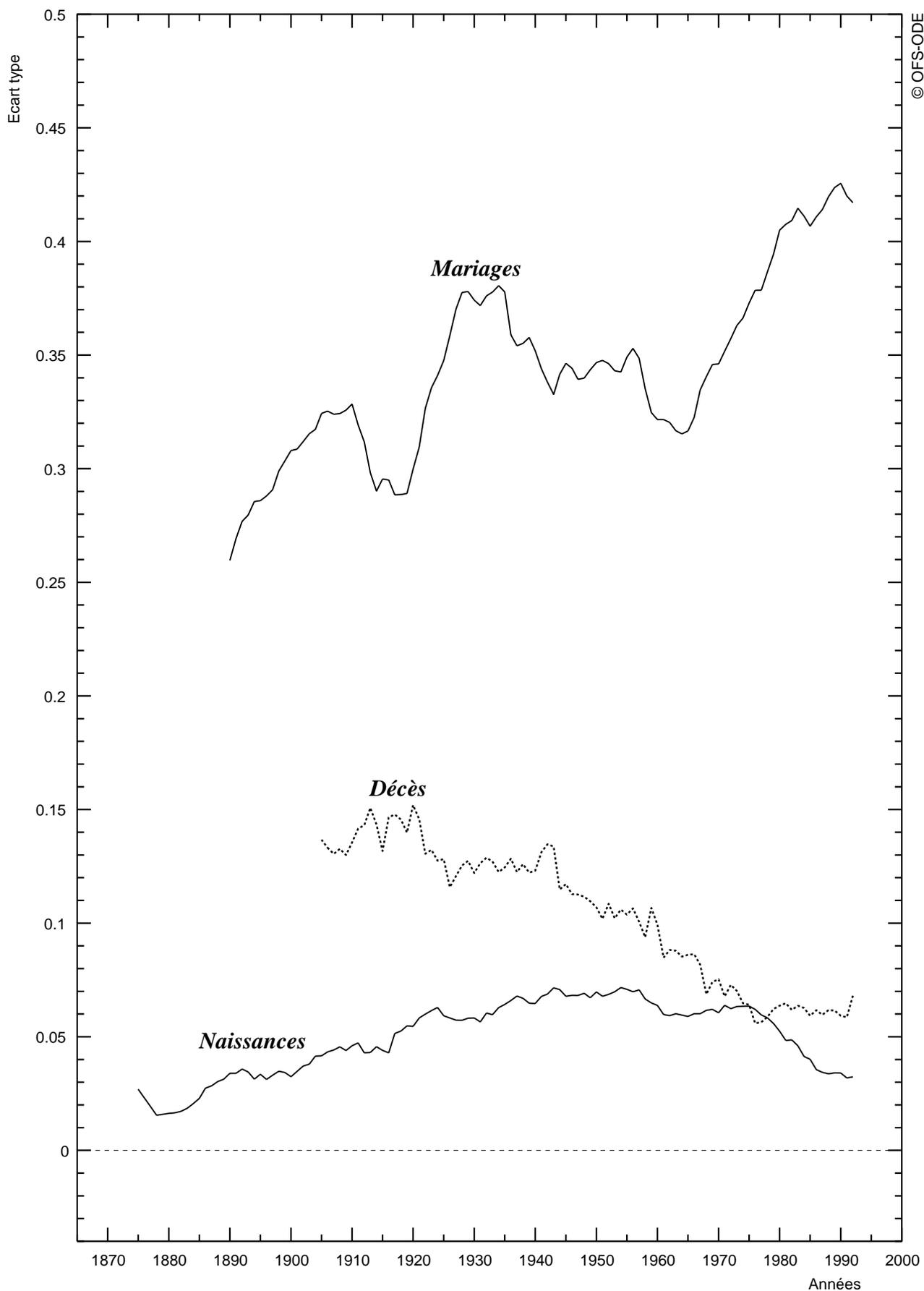


Figure 7.9 SUISSE, 1875-1992. Naissances, mariages et décès
Evolution de l'écart type des douze coefficients saisonniers mensuels



© OFS-ODE



L'analyse des variations journalières et mensuelles des nombres d'événements d'état civil (naissances et mariages) conduit à l'établissement de séries mensuelles corrigées à la fois de la composition journalière du mois et de la fluctuation saisonnière mensuelle. En rapportant le nombre mensuel corrigé au dénominateur *mensuel* approprié, on obtient l'indicateur conjoncturel mensuel correspondant. En matière de décès, on procède de manière différente, comme il est indiqué dans le glossaire.

La conjoncture de la primo-nuptialité

Les figures 8.1 et 8.2 décrivent l'évolution des indicateurs conjoncturels mensuels de primo-nuptialité masculine et féminine depuis 1977. Les variations des deux indicateurs sont sensiblement parallèles, mais le niveau de l'indicateur masculin est inférieur à celui de son homologue féminin (respectivement 53 premiers mariages pour 100 hommes et 61 premiers mariages pour 100 femmes en décembre 1996). Ces variations ont été, au cours des 20 dernières années, d'assez faible ampleur.

On note cependant depuis le début de l'année 1992 une tendance nette à la baisse : en janvier 1992, on enregistrait respectivement 68 premiers mariages pour 100 hommes et 73 pour 100 femmes.

Le changement de législation provoque une flambée de mariages en novembre et décembre 1991

Par ailleurs, en novembre 1991 et surtout décembre 1991, on observe une élévation brève mais considérable de la primo-nuptialité : cette pointe exceptionnelle (les indicateurs conjoncturels font un saut de 0,35 par rapport aux mois encadrants) a été causée par le changement, intervenu le 1^{er} janvier 1992, dans la législation en matière d'acquisition de la nationalité suisse par mariage. A compter de cette date, le mariage d'un Suisse avec une étrangère cesse de conférer *automatiquement* à celle-ci la nationalité suisse.

La date fétiche du 8.8.88

En août 1988, une pointe de nuptialité, d'ampleur moitié moindre qu'en décembre 1991 (saut de l'indicateur conjoncturel de 0,18), s'est également produite. Cette pointe résulte d'un nombre exceptionnellement élevé de mariages le lundi 8 août: ce jour-là, 1 954 mariages ont été célébrés contre une moyenne journalière de 143 et 149 mariages les semaines précédente et suivante, des nombres de mariages de 44 et 43 les lundis 1^{er} août et 8 août et de 539, 664 et 720 les vendredis 29 juillet, 5 août et 12 août (Figure 8.7). Il ne paraît pas douteux qu'il faut y voir, comme d'ailleurs en Autriche, un attrait tout spécial, limité d'ailleurs aux régions alémaniques, pour le 8.8.88. Le 7 juillet 1977 s'était déjà signalé par une curiosité analogue mais de moindre ampleur (496 mariages ont été célébrés le jeudi 7.7.1977 contre respectivement 112 et 101 les jeudis 30 juin et 14 juillet et 610, 473 et 441 les vendredis 1^{er}, 8 et 15 juillet), qui n'avait eu qu'une faible incidence sur le nombre mensuel de mariages.

Une fécondité qui ne baisse plus, mais qui demeure à un niveau très bas

Comme les indicateurs conjoncturels mensuels de primo-nuptialité, celui de la fécondité (Figure 8.3) n'a pas subi de changements majeurs depuis vingt ans. La baisse qui avait commencé au début de 1992 (159 enfants pour 100 femmes en janvier 1992) s'est interrompue au début de 1995, alors que l'indicateur était parvenu à 148 enfants pour 100 femmes. Depuis lors, une timide reprise se manifeste, qui porte l'indicateur à 149 enfants pour 100 femmes en décembre 1996.

La grippe de janvier 1990 et son effet sur le nombre des décès

Les figures 8.4 et 8.5 illustrent l'évolution depuis vingt ans des indicateurs conjoncturels mensuels de mortalité masculine et féminine. On voit sur ces figures les effets des gripes et des conditions climatiques plus rigoureuses que d'ordinaire¹⁶ pour le mois considéré. En particulier, la dernière grippe importante est celle de janvier 1990, qui a conduit à un nombre de décès augmenté de 1 800 environ, soit 35% (7 000 au lieu de 5 200) pour l'ensemble des deux sexes (Figure 8.6).

Nous examinerons, dans le chapitre suivant, deux autres exemples de gripes.

¹⁶ Si une année donnée, un mois qui, d'ordinaire, comporte relativement beaucoup de décès (décembre, janvier et février), se trouve, en l'absence de grippe, compter sensiblement le même nombre de décès qu'un autre mois, qui d'ordinaire comporte relativement peu de décès, l'indicateur conjoncturel du premier mois sera relativement élevé.





Figure 8.1 SUISSE
Evolution, depuis 1977, de l'indicateur conjoncturel mensuel de PRIMO-NUPTIALITE MASCULINE
 Série corrigée des variations saisonnières, puis lissée par moyenne mobile Hoem sur 25 termes et extrapolée tendanciellement

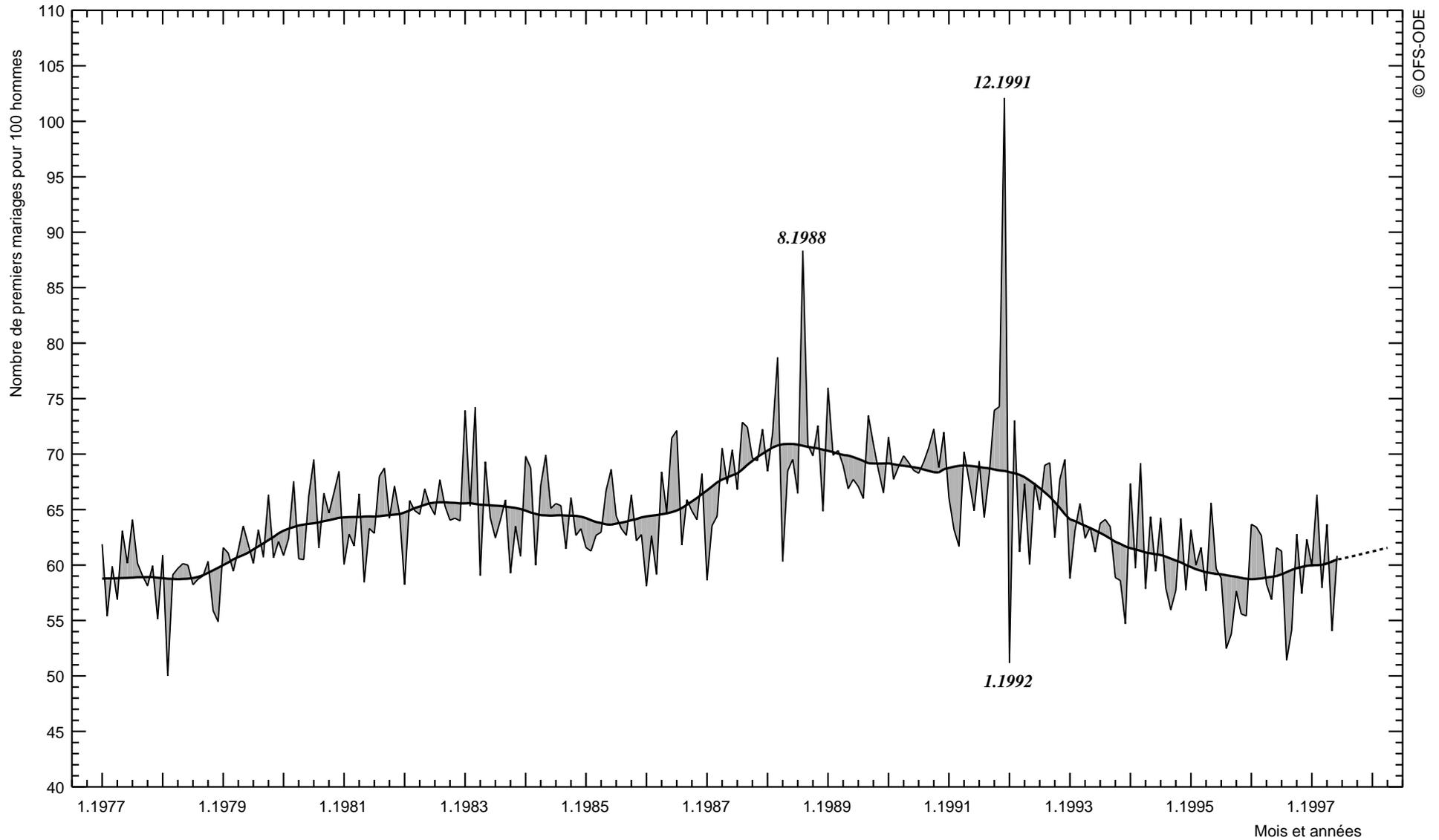




Figure 8.2 SUISSE
Evolution, depuis 1977, de l'indicateur conjoncturel mensuel de PRIMO-NUPTIALITE FEMININE
Série corrigée des variations saisonnières, puis lissée par moyenne mobile Hoem sur 25 termes et extrapolée tendancielle

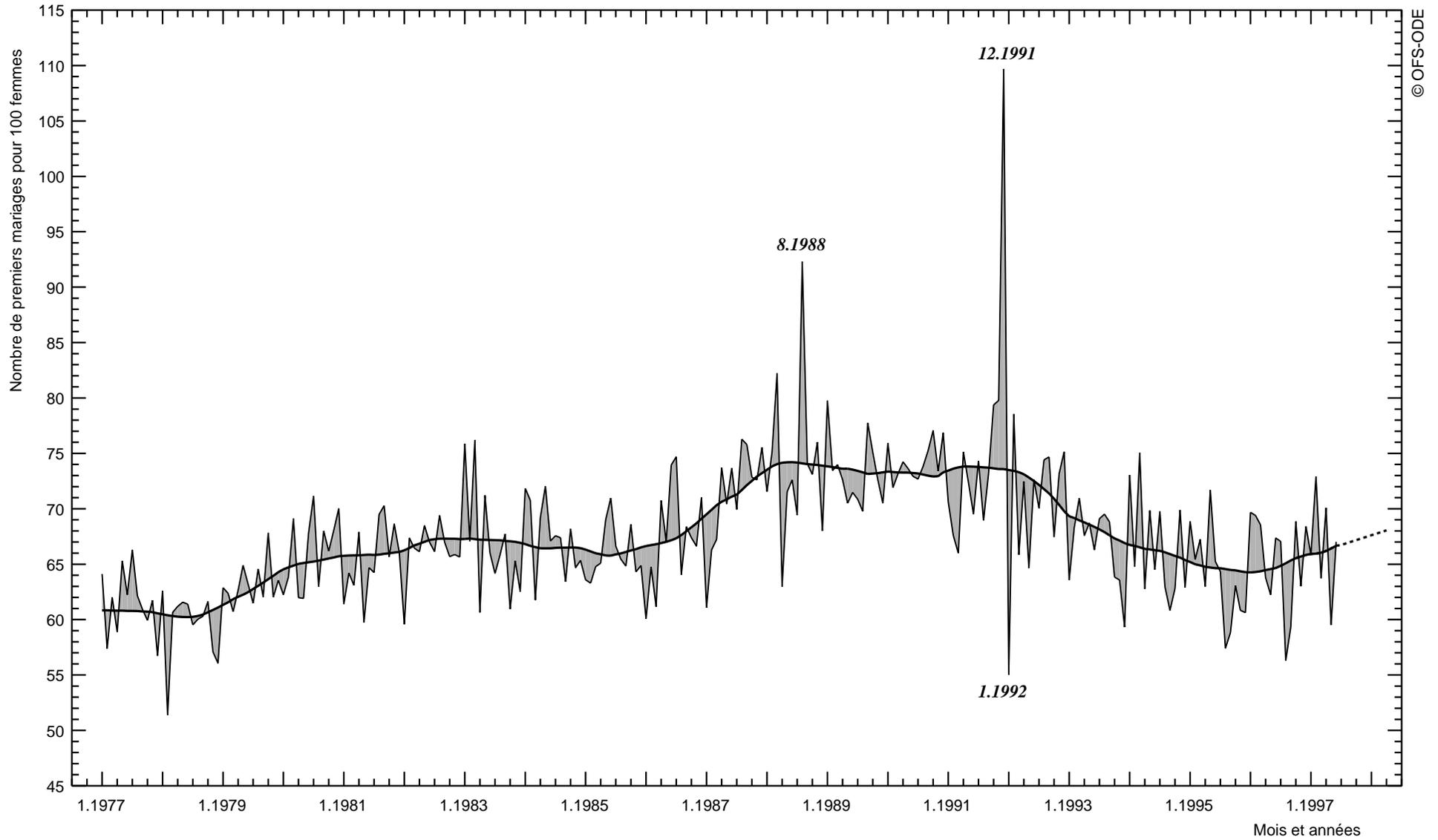




Figure 8.3 SUISSE
Evolution, depuis 1977, de l'indicateur conjoncturel mensuel de FECONDITE
Série corrigée des variations saisonnières et série lissée par moyenne mobile Hoem sur 25 termes.

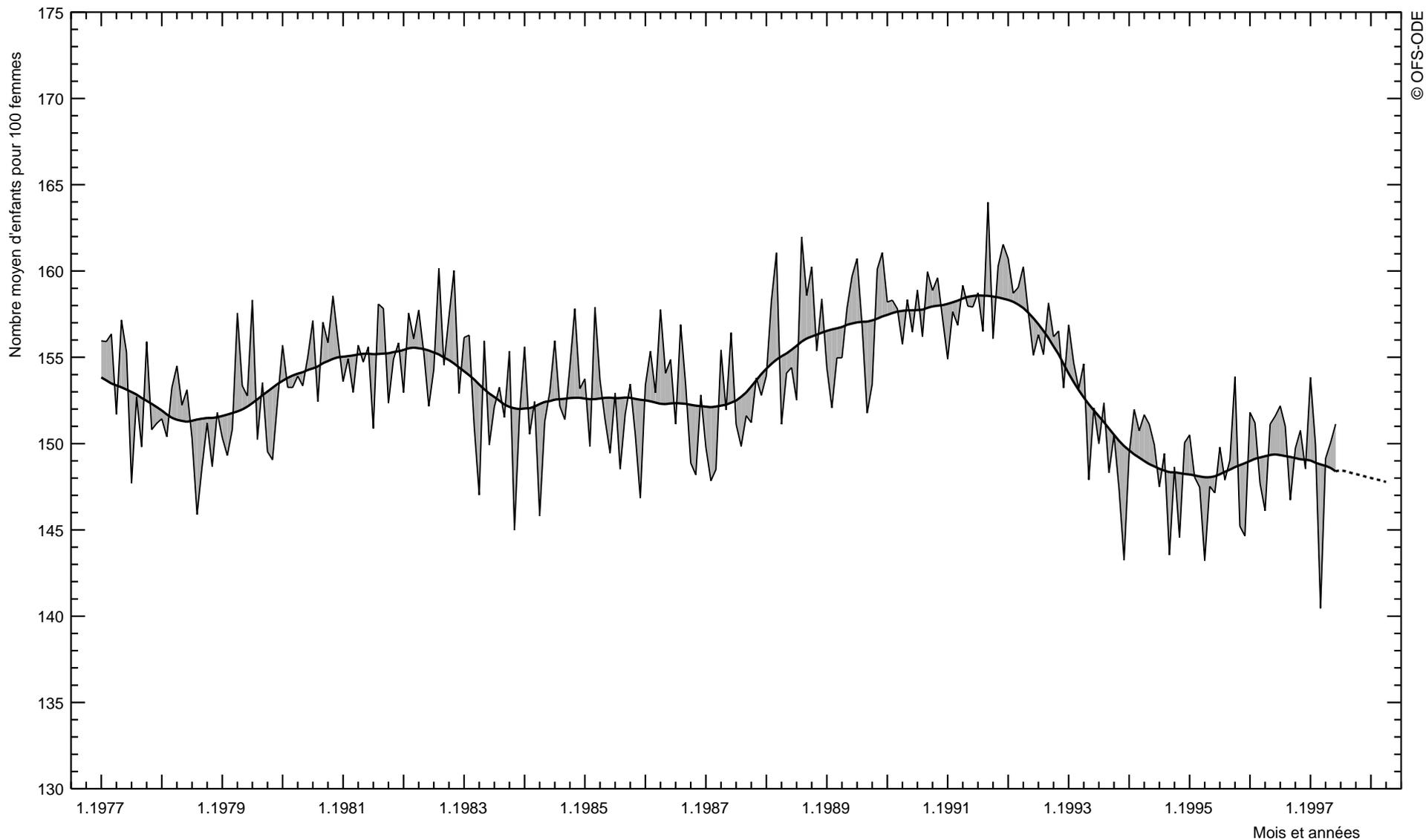




Figure 8.4 SUISSE
Evolution, depuis 1977, de l'indicateur conjoncturel mensuel de MORTALITE MASCULINE
Série corrigée des variations saisonnières et série lissée par moyenne mobile Hoem sur 25 termes

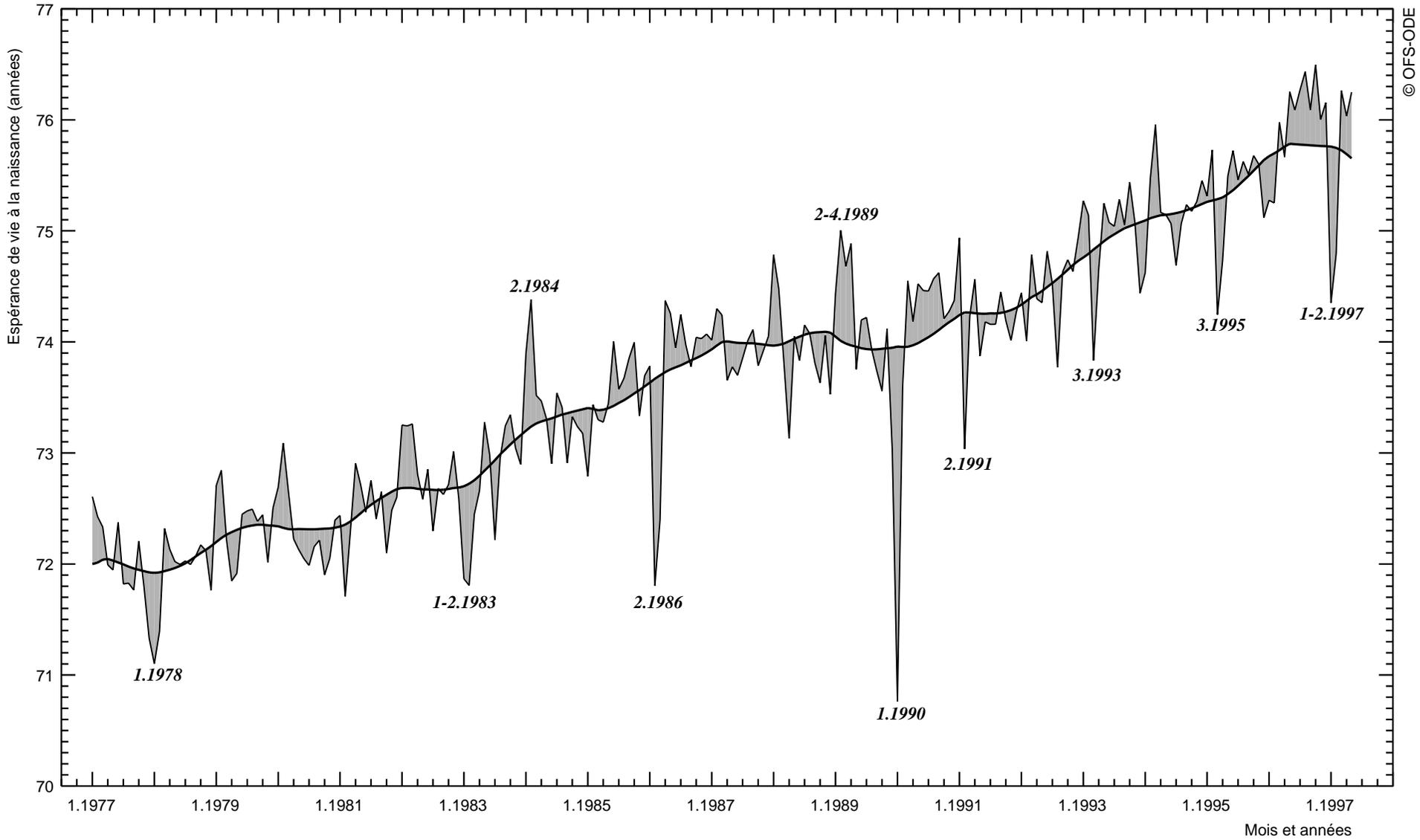




Figure 8.5 SUISSE
Evolution, depuis 1977, de l'indicateur conjoncturel mensuel de MORTALITE FEMININE
Série corrigée des variations saisonnières et série lissée par moyenne mobile Hoem sur 25 termes

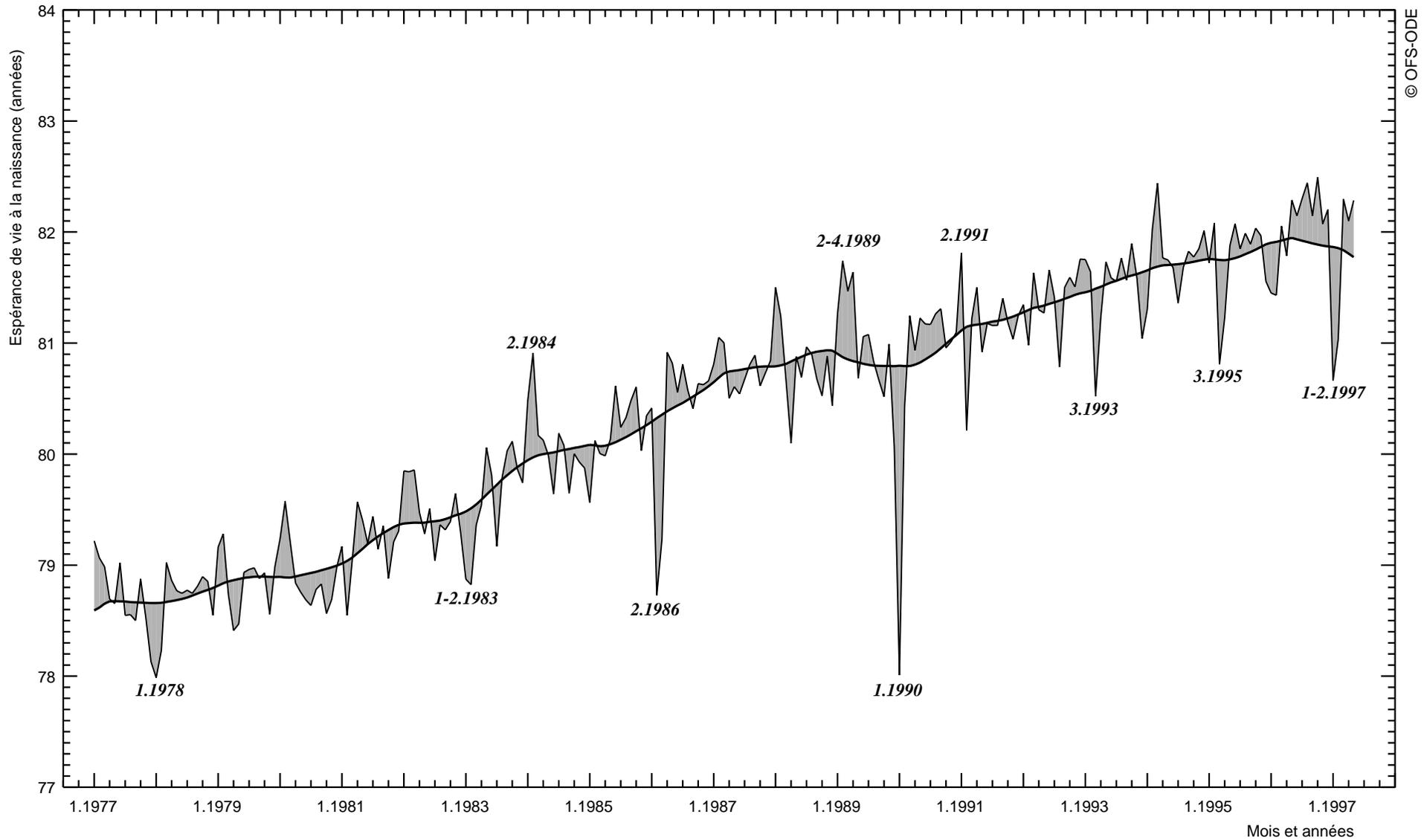




Figure 8.6 SUISSE
Evolution, depuis 1977, du nombre mensuel de décès
Série corrigée des variations saisonnières et série lissée par moyenne mobile

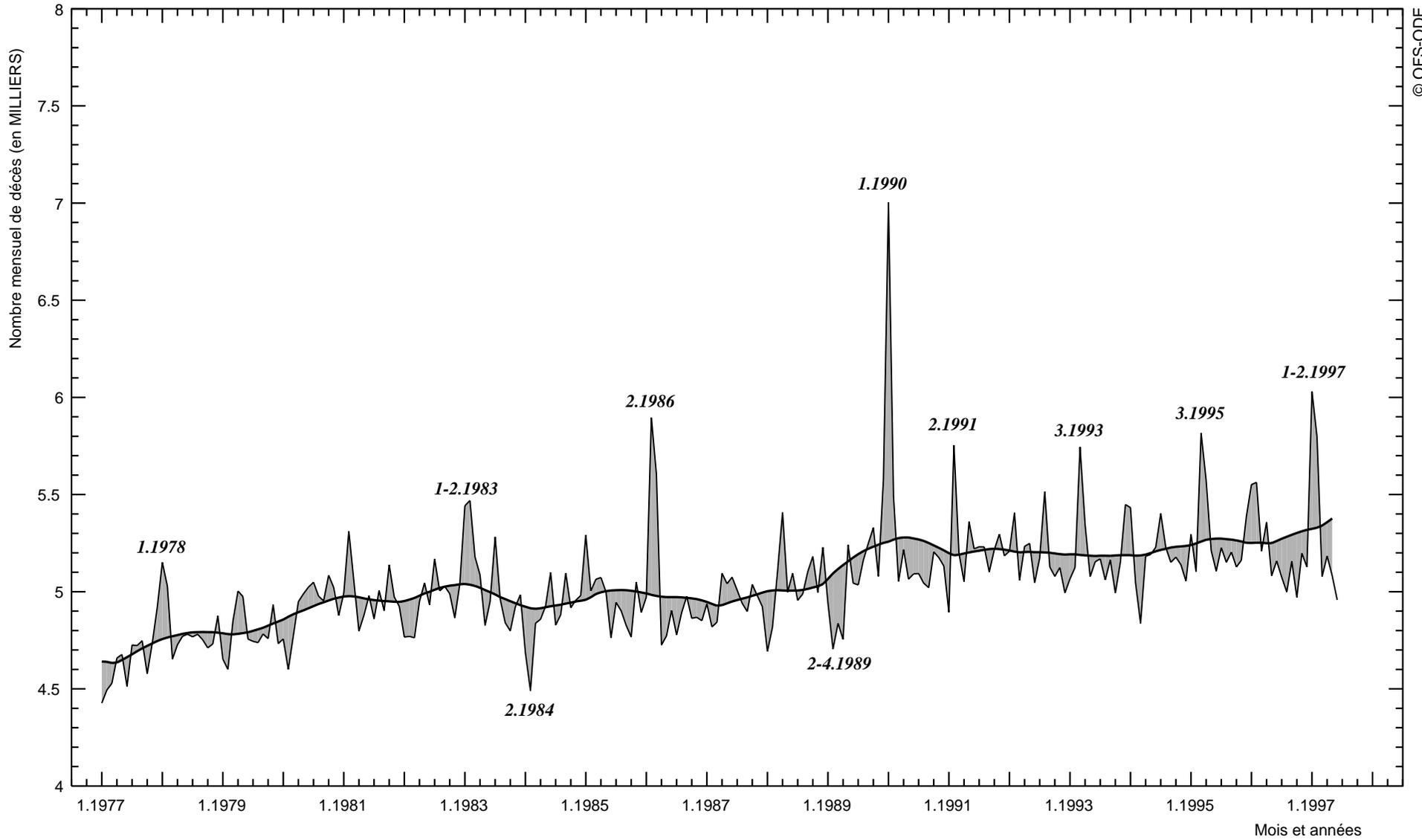
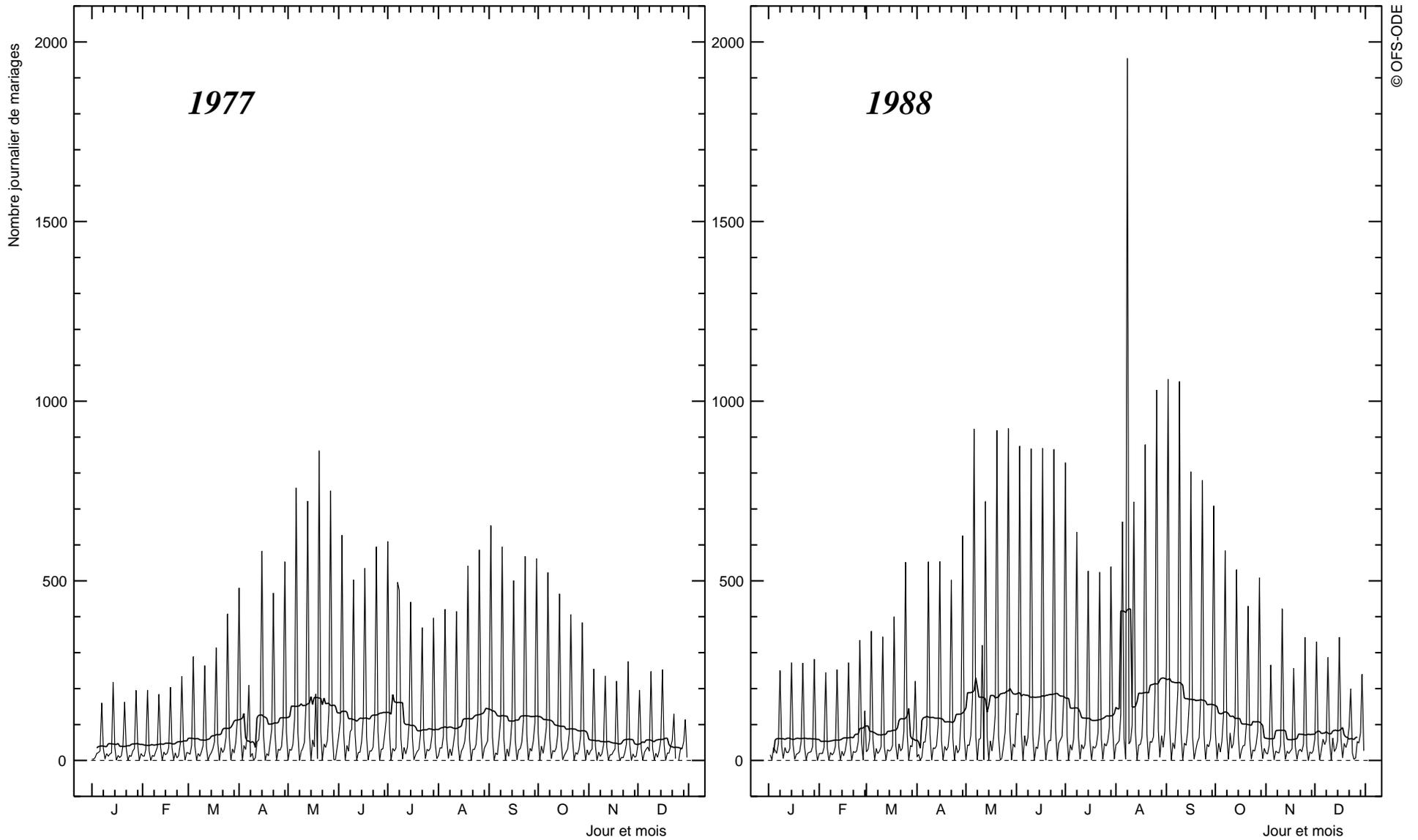




Figure 8.7 SUISSE, années 1977 et 1988
Nombre journalier de mariages
En trait gras : moyenne mobile sur une semaine, centrée



L'examen des évolutions des indicateurs conjoncturels mensuels, dans les trois domaines de la fécondité, de la primo-nuptialité et de la mortalité, permet de repérer les épisodes exceptionnels. C'est pourquoi on a représenté sur les figures 9.1 à 9.3, par périodes de vingt années, les variations mensuelles des indicateurs conjoncturels (pour la primo-nuptialité et la mortalité, on n'a considéré qu'un seul sexe – féminin pour la primo-nuptialité, masculin pour la mortalité – car les variations sont étroitement parallèles d'un sexe à l'autre).

Les pointes de mortalité dues à la grippe : leurs effets sur la natalité neuf mois après

En dehors des périodes 1914-1918 et 1939-1945, ce sont les épidémies de *grippe* qui sont à l'origine de diminutions soudaines et brèves de l'indicateur de mortalité, suivies souvent, mais de plus en plus rarement dans la période récente, d'une diminution, également soudaine et brève, de l'indicateur de fécondité neuf mois plus tard. Tel est le cas très caractéristique de la grippe de l'hiver 1926-1927 qui a provoqué une forte surmortalité en janvier 1927 et une forte sous-fécondité en octobre 1927. Les dernières manifestations de ce phénomène remontent à l'hiver 1969-1970 (surmortalité de janvier 1970, sous-fécondité d'octobre 1970) et à l'hiver 1974-1975 (surmortalité de décembre 1974, sous-fécondité d'août à octobre 1975). En revanche, l'épidémie de l'hiver 1989-1990, qui a provoqué une notable surmortalité en janvier 1990, n'a pas conduit à une sous-fécondité perceptible en octobre 1990.

On notera, sur les figures 9.1 à 9.3, la stabilité des trois indicateurs depuis 1980, eu égard aux variations enregistrées dans les périodes antérieures.

La conjoncture démographique pendant la Première Guerre mondiale

La figure 9.4 retrace dans un plus grand détail l'évolution des trois indicateurs durant les années de la Première Guerre mondiale. En matière de nuptialité, le déclenchement de la guerre (août 1914) provoque un décrochement, immédiat mais passager, du nombre des mariages (septembre à novembre 1914) ; la courbe de la nuptialité remonte ensuite sans à-coup majeur, retrouvant en 1919 son niveau du début de 1914. Finalement, l'effet dépressif de la guerre de 1914-1918 sur la nuptialité est à peu près compensé au début des années 1920.

La chute des mariages de septembre 1914 se répercute neuf mois plus tard sur le nombre des naissances qui enregistre son point bas en mai 1915. Les soubresauts ultérieurs de l'indicateur de fécondité sont provoqués par la grippe espagnole. Celle-ci manifeste naturellement ses effets en premier lieu sur la mortalité : l'épidémie fait rage durant six mois, de juillet à décembre 1918 (le pic étant atteint en octobre et novembre 1918), avec une petite résurgence momentanée en février 1920. Les effets sur la fécondité sont décalés de neuf mois, le creux de la fécondité se situant en août 1919 puis, de façon moins marquée, en octobre 1920.

Les effets de la grippe espagnole sur la mortalité des années 1918 et 1919, selon le sexe et l'âge peuvent être appréciés en comparant la courbe des quotients de mortalité de ces deux années avec la courbe de 1917 (Figures 9.5 et 9.6 respectivement pour 1918 et 1919).

Ce sont les personnes de 25 à 30 ans qui ont subi la plus forte augmentation relative de leur risque de décéder en 1918 par rapport à 1917 : quadruplement pour les hommes, triplement pour les femmes, des quotients de mortalité. En revanche, l'effet relatif de la grippe au dessus de 50 ans et au début de la vie a été très faible. Des séquelles des effets de la grippe, certes atténuées, sont encore visibles en 1919 entre 20 et 35 ans chez les hommes, entre 20 et 45 ans chez les femmes.

La conjoncture démographique pendant la Seconde Guerre mondiale

L'évolution détaillée des indicateurs conjoncturels mensuels durant les années de la Seconde Guerre mondiale fait l'objet de la figure 9.7.

Comme lors du premier conflit, l'indicateur de nuptialité décroche dès le mois (octobre 1939) qui suit la déclaration de guerre. Il remonte à un niveau relativement élevé en décembre 1939 et mars 1940, avant de chuter fortement en mai 1940, mois de l'invasion de la France. Dès juin 1940, il reprend une évolution relativement régulière qui ne sera guère troublée jusqu'à la fin de la guerre.

De façon analogue à ce qui s'était produit pendant la Première Guerre, au décrochement de la nuptialité fait écho, avec un décalage de neuf mois, un décrochement marqué de la fécondité (juin 1940 et février 1941). A partir du deuxième trimestre de 1941, le *baby-boom* suisse se développe, s'accomplissant, pour l'essentiel *durant* la période de guerre, en l'espace de cinq années. Par rapport au niveau qui prévalait juste avant le début de la guerre (1,8 enfant pour une femme), la progression de l'indicateur conjoncturel de la fécondité est de 0,8 enfant pour une femme, soit une augmentation exactement égale à celle du *baby-boom* français, qui – lui – n'a pu se manifester qu'après la fin de la guerre mais dont la plus grande partie s'est réalisée en moins d'une année.

Trois hivers rigoureux : 1938-1939, 1939-1940 et 1943-1944 conduisent à des surmortalités passagères en février 1939, janvier 1940 et mars 1944, qui n'ont pas d'incidence sur la fécondité ultérieure. Aucune crise de mortalité comparable à celle de la grippe espagnole de 1918 ne marque cette période.

L'évolution de la fécondité en Suisse de 1940 à 1945, très proche (Figure 9.8) de celle observée à la même époque dans l'autre pays européen épargné par la guerre, la Suède, constitue un repère extrêmement précieux pour l'ensemble des pays européens. Tout donne à penser que la reprise de la fécondité, qui allait être massive, associée à un puissant rajeunissement de la nuptialité et de la maternité, correspondait à une sorte de *nécessité historique* qu'aucun contemporain n'a pressentie et dont aucun n'a même eu conscience. En tout état de cause, la guerre n'est presque sûrement pas à l'origine de cette évolution majeure, contrairement à ce qu'ont cru divers analystes qui ont vu dans le *baby-boom* une sorte de compensation aux effets destructeurs de la guerre. La question de la causalité des *Quarante Glorieuses démographiques* reste naturellement entière. Il n'en demeure pas moins que le parallélisme global, entre



la Suisse, la Suède et la France, des indicateurs de fécondité au cours de la période 1930-1955, si on met à part les années du conflit proprement dit (1939-1945), et aussi l'étroit voisinage des indicateurs suisse et suédois à tout moment de la période, sont particulièrement frappants.

Deux épisodes particuliers de grippe font l'objet de la figure 9.9 : celui de l'hiver 1926-1927, qui a provoqué la surmortalité de janvier 1927 et la sous-fécondité d'octobre 1927, et celui de la grippe dénommée *grippe asiatique* (*Hong-Kong flu*) de l'automne 1957, qui a provoqué la surmortalité d'octobre-novembre 1957 et la sous-fécondité de juillet-août 1958.

Le regain des conceptions au voisinage de Noël et du Nouvel An

Pour terminer ce chapitre, nous donnons, à titre anecdotique, dans la figure 9.10 l'évolution du nombre journalier de naissances vivantes observé en 1970, 1980, 1981 et 1991, ainsi que sa moyenne mobile sur sept jours consécutifs, qui est exempte de la fluctuation interne à la semaine.

Le phénomène sur lequel nous voulons attirer l'attention est le *ressaut* qu'on observe en septembre, par rapport aux mois voisins d'août et octobre, sur la courbe des coefficients saisonniers (Figure 7.7). Ce ressaut n'apparaît qu'à partir des années 1940 et il s'accroît dans les périodes récentes.

Il s'agit d'un *regain de naissances* chaque année dans la seconde moitié de septembre, c'est-à-dire d'une recrudescence des conceptions vers la fin de l'année précédente. Sur la figure 9.10, cette excroissance de la fécondité apparaît assez clairement en 1970, 1980, 1981 et 1991.

Sur la figure 9.11, qui agrandit le graphique correspondant de la figure 9.10, on voit le nombre de naissances en 1991 augmenter de la fin août jusqu'au voisinage du 20 septembre, puis reprendre vers le milieu d'octobre une évolution située dans le prolongement de la tendance observée depuis le printemps et le début de l'été.

Cette excroissance de la courbe journalière des naissances peut être observée à la même époque de l'année dans tous les pays européens qui disposent des données statistiques journalières. La raison de la recrudescence des conceptions au voisinage de Noël et du Nouvel An tient très vraisemblablement au fait qu'il s'agit de la période de l'année où la proportion des couples qui se trouvent séparés, notamment pour des motifs professionnels, est la plus faible.

Figure 9.1 SUISSE, 1880-1996
Indicateur conjoncturel mensuel de la FECONDITE
Série corrigée des variations saisonnières et série lissée par moyenne mobile
Echelles des ordonnées logarithmiques de même module

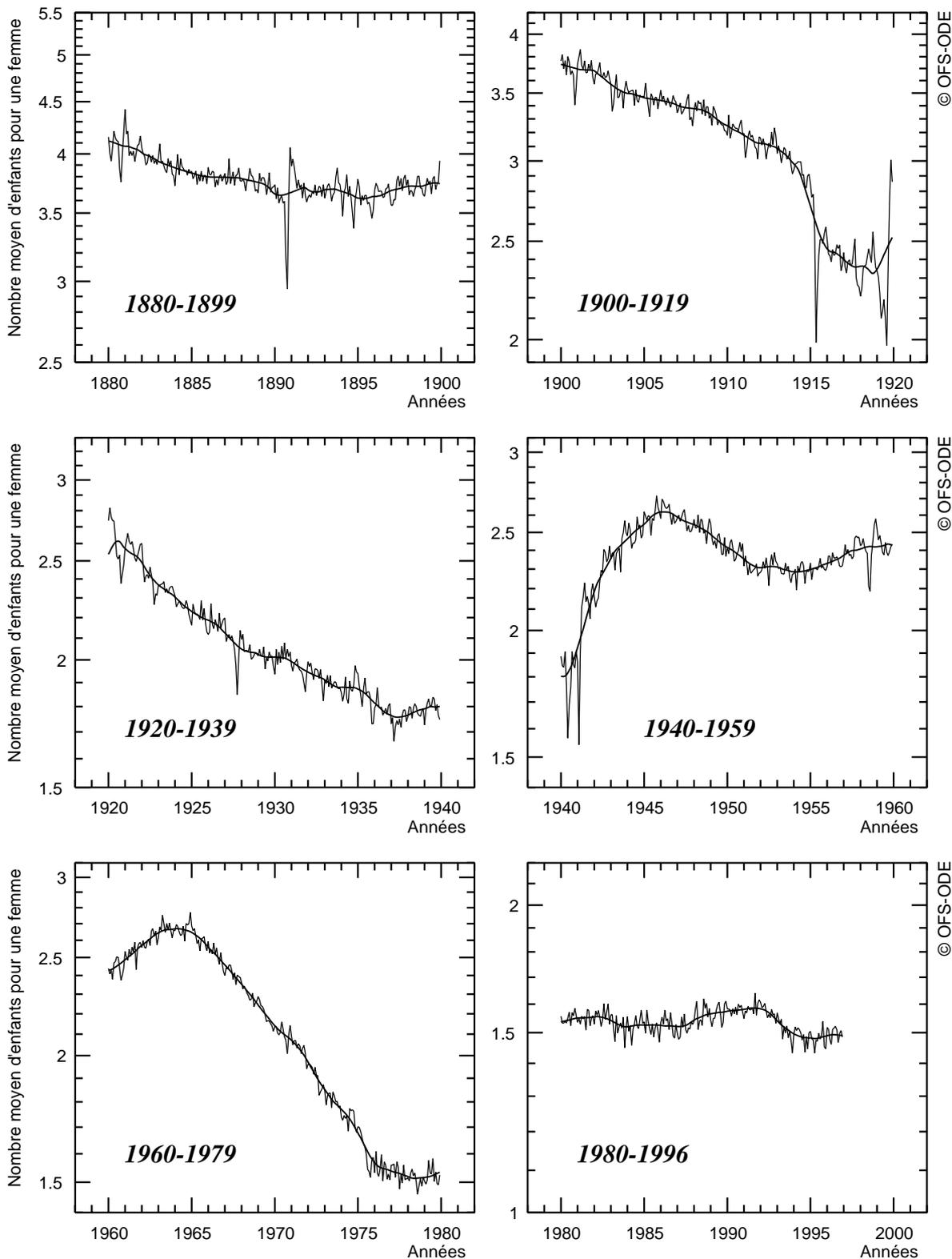


Figure 9.2 SUISSE, 1886-1996
Indicateur conjoncturel mensuel de la PRIMO-NUPTALITE FEMMINE
Série corrigée des variations saisonnières et série lissée par moyenne mobile
Echelles des ordonnées logarithmiques

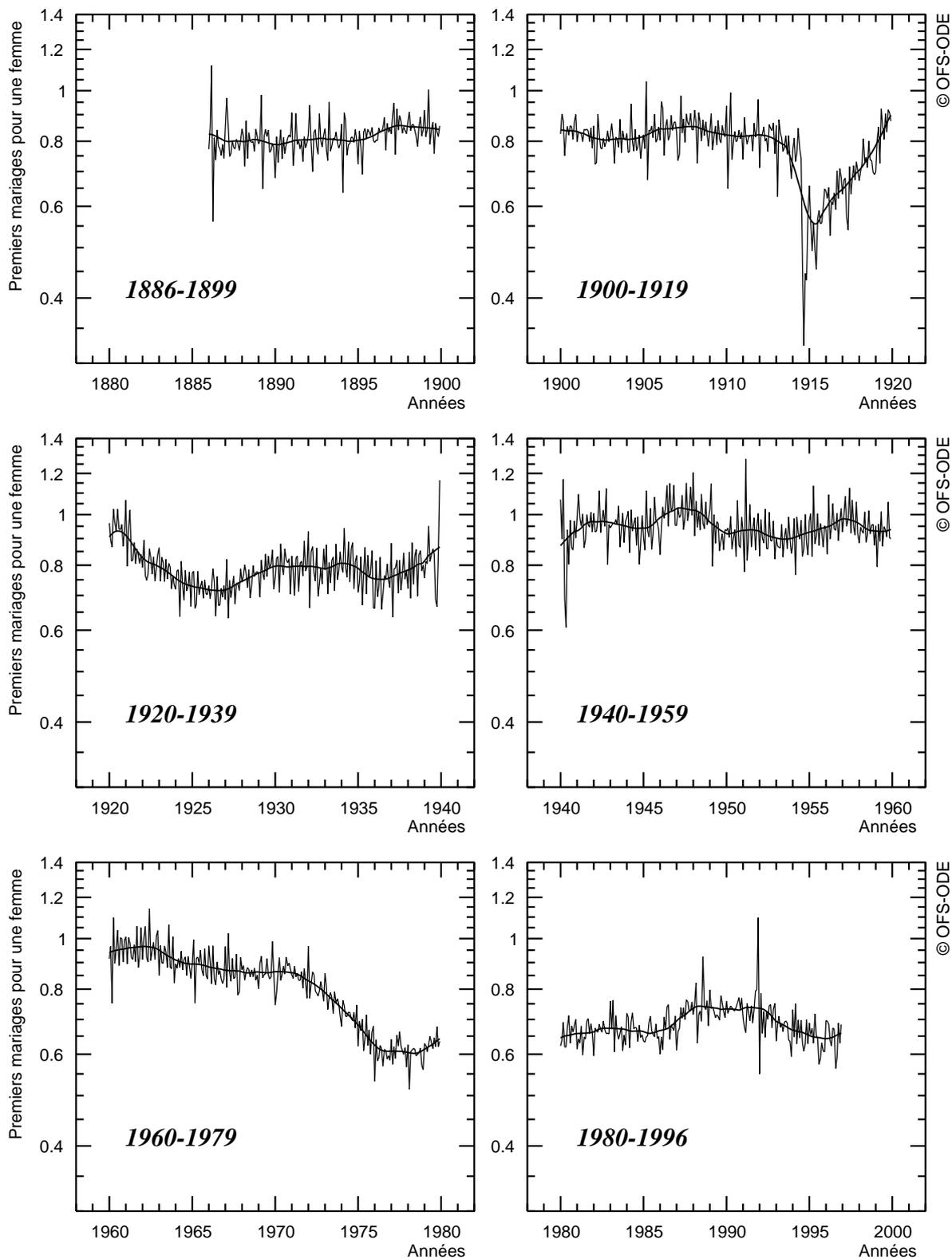


Figure 9.3 SUISSE, 1901-1996
Indicateur conjoncturel mensuel de la MORTALITE MASCULINE
 Série corrigée des variations saisonnières et série lissée par moyenne mobile

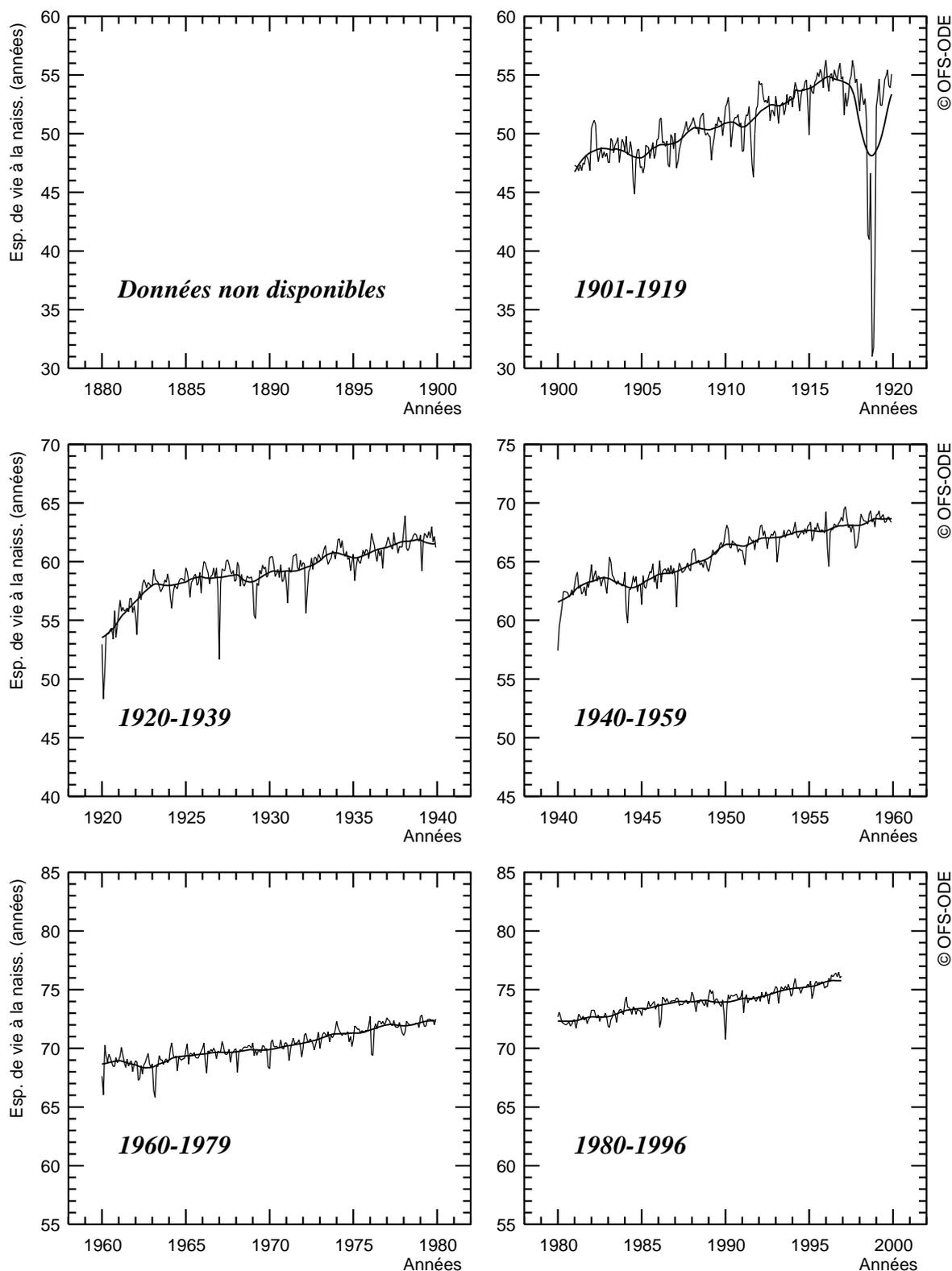


Figure 9.4 SUISSE, 1912-1921
Indicateur conjoncturel mensuel de la PRIMO-NUPTALITE FEMININE,
de la FECONDITE et de la MORTALITE MASCULINE
Séries corrigées des variations saisonnières et séries lissées par moyenne mobile

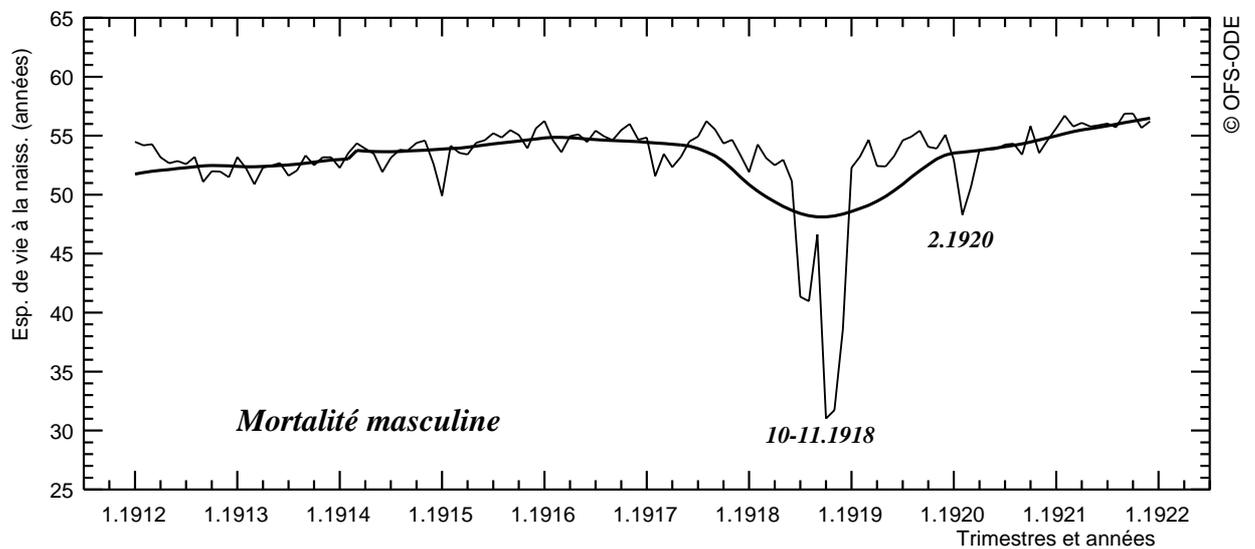
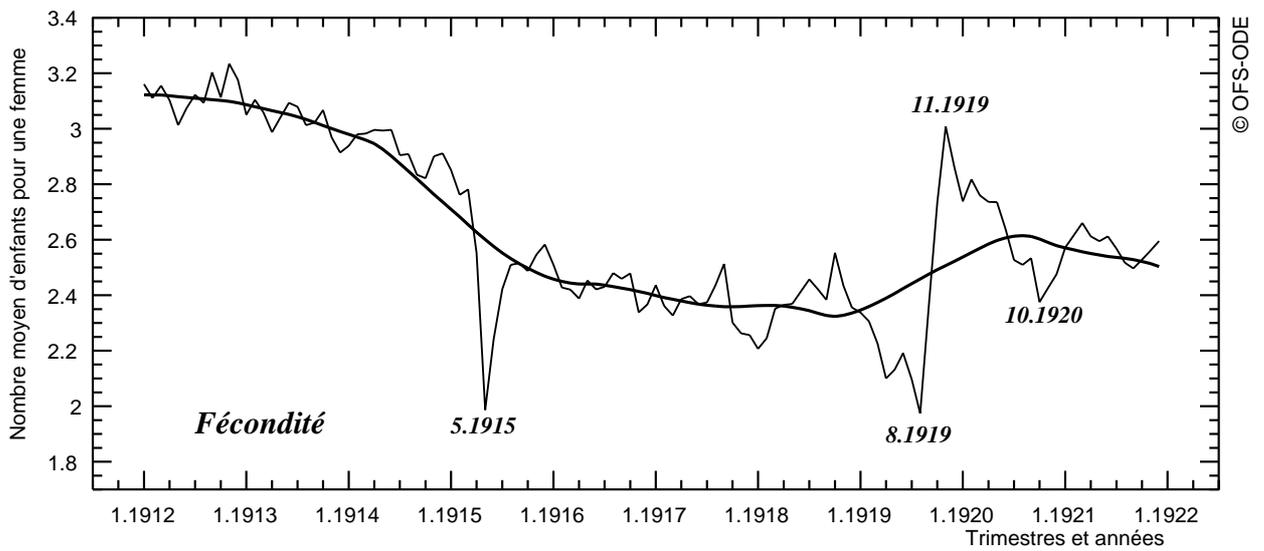
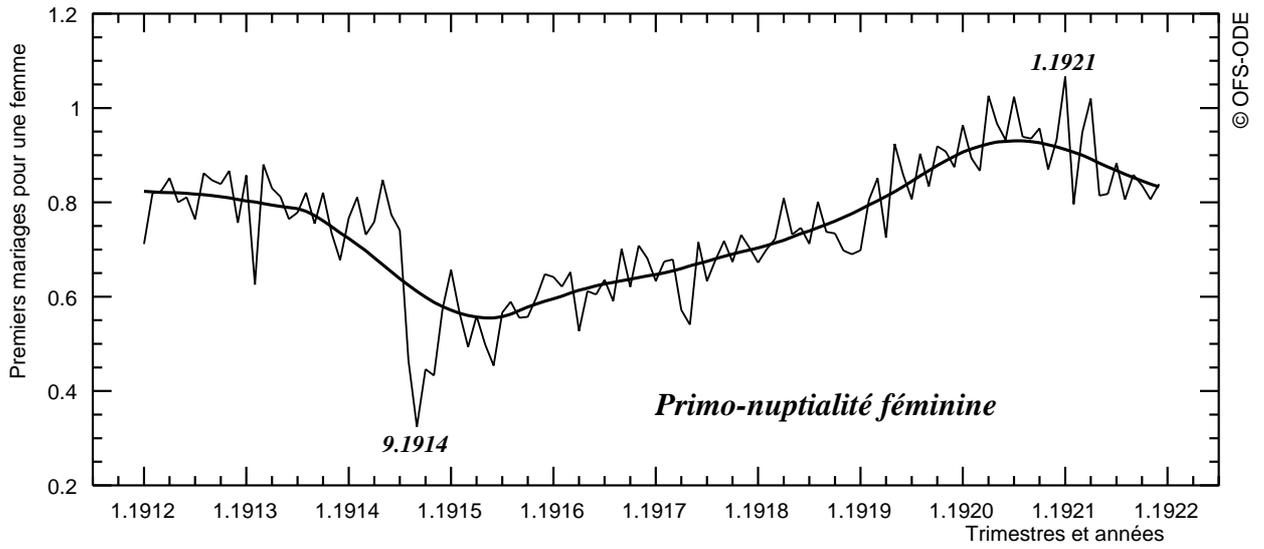




Figure 9.5 SUISSE
Années 1917 et 1918
QUOTIENTS de MORTALITE par AGE selon le SEXE

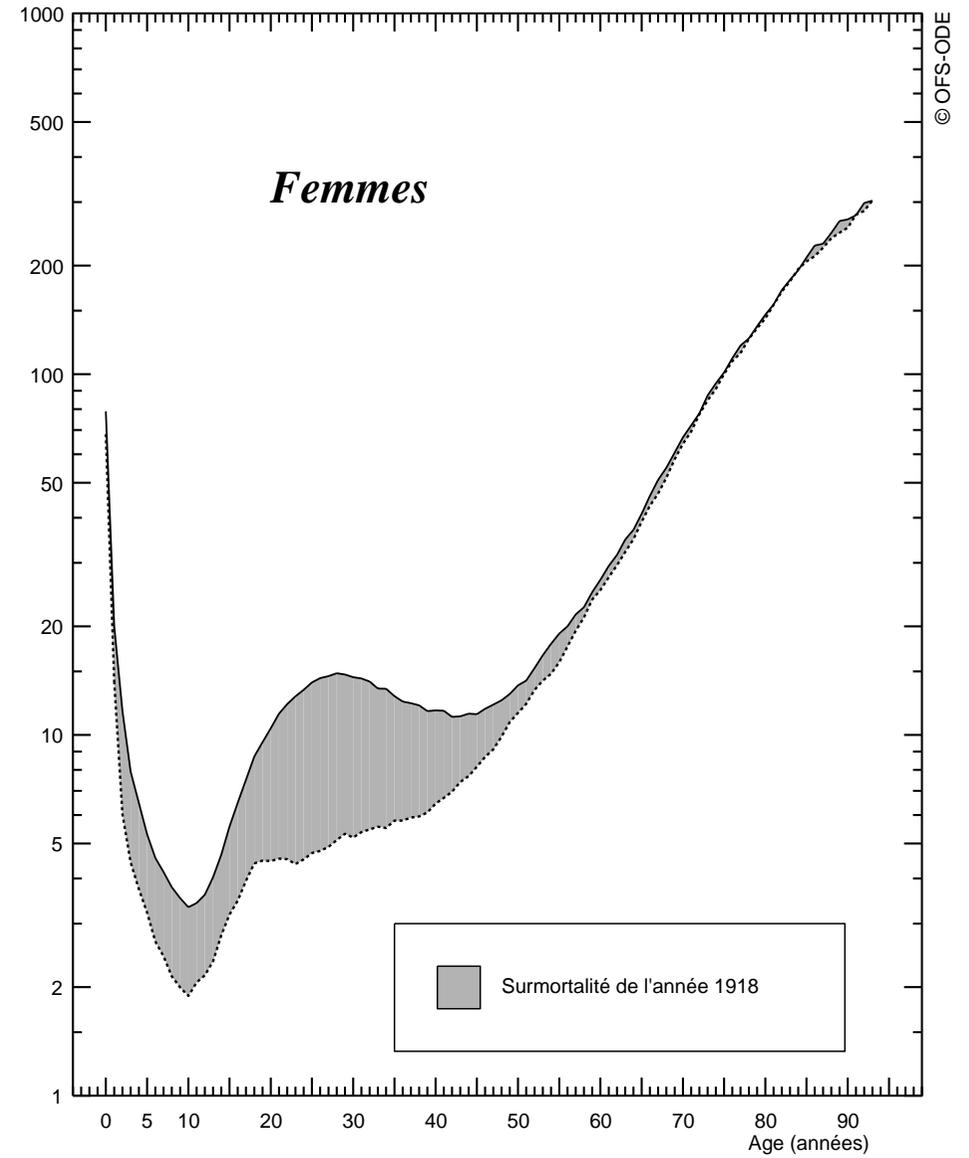
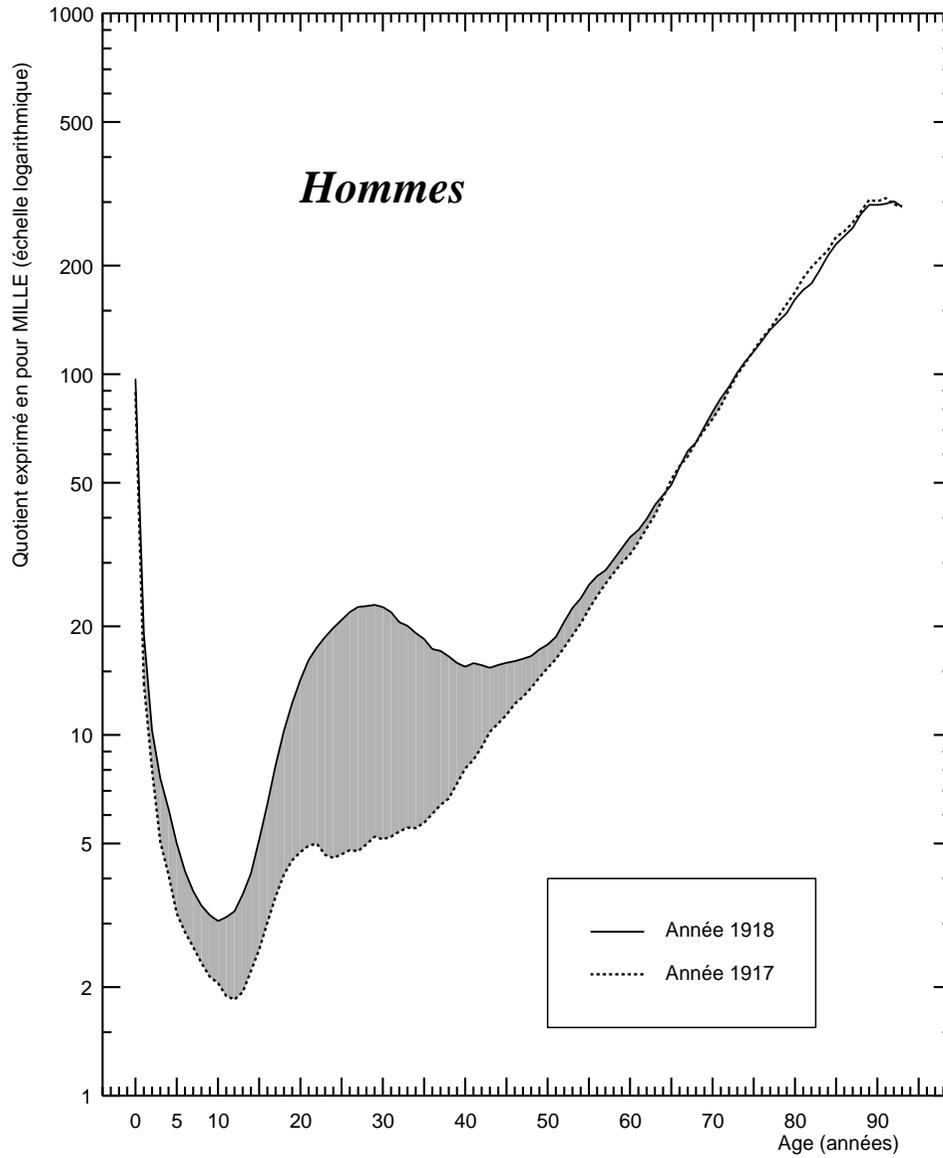




Figure 9.6 SUISSE
Années 1917 et 1919
QUOTIENTS de MORTALITE par AGE selon le SEXE

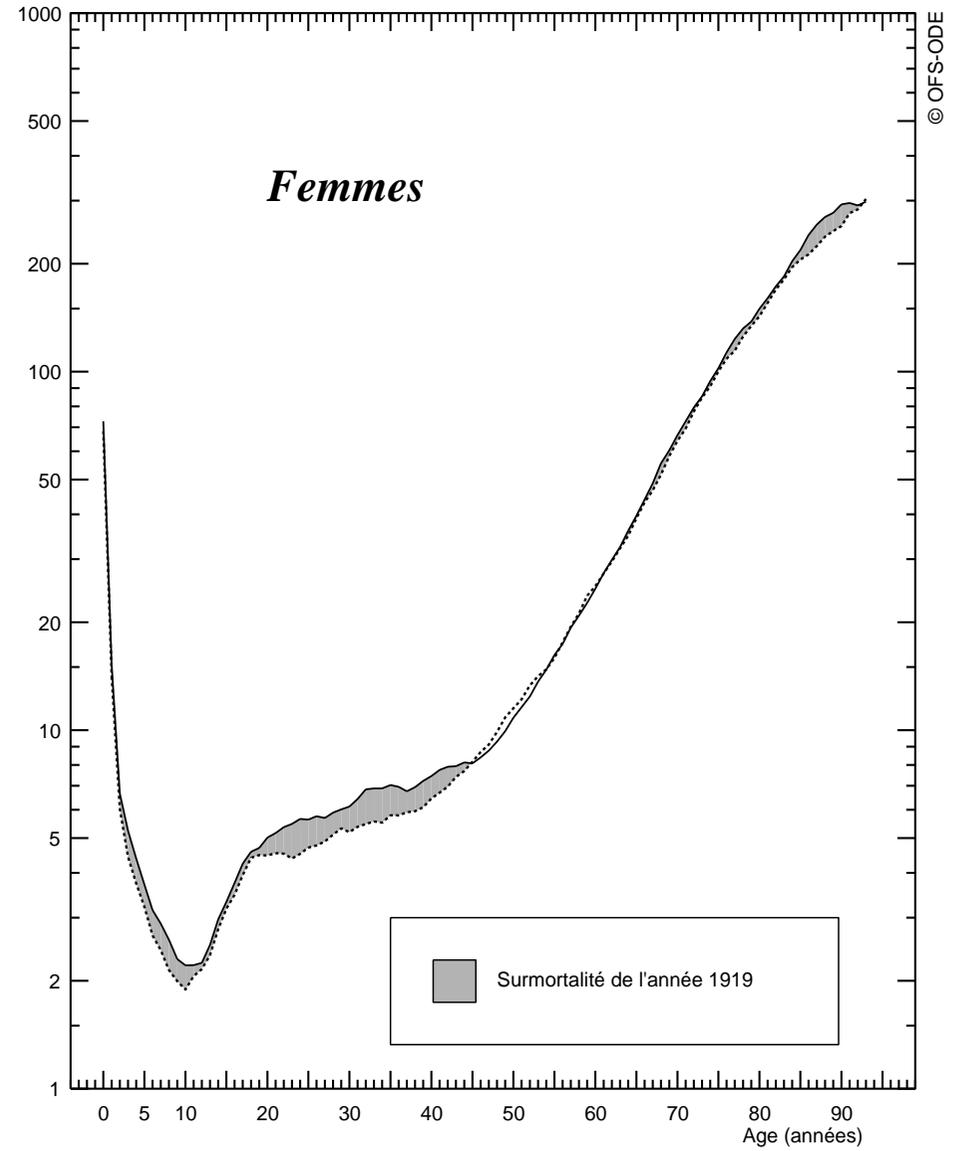
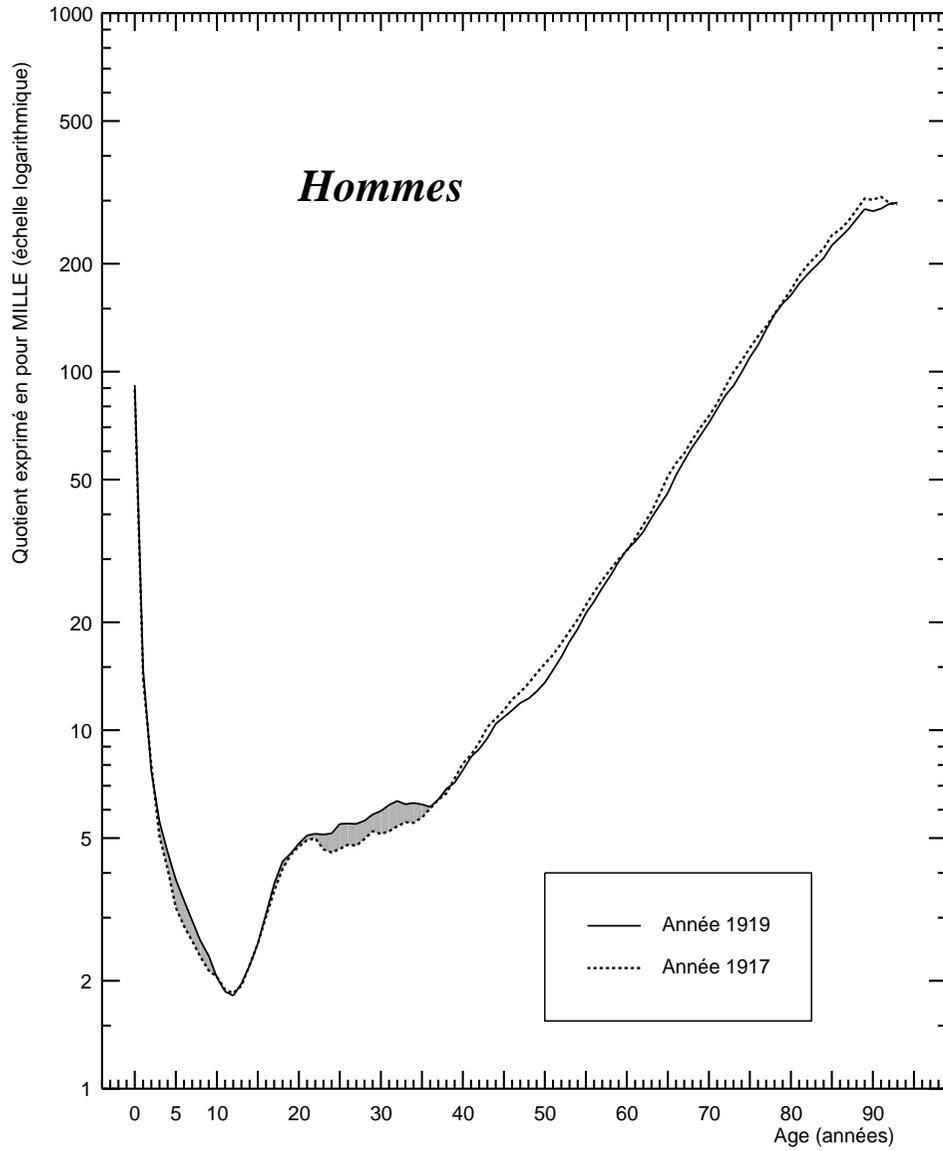


Figure 9.7 SUISSE, 1937-1946
Indicateur conjoncturel mensuel de la PRIMO-NUPTALITE FEMININE,
de la FECONDITE et de la MORTALITE MASCULINE
Séries corrigées des variations saisonnières et séries lissées par moyenne mobile

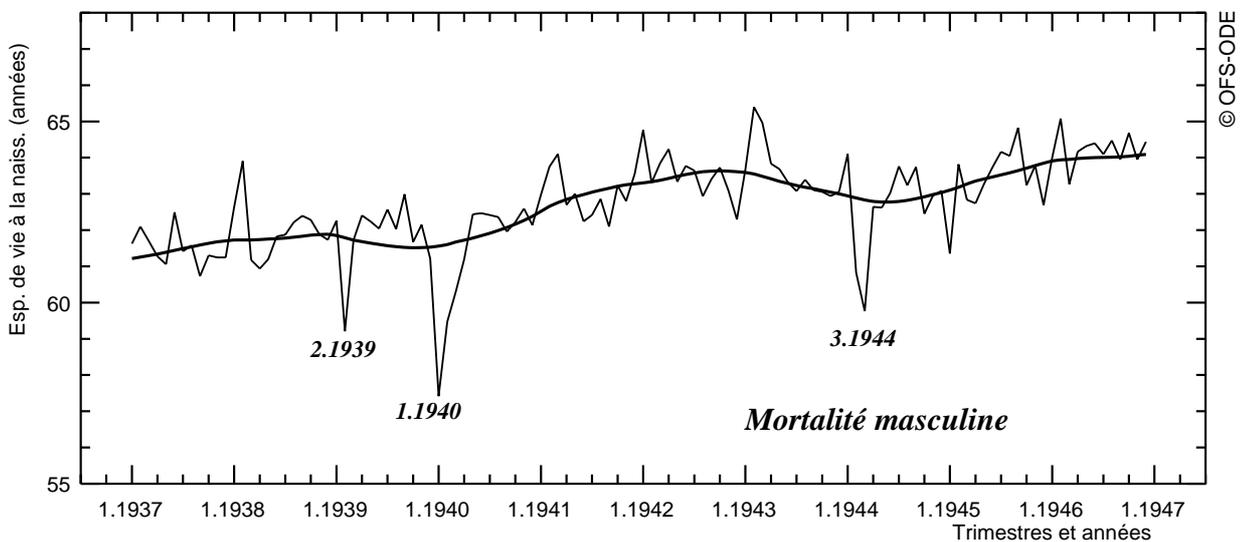
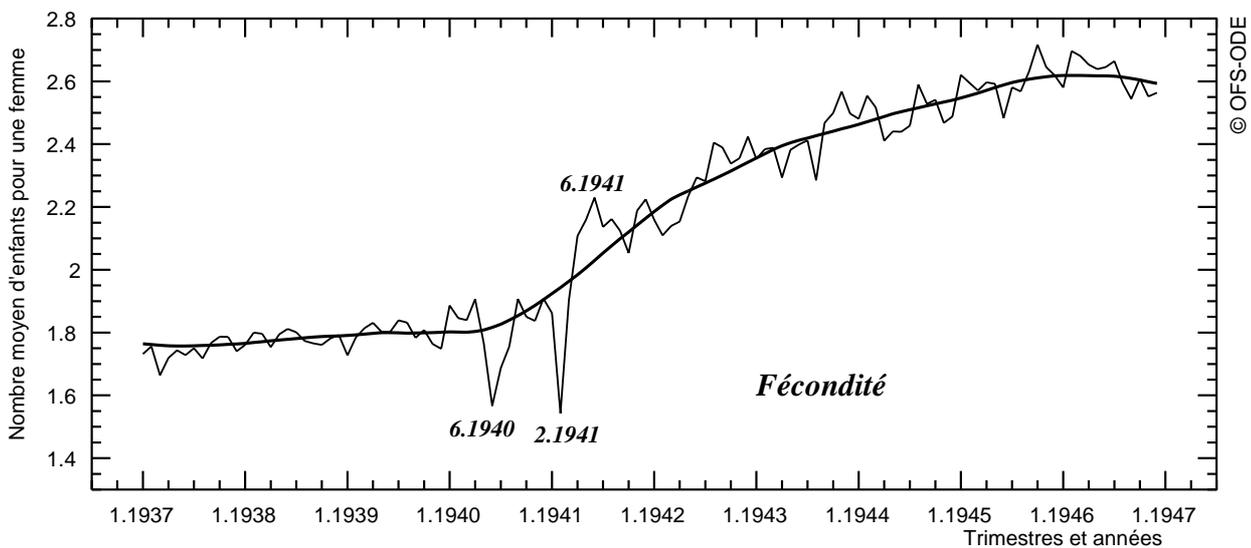
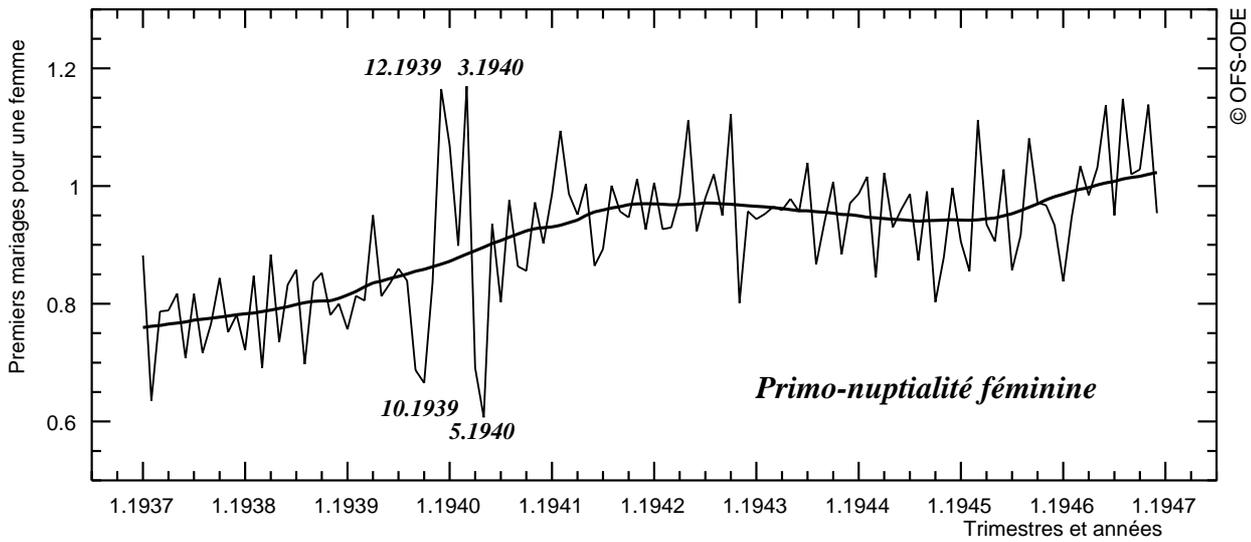




Figure 9.8 SUISSE, SUEDE et FRANCE, 1930-1955
Evolution de l'indicateur conjoncturel mensuel de la FECONDITE
Données corrigées des variations saisonnières et données lissées par moyenne mobile

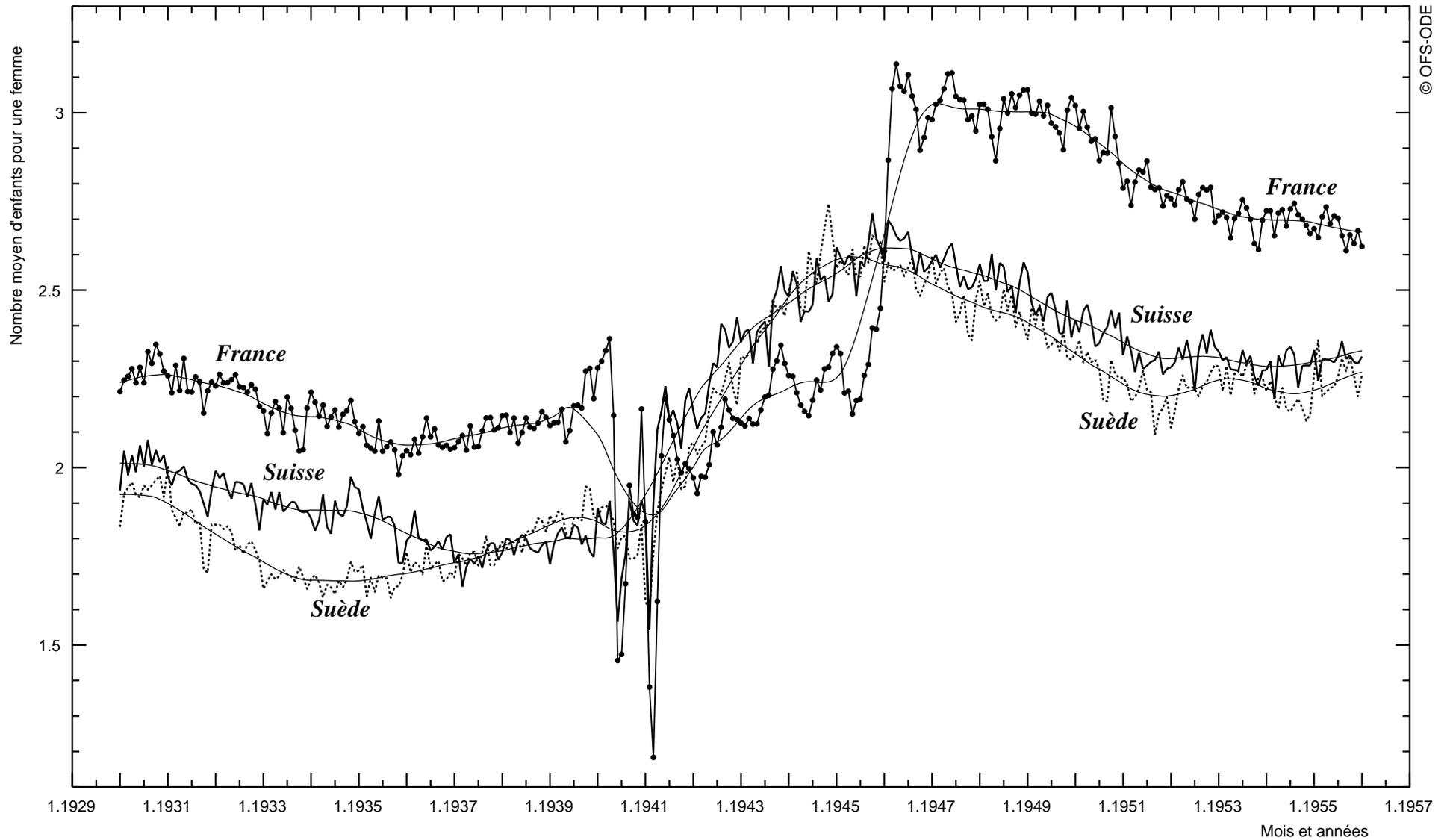




Figure 9.9 SUISSE, 1926-1928 et 1957-1959
Indicateur conjonctuel mensuel de la MORTALITE MASCULINE et de la FECONDITE
Séries corrigées des variations saisonnières et séries lissées par moyenne mobile
Effets des gripes de janvier 1927 et octobre-novembre 1957 (grippe asiatique)

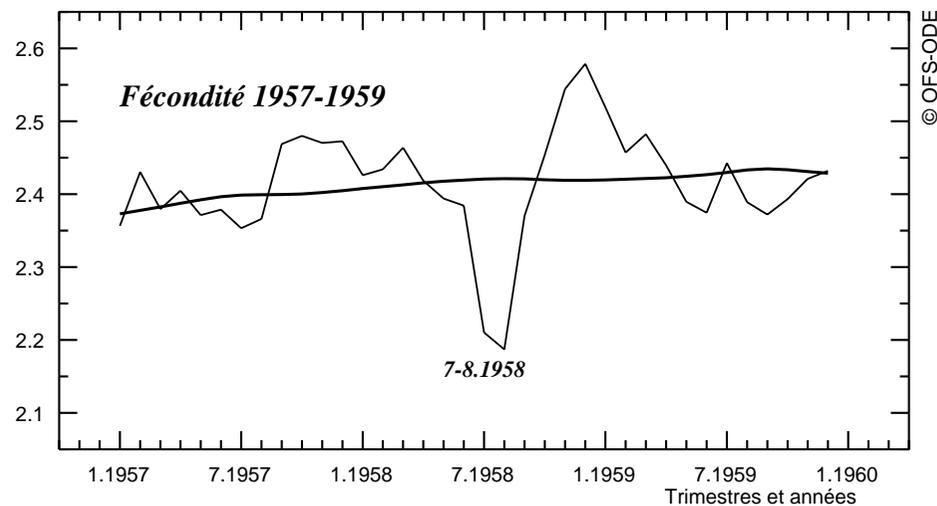
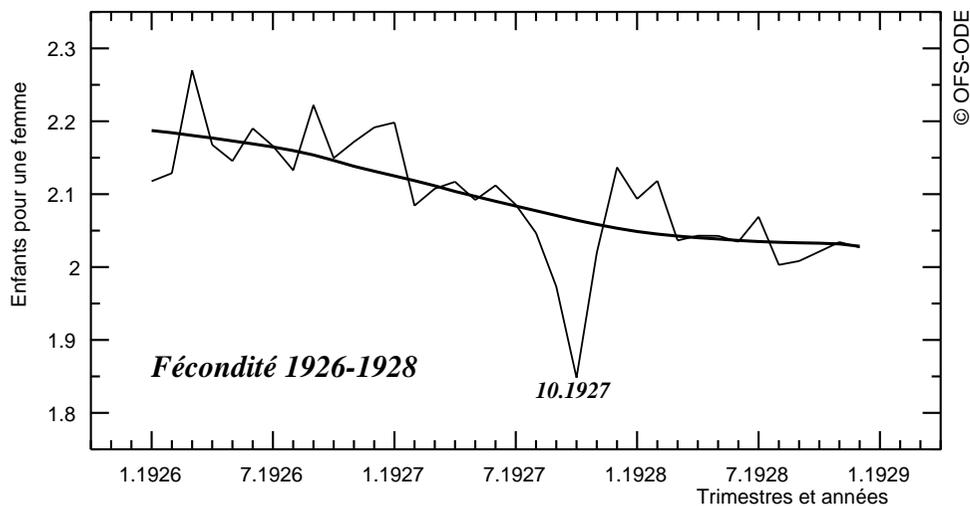
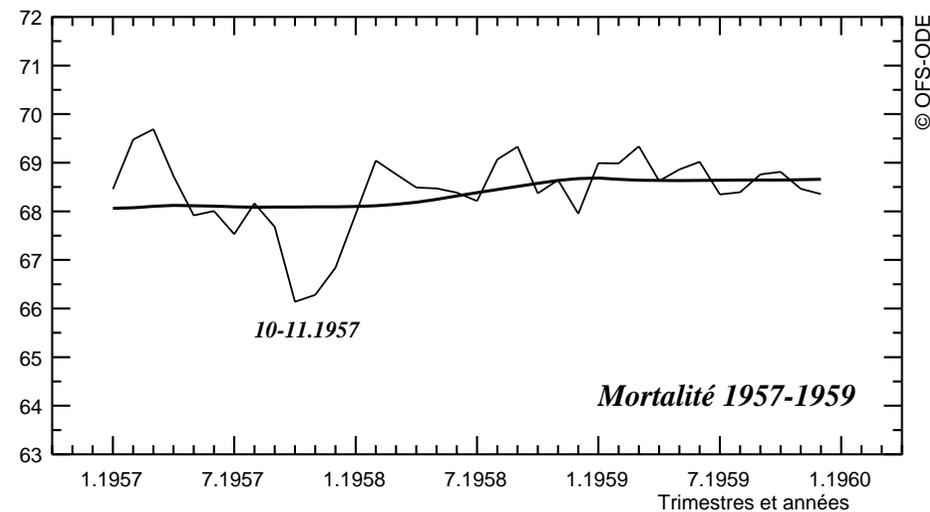
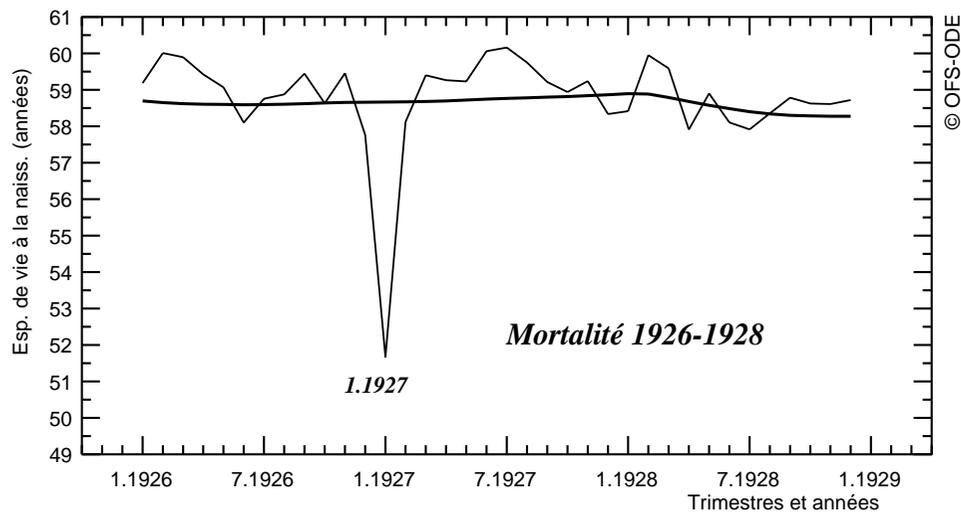




Figure 9.10 SUISSE, 1970, 1980, 1981 et 1991
Nombre journalier de naissances vivantes
En trait gras : moyenne mobile sur une semaine, centrée

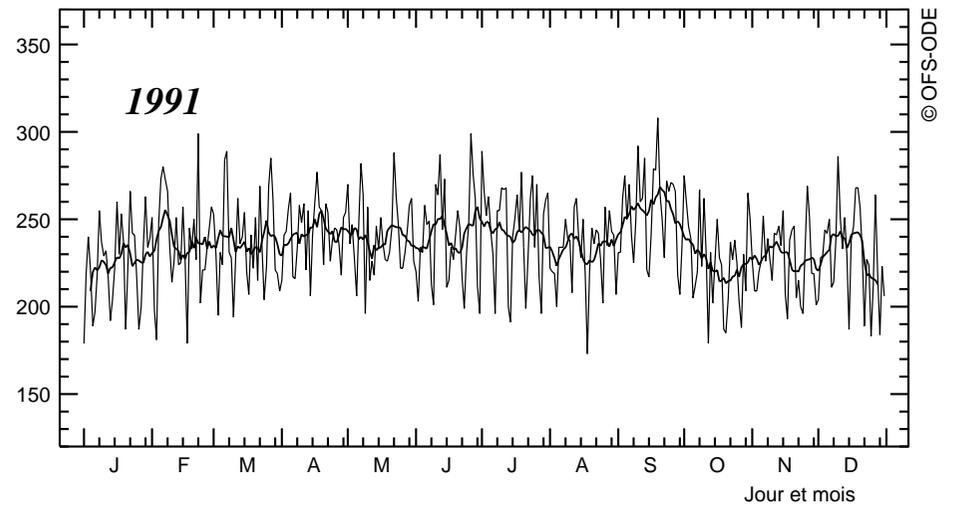
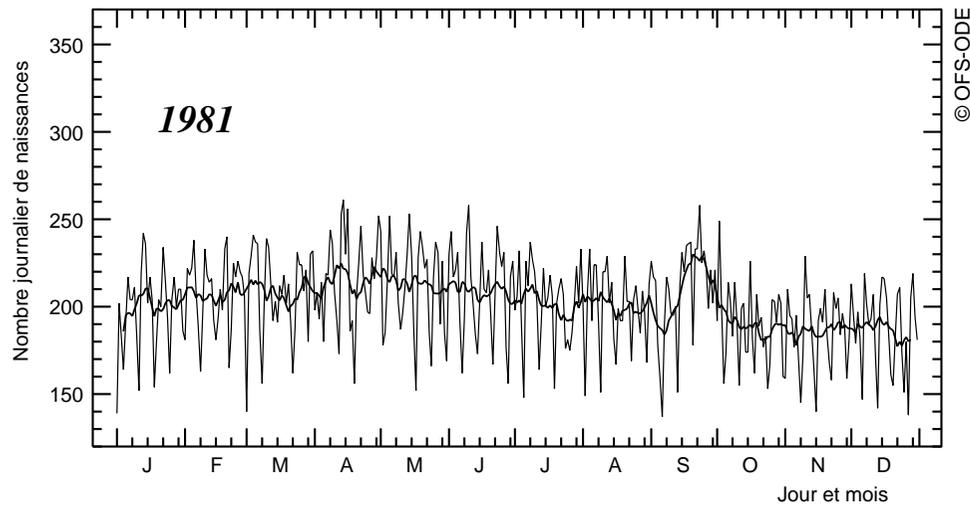
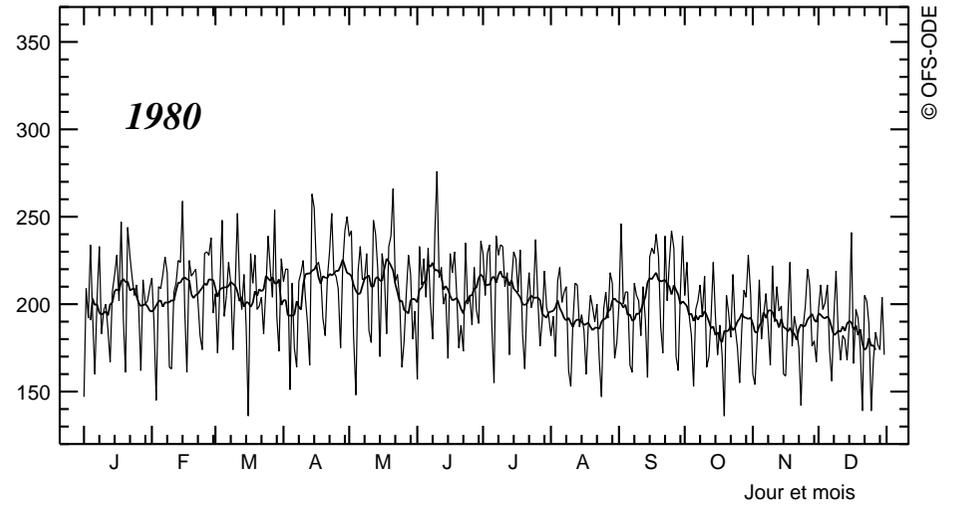
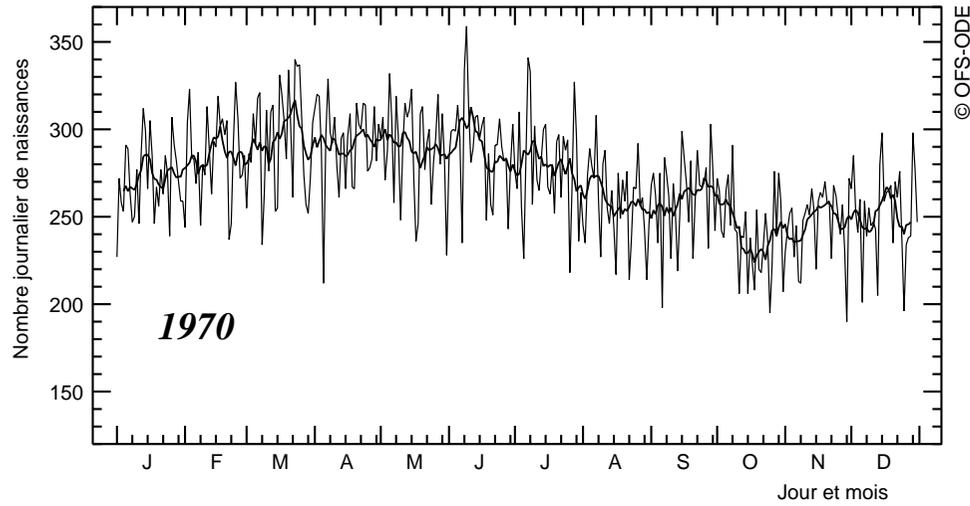
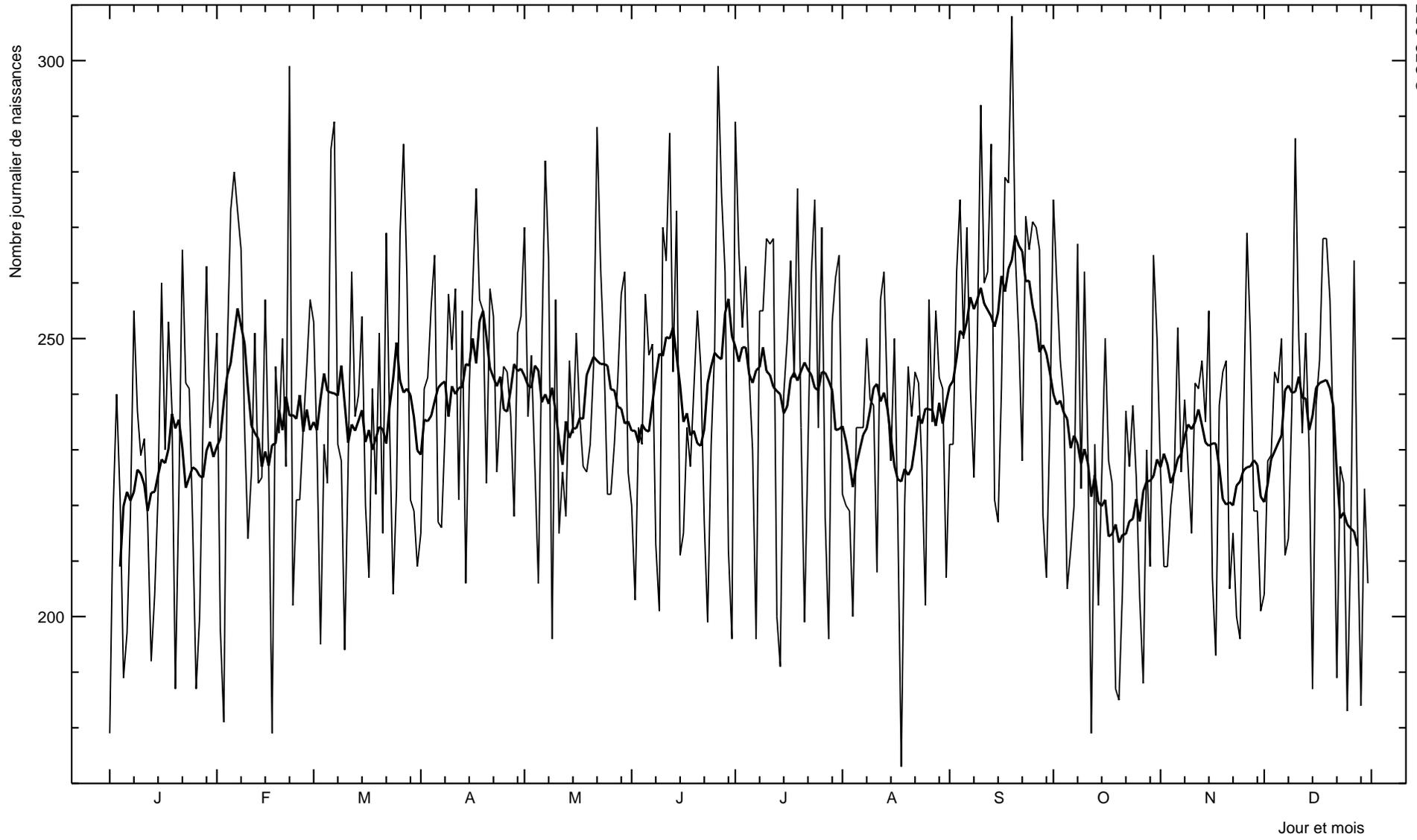




Figure 9.11 SUISSE, 1991
Nombre journalier de naissances vivantes
En trait gras : moyenne mobile sur une semaine, centrée



Ce chapitre est consacré à une rapide comparaison de la démographie suisse à celles de ses voisins, excepté le Liechtenstein : l'Allemagne, l'Autriche, la France et l'Italie. Sauf en matière de mortalité, les données relatives à l'Allemagne présentées ci-dessous se rapportent au territoire résultant de la réunification.

Une pyramide des âges qui diffère peu de celles des quatre pays voisins

La comparaison de la pyramide des âges de la Suisse et de celle de chacun de ses quatre voisins fait l'objet des figures 10.1.A à 10.1.D. Les différences sont dans l'ensemble réduites, tenant à l'histoire spécifique de l'un ou l'autre pays (pertes militaires en Allemagne et en Autriche affectant les générations masculines 1920-1925, fortes natalités allemande de 1934 à 1941 et autrichienne de 1939 à 1941, faible natalité italienne depuis 1980). La précocité du *baby-boom* suisse durant la Seconde Guerre mondiale ressort clairement de la comparaison avec la pyramide française. D'une façon générale, c'est avec l'Autriche que les analogies sont les plus étroites, notamment en deçà de 40 ans.

Un vieillissement dont la progression est analogue à celle observée ou attendue chez les voisins

Les figures 10.2 et 10.3 comparent les évolutions, en Suisse et dans chacun des pays voisins ainsi que dans l'Union Européenne prise dans son ensemble, de l'âge qui, au sein de la population de 20 ans ou plus, est l'homologue de 60 ans au 1^{er} janvier 1995. La physionomie des évolutions est remarquablement similaire, en particulier pour ce qui concerne le prochain demi-siècle. S'agissant des deux dernières décennies, les différences entre pays sont surtout liées à l'importance du déficit des naissances durant les années 1915-1919.

Une nuptialité qui ne s'est pas autant abaissée que chez les voisins, mais qui reste plus tardive

L'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité, tant masculine (Figure 10.4) que féminine (Figure 10.5), qui avait beaucoup diminué en Suisse de 1960 à 1975, au point de devenir le plus faible parmi les cinq pays considérés, s'est redressé de 1975 à 1988, avant de diminuer à nouveau. Cependant, au cours des années récentes, il excède ceux observés en Allemagne, en Autriche et en France, demeurant proche de celui de l'Italie. On notera la grande sensibilité des indicateurs conjoncturels autrichiens qui, à trois reprises (1972, 1983 et 1987), ont enregistré des variations brutales suite à de changements de législation touchant la fiscalité des personnes mariées.

Au fil des générations successives, l'intensité de la nuptialité, mesurée par la proportion de non célibataires à 50 ans, a été longtemps plus faible en Suisse que dans les pays limitrophes ; elle a diminué, en Suisse comme ailleurs, avec la désaffection à l'égard du mariage légal et le développement de la cohabitation, mais dans les générations nées vers 1960, les écarts entre la Suisse et les autres pays se sont amenuisés.



En matière d'âge au mariage (Figures 10.7 et 10.8), la Suisse présente une évolution plus singulière. La tendance générale, au cours des décennies 1950 et 1960, à un mariage de plus en plus précoce s'est inversée en Suisse quelques années plus tôt que dans les autres pays et la remontée de l'âge moyen au mariage y a été vigoureuse. Dans les générations nées vers 1960, c'est en Suisse qu'on s'est marié le plus tard : un an plus tard en moyenne qu'en Italie, deux ans plus tard qu'en France.

Une fécondité moins basse qu'en Allemagne, Autriche et Italie, mais plus basse qu'en France

L'indicateur conjoncturel de la fécondité (partie gauche de la figure 10.6) qui, en Suisse, n'est guère sorti depuis une vingtaine d'années de l'intervalle 1,5-1,6 enfant pour une femme, reste moins bas que ceux particulièrement faibles enregistrés en Allemagne, en Autriche et, surtout, en Italie (indicateur inférieur à 1,2 enfant pour une femme en 1995). Depuis la Seconde Guerre mondiale, l'indicateur suisse a cependant été constamment inférieur, d'au moins 0,2 enfant pour une femme, à celui observé en France.

En termes de descendance finale (partie gauche de la figure 10.6), parmi les générations féminines nées vers 1960, la Suisse se situe légèrement au-dessus de l'Allemagne, de l'Autriche et de l'Italie, mais à environ 0,3 enfant par femme au-dessous de la France. Comme celui de la primo-nuptialité, le calendrier de la fécondité est dans l'ensemble plus tardif en Suisse que dans les pays voisins : environ deux années séparent les âges moyens à la maternité en Suisse et en Autriche.

Une proportion de naissances hors mariage qui augmente, mais qui reste parmi les plus faibles

Comme nous l'avons indiqué au chapitre 5, c'est en matière de naissances hors mariage que la fécondité suisse se distingue le plus de ses homologues allemande, autrichienne et française, conservant une grande similitude avec la fécondité italienne. Durant les décennies 1950 et 1960, on ne comptait en Suisse qu'environ 4% de naissances hors mariage, à peine plus qu'en Italie, contre environ 7% en France et plus de 12% en Autriche. L'Allemagne se révélait hétérogène, la proportion des naissances hors mariage en Allemagne de l'Ouest étant voisine de celle observée en France, tandis que l'Allemagne de l'Est ressemblait beaucoup à l'Autriche (Figure 10.10).

A partir de la seconde moitié des années 1960, on voit cette proportion augmenter dans tous les pays, mais beaucoup plus rapidement dans certains d'entre eux (Allemagne de l'Est : plus de 40% depuis 1991, France : 36% en 1994). La Suisse, avec à peine 8% en 1996, reste avec l'Italie, parmi les pays d'Europe où cette proportion est la moins élevée.

Une situation sanitaire parmi les plus favorables en Europe

Les figures 10.11.A, 10.11.B et 10.11.C comparent l'évolution, depuis la Seconde Guerre mondiale, des quotients de mortalité masculins et féminins selon quatre groupes d'âge en Suisse et respectivement en Allemagne (données portant sur l'Allemagne de l'Ouest uniquement), en Autriche et en France. Pour chaque groupe d'âge et chaque sexe, la Suisse n'a cessé d'enregistrer



depuis cinquante ans la mortalité la plus basse. Seule la France – et seulement entre 1 et 20 ans et entre 60 et 80 ans – parvient à rejoindre le niveau de la Suisse.

Cette appréciation globale doit cependant être nuancée. Si on compare, à chaque âge et pour chaque sexe, les quotients moyens de mortalité de la période 1990-1994 (Figure 10.12), on constate que la mortalité est plus basse en Suisse qu'en Allemagne et en Autriche, tant chez les hommes que chez les femmes, au dessus de 35 ans et entre 0 et 1 an ; en revanche, la mortalité suisse est plus élevée que la mortalité allemande entre 10 et 35 ans et que la mortalité autrichienne entre 20 et 35 ans. Par rapport à la France la comparaison est indécise en deçà de 25 ans, très nettement en faveur de la Suisse entre 25 et 60 ans mais un léger avantage va à la France après 60 ans chez les femmes et 65 ans chez les hommes.

Certes, aux âges où, comparée à l'Allemagne et à l'Autriche, la Suisse obtient des résultats moins favorables, la mortalité est faible. Il convient cependant de souligner le fait que, vers 25 ans, la mortalité est supérieure d'environ un tiers en Suisse et en France à ce qu'elle est en Allemagne ou en Autriche.

En termes d'espérance de vie à la naissance pour la période 1990-1994, la Suisse se situe au premier rang pour les hommes (74,6 ans) devant l'Allemagne et la France (73,2 ans) puis l'Autriche (72,8 ans) mais au deuxième rang pour les femmes (81,3 ans), derrière la France (81,4 ans) et devant l'Allemagne (79,5 ans) et l'Autriche (79,3 ans). Les classements sont presque les mêmes pour ce qui concerne l'espérance de vie à 60 ans, avec pour les hommes respectivement 19,5 ans en Suisse, 19,3 en France, 18,2 en Autriche et 18,1 ans en Allemagne et pour les femmes 24,6 ans en France, 24,2 en Suisse, 22,5 en Allemagne et 22,4 ans en Autriche.

La décomposition selon l'âge de l'écart entre l'espérance de vie à la naissance en Suisse et dans chacun des trois autres pays (Figure 10.13) confirme que l'incidence (sur l'indicateur global que constitue l'espérance de vie à la naissance) de la surmortalité suisse vers 25 ans par rapport à l'Allemagne et à l'Autriche est de beaucoup inférieure à celle de la sous-mortalité suisse au delà de 35 ans. On notera l'effet appréciable de la faible mortalité infantile suisse sur l'espérance de vie à la naissance, notamment par rapport à l'Autriche et à la France pour le sexe masculin.





Figure 10.1.A SUISSE et ALLEMAGNE (après réunification). PYRAMIDES des AGES au 1er janvier 1996
 Population totale ramenée à un million de personnes dans chaque pays

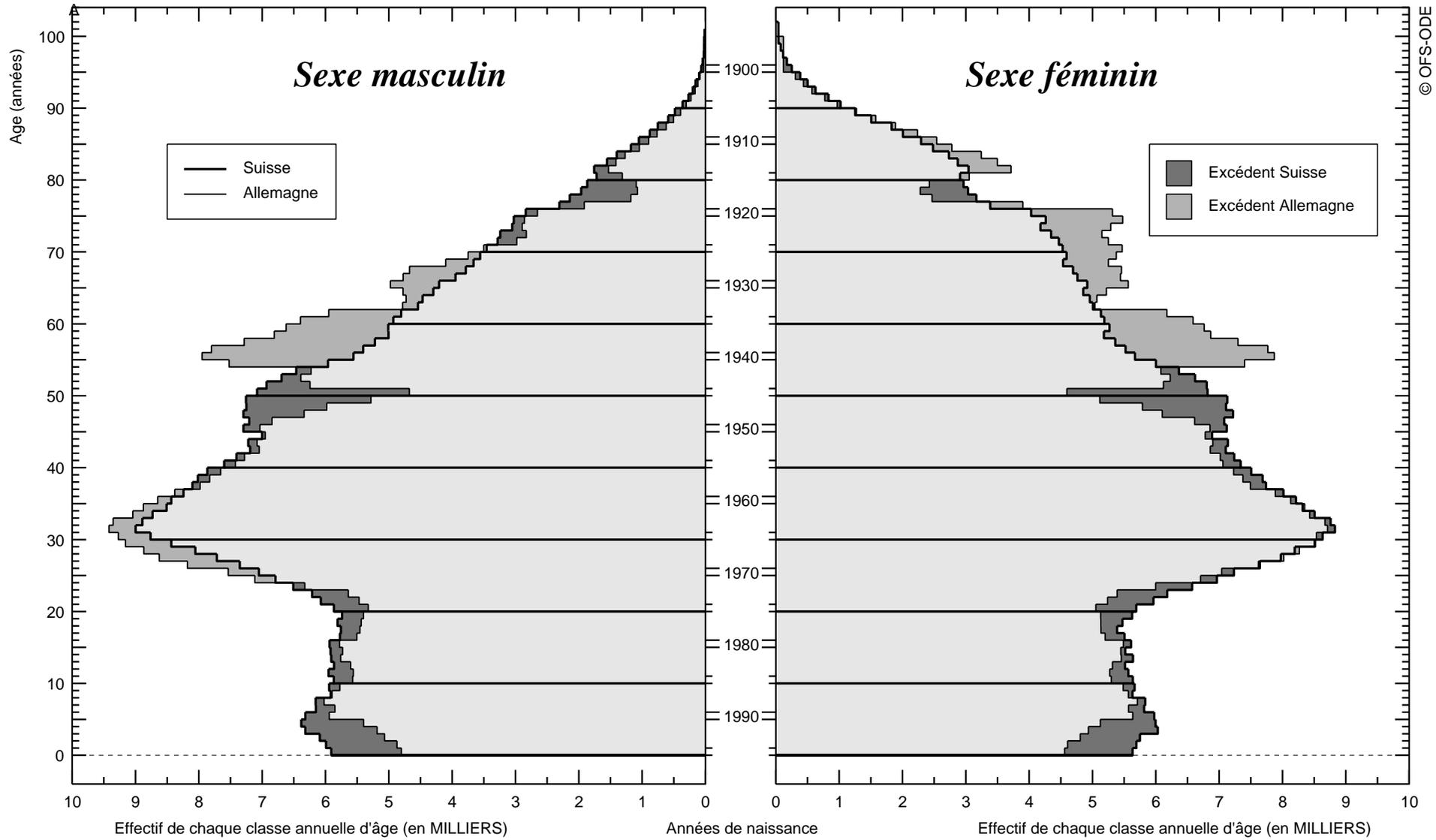




Figure 10.1.B SUISSE et AUTRICHE. PYRAMIDES des AGES au 1er janvier 1996
Population totale ramenée à un million de personnes dans chaque pays

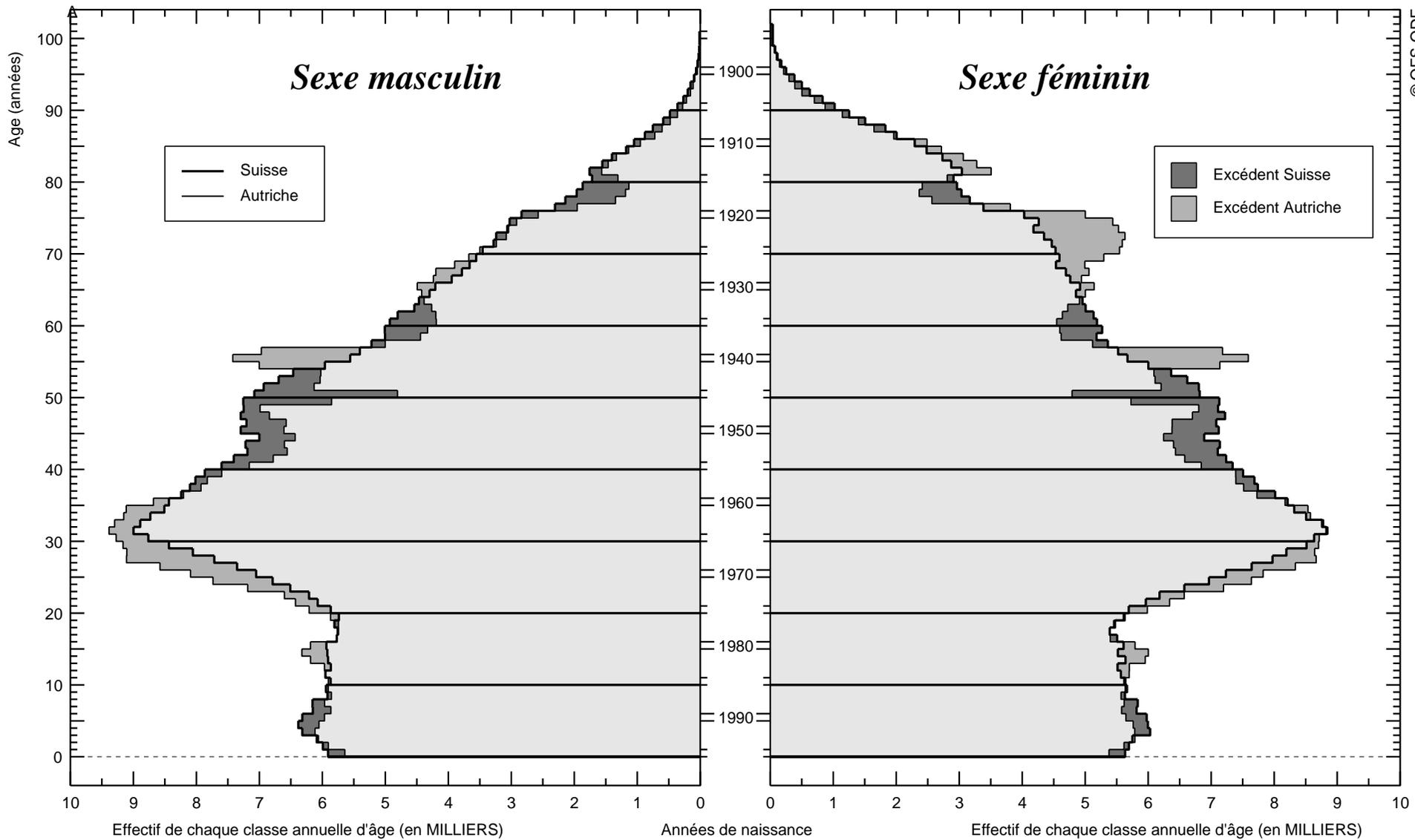




Figure 10.1.C SUISSE et FRANCE. PYRAMIDES des AGES au 1er janvier 1996
 Population totale ramenée à un million de personnes dans chaque pays

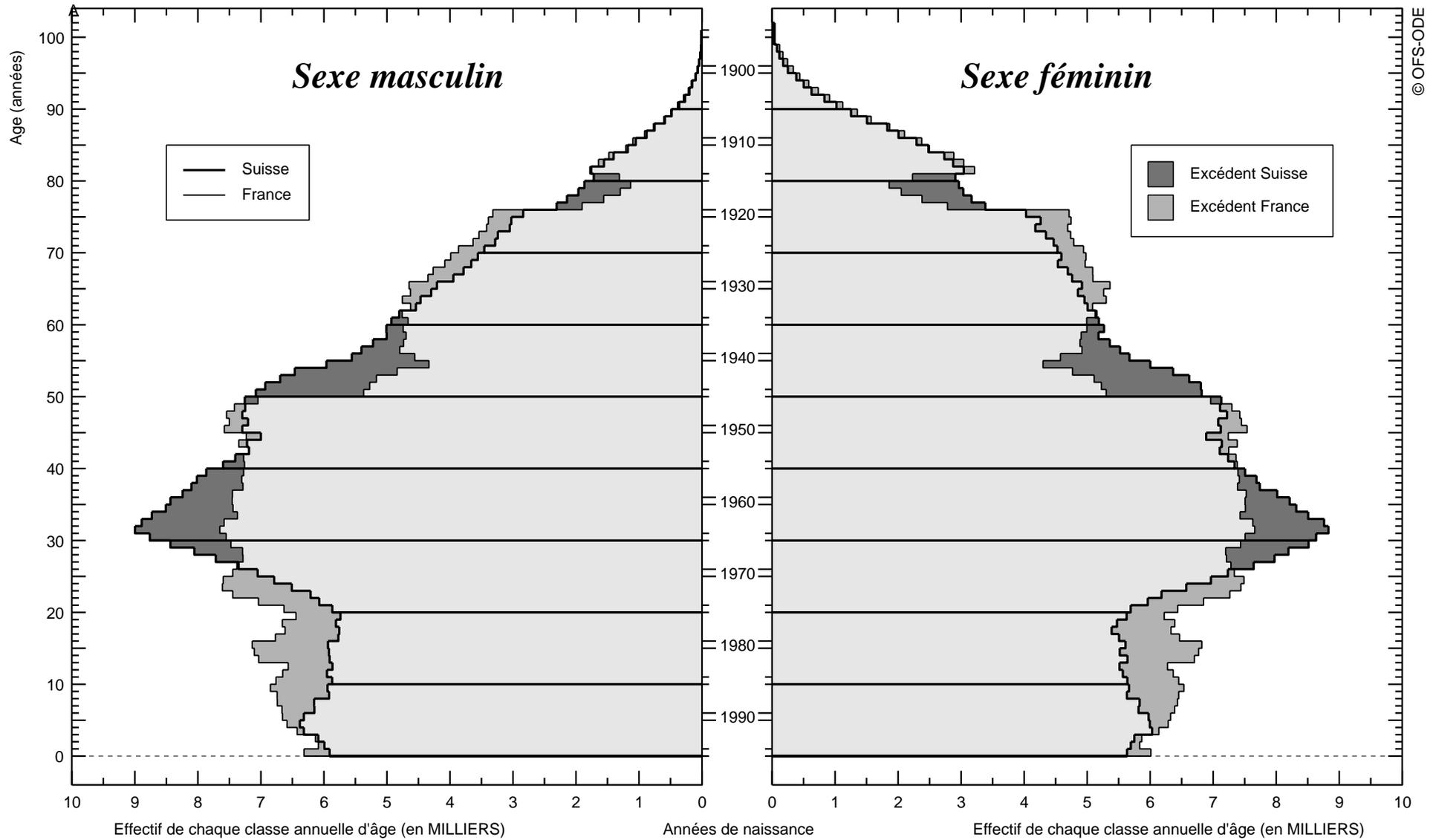
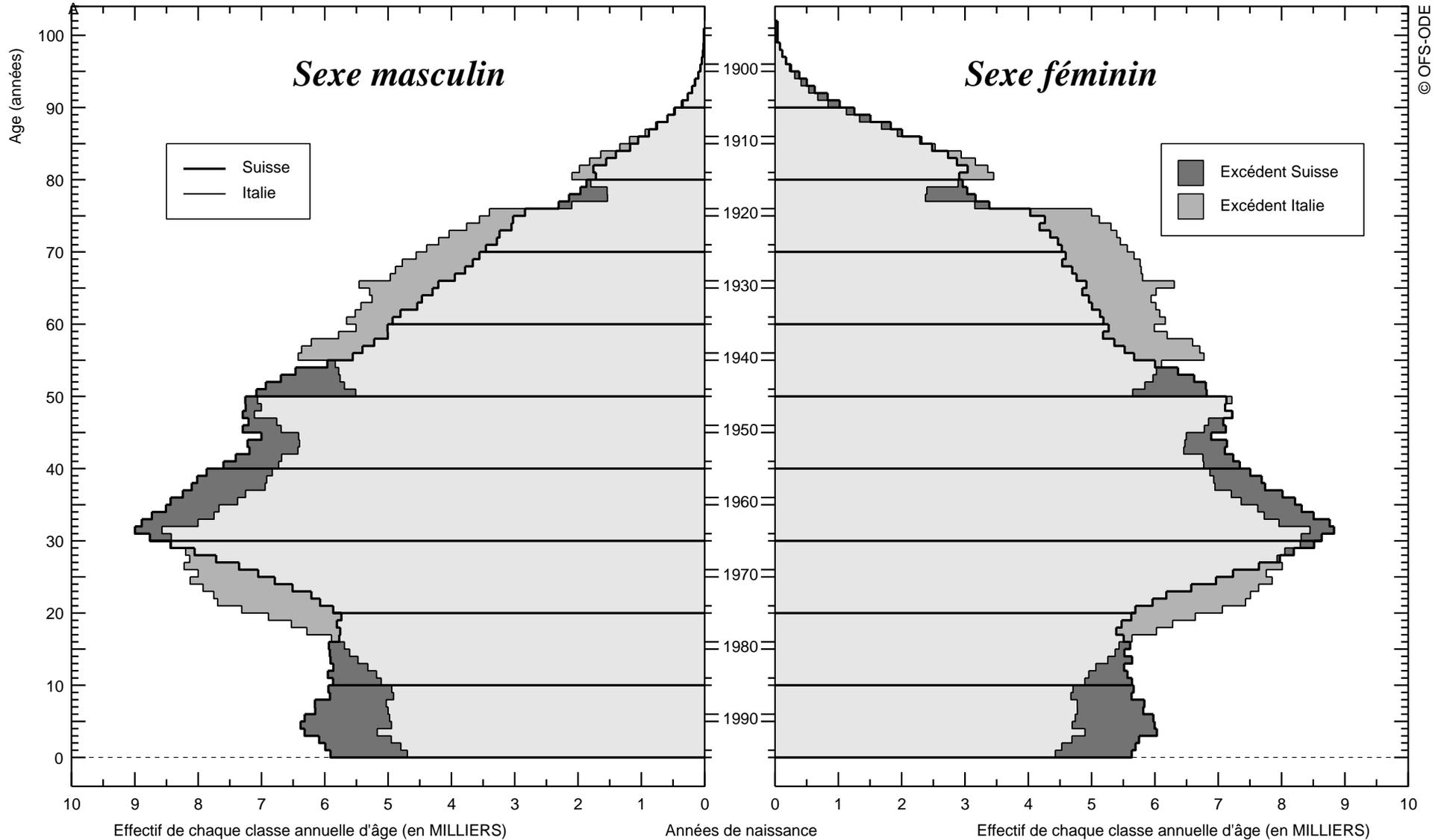


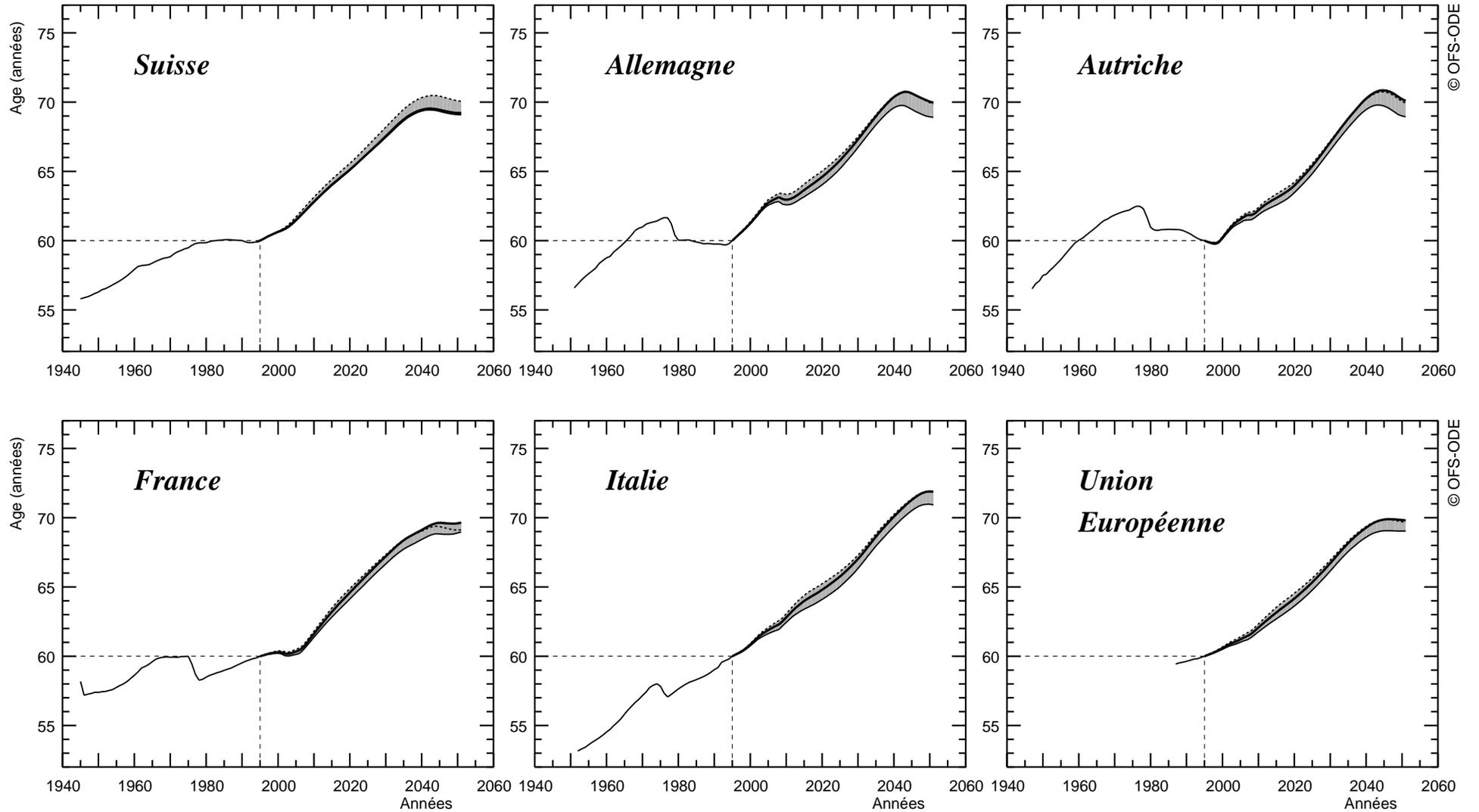


Figure 10.1.D SUISSE et ITALIE. PYRAMIDES des AGES au 1er janvier 1996
Population totale ramenée à un million de personnes dans chaque pays





**Figure 10.2 SUISSE, ALLEMAGNE, AUTRICHE, FRANCE, ITALIE et UNION EUROPEENNE (Eur15)
 AGE HOMOLOGUE, au sein de la population de 20 ans ou plus, de 60 ans au 1.1.1995
 Observations jusqu'en 1995, scénarios A, B et C de l'OFS pour la Suisse
 Projections d'Eurostat, variantes haute, moyenne et basse, pour les autres pays**



© OFS-ODE

© OFS-ODE



Figure 10.3 SUISSE, ALLEMAGNE, AUTRICHE, FRANCE et ITALIE
AGE HOMOLOGUE, au sein de la population de 20 ans ou plus, de 60 ans au 1.1.1995
Observations jusqu'en 1995, scénario A de l'OFS pour la Suisse
Projections d'Eurostat, variante moyenne, pour les autres pays

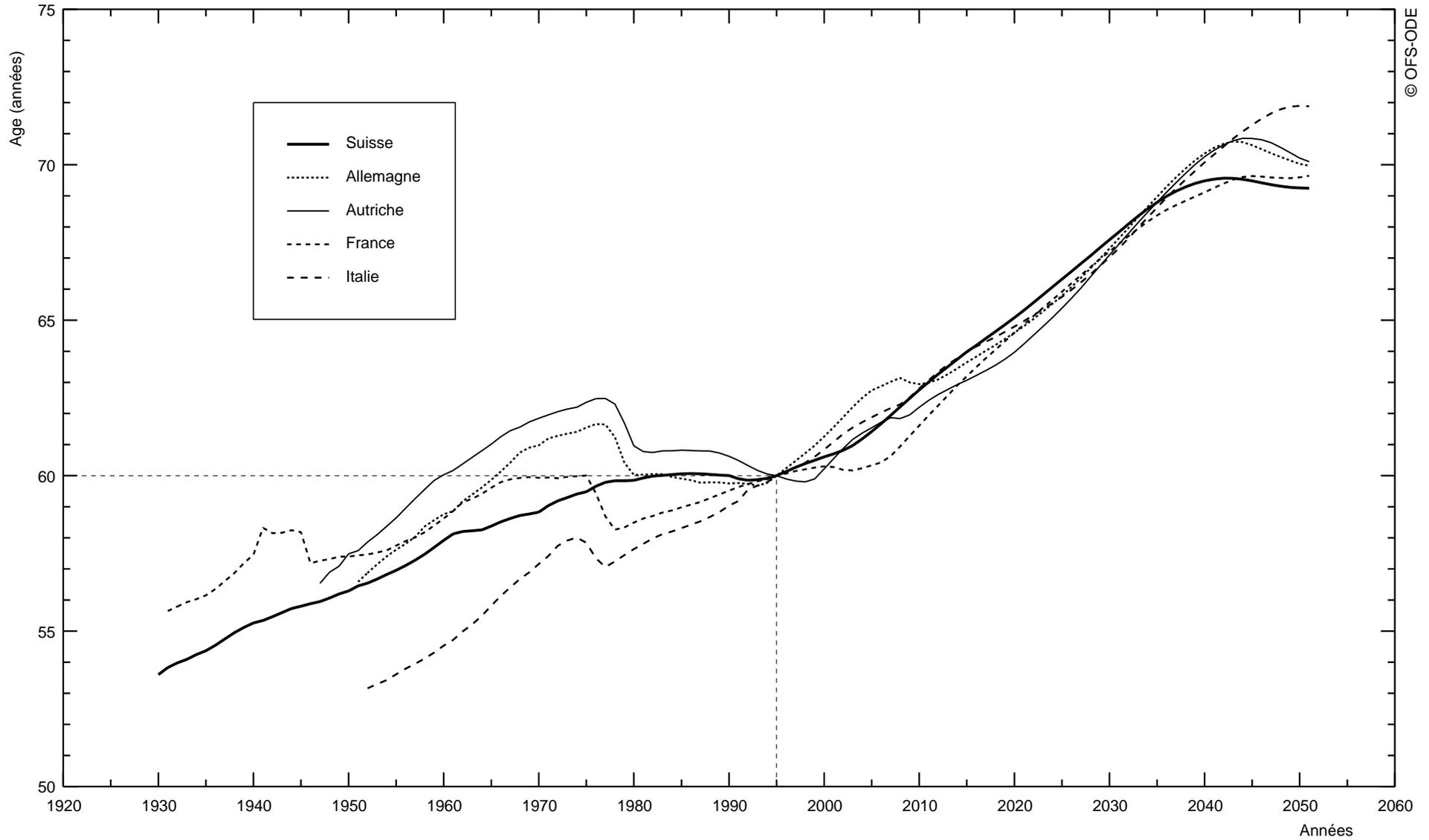




Figure 10.4 SUISSE, ALLEMAGNE, AUTRICHE, FRANCE et ITALIE
Evolution de l'indicateur conjoncturel annuel de PRIMO-NUPTIALITE MASCULINE
et de la proportion des non célibataires dans les générations masculines

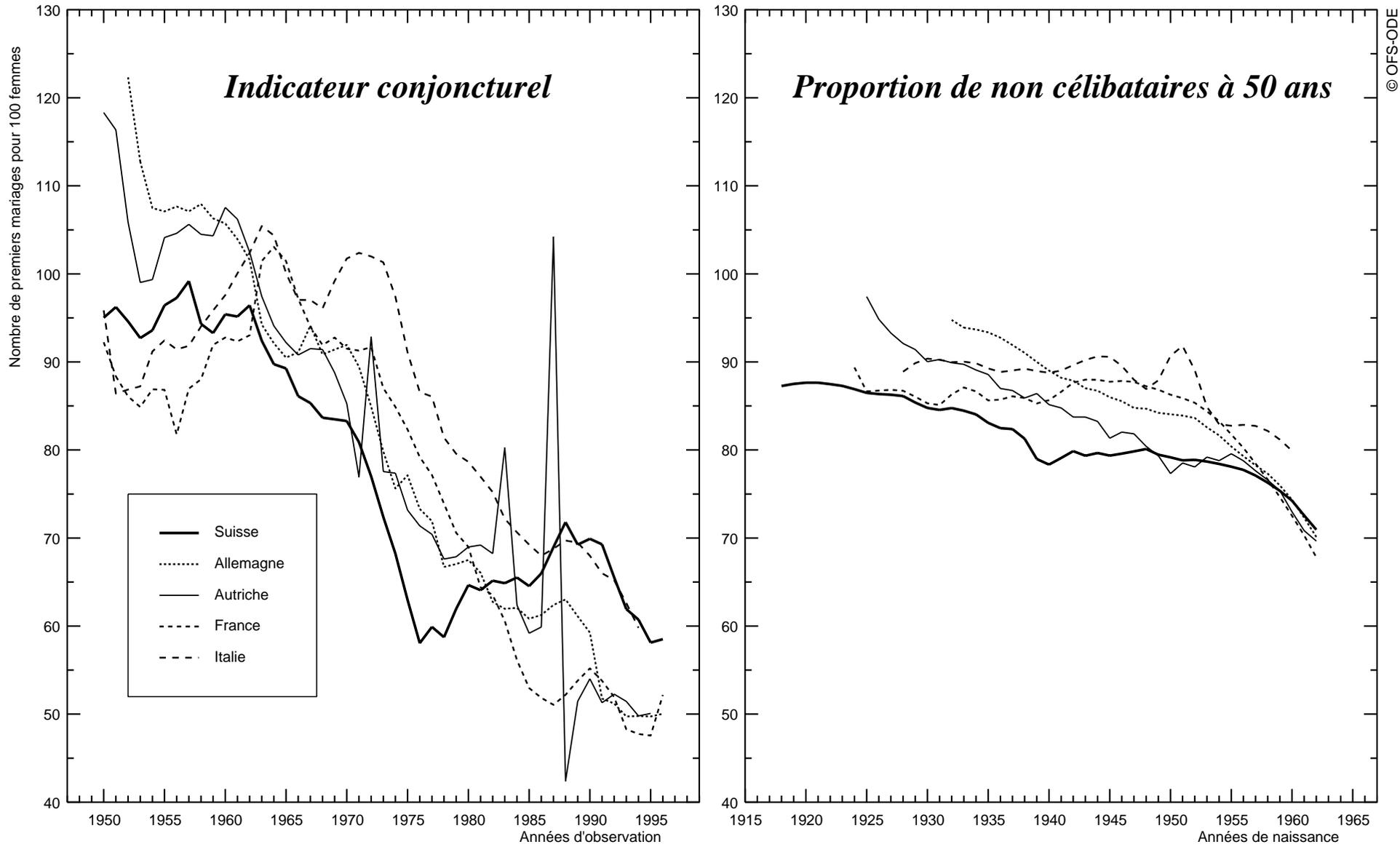




Figure 10.5 SUISSE, ALLEMAGNE, AUTRICHE, FRANCE et ITALIE
Evolution de l'indicateur conjoncturel annuel de PRIMO-NUPTIALITE FEMININE
et de la proportion des non célibataires dans les générations féminines

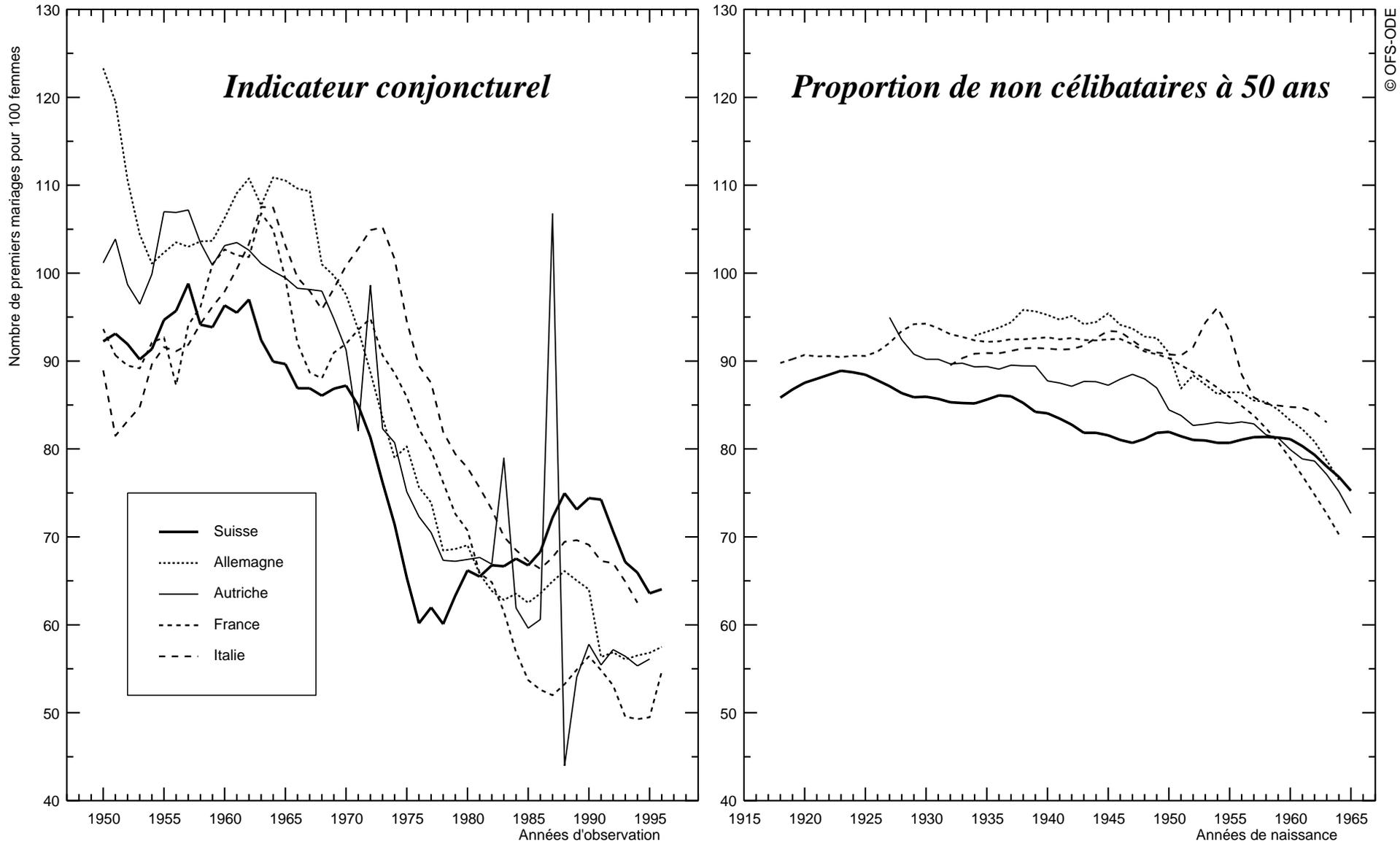




Figure 10.6 SUISSE, ALLEMAGNE, AUTRICHE, FRANCE et ITALIE
Evolution de l'indicateur conjonctuel annuel de la FECONDITE et de la descendance finale des générations féminines

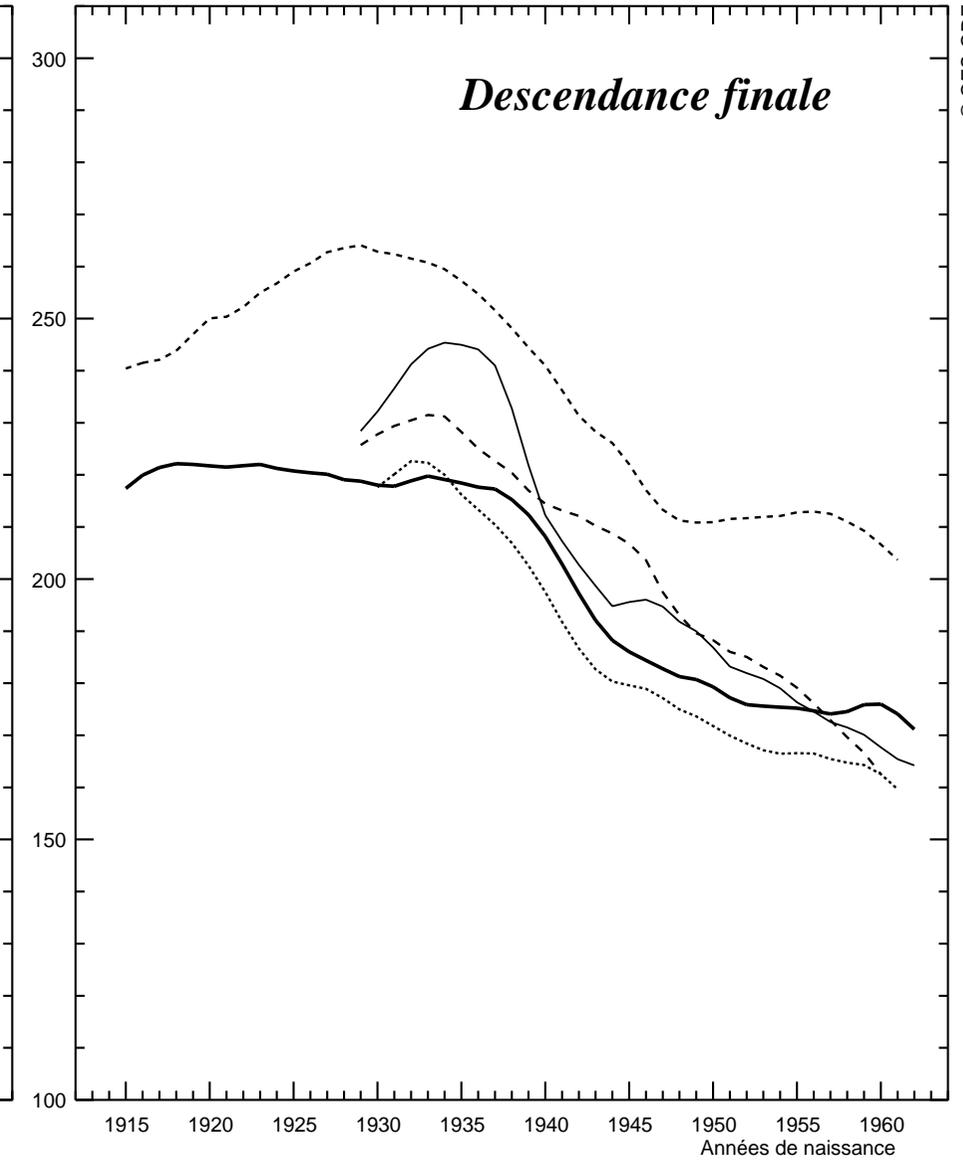
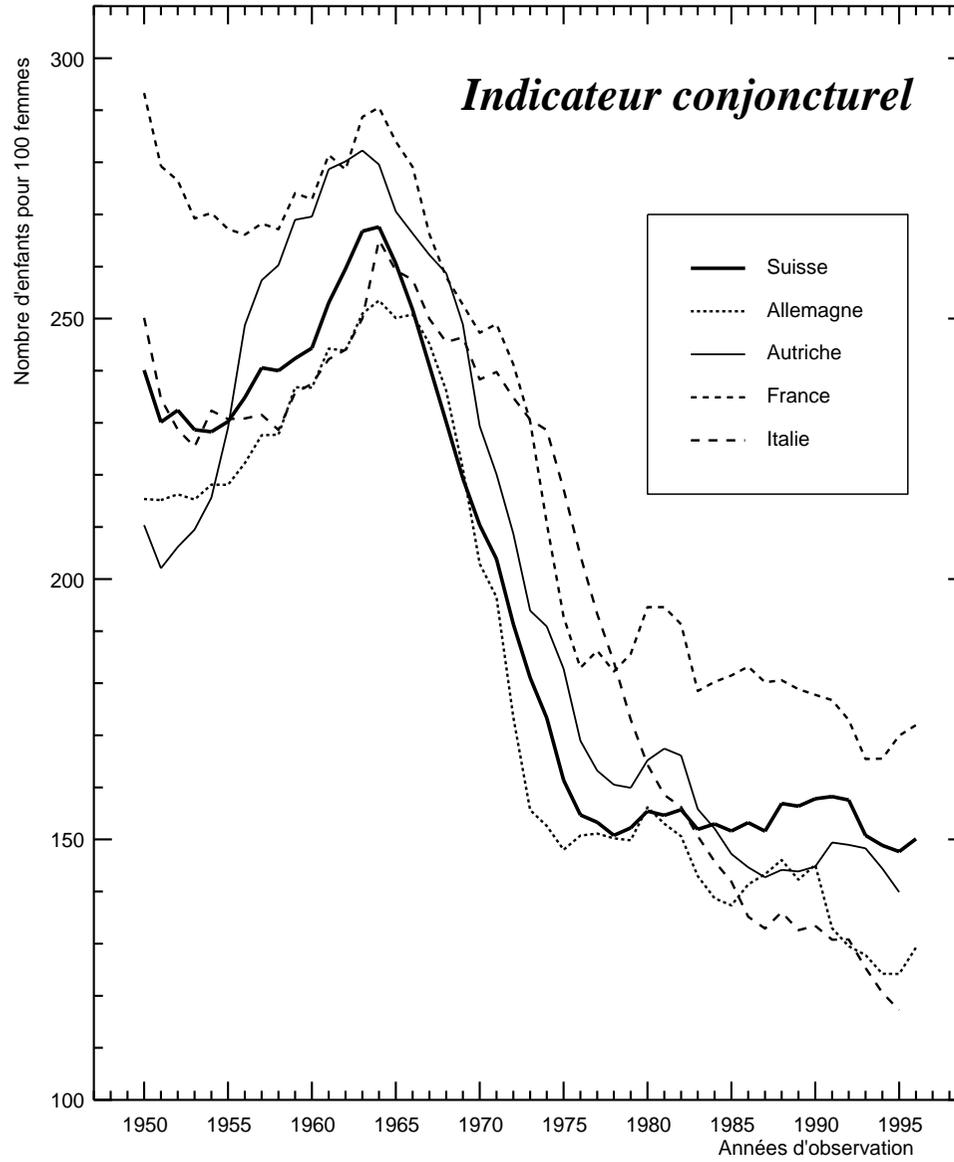




Figure 10.7 SUISSE, ALLEMAGNE, AUTRICHE, FRANCE et ITALIE
Evolution de l'AGE MOYEN au PREMIER MARIAGE MASCULIN
à travers les années d'observation et selon les générations

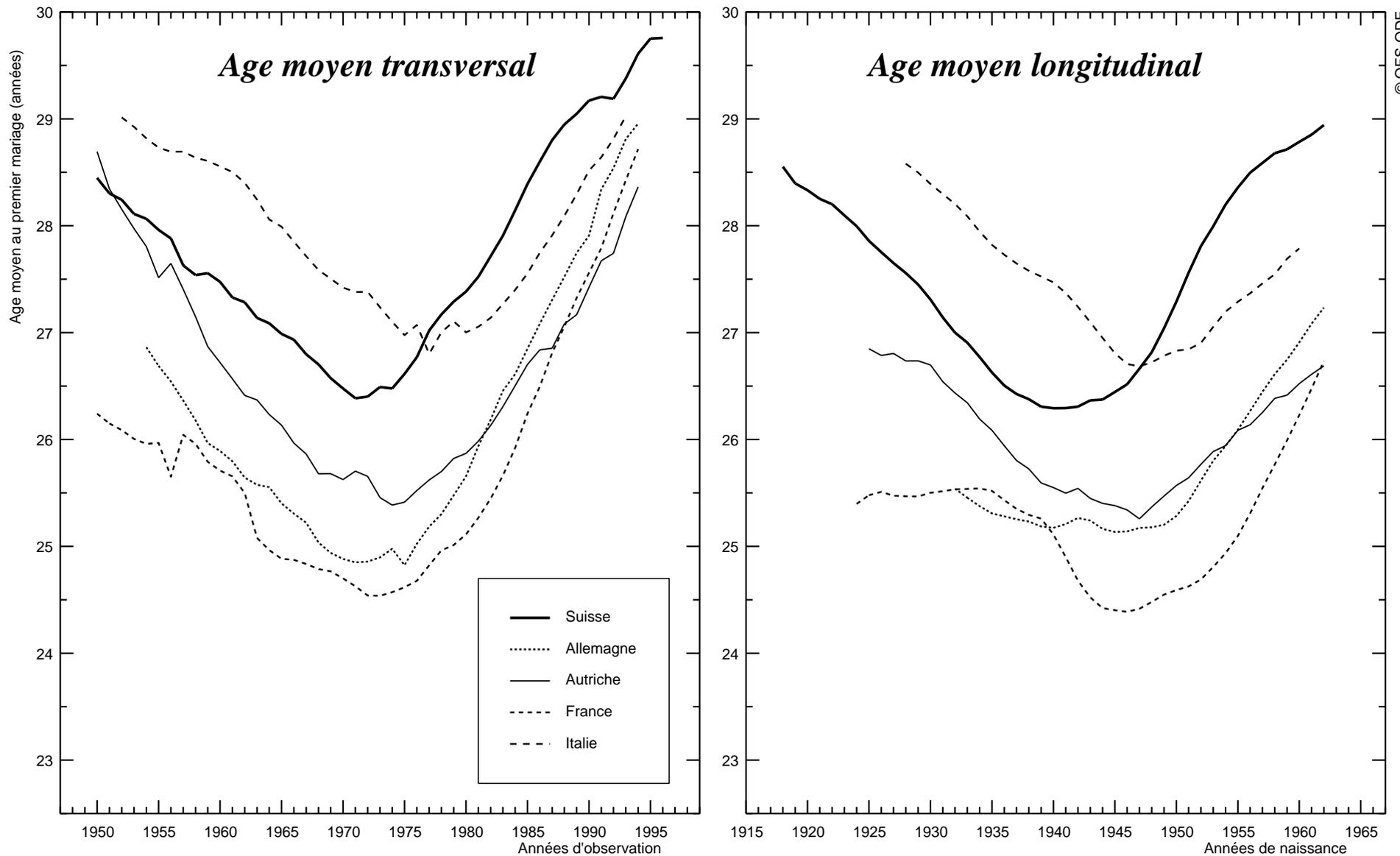




Figure 10.8 SUISSE, ALLEMAGNE, AUTRICHE, FRANCE et ITALIE
Evolution de l'AGE MOYEN au PREMIER MARIAGE FEMININ
à travers les années d'observation et selon les générations

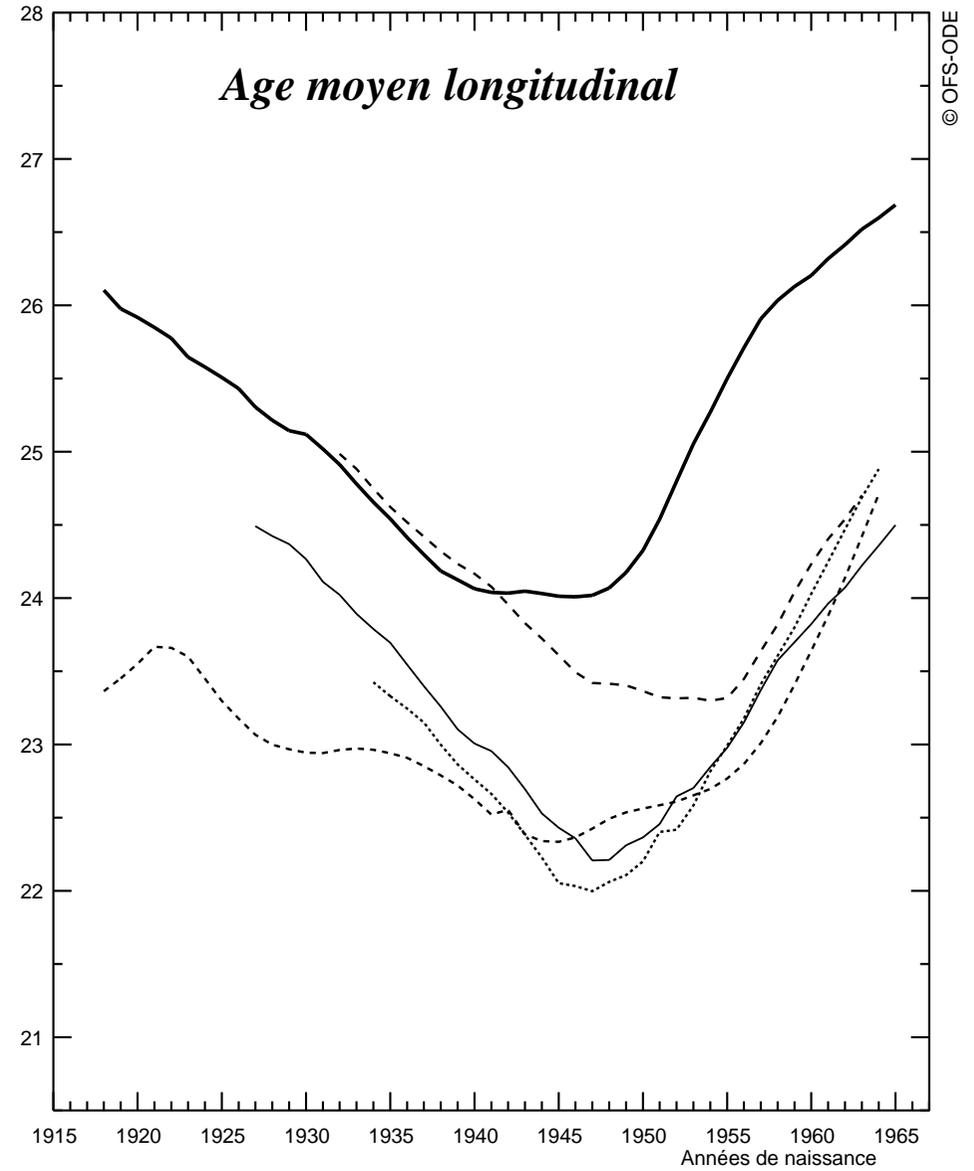
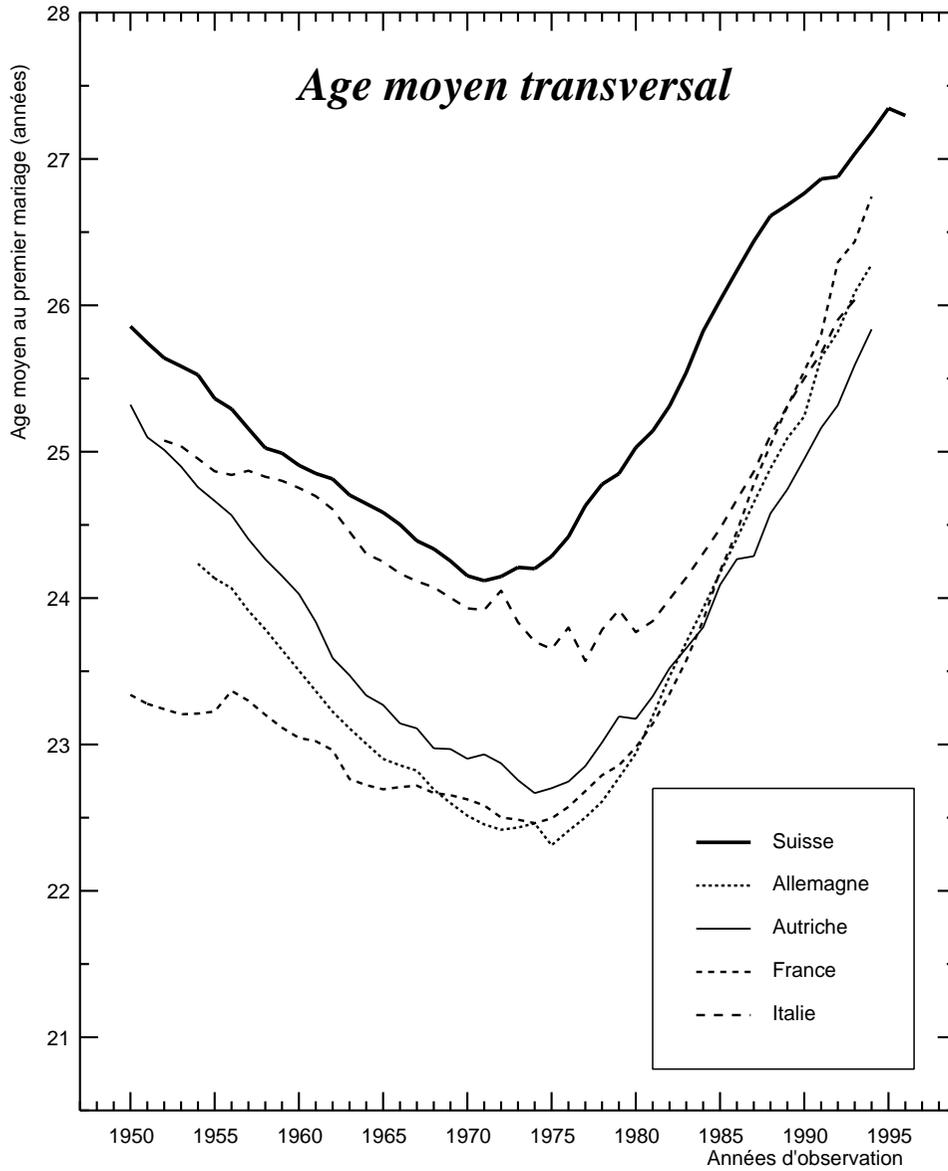




Figure 10.9 SUISSE, ALLEMAGNE, AUTRICHE, FRANCE et ITALIE
Evolution de l'AGE MOYEN à la MATERNITE
à travers les années d'observation et selon les générations

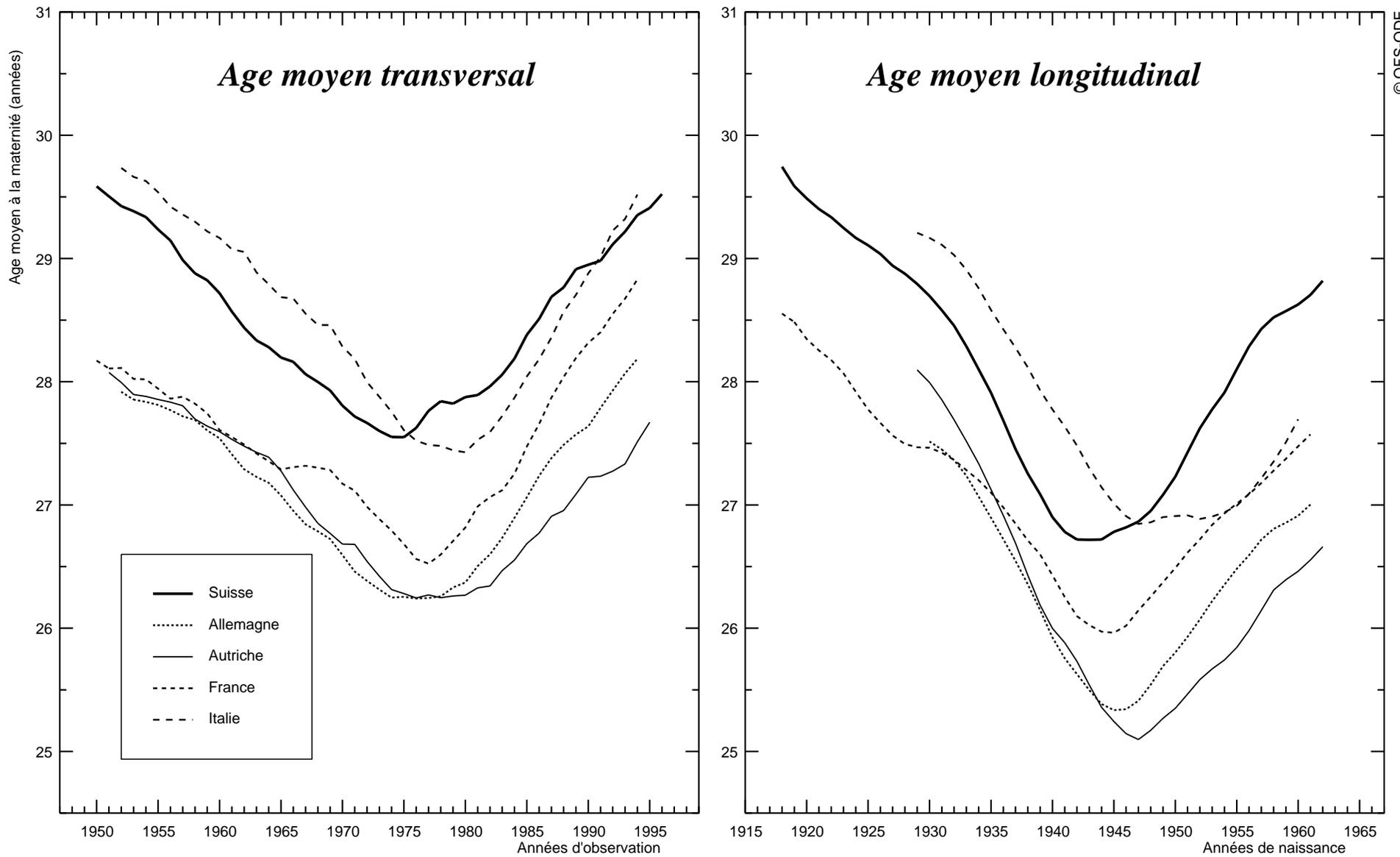
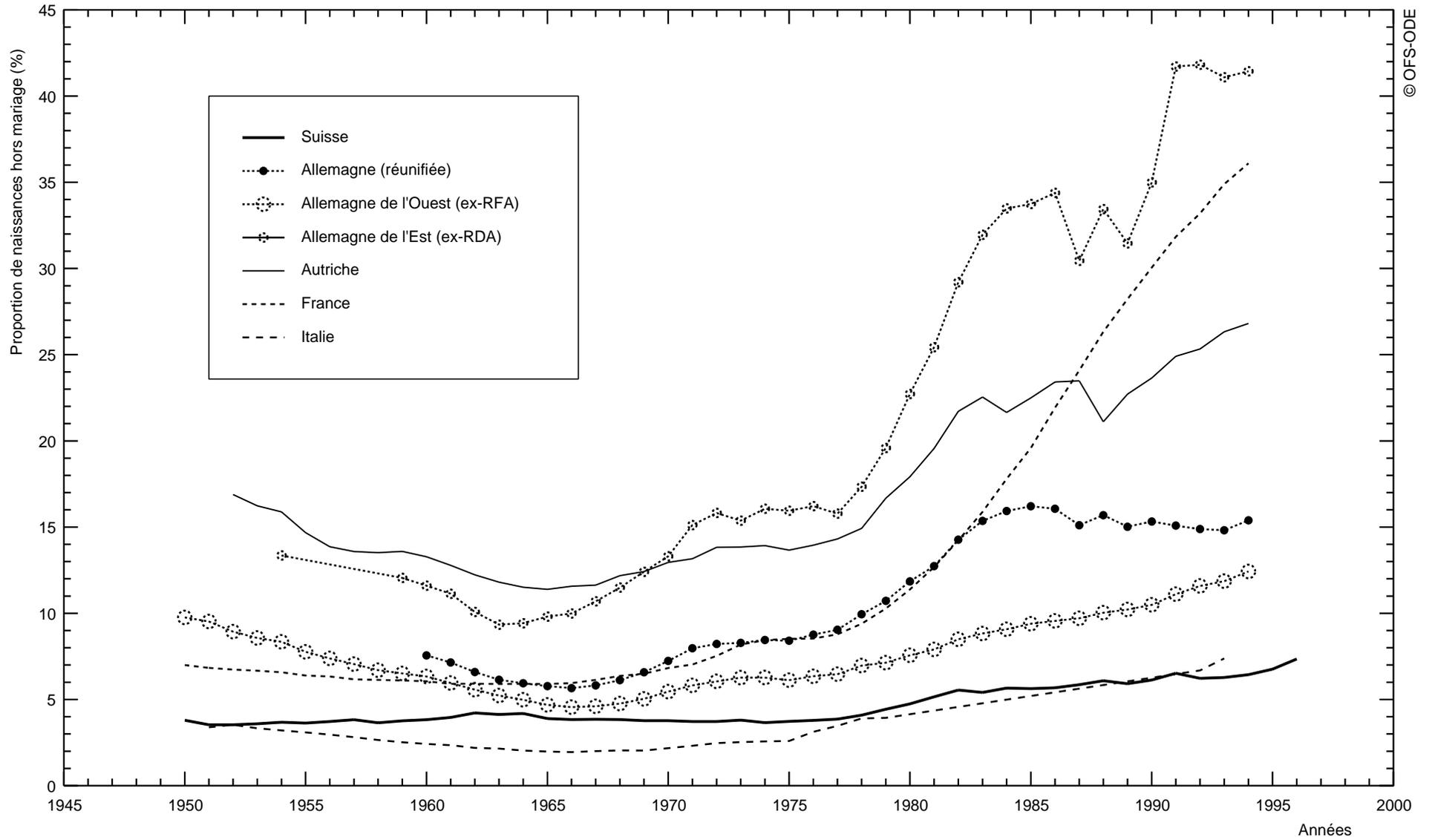




Figure 10.10 SUISSE, ALLEMAGNE, AUTRICHE, FRANCE et ITALIE
Evolution de la proportion des NAISSANCES HORS MARIAGE



**Figure 10.11.A ALLEMAGNE de l'OUEST (RFA avant réunification), 1957-1994
et SUISSE, 1946-1996
QUOTIENTS de MORTALITE entre divers âges, selon le SEXE**

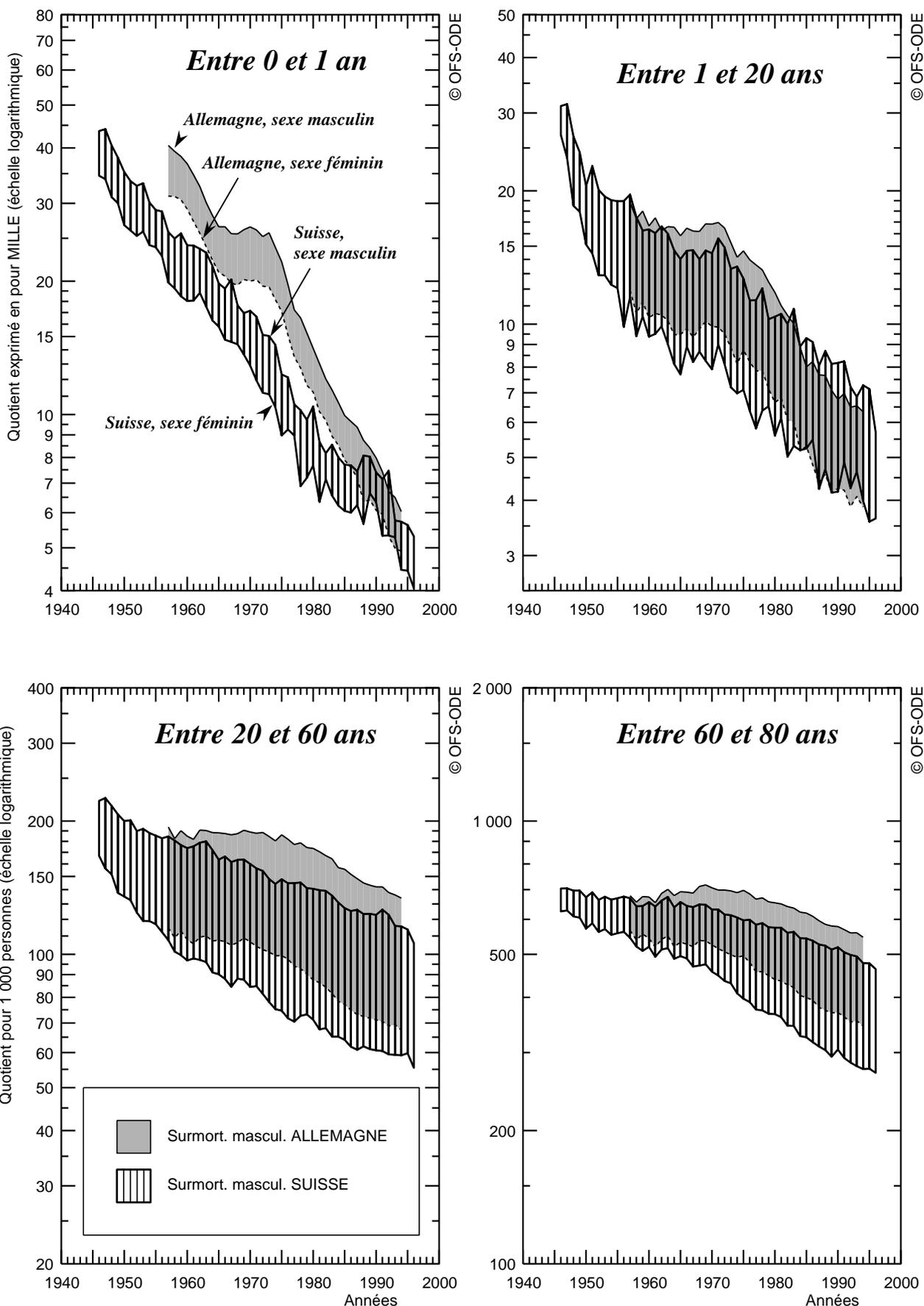


Figure 10.11.B AUTRICHE, 1946-1995 et SUISSE, 1946-1996
QUOTIENTS de MORTALITE entre divers âges, selon le SEXE

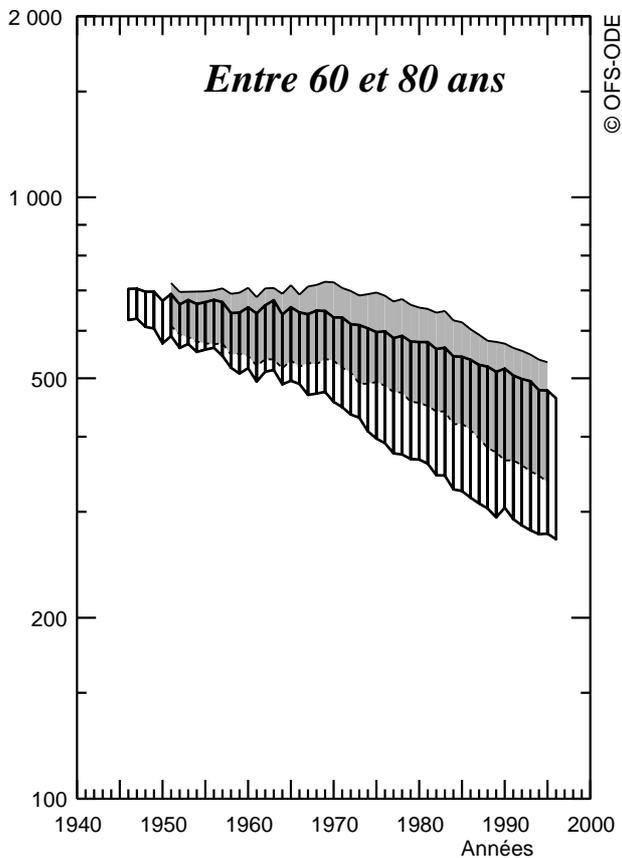
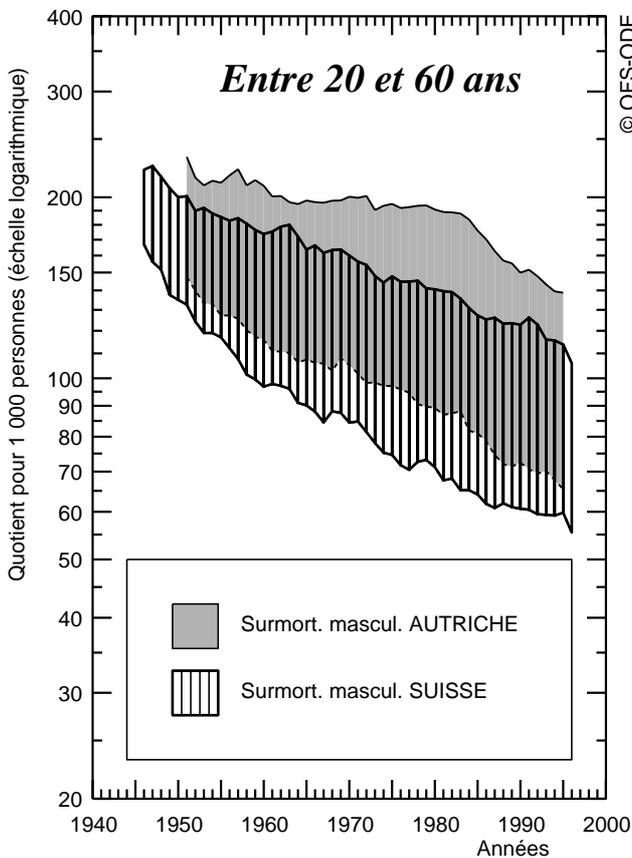
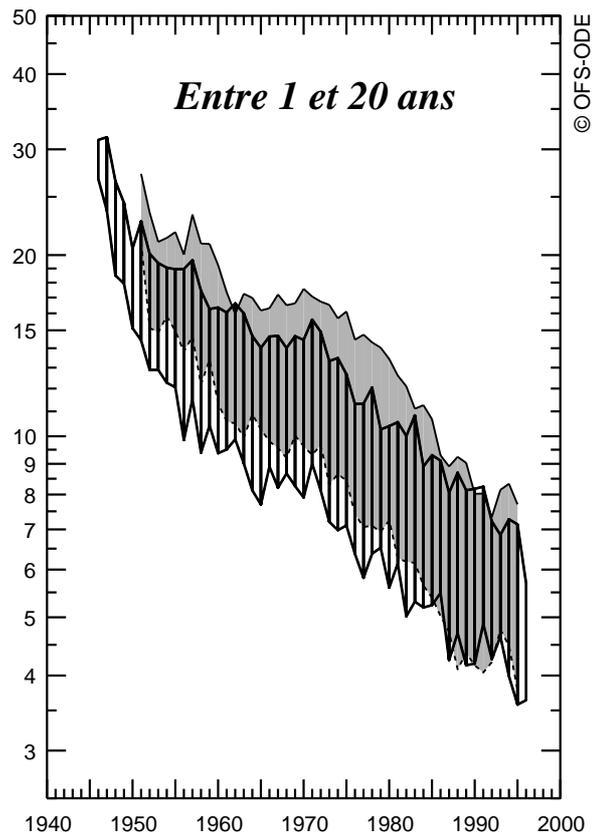
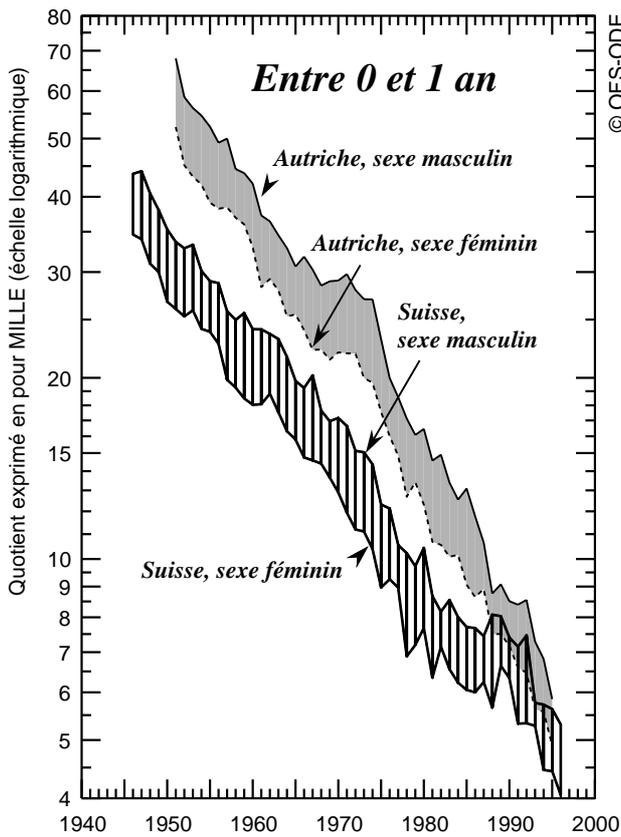


Figure 10.11.C FRANCE, 1946-1994 et SUISSE, 1946-1996
QUOTIENTS de MORTALITE entre divers âges, selon le SEXE

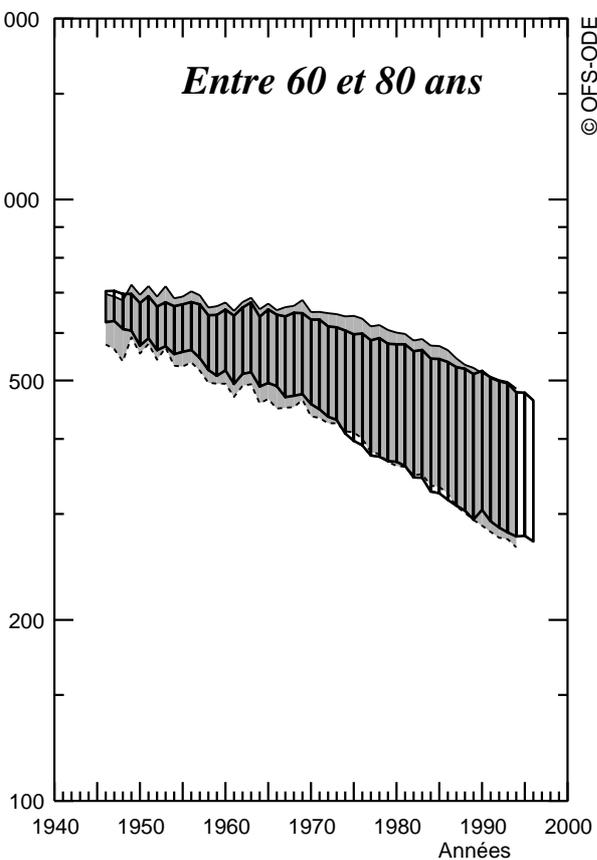
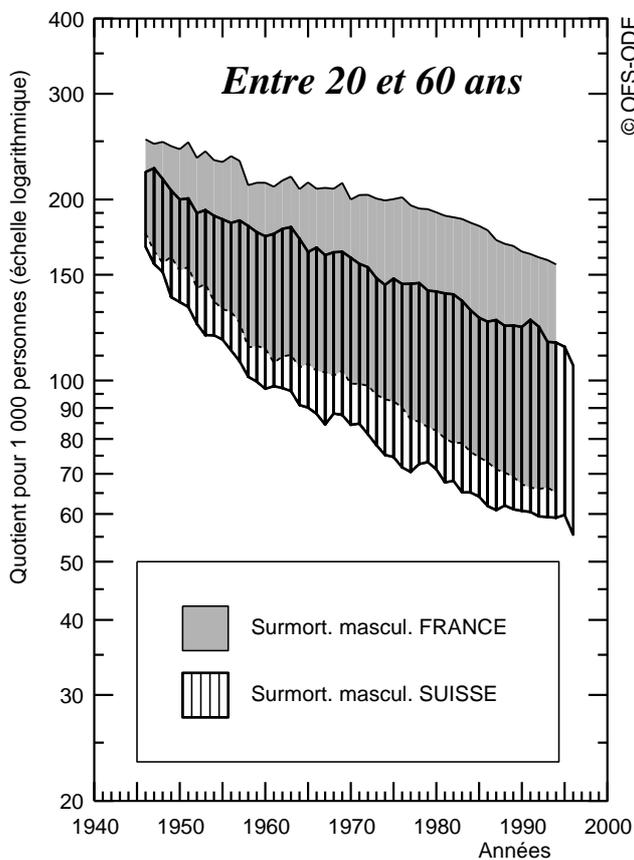
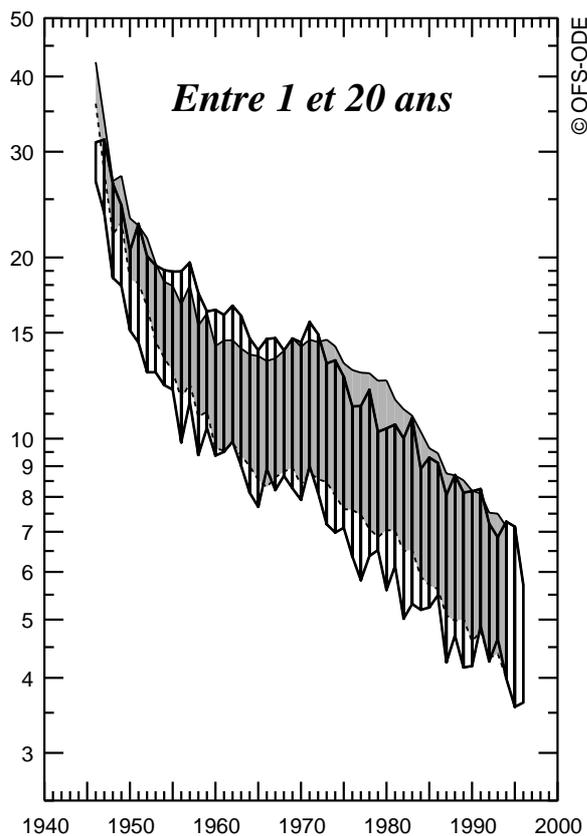
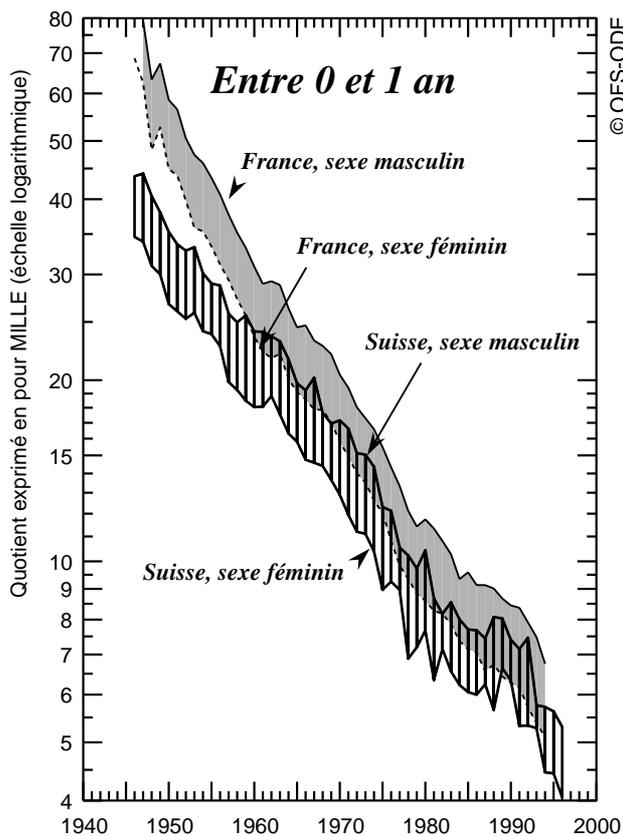


Figure 10.12 Période 1990-1994

Comparaison de la SUISSE à l'ALLEMAGNE de l'Ouest, l'AUTRICHE et la FRANCE
Rapport entre le quotient de MORTALITE observé dans chacun des trois pays
et celui observé au même âge pour le même sexe en Suisse

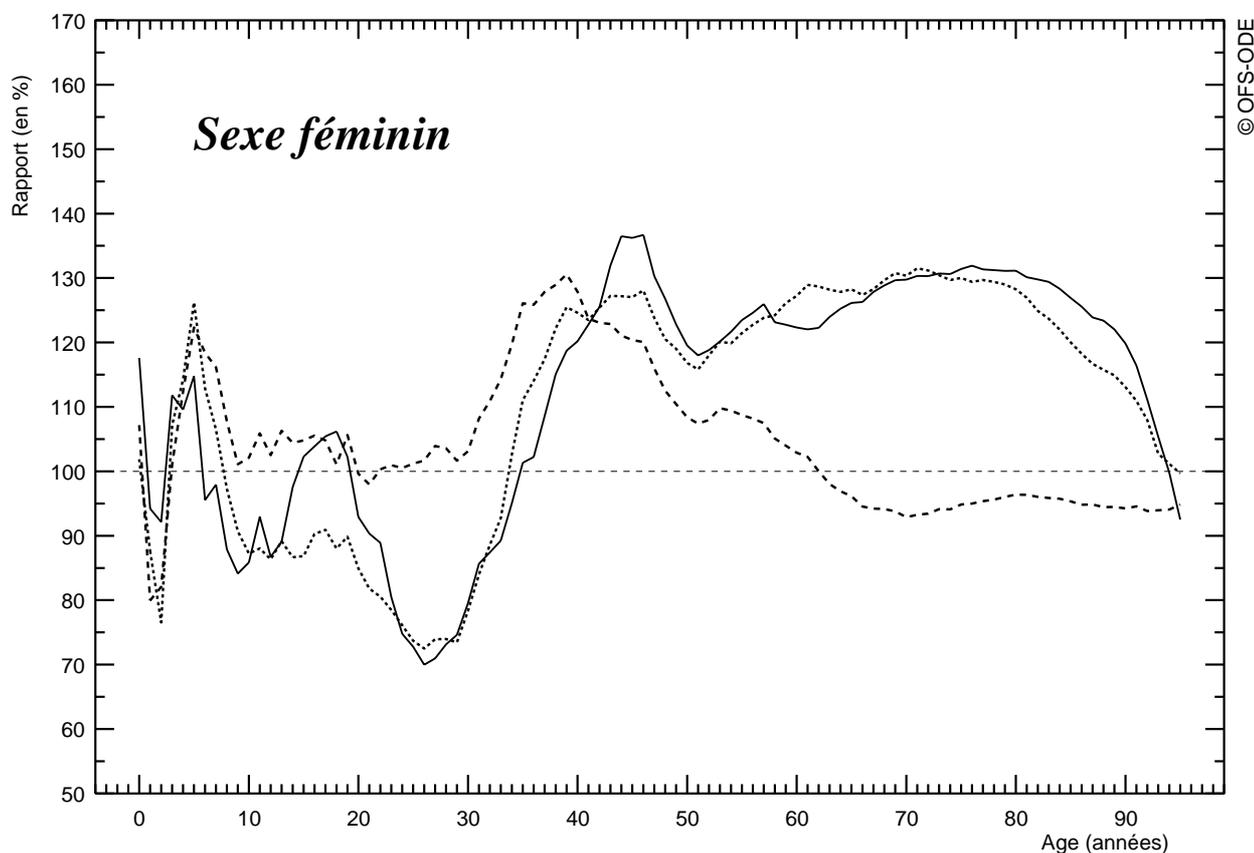
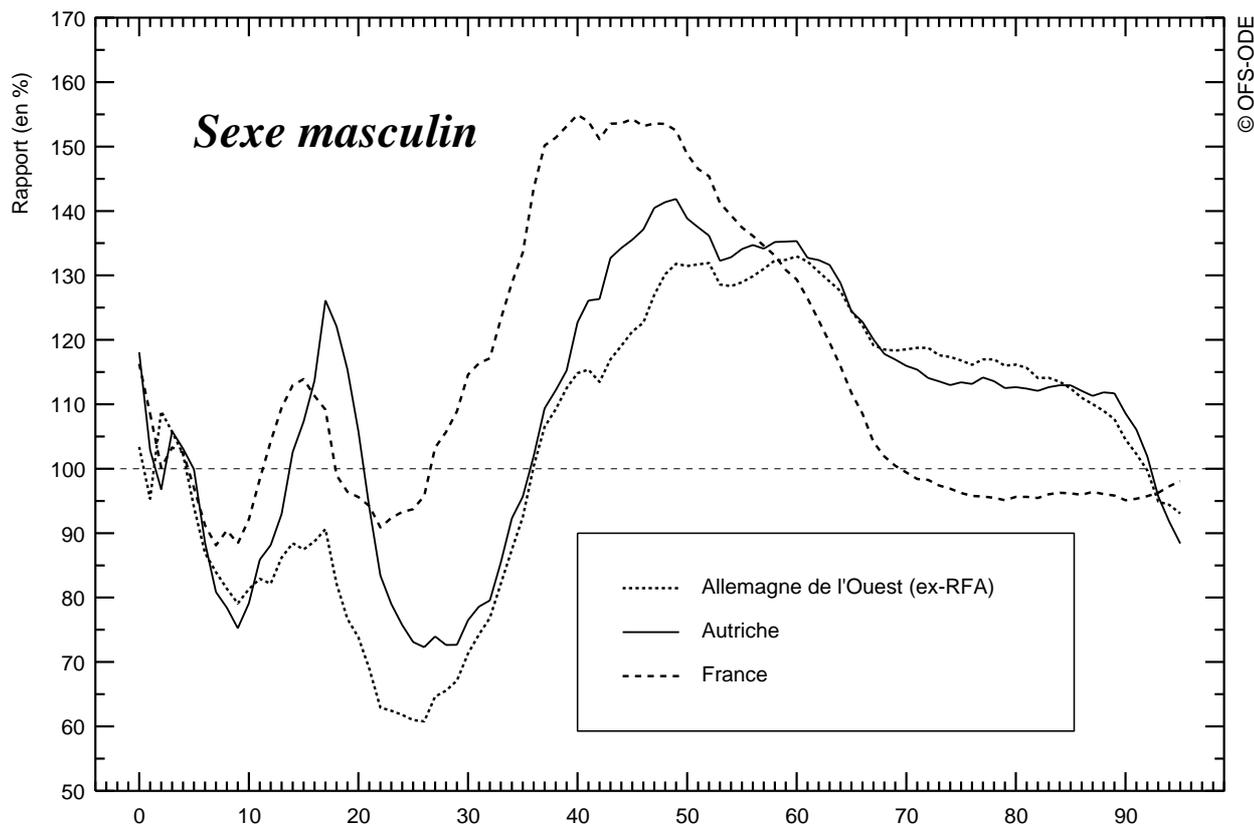
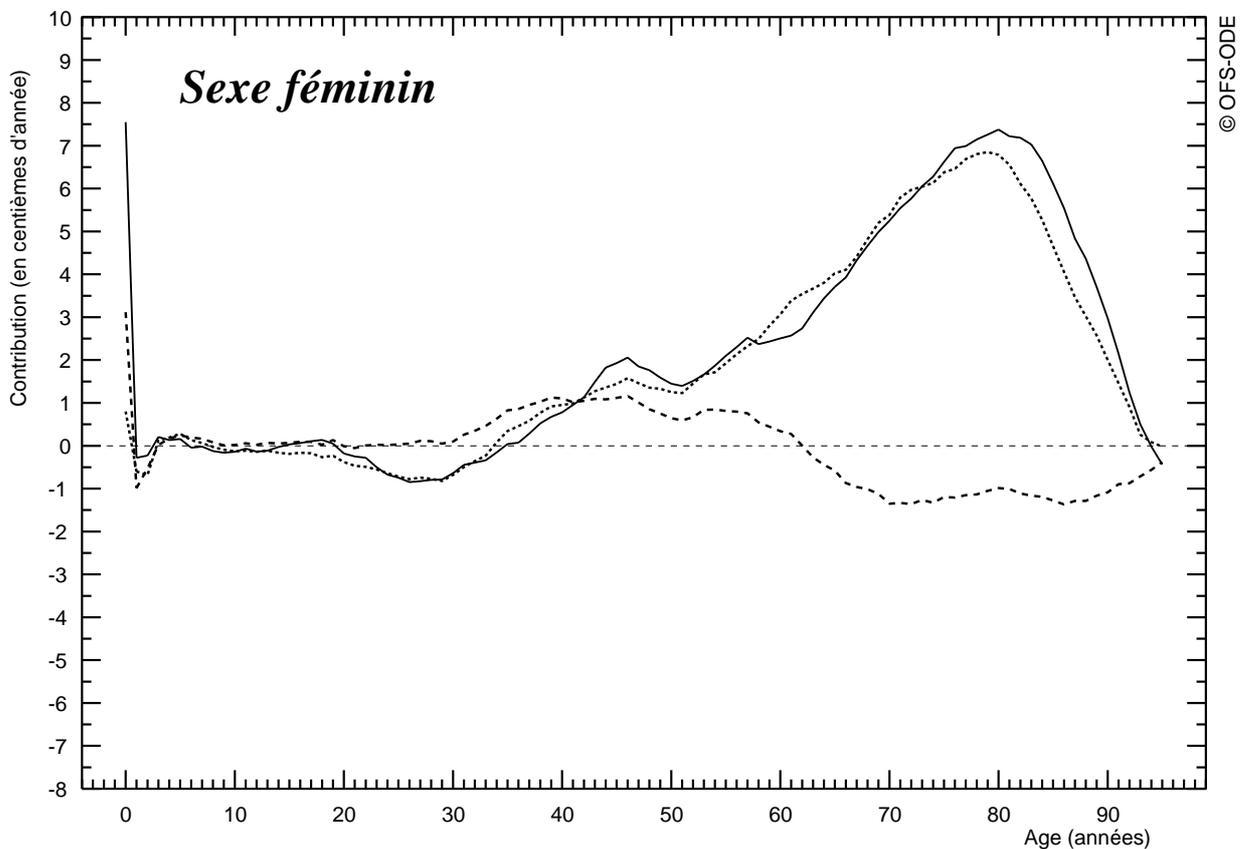
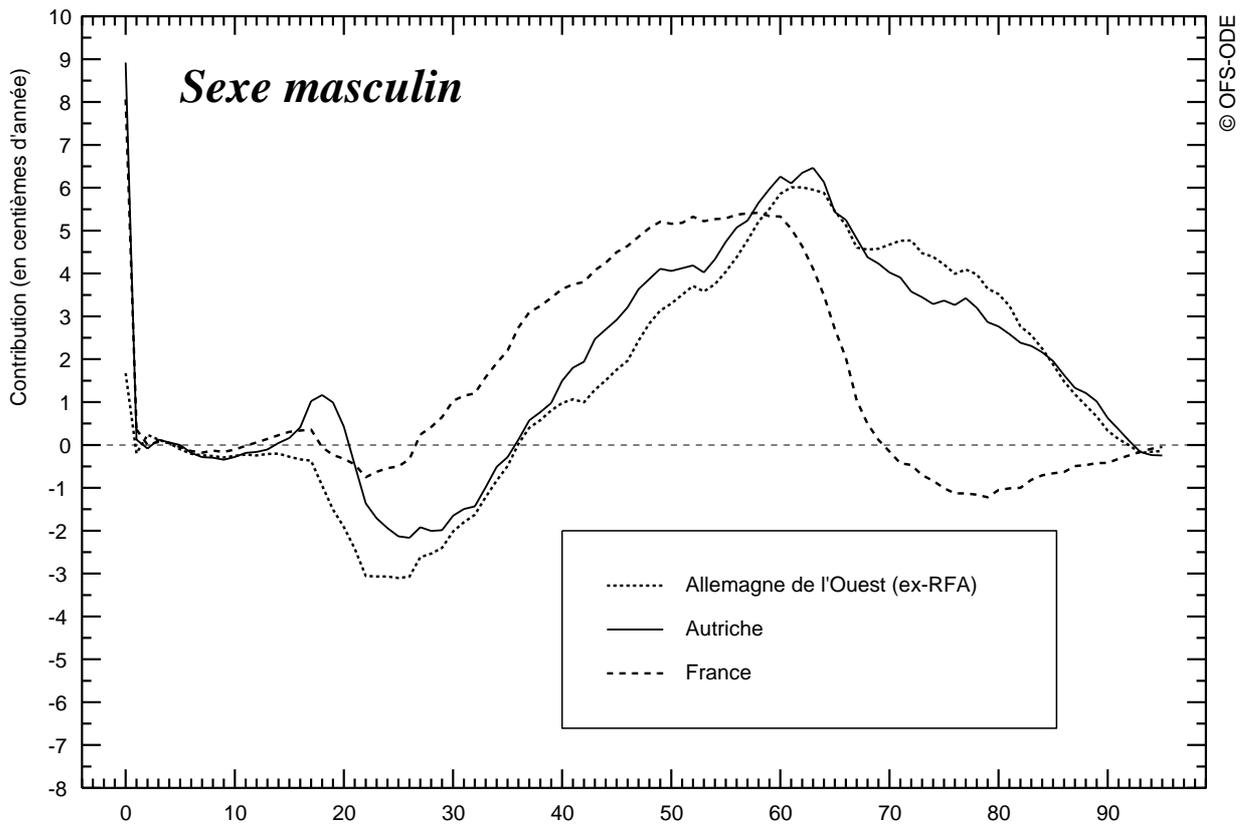


Figure 10.13 Période 1990-1994
Comparaison de la SUISSE à l'ALLEMAGNE de l'Ouest, l'AUTRICHE et la FRANCE
Contribution des divers âges à la différence entre les espérances de vie à la naissance
dans chacun des trois pays et en Suisse



Annexes

	Page
Index des rubriques du glossaire	207
Glossaire	209
Définition des unités statistiques utilisées dans l'ouvrage	227
Statistiques disponibles pour la Suisse	229
Liste des tableaux de données brutes disponibles sur le CD-ROM	231
Aperçu du CD-ROM	233



Index des rubriques du glossaire

	Page
Age (à la survenance d'un événement)	209
Age homologue (à une date t d'un âge donné à une date donnée)	210
Coefficients journaliers (d'un phénomène)	210
Coefficients saisonniers mensuels (d'un phénomène)	212
Contribution des divers âges à l'écart entre les espérances de vie de deux tables de mortalité	213
Descendance finale (d'une génération)	214
Effectif moyen des générations féminines d'âge fécond	214
Effectif moyen des générations (d'un sexe donné) en âge de primo-nuptialité	215
Espérance de vie	215
Génération	216
Indicateur conjoncturel annuel de divortialité	216
Indicateur conjoncturel annuel de la fécondité	216
Indicateur conjoncturel annuel de primo-nuptialité, fondé sur les quotients	216
Indicateur conjoncturel annuel de primo-nuptialité, fondé sur les taux	217
Indicateur conjoncturel mensuel de la fécondité	217
Indicateur conjoncturel mensuel de la mortalité	218
Indicateur conjoncturel mensuel de primo-nuptialité	218
Interpolation mensuelle d'une série annuelle	219
Moyenne mobile	219
Promotion de mariages	219



Proportion de non célibataires à 50 ans	220
Quotient de mortalité	220
Quotient de mortalité entre deux âges distants de plus d'un an	220
Quotient de primo-nuptialité à cheval sur deux années de calendrier consécutives	220
Rapport de masculinité	221
Remplacement des générations	221
Schéma de Lexis	222
Solde migratoire	222
Solde migratoire relatif	223
Table de fécondité	223
Table de primo-nuptialité	223
Table de mortalité	223
Taux	223
Taux d'accroissement (de la population)	223
Taux brut d'excédent naturel	223
Taux brut de mortalité	223
Taux brut de natalité	223
Taux de divortialité	224
Taux de fécondité (d'une année d'observation)	224
Taux de fécondité (pour une génération)	224
Taux de mortalité infantile	224
Taux de primo-nuptialité	225
Taux de survenance d'un événement	225
Vieillessement de la population	226

Âge à la survenance d'un événement au cours d'une année donnée

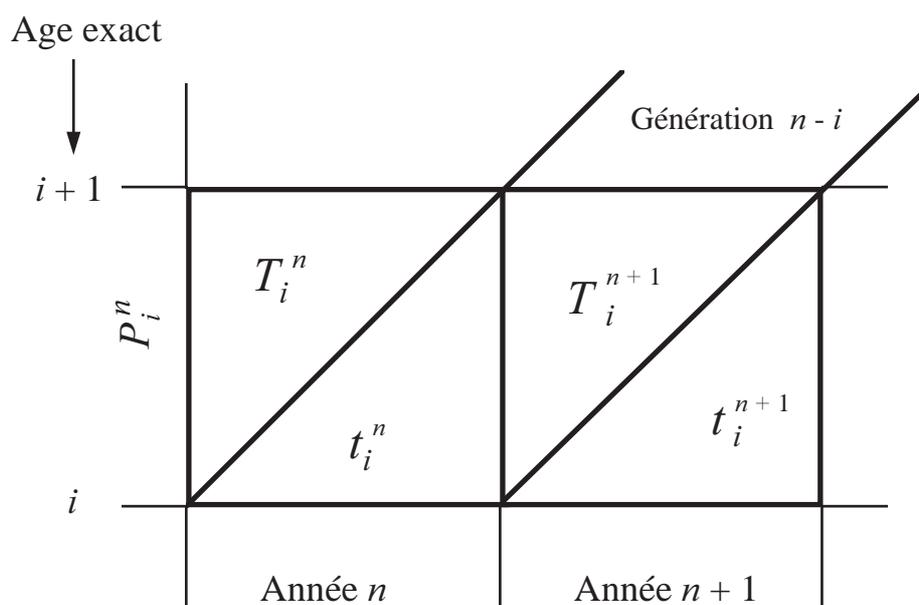
La statistique des événements d'état civil (naissances, mariages, décès) observés une année donnée est établie par *âge* (de la mère, du nouveau marié, du décédé), le plus souvent dans un découpage annuel. Il y a deux manières de définir l'âge:

- soit, comme on le fait dans le langage courant, en retenant l'âge *au dernier anniversaire*, appelé encore *âge en années révolues* ou *âge révolu*;
- soit en se fondant sur l'*année de naissance* et en retenant pour âge la *différence de millésime* entre l'année d'observation et l'année de naissance; on obtient alors l'âge *atteint durant l'année civile de l'événement*, appelé encore *âge atteint*.

L'âge *révolu* est, en moyenne, supérieur d'une demi-année à l'âge *atteint*.

L'information la plus fine sur l'âge à la survenance d'un événement est celle qui résulte du classement des événements observés chaque année *à la fois* selon l'âge révolu au moment de l'événement et selon l'année de naissance (classement par *triangle* du schéma de Lexis).

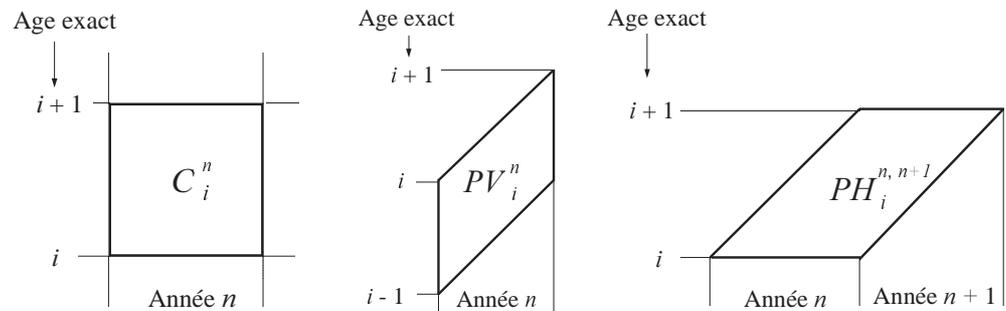
Considérons les événements survenus l'année n à des personnes dont l'âge *exact* au moment de l'événement était compris entre i et $i + 1$ (événements situés dans le *carré* du schéma de Lexis): leur nombre se décompose en t_i^n événements situés dans le triangle *inférieur* (concernant des personnes nées durant l'année $n - i$) et T_i^n événements situés dans le triangle *supérieur* (concernant des personnes nées durant l'année $n - i - 1$).



Notation des nombres d'événements situés dans les triangles du schéma de Lexis

Le nombre d'événements survenus l'année n qui correspondent à l'âge *révolu* i est $C_i^n = t_i^n + T_i^n$ (événements situés dans un *carré*) tandis que le nombre d'événements survenus l'année n qui correspondent à l'âge *atteint* i est $PV_i^n = t_i^n + T_{i-1}^n$ (événements situés dans un *parallélogramme* à côtés *verticaux*).

Le nombre d'événements à l'âge révolu i au sein de la *génération* née en $n - i$, situés dans un *parallélogramme* à côtés *horizontaux*, à cheval sur les deux années de calendrier consécutives n et $n + 1$, est noté $PH_i^{n, n+1} = t_i^n + T_i^{n+1}$.



Notation des nombres d'événements situés dans le carré (C), le parallélogramme à côtés verticaux (PV) et le parallélogramme à côtés horizontaux (PH) du schéma de Lexis

Age homologue à une date t d'un âge donné à une date donnée au sein d'une population donnée

Soit une population évoluant à travers le temps, un âge et une date, par exemple la population totale résidant en Suisse, l'âge de 60 ans et la date du 1^{er} janvier 1995. Désignons par p la *proportion* que représentent le 1^{er} janvier 1995, au sein de la population de la Suisse, les personnes âgées d'au moins 60 ans. L'âge qui, à une date t quelconque, antérieure ou postérieure au 1^{er} janvier 1995, est, pour la population de la Suisse, *homologue* de 60 ans au 1^{er} janvier 1995 est celui au dessus duquel se situe, au sein de la population de la Suisse considérée à la date t , la *même* proportion p . En d'autres termes, le *quantile* d'ordre $1 - p$ de la population totale résidant en Suisse, variable d'une année à l'autre et qui est égal à 60 ans le 1^{er} janvier 1995, est l'âge homologue à toute date t .

On peut définir l'âge homologue au sein d'une *sous-population* et en étudier la variation au cours du temps. Ainsi, en matière de retraites, on considérera l'âge qui, au 1^{er} janvier de chaque année et au sein de la population de *20 ans ou plus* résidant en Suisse, est l'homologue de 60 ans au 1^{er} janvier 1995 : c'est l'âge qui partage cette sous-population dans le même rapport que le fait 60 ans pour la sous-population du 1^{er} janvier 1995.

Coefficients journaliers d'un phénomène donné pour une année donnée

Les *sept* coefficients journaliers d'un phénomène donné (naissances, mariages, décès, etc.) pour une année donnée, attachés à chacun des jours de la semaine et de moyenne égale à 1, mesurent l'intensité différentielle de survenance du phénomène selon le *type* de jour (lundi, mardi, ..., dimanche). En première approximation, le coefficient journalier, par exemple du *lundi*, pour

une année de calendrier donnée, est le rapport entre le nombre moyen d'événements survenant le *lundi* et le nombre moyen d'événements survenant un jour *quelconque* de l'année considérée.

De façon précise, on se place dans le cadre du modèle multiplicatif ci-après. Le nombre $N(t)$ d'événements survenant le jour $n^{\circ}t$, $t = 1, 2, \dots, 365$ (ou 366), de type j , ($j = 1$ pour le lundi, $j = 2$ pour le mardi, ..., $j = 7$ pour le dimanche), est de la forme:

$$N(t) = c_j f(t) + \varepsilon(t)$$

où $f(t)$ est une fonction *lisse* du temps, où les coefficients journaliers c_j de moyenne unitaire ne dépendent que de j et où $\varepsilon(t)$ est un aléa accidentel de moyenne nulle sur un certain nombre de jours, consécutifs ou non.

Les coefficients journaliers c_j et les valeurs $f(t)$, exemptes de la fluctuation interne à la semaine, sont estimés par un processus itératif, consistant à retenir pour estimation *initiale* des $f(t)$ la moyenne mobile¹ sur deux semaines consécutives des $N(t)$, puis à en déduire les *rappports* journaliers $N(t)/f(t)$ par type de jour, qu'on résume par moyenne sur l'année après élimination des rapports extrêmes (on élimine les dix plus élevés et les dix plus faibles, parmi les 52 ou 53 rapports correspondant à un même type de jour, et on retient la moyenne arithmétique des rapports restants), ce qui fournit une estimation des sept coefficients c_j , après correction pour amener leur moyenne à être égale à 1.

Cette estimation des c_j conduit à une nouvelle estimation des $f(t)$ en divisant les valeurs observées $N(t)$ par l'estimation du coefficient journalier correspondant, nouvelle estimation des $f(t)$ qu'on lisse à son tour par moyenne mobile.

On reprend le processus en faisant jouer à cette moyenne mobile le rôle de la moyenne mobile *initiale* des $N(t)$. Les itérations sont arrêtées lorsque les estimations des $f(t)$ et des c_j sont stabilisées. En pratique, il suffit de 5 à 6 itérations.

La série des valeurs *journalières corrigées de la fluctuation interne à la semaine* est la série des rapports $N(t)/c_j$ établie sur la base des coefficients journaliers c_j finalement retenus. Le nombre absolu *mensuel* d'événements d'un mois donné, corrigé du nombre de jours de ce mois et de leur répartition par type de jour – ce que nous résumerons par «*corrigé de la composition journalière du mois*», est pris égal au produit du nombre de jours d'un mois *standard* par la moyenne pondérée des valeurs journalières corrigées $N(t)/c_j$, les coefficients de pondération étant les coefficients journaliers c_j :

¹ La moyenne mobile que nous avons utilisée, que nous dénommons *moyenne mobile Hoem*, est un procédé de lissage qui offre l'avantage de fournir une valeur moyenne pour *toutes* les dates de la période, à la différence des moyennes mobiles classiques qui font perdre des valeurs aux deux extrémités de la période (par exemple, 6 à chaque extrémité dans le cas d'une moyenne mobile sur 12 termes). Le programme informatique établissant cette moyenne mobile été aimablement mis à notre disposition par son auteur, le Professeur Jan Hoem, Université de Stockholm. Nous lui en sommes reconnaissant.

$$N^* = \text{Nombre mensuel corrigé} = \frac{365,24}{12} \frac{\text{Nombre brut mensuel observé}}{\text{Somme des coefficients journaliers des jours du mois}}$$

En effet, l'année standard comporte 365,24 jours (une année sur 4 est bissextile, sauf une sur 400)

Coefficients saisonniers mensuels d'un phénomène donné pour une période pluri-annuelle donnée

Les douze coefficients saisonniers mensuels d'un phénomène donné pour une période pluri-annuelle donnée, attachés à chacun des mois de l'année et de moyenne égale à 1, mesurent l'intensité différentielle de survenance du phénomène selon le type de mois (janvier, février, ..., décembre). En première approximation, le coefficient saisonnier, par exemple de janvier, est le rapport entre le nombre journalier moyen d'événements survenant durant les jours de janvier de la période pluri-annuelle considérée et le nombre journalier moyen d'événements survenant un jour quelconque de cette période.

De façon précise, on se place dans le cadre du modèle multiplicatif ci-après. Le nombre $N^*(T)$ d'événements, préalablement corrigé de la composition journalière du mois², se rapportant au mois $n^\circ T$, $T = 1, 2, \dots, 12 a$, de type m , ($m = 1$ pour janvier, $m = 2$ pour février, ..., $m = 12$ pour décembre), est de la forme:

$$N^*(T) = C_m \varphi(T) + \varepsilon(T)$$

où a est le nombre (entier le plus souvent) d'années de la période pluri-annuelle considérée, où $\varphi(T)$ est une fonction lisse du temps, où les coefficients saisonniers C_m de moyenne unitaire ne dépendent que de m et où $\varepsilon(T)$ est un aléa accidentel de moyenne nulle sur un certain nombre de mois, consécutifs ou non.

Les coefficients saisonniers C_m et les valeurs $\varphi(T)$, exemptes de la fluctuation saisonnière mensuelle, sont estimés par un processus itératif, consistant à retenir pour estimation initiale des $\varphi(T)$ la moyenne mobile³ sur douze mois consécutifs des $N^*(T)$, puis à en déduire les rapports saisonniers $N^*(T) / \varphi(T)$ de chaque type de mois, qu'on résume par moyenne sur la période après élimination des rapports extrêmes (on élimine les deux plus élevés et les deux plus faibles, parmi les a rapports correspondant à un même type de mois, et on retient la moyenne arithmétique des rapports restants), ce qui fournit une estimation des douze coefficients C_m , après correction pour amener leur moyenne à être égale à 1. Cette estimation des coefficients saisonniers C_m conduit à une nouvelle estimation des $\varphi(T)$ en divisant les valeurs $N^*(T)$ par l'estimation du coefficient saisonnier correspondant, nouvelle estimation des $\varphi(T)$ qu'on lisse à son tour par moyenne mobile.

² Si on ne dispose pas de données journalières permettant d'estimer les coefficients journaliers, on retient systématiquement l'unité pour valeur de chacun de ceux-ci. La correction des nombres mensuels se limite alors à la correction du nombre de jours du mois.

³ La moyenne mobile que nous avons utilisée est la moyenne mobile Hoem (voir note¹).



On reprend le processus en faisant jouer à cette moyenne mobile le rôle de la moyenne mobile *initiale* des $N^*(T)$. Les itérations sont arrêtées lorsque les estimations des $\varphi(T)$ et des C_m sont stabilisées. En pratique, on est conduit à effectuer de l'ordre de quinze à vingt itérations.

La série, pour la période considérée, des valeurs *mensuelles corrigées des variations saisonnières*, est la série des rapports $N^*(T) / C_m$ établie sur la base des coefficients saisonniers C_m finalement retenus.

En pratique, si on analyse par exemple une période de vingt ans, on travaillera sur des sous-périodes *glissantes* successives de 5, 7 ou 9 années: chaque sous-période fournit douze coefficients saisonniers mensuels qu'on affecte à l'année *centrale* de cette sous-période glissante. La sous-période glissante suivante, décalée d'un an par rapport à la précédente, fournit les douze coefficients de l'année centrale suivante, etc. Aux extrémités de la période de vingt ans, c'est-à-dire pour les années qui ne sont année centrale d'aucune sous-période glissante, on peut utiliser les coefficients de l'année centrale la plus proche ou extrapoler par ajustement linéaire les coefficients saisonniers d'un même type de mois. S'agissant des années les plus récentes, on *révisera* à deux reprises (si on a fait choix de sous-périodes glissantes de 5 années), à trois reprises (sous-périodes de 7 années) ou à quatre reprises (sous-périodes de 9 années) ces coefficients saisonniers lorsqu'on disposera des informations ultérieures voulues.

Contribution des divers âges à l'écart entre les espérances de vie de deux tables de mortalité

Considérons deux tables de mortalité, par exemple les tables masculine et féminine de la même année ou encore les tables d'un sexe donné pour deux années différentes. Leurs espérances de vie à un âge donné, disons à l'âge x , différent. Comment répartir entre les divers âges i ($i \geq x$) la différence entre les espérances de vie à l'âge x ?

Affectons les indices 1 et 2 respectivement à ces tables et désignons par Q_i^1 et Q_i^2 les quotients de mortalité à l'âge i , par S_i^1 et S_i^2 les nombres des survivants à l'âge i et par E_x^1 et E_x^2 les espérances de vie à l'âge x :

$$E_x^2 - E_x^1 = \frac{\sum_{i=x+1}^{\omega} S_i^2}{S_x^2} - \frac{\sum_{i=x+1}^{\omega} S_i^1}{S_x^1}$$

Considérons la table de mortalité dont les quotients aux âges x à $y-1$ ($y > x$) seraient ceux de la table 1 et les quotients aux âges y ou plus ceux de la table 2. Soit $E_x^{12,y}$ l'espérance de vie à l'âge x de cette table composite. Une première mesure de la contribution des âges y ou plus à la différence $E_x^2 - E_x^1$ consiste à retenir la différence $E_x^{12,y} - E_x^1$.

Considérons, de manière analogue, la table de mortalité dont les quotients aux âges x à $y-1$ ($y > x$) seraient ceux de la table 2 et les quotients aux âges y ou plus ceux de la table 1. Soit $E_x^{21,y}$ l'espérance de vie à l'âge x de cette seconde table



composite. Une seconde mesure, généralement voisine de la première, de la contribution des âges y ou plus à la différence $E_x^2 - E_x^1$ consiste à retenir la différence $E_x^2 - E_x^{21,y}$.

Pour assurer la symétrie du résultat, on retient la demi-somme de ces mesures:

$$\text{contribution des âges } y \text{ ou plus} = \frac{E_x^{12,y} - E_x^1 + E_x^2 - E_x^{21,y}}{2}.$$

La contribution de l'âge i est la différence entre la contribution des âges i ou plus et celle des âges $i+1$ ou plus.

Descendance finale d'une génération

Nombre moyen d'enfants par femme mis au monde au cours de leur vie féconde par les femmes nées une année donnée.

De façon précise, la *descendance finale* de la génération g est la somme des *taux de fécondité par âge atteint* tpv_i^{g+i} ou par *âge révolu* $tph_i^{g+i, g+i+1}$ (les deux sommes sont toujours très proches l'une de l'autre), étendue à tous les âges féconds, relatifs à cette génération.

C'est aussi sensiblement le nombre moyen d'enfants qu'on observerait dans un recensement, effectué un peu après l'année $g + 50$, où on demanderait aux femmes de la génération g le nombre d'enfants qu'elles ont mis au monde durant leur vie féconde. Pour que ces deux définitions coïncident, il faut que mortalité et migration soient ou *nulles* ou *indépendantes* du nombre d'enfants déjà nés et que pays de naissance des enfants et pays de résidence de la mère au moment de la naissance *coïncident*. Ces conditions ne sont en général pas loin d'être satisfaites, si on prend la précaution d'exclure du champ de la statistique des naissances celles dont la mère ne réside pas dans le pays et d'inclure les naissances survenues à l'étranger dont la mère réside dans le pays.

Effectif moyen des générations féminines d'âge fécond pour une année donnée

L'effectif moyen E_g^n de la génération féminine g durant l'année n est la moyenne des effectifs de cette génération au 1^{er} janvier et au 31 décembre de l'année, c'est-à-dire la demi-somme des effectifs P_{n-g-1}^n et P_{n-g}^{n+1} , en désignant par P_i^n l'effectif d'âge révolu i au 1^{er} janvier n :

$$E_g^n = \frac{P_{n-g-1}^n + P_{n-g}^{n+1}}{2}$$

L'effectif moyen des générations féminines d'âge fécond durant l'année n est la moyenne *pondérée* des effectifs moyens E_g^n des diverses générations féminines, le coefficient de pondération de E_g^n étant le taux de fécondité observé l'année n sur la génération g :

$$G^n = \frac{\sum_g tpv_{n-g}^n E_g^n}{\sum_g tpv_{n-g}^n} = \frac{N^n}{I^n}$$

expression où N^n et I^n désignent respectivement le nombre absolu des naissances de l'année n et l'indicateur conjoncturel de la fécondité de l'année n .



On observera que l'égalité entre le deuxième et le troisième membre ne vaut que si on s'en tient à la première approximation présentée dans ce glossaire à la rubrique *Taux de survenance d'un événement à un âge donné pour une année donnée*. En revanche, l'égalité entre le premier et le troisième terme définit très précisément la quantité G^n .

Effectif moyen des générations d'un sexe donné en âge de primo-nuptialité, pour une année donnée

L'effectif moyen E_g^n de la génération g , par exemple *masculine*, durant l'année n est la moyenne des effectifs de cette génération au 1^{er} janvier et au 31 décembre de l'année, c'est-à-dire, en désignant par P_i^n l'effectif masculin d'âge révolu i au 1^{er} janvier n , la demi-somme des effectifs P_{n-g-1}^n et P_{n-g}^{n+1} :

$$E_g^n = \frac{P_{n-g-1}^n + P_{n-g}^{n+1}}{2}$$

L'effectif moyen des générations masculines en âge de primo-nuptialité durant l'année n est la moyenne *pondérée* des effectifs moyens E_g^n des diverses générations masculines nées en $n-50$ ou après, le coefficient de pondération de E_g^n étant le taux de primo-nuptialité masculine tpv_{n-g}^n observé l'année n sur la génération g (à l'âge $n - g$ atteint):

$$G^n = \frac{\sum_g tpv_{n-g}^n E_g^n}{\sum_g tpv_{n-g}^n} = \frac{M^n}{I^n}$$

expression où M^n et I^n désignent respectivement le nombre absolu des mariages de célibataires masculins de l'année n à moins de 50 ans révolus et l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité masculine de l'année n .

On observera que l'égalité entre le deuxième et le troisième terme de cette expression ne vaut que si on s'en tient à la première approximation présentée dans ce glossaire à la rubrique *Taux de survenance d'un événement à un âge donné pour une année donnée*. En revanche, l'égalité entre le premier et le troisième terme définit très précisément la quantité G^n .

Espérance de vie à un âge donné pour un sexe donné et une année donnée

Nombre moyen d'années restant à vivre à une personne du sexe considéré venant d'atteindre l'âge exact considéré, soumise aux conditions de mortalité de l'année.

Si on désigne par Q_i^n le quotient de mortalité à l'âge i observé l'année n , la proportion S_i^n des survivants au i^e anniversaire est:

$$S_i^n = 1 - \prod_{j=0}^{i-1} (1 - Q_j^n)$$

et l'espérance de vie à l'âge i répond à la formule (ω étant la durée maximale de la vie humaine):

$$E_i^n = \frac{\sum_{j=i+1}^{\omega} S_j^n}{S_i^n} + \frac{1}{2}$$



Génération

La génération g est l'ensemble des personnes nées durant l'année de calendrier g .

Indicateur conjoncturel annuel de divortialité d'une année donnée

Proportion, parmi un ensemble de mariages soumis à chaque durée aux conditions de divorce de l'année considérée, de ceux qui sont rompus par divorce. Les conditions de divorce de l'année sont appréciées sur la base des *taux de divortialité* par durée écoulée entre la célébration du mariage et le prononcé du divorce. Ces taux rapportent le nombre de divorces observé durant l'année parmi les mariages appartenant à une même promotion à l'effectif initial de cette promotion.

Indicateur conjoncturel annuel de la fécondité d'une année donnée

Nombre moyen d'enfants mis au monde par un ensemble de femmes qui seraient soumises, leur vie féconde durant, aux conditions de fécondité observées, à âge égal, durant l'année considérée.

De façon précise, c'est la somme, étendue à l'ensemble des âges féconds, des *taux de fécondité* tc_i^n ou tpv_i^n (les deux sommes sont toujours très proches l'une de l'autre), observés durant l'année considérée. On montre que l'indicateur conjoncturel de la fécondité est égal au rapport du nombre absolu des naissances annuelles à l'effectif moyen (pondéré) des générations féminines d'âge fécond cette année-là.

Indicateur conjoncturel annuel de primo-nuptialité, fondé sur les quotients par âge, pour un sexe donné et un couple d'années consécutives donné

Proportion, parmi un ensemble de personnes soumises à chaque âge aux conditions de primo-nuptialité de l'année considérée, de celles qui se marient *au moins une fois* avant leur cinquantième anniversaire. Les conditions de primo-nuptialité de l'année sont appréciées sur la base des *quotients* par âge, la mesure de l'intensité de la primo-nuptialité à un âge donné tenant ainsi compte de la primo-nuptialité de la génération correspondante au cours des années antérieures à l'année considérée (on rapporte les mariages de célibataires de chaque âge à l'effectif des seuls *célibataires* de la génération correspondante).

De la collection des quotients de primo-nuptialité par âge $q_i^{n,n+1}$ établis aux différents âges révolus i à cheval sur le même couple d'années consécutives n et $n + 1$, on déduit la proportion de non célibataires à 50 ans par la formule:

$$1 - \prod_i^{49} (1 - q_i^{n,n+1})$$

et c'est cette quantité qui définit l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité fondé sur les *quotients*. Cet indicateur se rapporte au couple d'années de calendrier consécutives $(n, n + 1)$.

On notera que l'indicateur conjoncturel fondé sur les *quotients* s'écrit encore:

$$1 - \prod_i^{49} \left(1 - \frac{tph_i^{n,n+1}}{1 - \sum_{j=0}^{i-1} tph_j^{n-i+j, n-i+j+1}} \right)$$

alors que, en désignant par tpv_i^n le taux de primo-nuptialité à l'âge *atteint* i l'année n , l'indicateur conjoncturel fondé sur les *taux* répond à:

$$I^n = \sum_i^{49} tpv_i^n = 1 - \prod_i^{49} \left(1 - \frac{tpv_i^n}{1 - \sum_{j=0}^{i-1} tpv_j^n} \right)$$

D'une façon générale, l'indicateur conjoncturel fondé sur les quotients, qui n'excède *jamais* l'unité, n'est pas susceptible de variations aussi fortes que l'indicateur conjoncturel fondé sur les taux, lequel peut excéder l'unité.

Indicateur conjoncturel annuel de primo-nuptialité, fondé sur les taux par âge, pour un sexe donné et une année donnée

Proportion, parmi un ensemble de personnes soumises à chaque âge aux conditions de primo-nuptialité de l'année considérée, de celles qui se marient *au moins une fois* avant leur cinquantième anniversaire. Les conditions de primo-nuptialité de l'année sont appréciées sur la base des *taux* par âge, la mesure de l'intensité de la primo-nuptialité à un âge donné ne tenant ainsi pas compte de la primo-nuptialité de la génération correspondante au cours des années antérieures à l'année considérée (on rapporte les mariages de célibataires de chaque âge à l'effectif de la génération correspondante et non aux seuls *célibataires* de cette génération).

De façon précise, l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité fondé sur les *taux* est la somme, étendue à l'ensemble des âges inférieurs à 50 ans, des *taux de primo-nuptialité* tc_i^n ou tpv_i^n (les deux sommes sont toujours très proches l'une de l'autre) se rapportant au sexe considéré, observés durant l'année considérée. On montre que l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité, par exemple *masculine*, est égal au rapport du nombre absolu de mariages d'hommes célibataires de moins de 50 ans révolus célébrés durant l'année à l'effectif moyen des générations masculines en âge de primo-nuptialité cette année-là.

Indicateur conjoncturel mensuel de la fécondité d'un mois donné

On obtient l'indicateur conjoncturel *annuel* de la fécondité en divisant le nombre absolu de naissances de l'année par l'effectif moyen des générations féminines en âge de fécondité cette année-là. L'indicateur conjoncturel de la fécondité d'un *mois* donné est obtenu de façon analogue en rapportant le nombre absolu $N(T)$ de naissances du mois considéré au douzième de la valeur, interpolée sur une base mensuelle, de la série annuelle de l'effectif moyen des générations féminines en âge de fécondité.

Cependant ce rapport n'est pas corrigé des fluctuations saisonnières mensuelles, ni de la composition journalière du mois. C'est pourquoi on corrige préalablement le nombre absolu mensuel de naissances et on obtient l'indicateur conjoncturel mensuel corrigé en divisant le nombre corrigé $N^*(T)/C_m$ par le douzième de l'interpolation mensuelle de l'effectif moyen des générations féminines en âge de fécondité.

Indicateur conjoncturel mensuel de la mortalité d'un sexe donné pour un mois donné

On peut convenir de retenir pour indicateur conjoncturel *annuel* de la mortalité, par exemple *masculine*, l'*espérance de vie à la naissance* attachée à la table de mortalité masculine de l'année considérée.

Soit $D(T)$ le nombre mensuel de décès masculins du mois T et $D^*(T)$ le nombre correspondant corrigé de la durée (en nombre de jours) du mois et des variations saisonnières. On peut construire l'indicateur conjoncturel *mensuel* de la mortalité masculine du mois T en déterminant l'espérance de vie à la naissance de la table *fictive* de mortalité construite sur la base de nombres annuels de décès masculins qui seraient égaux à chaque âge au produit du nombre effectivement observé à cet âge au cours de l'année par le rapport entre $D^*(T)$ et le douzième du nombre de décès masculins, tous âges confondus, observé durant l'année. Cet indicateur conjoncturel mensuel s'exprime en termes d'espérance de vie à la naissance et il est corrigé à la fois de la durée (en nombre de jours) du mois et des variations saisonnières mensuelles.

Indicateur conjoncturel mensuel de primo-nuptialité d'un sexe donné pour un mois donné

On obtient l'indicateur conjoncturel *annuel* de primo-nuptialité, par exemple *masculine*, en divisant le nombre absolu de *premiers mariages masculins* (avant 50 ans révolus) de l'année par l'effectif moyen des générations masculines en âge de primo-nuptialité cette année-là. Le nombre de premiers mariages masculins de l'année est ainsi le produit du nombre *total* de mariages (y compris remariages) par la *proportion*, parmi ces mariages totaux, des premiers mariages masculins. L'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité masculine d'un *mois* donné est obtenu de façon analogue en rapportant le nombre absolu $N(T)$ de mariages *totaux* du mois, multiplié par la valeur, interpolée sur une base mensuelle, de la proportion précédente, au douzième de la valeur, interpolée également sur une base mensuelle, de la série annuelle de l'effectif moyen des générations masculines en âge de primo-nuptialité.

Cependant ce rapport n'est pas corrigé des fluctuations saisonnières mensuelles, ni de la composition journalière du mois. C'est pourquoi on corrige préalablement le nombre absolu mensuel de mariages totaux et on obtient l'indicateur conjoncturel mensuel de primo-nuptialité masculine corrigé en multipliant le nombre corrigé de mariages totaux $N^*(T)/C_m$ par la proportion interpolée mensuellement, puis en divisant le résultat obtenu par le douzième l'effectif moyen, interpolé mensuellement, des générations masculines en âge de primo-nuptialité.

Interpolation mensuelle d'une série annuelle

Pour établir les indicateurs conjoncturels mensuels de primo-nuptialité et de fécondité, on a besoin d'interpoler sur une base *mensuelle* des grandeurs (effectif moyen des générations soumises au risque, rapport entre le nombre de premiers mariages d'un sexe donné avant 50 ans révolus et l'ensemble des mariages) connues seulement chaque *année*.

Soit une grandeur G , dont $G(n)$ est la valeur pour l'année n . Cette valeur est affectée au milieu de l'année n , c'est-à-dire au 1^{er} juillet n . On considère les six valeurs de G affectées au 1^{er} juillet des années successives $n, n+1, n+2, n+3, n+4$ et $n+5$. Il existe un polynôme de degré 5 passant par les six points dont les abscisses sont les 1^{er} juillet des années successives et dont les ordonnées sont les valeurs annuelles de G . On lit sur ce polynôme, dont les paramètres sont déterminés par exemple par la méthode des polynômes orthogonaux de Fisher, les ordonnées dont les abscisses sont les *milieux* des mois de l'année centrale qui va de juillet $n+2$ à juin $n+3$: ces ordonnées constituent la série interpolée à l'échelle mensuelle de la grandeur G . Pour les années situées aux extrémités de la série annuelle, on retient *provisoirement* les ordonnées lues sur le polynôme, mais on les révisera ultérieurement à une ou deux reprises lorsqu'on disposera des données voulues.

Moyenne mobile

Soit une grandeur mensuelle G dont $G(t)$ est la valeur au mois t compté à partir d'un mois-origine. Soient t_1 et t_2 les bornes du champ de variation de t . La moyenne mobile $M(t)$ de $G(t)$, centrée, calculée sur un nombre *impair* $2p+1$ de termes est définie pour t compris entre t_1+p et t_2-p :

$$M(t) = \frac{\sum_{u=t-p}^{t+p} G(u)}{2p+1}, \quad t_1 + p \leq t \leq t_2 - p$$

La moyenne mobile $M(t)$ de $G(t)$, centrée, calculée sur un nombre *pair* $2p$ de termes est définie pour t compris entre $t_1 + p$ et $t_2 - p$:

$$M(t) = \frac{G(t-p) + 2 \sum_{u=t-p+1}^{t+p-1} G(u) + G(t+p)}{4p}, \quad t_1 + p \leq t \leq t_2 - p$$

La moyenne mobile Hoem coïncide avec la moyenne mobile au sens qui vient d'être indiqué mais elle est définie pour tout t compris entre t_1 et t_2 .

Promotion de mariages

Une promotion de mariages est l'ensemble des mariages célébrés au cours de la même année de calendrier. Le terme *promotion*, applicable aux mariages célébrés la même année, est l'homologue du terme *génération*, applicable aux personnes nées la même année. Promotions et générations sont repérées par le millésime de l'année correspondante.

Proportion de non célibataires à 50 ans pour un sexe donné et une génération donnée

Proportion des personnes qui se sont mariées au moins une fois avant leur cinquantième anniversaire, parmi les membres de la génération considérée.

La *proportion de non célibataires à 50 ans*, ou plus précisément *au cinquantième anniversaire*, au sein de la génération g pour le sexe considéré est la somme des *taux de primo-nuptialité* par âge atteint tpv_i^{g-i} ou par âge révolu $tph_i^{g-i, g-i+1}$ (les deux sommes sont toujours très proches l'une de l'autre), étendue à tous les âges inférieurs à 50 ans (ou égaux à 50 ans dans le cas des taux par âge atteint), relatifs à cette génération.

Ce serait aussi la proportion de non célibataires qu'on observerait dans un recensement, effectué un peu après l'année $g + 50$ où on relèverait le statut matrimonial au moment du 50^e anniversaire, si mortalité et migration étaient ou *nulles* ou *indépendantes* du statut matrimonial et si pays de résidence et pays de célébration du mariage *coïncidaient*. C'est la non indépendance entre migration et statut matrimonial (les immigrants et les émigrants ne se répartissent pas chaque année, à sexe et âge égal, entre célibataires et non célibataires, selon les mêmes proportions que les non migrants) et surtout la non coïncidence entre pays de résidence et pays de célébration du mariage (le nombre de personnes résidant en Suisse qui se marient à l'étranger n'est pas égal, à chaque âge et chaque année, au nombre de personnes résidant à l'étranger qui se marient en Suisse) qui sont le plus à l'origine de l'écart entre ces deux mesures de la proportion de non célibataires à 50 ans.

Quotient de mortalité d'un sexe donné à un âge donné pour une année donnée

Probabilité, pour une personne du sexe considéré venant d'atteindre l'âge exact considéré et soumise aux conditions de mortalité de l'année, de décéder dans les douze mois suivants.

Quotient de mortalité d'un sexe donné entre deux âges donnés (distants de plus d'un an), pour une année donnée

Probabilité, pour une personne du sexe considéré venant d'atteindre le premier âge exact considéré et soumise aux conditions de mortalité de l'année, de décéder avant d'atteindre le second âge.

Quotient de primo-nuptialité d'un sexe donné à un âge donné à cheval sur deux années de calendrier consécutives données

Probabilité, pour une personne *célibataire* du sexe considéré venant d'atteindre l'âge considéré et soumise aux conditions de primo-nuptialité de l'année considérée, de se marier dans les douze mois suivants. Dans cet ouvrage, on a obtenu le quotient de primo-nuptialité $q_i^{n, n+1}$ à l'âge révolu i relatif à la génération née en $n - i$ (à cheval sur les années n et $n + 1$) en divisant le taux de primo-nuptialité $tph_i^{n, n+1}$ à l'âge i relatif à la génération née en $n - i$ par le



complément à l'unité du cumul aux âges j au plus égaux à $i - 1$ des taux de primo-nuptialité $tph_j^{n-i+j, n-i+j+1}$ relatifs à la même génération (celle née en $n - i$, qui atteint l'âge j l'année $n - i + j$):

$$q_i^{n, n+1} = \frac{tph_i^{n, n+1}}{1 - \sum_j^{i-1} tph_j^{n-i+j, n-i+j+1}}$$

Rapport de masculinité

Rapport, au sein d'une population ou d'une sous-population, du nombre d'*hommes* au nombre de *femmes*.

Remplacement des générations

On dit qu'une génération *féminine* a assuré son propre remplacement si le nombre de *filles* que les femmes de cette génération ont mises au monde au cours de leur vie féconde est égal à l'effectif de la génération au moment où elle est née. Le taux de remplacement est le rapport entre le nombre de filles mises au monde et l'effectif initial de la génération des mères.

Si on se donne, d'une façon générale, une table de fécondité par âge (taux de fécondité f_i à l'âge i) et une table de mortalité féminine par âge (proportion de survivantes $S(x)$ à l'âge x), le taux de remplacement associé à ces deux tables répond à la formule:

$$r = \frac{100}{205} \sum_{i=15}^{49} S\left(i + \frac{1}{2}\right) f_i$$

le rapport de masculinité à la naissance étant de 105 garçons pour 100 filles. Si le nombre de survivantes varie à peu près linéairement (notamment s'il varie peu) aux âges de la période féconde, on a approximativement:

$$r \approx \frac{100}{205} S(m) \sum_{i=15}^{49} f_i$$

où m est l'âge moyen à la maternité associé à la table de fécondité. Dans les tables de mortalité actuelles, la proportion de survivantes à l'âge moyen à la maternité est voisine de 99%. Le taux de remplacement est donc sensiblement:

$$r \approx \frac{1}{2,07} \sum_{i=15}^{49} f_i$$

Dans les tables de mortalité des années 1870, la proportion de survivantes était de l'ordre de 65%. On avait alors sensiblement:

$$r \approx \frac{1}{3,2} \sum_{i=15}^{49} f_i$$

Autrement dit, la «barre» du remplacement est passée de 3,2⁴ à 2,07 (arrondi à 2,1) enfants par femme entre les années 1870 et la période contemporaine. Elle ne pourra s'abaisser à moins de 2,05 enfants par femme, du moins si le rapport de masculinité à la naissance demeure invariablement égal à 105 garçons pour 100 filles.

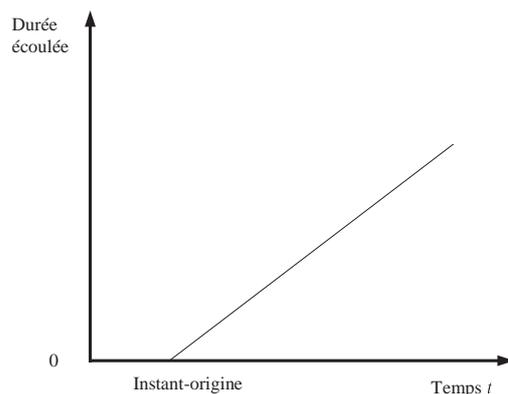
⁴ La valeur exacte est plus proche de 3,3 que de 3,2 (qui n'est qu'approchée).

En termes transversaux, c'est-à-dire pour une année de calendrier donnée, le remplacement se définit par la comparaison entre l'effectif moyen des générations féminines d'âge fécond cette année-là et l'effectif qui sera celui des filles nées durant l'année lorsque celles-ci atteindront l'âge qu'avait leur mère à leur naissance. Dans ces conditions, la table de mortalité à prendre en considération n'est pas celle des mères mais celle des filles et, à ce changement près, les formules précédentes demeurent applicables. En particulier, l'indicateur conjoncturel de fécondité qui assure le remplacement, au sens qui vient d'être indiqué, est aujourd'hui de 2,07 enfants pour une femme. Observons d'ailleurs que l'indicateur conjoncturel de la fécondité n'est autre que le taux de remplacement, au coefficient multiplicateur 2,07 près.

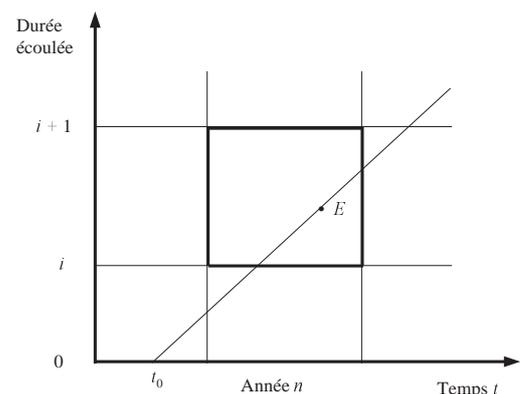
Schéma de Lexis

Représentation graphique de l'évolution, en fonction du temps, de la durée écoulée depuis un instant-origine. La durée qui, à l'instant t , s'est écoulée depuis l'instant t_0 , est $t-t_0$. En conséquence, la courbe représentative de la durée en fonction du temps est une demi-droite inclinée à 45 degrés, appelée *ligne de vie* de l'unité concernée. On représente ainsi l'évolution de l'âge d'une personne (durée écoulée depuis sa naissance) ou la *durée d'un mariage* (durée écoulée depuis sa célébration) en fonction du temps.

Lorsqu'un événement survient à l'unité concernée, il est repéré par sa date t d'occurrence. Les événements survenus durant une année de calendrier n donnée se situent dans une bande *verticale*. Ceux survenus à la durée révolue i , c'est-à-dire à une durée comprise entre i et $i + 1$, se situent dans une bande *horizontale*. Les lignes de vie se rapportant à la même *cohorte* (même *génération* s'il s'agit de personnes selon l'âge, même *promotion* s'il s'agit de mariages selon la durée), c'est-à-dire aux unités dont l'instant-origine se situe la même année de calendrier, forment une bande *oblique* inclinée à 45 degrés.



Demi-droite représentative de la durée écoulée



Événement E se produisant l'année n à la durée révolue i

Solde migratoire d'une année donnée

Différence entre le nombre d'*immigrants* entrés dans le pays au cours de l'année considérée et le nombre d'*émigrants* sortis au cours de l'année. Synonyme: *migration nette*.



Solde migratoire relatif d'une année donnée

Rapport du *solde migratoire* de l'année considérée à la demi-somme des effectifs de la population au 1^{er} janvier et au 31 décembre.

Table de fécondité d'une année donnée

Collection des taux de fécondité par âge de la mère observés durant l'année.

Table de primo-nuptialité d'un sexe donné pour une année donnée

Collection des taux de primo-nuptialité par âge correspondant à ce sexe et à cette année.

Table de mortalité d'un sexe donné pour une année donnée

Collection des quotients de mortalité par âge correspondant à ce sexe et à cette année.

Taux

Terme d'usage très fréquent en démographie, ayant des significations extrêmement variées, qui s'obtient généralement comme *rapport* entre deux grandeurs.

Taux d'accroissement de la population pour une année donnée

Différence entre l'effectif de la population au 31 décembre et celui au 1^{er} janvier, rapportée à la demi-somme de ces deux effectifs. Le taux d'accroissement est la somme du *taux brut d'excédent naturel* et du *solde migratoire relatif*.

Taux brut d'excédent naturel d'une année donnée

Différence entre le nombre annuel de naissances et le nombre annuel de décès, rapportée à la demi-somme des effectifs de la population au 1^{er} janvier et au 31 décembre. Le taux brut d'excédent naturel est la différence entre le *taux brut de natalité* et le *taux brut de mortalité*.

Taux brut de mortalité d'une année donnée

Rapport du nombre absolu de décès de l'année à la demi-somme des effectifs de la population au 1^{er} janvier et au 31 décembre.

Taux brut de natalité d'une année donnée

Rapport du nombre absolu de naissances de l'année à la demi-somme des effectifs de la population au 1^{er} janvier et au 31 décembre.

Taux de *divortialité* à une durée donnée pour une année donnée

Rapport du nombre de divorces prononcés durant l'année qui correspondaient à des mariages ayant la durée considérée au nombre *initial* de mariages ayant potentiellement cette durée (mariages encore subsistants ou déjà dissous par veuvage ou divorce). Numérateur et dénominateur de ce rapport concernent des événements *enregistrés dans le pays considéré* (divorces prononcés par un tribunal du pays, mariages célébrés dans le pays).

Taux de *fécondité* à un âge donné pour une année donnée

Probabilité, pour une femme ayant l'âge considéré, soumise aux conditions de fécondité de l'année considérée, de donner naissance à un enfant né-vivant dans les douze mois suivants.

Deux sortes de taux peuvent être établis pour une année de calendrier donnée: le taux tc_i^n à l'âge *révolu* i pour l'année n et le taux tpv_i^n à l'âge *atteint* i pour l'année n .

En *première approximation*, le taux de fécondité tc_i^n de l'année n à l'âge *révolu* i est le rapport du nombre de naissances C_i^n situées dans le carré du schéma de Lexis à la demi-somme des effectifs féminins P_i^n et P_i^{n+1} ; le taux de fécondité tpv_i^n de l'année n à l'âge *atteint* i est le rapport du nombre de naissances PV_i^n situées dans le parallélogramme à côtés verticaux du schéma de Lexis à la demi-somme des effectifs P_{i-1}^n et P_i^{n+1} .

Taux de *fécondité* à un âge donné pour une génération donnée

Deux sortes de taux de fécondité peuvent être établis pour la génération g : le taux tpv_i^{g+i} à l'âge *atteint* i durant l'année civile $g + i$ (taux calculé dans un parallélogramme à côtés verticaux) et le taux $tph_i^{g+i, g+i+1}$ à l'âge *révolu* i , à cheval sur les années de calendrier $g + i$ et $g + i + 1$ (taux calculé dans un parallélogramme à côtés horizontaux).

Le cumul jusqu'à l'âge a des premiers fournit la descendance partielle de la génération g au 31 décembre de l'année $g + a$ (les femmes de la génération g ont alors a ans révolus), celui des seconds fournit la descendance partielle de la génération g à son $a + 1^{\text{e}}$ anniversaire.

Taux de *mortalité infantile*

Le *taux* de mortalité infantile est en réalité un *quotient*: c'est le quotient de mortalité (voir ce mot) entre 0 et 1 an, c'est-à-dire entre la naissance et le premier anniversaire. En d'autres termes, c'est la probabilité qu'un nouveau-né décède avant d'atteindre son premier anniversaire.

Taux de primo-nuptialité d'un sexe donné à un âge donné pour une année donnée

Probabilité, pour une personne du sexe considéré ayant l'âge considéré, soumise aux conditions de primo-nuptialité de l'année considérée, de se marier dans les douze mois suivants. On limite conventionnellement à 49 ans les taux tc_i^n et $tph_i^{n,n+1}$ par âge *révolu* et à 50 ans les taux tpv_i^n par âge *atteint* (en ne comptant, dans le taux à l'âge atteint 50, que les premiers mariages situés dans le triangle *inférieur* du schéma de Lexis).

Taux de survenance d'un événement à un âge donné pour une année donnée

Rapport, pour l'âge considéré, du nombre d'événements à la somme des durées d'exposition au risque.

Prenons l'exemple du taux de *fécondité* selon l'âge de la mère. Trois sortes de taux peuvent être calculés:

- le taux tc_i^n à l'âge *révolu* i pour l'année n en considérant le nombre de naissances C_i^n situées dans le *carré* du schéma de Lexis;
- le taux tpv_i^n à l'âge *atteint* i pour l'année n en considérant le nombre de naissances PV_i^n situées dans le *parallélogramme à côtés verticaux* du schéma de Lexis;
- le taux $tph_i^{n,n+1}$ à l'âge *révolu* i à cheval sur les années n et $n + 1$ (ce taux se rapporte à un couple de deux années d'observation consécutives mais à une seule génération: celle née en $n - i$) en considérant le nombre de naissances PH_i^n situées dans le *parallélogramme à côtés horizontaux* du schéma de Lexis.

En *première approximation*, si on désigne par P_i^n l'effectif des femmes résidentes d'âge i révolu au 1^{er} janvier de l'année n , les dénominateurs à associer à chacun de ces trois nombres de naissances vivantes pris pour numérateurs sont respectivement (1) la demi-somme des effectifs P_i^n et P_i^{n+1} , (2) la demi-somme des effectifs P_{i-1}^n et P_i^{n+1} et (3) l'effectif P_i^{n+1} .

Les mesures de chacun des trois taux par les trois rapports qu'on vient d'indiquer ne constituent qu'une *première approximation* parce que les dénominateurs associés aux numérateurs ne sont qu'une approximation du nombre correspondant de *personnes-années d'exposition au risque*. Considérons par exemple les taux tc_i^n par âge révolu. Si, au cours de la période de *deux* années qui va du 1^{er} janvier $n - i - 1$ au 31 décembre $n - i$, la natalité a enregistré de *fortes variations* (celles dues au mouvement saisonnier étant négligeables), c'est-à-dire si la densité des *lignes de vie* traversant le carré du schéma de Lexis est très variable, la demi-somme des effectifs féminins P_i^n et P_i^{n+1} peut se révéler être une estimation médiocre du dénominateur adéquat: il faudrait tenir compte des tailles respectives de ces deux générations consécutives (en termes de personnes résidentes) et des distributions des dates de i^e anniversaire en leur sein.

En poussant les choses à l'extrême, imaginons que les naissances au cours des années $n - i - 1$ et $n - i$ soient concentrées *exclusivement* en janvier $n - i - 1$ et uniformément réparties au cours de ce mois. Dans ce cas, le dénominateur adéquat est $P_i^n / 24$ (exposition au risque de P_i^n personnes pendant un demi-mois en moyenne chacune, soit $1/24^e$ d'année) et non la demi-somme de P_i^n et P_i^{n+1} , égale dans ce cas à $P_i^n / 2$. En outre, le taux calculé avec le dénominateur adéquat se rapporterait en moyenne à l'âge $i + 1 - 1/18$ et non à l'âge $i + 1/2$ comme il en va des taux tc_i^n par âge révolu lorsque les lignes de vie sont uniformément réparties au sein du couple de deux générations annuelles consécutives. Enfin, les migrations au cours de la période d'observation doivent être prises en compte.

Moyennant une méthodologie appropriée, il est possible d'estimer correctement chacun des trois types de taux, *quelle que soit* la figure du schéma de Lexis (carré, parallélogramme à côtés verticaux, triangle) qui correspond aux nombres absolus d'événements dont on dispose. Tous les taux de fécondité et de primo-nuptialité et tous les quotients de mortalité reproduits dans cet ouvrage ont été calculés à l'aide de formules complexes tenant compte des caractéristiques particulières des générations concernées (évaluées l'année de la naissance) ainsi que des migrations. Ils peuvent donc légèrement différer des taux et quotients répondant aux définitions données plus haut en première approximation.

Vieillesse de la population

On dit qu'une population *vieillit* lorsque la *proportion*, en son sein, des personnes *âgées*, quel que soit le seuil d'âge retenu pour définir les personnes âgées, pourvu que ce seuil soit élevé, *augmente* à travers le temps. Synonyme : *vieillesse démographique*. Le degré de vieillissement d'une population au voisinage d'un âge donné peut être mesuré par les variations temporelles de l'âge *homologue* (voir ce terme dans le glossaire) de cet âge donné.

Définition des unités statistiques utilisées dans l'ouvrage

Population résidant en Suisse

Les effectifs de population utilisés dans cet ouvrage portent sur la *population résidente permanente* au sens du *domicile civil*. Sont considérées comme appartenant à cette population les personnes dont le domicile civil se trouve en Suisse. En ce qui concerne les étrangers, la statistique inclut les personnes qui ont leur domicile civil en Suisse, les résidents à l'année (y compris les réfugiés admis comme tels), les fonctionnaires des organisations internationales, les personnels des représentations diplomatiques ou des entreprises d'Etats étrangers (en particulier de la poste, des douanes et des chemins de fer) ainsi que les membres de leurs familles établis en Suisse. Sont exclus de la population résidente permanente les saisonniers, les personnes effectuant un séjour de courte durée, les frontaliers, les touristes et la plupart des requérants d'asile.

Naissances

Est déclaré né-vivant, au sens de l'article 46 du Code civil suisse, tout enfant qui, après son expulsion complète (tête, tronc, membres) du corps de la mère, respire ou manifeste des battements de cœur.

La statistique enregistre les naissances vivantes dont la mère est domiciliée en Suisse, sans qu'il soit fait de distinction d'après le statut de résidence (résidente permanente ou non permanente). Les naissances survenues en Suisse à des femmes domiciliées à l'étranger ne sont pas prises en compte. Depuis 1987, les naissances survenues hors de Suisse à des femmes de nationalité suisse, domiciliées en Suisse, sont incluses dans la statistique. Les naissances survenues hors de Suisse à des femmes de nationalité étrangère, domiciliées dans les villes de Zurich et de Berne et dans le canton de Bâle-Ville, sont également incluses dans la statistique de l'état civil. Toutefois le degré d'exhaustivité des naissances survenues à l'étranger de personnes domiciliées en Suisse n'est pas connu.

Pour les naissances dont la mère est mariée, l'état civil enregistre le *rang* de la naissance au sein du couple. Le rang d'un enfant né d'une femme mariée est déterminé en tenant compte des enfants nés vivants issus antérieurement du couple, quel qu'ait été le statut matrimonial de ce couple au moment des naissances antérieures. Par exemple, la première naissance survenue après le mariage est de rang supérieur à 1 si le couple avait donné naissance à un ou plusieurs enfants avant le mariage. Les naissances dont la mère n'est pas mariée ne sont pas classées par rang.

Mariages

Sont considérés comme mariages les unions prononcées par un officier d'état civil. Les mariages sont affectés à la commune où le mari était domicilié avant le mariage. Les mariages célébrés sur le territoire suisse de personnes domiciliées à l'étranger ne sont pas pris en compte. Depuis 1987, les mariages célébrés à l'étranger de personnes de nationalité suisse, domiciliées en Suisse, sont incluses dans la statistique. Les mariages célébrés à l'étranger de personnes de nationalité étrangère, domiciliées dans les villes de Zurich et de Berne et dans

le canton de Bâle-Ville, figurent également dans la statistique de l'état civil. Le degré d'exhaustivité des mariages célébrés à l'étranger de personnes domiciliées en Suisse n'est pas connu.

Divorces

Sont considérés comme divorces ceux prononcés par l'autorité judiciaire suisse compétente. Jusqu'en 1983, on considérait comme domicile du couple avant le divorce la dernière localité dans laquelle les époux avaient vécu ensemble; si celle-ci était inconnue, on enregistrerait le divorce au lieu de domicile du mari au moment où l'action avait été intentée. Si ce lieu était inconnu ou situé à l'étranger, on se référait au domicile de la femme. A partir de 1984, on considère comme domicile celui du demandeur au moment de l'introduction de l'action en justice. Les jugements de divorce concernant des personnes domiciliées à l'étranger ne sont plus enregistrés dans la statistique depuis 1984.

Décès

Sont enregistrés dans la statistique de l'état civil les décès survenus en Suisse. Les décès sont affectés à la commune de domicile du décédé. Les décès survenus en Suisse de personnes domiciliées à l'étranger ne sont pas pris en compte. Depuis 1987, les décès survenus à l'étranger de personnes de nationalité suisse, domiciliées en Suisse, sont inclus dans la statistique. Les décès survenus à l'étranger de personnes de nationalité étrangère, domiciliées dans les villes de Zurich et de Berne et dans le canton de Bâle-Ville, figurent également dans la statistique de l'état civil. Le degré d'exhaustivité des décès survenus à l'étranger de personnes domiciliées en Suisse n'est pas connu.



Données statistiques disponibles pour la Suisse

Effectifs de la population résidant en Suisse, par sexe et âge au 1^{er} janvier de l'année

Ces données sont disponibles par *année* d'âge depuis 1946 et par groupe *quinquennal* d'âge depuis 1920. Sur la base des données par sexe et groupe quinquennal d'âge fournies par les recensements fédéraux de population de 1860, 1870, 1880, 1888, 1900, 1910 et 1920 et des évaluations par groupe quinquennal d'âge de 1920 à 1945, l'OFS¹ a estimé les effectifs par sexe et *année* d'âge au 1^{er} janvier de *chaque* année de 1861 à 1945. Au total, on a pu utiliser des effectifs de population résidant en Suisse par sexe et *année* d'âge au 1^{er} janvier de l'année de 1861 à 1997.

Evénements d'état civil de chaque année de calendrier

Le tableau ci-après indique l'étendue chronologique des données d'état civil disponibles pour la Suisse (le carré, le parallélogramme et le triangle se réfèrent au schéma de Lexis).

Evénements	Nombres absolus			Age de la personne concernée (ou durée du mariage pour les divorces)		
	Annuels	Mensuels	Journaliers	Carré	Parallélogramme à côtés verticaux	Triangle
Naissances totales	1803-1996 ²	1871-1996	1926-1927 1965-1996	–	–	1950-1996
Naissances hors mariage	1944-1996	–	–	1944-1996	–	1946-1996
Naissances dans le mariage selon le rang (dans le mariage en cours)	1932-1996	–	–	1932-1945	–	1946-1996
Mariages	1801-1996 ³	1886-1996	1968-1996	–	–	–
Premiers mariages masculins et féminins	1876-1996	–	–	1876-1996	–	1940-1996
Divorces	1876-1996	–	–	–	–	–
Divorces selon la durée du mariage	1876-1996	–	–	1891-1996	1920-1996	1920-1996
Décès (total des deux sexes)	1803-1996	1901-1996	1969-1996	–	–	–
Décès masculins et féminins	1803-1996	1941-1996	–	–	–	1876-1996

¹ Philippe Wanner, Une nouvelle estimation de la structure par âge de la population de la Suisse de 1860 à 1945, Démos 1997/3, OFS, Berne.

² Avant 1871, il s'agit d'estimations.

³ Avant 1876, il s'agit d'estimations.

Liste des tableaux de données brutes disponibles sur le CD-ROM

- Tableau 1 – Répartition de la population par sexe et âge au 1er janvier de l'année
- Tableau 2 – Nombre annuel de mariages, naissances et décès et population moyenne de l'année
- Tableau 3 – Nombres absolus annuels de mariages de célibataires par sexe et âge en triangle
- Tableau 4 – Taux de primo-nuptialité masculine par âge de la mère atteint dans l'année de la naissance
- Tableau 5 – Taux de primo-nuptialité féminine par âge de la mère atteint dans l'année de la naissance
- Tableau 6 – Nombres absolus annuels de décès par sexe et âge en triangle
- Tableau 7 – Divorces prononcés chaque année, selon la durée, écoulée depuis la célébration du mariage, atteinte durant l'année civile du divorce
- Tableau 8 – Naissances vivantes, selon l'âge de la mère, en années révolues au moment de la naissance, le rang et le type de triangle (début)
- Tableau 9 – Naissances vivantes, selon l'âge de la mère, en années révolues au moment de la naissance, le rang et le type de triangle (fin)
- Tableau 10 – Taux de fécondité de rang 3 par âge de la mère atteint dans l'année de la naissance
- Tableau 11 – Taux de fécondité de rang 4 par âge de la mère atteint dans l'année de la naissance
- Tableau 12 – Taux de fécondité de rang 5 ou plus par âge de la mère atteint dans l'année de la naissance
- Tableau 13 – Taux de fécondité dans le mariage par âge de la mère atteint dans l'année de la naissance
- Tableau 14 – Quotients de mortalité masculine et féminine par âge et par période
- Tableau 15 – Nombre mensuel de naissances vivantes
- Tableau 16 – Nombre mensuel de décès
- Tableau 17 – Mariages selon le jour de l'année
- Tableau 18 – Naissances vivantes selon le jour de l'année
- Tableau 19 – Décès selon le jour de l'année

Aperçu du CD-ROM

Ce CD-ROM est en format ISO-9660 et peut être utilisé sur toutes les plates-formes informatiques. Le logiciel Acrobat Reader, inclus sur le CD-ROM, permet de trouver et d'atteindre rapidement les informations souhaitées. Ce logiciel est disponible pour les plates-formes suivantes: Windows (16 bit), Windows (32 bit), Macintosh, Unix (SunOS, Sun Solaris, HP-UX, IBM-AIX, SGI-IRIX, Linux et Digital Unix). Pour d'autres plates-formes on peut trouver des logiciels (souvent du domaine public) remplissant les mêmes fonctions.

Le CD-ROM contient:

- l'ensemble de la publication, y compris les graphiques, en format PDF;
- tous les tableaux de données ayant servi à la préparation des graphiques, en format ASCII et Excel;
- un choix des données de base ayant servi à la préparation de cet ouvrage, en format ASCII et Excel.

Il est conseillé d'utiliser ce CD-ROM en se référant en même temps à la publication.

Pour les détails du contenu, consulter le fichier `LISEZMOI.TXT` dans le répertoire de base du CD-ROM.

Format du CD-ROM

Ce CD-ROM est en format ISO 9660, le seul assurant l'utilisation sur le plus grand nombre de plates-formes informatiques.

Pour assurer la portabilité, il a fallu procéder au choix du codage des accents et autres signes diacritiques, uniquement pour les fichiers en format ASCII et, dans certains cas, pour les fichiers en format MS-Excel: le code appelé ISO 8859/1 (Latin 1) a été retenu. Dans certaines conditions et sur certaines plates-formes ce choix peut produire des accents incorrects. Cette limitation ne touche pas les fichiers en format PDF.

La navigation

Pour rechercher des informations sur le CD-ROM il est conseillé de profiter des ressources de navigation qui y ont été ajoutées. Ces ressources exigent toutefois l'installation sur le disque dur de l'ordinateur du programme «Acrobat Reader» de Adobe. Ce programme, avec sa documentation et son aide en ligne, est disponible sur le CD-ROM. Il est gratuit et ne demande aucune démarche auprès d'Adobe. Il peut être redistribué, en respectant le Copyright prévu par Adobe.

Acrobat Reader affiche à l'écran les fichiers en format PDF qui structurent la navigation et la recherche d'information sur le CD-ROM. Les graphiques, comme le texte, sont disponibles en format PDF et on peut donc les afficher à l'écran ou les imprimer.



Installation

L'installation d'Acrobat Reader diffère selon les plates-formes. Pour plus de détail voir les fichiers d'information fournis par Adobe (dans le répertoire `_INSTALL`). Ci-dessous les étapes principales de l'installation sur chacune des plates-formes pour lesquelles Acrobat Reader est disponible.

Installation sous Windows

Pour une installation minimale, mais suffisante pour ce CD-ROM, exécuter le programme `AR16E301.EXE` dans le répertoire `16BIT` (pour les systèmes Windows 3.x) ou `AR32E301.EXE` dans le répertoire `32BIT` (pour les systèmes Windows 95 et NT), qui se trouvent à leur tour dans le répertoire `D:_INSTALL\WIN\READER` (si nécessaire, remplacer `D:` par la lettre du lecteur de CD-ROM).

Pour l'installation complète exécuter le programme `RS16E301.EXE` dans le répertoire `16BIT` (pour les systèmes Windows 3.x) ou `RS32E301.EXE` dans le répertoire `32BIT` (pour les systèmes Windows 95 et NT), qui se trouvent à leur tour dans le répertoire `D:_INSTALL\WIN\RDR_SRCH` (si nécessaire, remplacer `D:` par la lettre du lecteur de CD-ROM).

Une fois l'installation terminée, il est conseillé d'associer les fichiers avec l'extension `PDF` au programme `ACRORD16.EXE` ou `ACRORD32.EXE`.

Pour démarrer la navigation cliquer deux fois sur le fichier `DEMARRE.PDF` dans le répertoire de base du CD-ROM.

Installation sur Macintosh

Le CD-ROM ne contient pas de système de fichiers en format Macintosh (HFS); pour y accéder il faut avoir installé les extensions *Foreign File Access* et *ISO 9660 File Access*. Les limitations du format ISO 9660 sont particulièrement sensibles sur un Macintosh. Entre autres, il n'est pas possible d'ouvrir un fichier en cliquant, comme d'habitude, deux fois sur son icône. Il faut passer en revanche par l'application, en ouvrant le fichier depuis celle-ci. La navigation à l'aide d'Acrobat Reader est toutefois possible sans aucune restriction.

Pour installer Acrobat Reader, il faut d'abord décompresser le fichier

```
DEMOG_CH:_INSTALL:MAC:READER:ARDR301E.HQX
```

(pour une installation minimale, mais suffisante pour ce CD-ROM) ou le fichier

```
DEMOG_CH:_INSTALL:MAC:RDR_SRCH:ARWS301E.HQX
```

(pour l'installation complète),

à l'aide de *Stuffit Expander* ou d'un autre programme de décompression, en l'installant, depuis le CD-ROM, sur le disque dur du Macintosh. Cliquer ensuite deux fois sur le programme d'installation *Reader 3.01 Installer* (et, le cas échéant, sur *Search Installer*) pour démarrer l'installation.

Une fois l'installation terminée, pour démarrer la navigation, glisser l'icône du fichier `DEMARRE.PDF` sur l'icône du programme *Acrobat Reader 3.0*.

Installation sous Unix

Sous Unix un CD-ROM est installé avec la commande */etc/mount* (souvent remplacée par un «démon» automatique. Les paramètres à fournir à cette commande varient d'un système à l'autre. En cas de problèmes adressez-vous à l'administrateur de votre système. Le CD-ROM étant en format ISO 9660, le nom de chaque fichier comporte l'indication de la version, séparée par un point-virgule (p.ex. `__INDEX__.TXT;1`). Souvent un paramètre de */etc/mount* permet de supprimer l'affichage de la version. Si l'indication de la version devait néanmoins apparaître sur votre système, n'oubliez pas de neutraliser le point-virgule par une contre-oblique («\», *backslash*), pour en empêcher l'interprétation par le système.

Pour installer Acrobat Reader, il faut d'abord décompresser (avec *gunzip*) et puis extraire (avec *tar*) le fichier

```
<MOUNT_POINT>/_INSTALL/UNIX/<plateforme>/ACROREAD.TGZ  
ou  
<MOUNT_POINT>/_INSTALL/UNIX/<plateforme>/ACRDSRCH.TGZ.
```

Suivez ensuite les instructions consignées dans le fichier `INSTGUID.TXT` dans le répertoire

`ACROREAD` ou `ACRDSRCH` créé lors l'extraction.

Une fois l'installation terminée, pour démarrer la navigation, selon le système, glisser l'icône du fichier `DEMARRE.PDF` sur l'icône du programme *Acrobat Reader* ou cliquer deux fois sur l'icône du fichier `DEMARRE.PDF`.

Copyright

Copyright: OFS et ODE, Berne 1998

Texte intégral du copyright: voir le fichier `COPYRGHT.TXT` dans le répertoire `_READ_ME` du CD-ROM.

Acrobat(R) Reader copyright (C) 1987-1997

Adobe Systems Incorporated. All rights reserved. Adobe and Acrobat are trademarks of Adobe Systems Incorporated.

Informations complémentaires

Le Service d'information de la section de l'évolution de la population se chargera de répondre à vos questions, concernant aussi bien la publication que le CD-ROM. Ce service d'information est atteignable:

- par téléphone: 031 322 87 51
- par télécopie (FAX): 031 382 27 95
- par courrier électronique (e-mail): info.bev@bfs.admin.ch

Publikationsprogramm BFS

Das Bundesamt für Statistik (BFS) hat – als zentrale Statistikstelle des Bundes – die Aufgabe, statistische Informationen breiten Benutzerkreisen zur Verfügung zu stellen.

Die Verbreitung der statistischen Information geschieht gegliedert nach Fachbereichen (vgl. Umschlagseite 2) und mit verschiedenen Mitteln:

Programme des publications de l'OFS

En sa qualité de service central de statistique de la Confédération, l'Office fédéral de la statistique (OFS) a pour tâche de rendre les informations statistiques accessibles à un large public.

L'information statistique est diffusée par domaine (cf. verso de la première page de couverture); elle emprunte diverses voies:

<i>Diffusionsmittel</i>	<i>Kontakt N° à composer</i>	<i>Moyen de diffusion</i>
Individuelle Auskünfte	031 323 60 11	Service de renseignements individuels
Das BFS im Internet	http://www.admin.ch/bfs	L'OFS sur Internet
Medienmitteilungen zur raschen Information der Öffentlichkeit über die neusten Ergebnisse	031 323 60 11	Communiqués de presse: information rapide concernant les résultats les plus récents
Publikationen zur vertieften Information (zum Teil auch als Diskette)	031 323 60 60	Publications: information approfondie (certaines sont disponibles sur disquette)
Online-Datenbank	031 323 60 86	Banque de données (accessible en ligne)

Nähere Angaben zu den verschiedenen Diffusionsmitteln liefert das alle 2 Jahre nachgeführte **Publikationsverzeichnis**. Es kann gratis bezogen werden über 031 323 60 60.

La **Liste des publications**, qui est mise à jour tous les deux ans, donne davantage de détails sur les divers moyens de diffusion. Pour la recevoir, il suffit de la demander au n° 031 323 60 60.

Cette étude, consacrée à l'évolution démographique de la Suisse, couvre la période 1860-2050. Elle se fonde à la fois sur les observations passées, résultant des recensements généraux successifs et de la statistique annuelle du mouvement de la population, et sur les scénarios démographiques à l'horizon 2050 ayant pour base 1995. Des graphiques commentés brossent les grands traits de cette évolution.

Les variations de l'effectif de la population sont présentées selon leurs deux composantes, excédent naturel et solde migratoire. Le vieillissement démographique et son effet sur l'équilibre des âges, notamment en matière de retraites, est mesuré. Les différents facteurs qui ont modelé l'évolution de la taille et de la composition de la population sont analysés : nuptialité, fécondité, divortialité et mortalité. Un chapitre est consacré à l'étude des rythmes journaliers et mensuels des phénomènes démographiques. Certains épisodes particuliers de l'histoire démographique suisse font l'objet d'une description détaillée. L'ouvrage se termine par une comparaison de la démographie du pays avec celle de ses voisins européens.