

ИЗУЧЕНИЕ КРАТКОСРОЧНЫХ И СРЕДНЕСРОЧНЫХ ИЗМЕНЕНИЙ РОЖДАЕМОСТИ

Сведения о распределении родившихся в данном году по возрасту матери вместе с оценками числа женщин в каждой возрастной группе позволяют выявить уровень рождаемости с помощью хорошо известного коэффициента суммарной рождаемости, или среднего числа детей на одну женщину с учетом характеристик рождаемости в том или ином году.

Обычно существует некоторый разрыв во времени между получением оперативной ежемесячной информации об абсолютном числе рождений и запаздывающим расчетом годовых показателей рождаемости. Нельзя ли получать оценку соответствующих коэффициентов суммарной рождаемости непосредственно из ежемесячных чисел родившихся? Если бы это было возможно, мы не только располагали бы инструментом экстренной диагностики новейших тенденций рождаемости, но и описывали бы наблюдавшуюся в прошлом эволюцию, анализируя ее по месяцам, вместо того чтобы ограничиваться исследованием изменений, происходящих от года к году. В наше время, когда тенденции рождаемости обнаруживают способность к резким изменениям, нельзя считать лишенной интереса возможность фиксировать моменты этих изменений с большей точностью, чем позволяют годовые оценки.

Задача, которая перед нами стоит, распадается на две части. Во-первых, надо перейти от абсолютных чисел рождений к средним числам детей в расчете на одну женщину. Во-вторых, следует оценить зависимость ежемесячных показателей от сезонных колебаний, влияние которых надлежит устранять.

От абсолютного числа рождений к коэффициенту суммарной рождаемости

Отношение абсолютного числа рождений к коэффициенту суммарной рождаемости. Обозначим через P_i^n среднее для года n число женщин, родившихся в году $n-i$ и достигающих возраста i в течение года n . Пусть N_i^n — число детей, родившихся живыми у этих женщин на протяжении года n . Коэффициент рождаемости для возраста i в году n равен

$$f_i^n = \frac{N_i^n}{P_i^n}. \quad (1)$$

Коэффициент суммарной рождаемости в году n — это сумма коэффициентов f_i^n для всех fertильных возрастов¹.

$$I^n = \sum_{i=i_1}^{i_2} f_i^n, \quad (2)$$

где i_1 и i_2 — нижний и верхний пределы fertильного возраста.

Можно дать два эквивалентных определения коэффициента суммарной рождаемости:

1. После умножения на 1000 — это абсолютное число рождений, которое наблюдалось бы на протяжении года n , если бы численность P_i^n женщин fertильного возраста во всех возрастах неизменно равнялась бы 1000. Коэффициент суммарной рождаемости предстает здесь как абсолютное число рождений, не зависящее от возрастного распределения женщин fertильного возраста.

¹ Обычно $i_1=14$, а $i_2=49$ годам. Редкие случаи рождений в возрасте до 14 лет относятся к группе 14-летних, а в возрасте старше 49 лет — к группе 49-летних.

КАЛО Жерар — директор Французского национального института демографических исследований. Статья перепечатывается из журнала «Population» («Народонаселение»), 1981, № 1, р. 9—40 с некоторыми сокращениями.

2. После умножения на 1000 — это число детей, которых родили бы за всю свою жизнь 1000 женщин, имеющих в каждом возрасте те коэффициенты рождаемости, которые наблюдались в этих возрастах у реального населения на протяжении года n . Предполагается, что эти женщины не подвержены риску смерти до истечения периода плодовитости. Коэффициент суммарной рождаемости предстает здесь как исчерпанная рождаемость условного поколения, чье репродуктивное поведение в каждом возрасте будет точно таким, каким оно было у различных реальных поколений, проходивших через эти возрасты в году n .

Отношение общего числа родившихся живыми N^n к коэффициенту суммарной рождаемости I^n равно:

$$G^n = \frac{N^n}{I^n} = \frac{\sum_i N_i^n}{\sum_i f_i^n} = \frac{\sum_i f_i^n P_i^n}{\sum_i f_i^n}. \quad (3)$$

Это отношение можно интерпретировать как среднюю арифметическую численность женщин фертильного возраста P_i^n , взвешенную по возрастным коэффициентам рождаемости f_i^n , наблюдавшимся в году n . Таким образом, это средняя численность женщин фертильного возраста в году n .

Преобразование приведенного отношения дает показатель, подобный возрастному коэффициенту рождаемости,— отношение общего числа рождений к средней численности женщин фертильного возраста:

$$I^n = \frac{N^n}{G^n} \quad (4) \text{ аналогично } f_i^n = \frac{N_i^n}{P_i^n} \quad (4)$$

Оценка средней годовой численности женщин фертильного возраста. Чтобы получить среднюю численность женщин фертильного возраста G^n надо располагать данными о числе рождений по возрасту матери N_i^n и о числе женщин в каждом возрасте P_i^n . Величины P_i^n соответствуют либо числу женщин на середину года (как в Англии и Уэльсе), либо средней арифметической аналогичных чисел на начало и конец года (как в большинстве европейских стран):

$$P_i^n = \frac{1}{2} [P_{i-1}^n + P_i^{n+1}], \quad (5)$$

где P_{i-1}^n — число женщин, которым на 1 января года n исполнилось i лет (т. е. женщин, родившихся в году $n-i-1$).

Таким образом, величины N_i^n и P_i^n могут быть получены только после окончательной разработки документов регистрации актов гражданского состояния, иными словами к концу года $n+1$. Только тогда можно рассчитать I^n и G^n .

Предположим, что мы знаем N_i^n и P_i^n до некоторого года $n=n_2$. Соответственно можно получить и G^n до $n=n_2$. Но можно дать оценку G^n и для следующего года. Действительно, не будет большой ошибки, если мы в формуле (3)

$$G^n = \frac{\sum_i f_i^n P_i^n}{\sum_i f_i^n}$$

последовательно заменим:

веса f_i^n — соответствующими весами, относящимися к последнему году, за который у нас есть данные, т. е. к году n_2 ; числа P_i^n — числами $P_{i+n_2-n}^n$, полученными на основе возрастной пирамиды на середину года n_2 , пренебрегая последующей смертностью и внешней миграцией (численностью женских поколений, родившихся в году $n-i$, зарегистрированной не в середине года n , а в середине года n_2 , т. е. имеющих возраст $n_2-(n-i)=i+n_2-n$, а не i).

В этих условиях приближенным значением \hat{G}^n величины G^n будет:

$$\hat{G}^n = \frac{\sum_i f_i^{n_2} P_{i+n_2-n}^{n_2}}{\sum_i f_i^{n_2}} \text{ при } n > n_2. \quad (6)$$

Мы будем называть относительным смещением² оценки \hat{G}^n ее отношение к точной величине G^n :

$$B^n = \frac{\hat{G}^n}{G^n} = \frac{\sum_i f_i^{n_2} P_{i+n_2-n}^{n_2}}{\sum_i f_i^{n_2}} \cdot \frac{\sum_i f_i^n}{\sum_i f_i^n P_i^n}. \quad (7)$$

Смещение B^n , равное единице для $n=n_2$, можно представить в виде двух сомножителей B_1^n и B_2^n .

$$B_1^n = \frac{\sum_i f_i^{n_2} P_{i+n_2-n}^{n_2}}{\sum_i f_i^n} \cdot \frac{\sum_i f_i^n}{\sum_i f_i^n P_i^n} = \frac{\sum_i f_i P_{i+n_2-n}^{n_2}}{\sum_i f_i^n P_i^n}. \quad (8)$$

$$B_2^n = \frac{\sum_i f_i^{n_2} P_{i+n_2-n}^{n_2}}{\sum_i f_i^{n_2}} \cdot \frac{\sum_i f_i^n}{\sum_i f_i^{n_2} P_{i+n_2-n}^{n_2}}. \quad (9)$$

$$B^n = B_1^n \cdot B_2^n. \quad (10)$$

Смещение B_1^n , в формуле которого фигурируют фактические коэффициенты f_i^n , а вместо фактических чисел женщин P_i^n взяты величины $P_{i+n_2-n}^{n_2}$, измеряет вклад в общее смещение B^n смертности и внешней миграции за период между серединами годов n и n_2 . В самом деле, $B_1^n=1$ для $n=n_2$, а отличие B_1^n от единицы определяется разностью между числом смертей и сальдо внешней миграции для женщин фертильных возрастов:

$$B_1^n - 1 = \frac{\sum_i f_i^n (P_{i+n_2-n}^{n_2} - P_i^n)}{\sum_i f_i^n P_i^n} = \frac{\sum_i f_i^n (D_{n-l}^{n_2,n} - S_{n-l}^{n_2,n})}{\sum_i f_i^n P_i^n}, \quad (11)$$

где $D_{n-l}^{n_2,n}$ и $S_{n-l}^{n_2,n}$ соответственно — число умерших и миграционное сальдо между серединами годов n_2 и n для поколения женщин, родившихся в году $n-l$. Если смертность и сальдо миграции достаточно устойчивы на протяжении ряда лет, B_1^n с изменением n изменяется приблизительно линейно, потому что начиная с года n_2 дает себя знать кумулятивный эффект; кривая B_1^n имеет отрицательный наклон, если иммиграция женщин в фертильных возрастах в среднем превышает суммарную убыль в этих же возрастах вследствие эмиграции и смертности (как во Франции или ФРГ до середины 70-х годов), и положительный наклон в противоположном случае (пример Англии и Уэльса).

Смещение B_2^n , также равное единице для $n=n_2$, отражает одновременно возрастную структуру женщин фертильного возраста и изменения в календаре рождаемости. Действительно, B_2^n — это отношение двух взвешенных средних одних и тех же величин $P_{i+n_2-n}^{n_2}$: в одном случае в качестве весов выступают коэффициенты $f_i^{n_2}$, в другом

² Строго говоря, относительная ошибка при оценке G^n величиной \hat{G}^n — это разница между B^n и единицей: $B^n - 1$.

Таблица 1

Фактические и экстраполированные величины B_1^n , B_2^n и B^n в трех странах ($n_2 = 1979$)

Год	Англия и Уэльс			Франция			ФРГ		
	B_1^n	B_2^n	B^n	B_1^n	B_2^n	B^n	B_1^n	B_2^n	B^n
1971	0,9862	0,9964	0,9826	1,0028	0,9978	1,0005	1,0143	0,9987	1,0130
1972	0,9874	0,9977	0,9851	1,0013	0,9999	1,0012	1,0060	0,9947	1,0007
1973	0,9884	0,9980	0,9863	1,0002	1,0029	1,0031	0,9970	0,9929	0,9999
1974	0,9933	0,9988	0,9920	0,9990	1,0044	1,0034	0,9920	0,9926	0,9847
1975	0,9971	0,9997	0,9968	0,9979	1,0042	1,0021	0,9950	0,9934	0,9885
1976	0,9979	0,9998	0,9976	0,9979	1,0017	0,9996	1,0001	0,9946	0,9947
1977	0,9989	1,0002	0,9991	0,9987	1,0003	0,9990	1,0023	0,9964	0,9987
1978	0,9988	1,0003	0,9991	0,9994	1,0001	0,9995	1,0021	0,9983	1,0004
1979	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1980	<i>1,0006</i>	<i>0,9996</i>	<i>1,0002</i>	<i>1,0006</i>	<i>1,0000</i>	<i>1,0005</i>	<i>0,9993</i>	<i>1,0018</i>	<i>1,0011</i>
1981	<i>1,0013</i>	<i>0,9990</i>	<i>1,0003</i>	<i>1,0011</i>	<i>1,0000</i>	<i>1,0011</i>	<i>0,9985</i>	<i>1,0036</i>	<i>1,0021</i>
1982	<i>1,0019</i>	<i>0,9982</i>	<i>1,0001</i>	<i>1,0016</i>	<i>1,0001</i>	<i>1,0017</i>	<i>0,9978</i>	<i>1,0064</i>	<i>1,0032</i>
1983	<i>1,0026</i>	<i>0,9971</i>	<i>0,9997</i>	<i>1,0020</i>	<i>1,0002</i>	<i>1,0022</i>	<i>0,9970</i>	<i>1,0072</i>	<i>1,0042</i>

Примечание. Экстраполированные значения набраны курсивом.

том — f_t^n . Так, если в году n_2 женщины во всех фертильных возрастах ³ имеют одиаковую численность, смещение B_2^n постоянно равно единице. То же самое будет, если коэффициенты рождаемости f_t^n изменяются пропорционально один другому (а значит, и их сумме I^n), т. е. если поперечный календарь рождаемости, определяемый рядом отношений f_t^n/I^n , не меняется из года в год. Стало быть, только неравенство численностей женщин различных фертильных возрастов в году n_2 , соединенное с изменениями календаря рождаемости, может привести к тому, что B_2^n отличается от единицы. Если, например, указанные численности убывают с возрастом (из-за того, что рождаемость 20—30 лет тому назад увеличивалась), в то время как календарь рождаемости изменяется в сторону омоложения (более значительное снижение рождаемости в старших возрастах ведет к снижению возраста матерей), B_2^n будет меньше единицы для $n > n_2$ и, следовательно, будет убывать с увеличением n .

Величины B_1^n , B_2^n и B^n , равные единице для $n=n_2$, могут быть рассчитаны для всех лет $n \leq n_2$. Задача заключается в том, чтобы получить эти величины методом графической экстраполяции для периода, следующего за n_2 , на базе их фактической эволюции до этого года.

В табл. 1 показана эволюция всех трех смещений с 1971 г. и их экстраполяция до $n=1983$ ($n_2=1979$) для Англии и Уэльса, Франции и ФРГ. Ряд B_1^n для Англии и Уэльса — характерен для страны эмиграции (рост B_1^n), где отрицательное сальдо миграции заметно убывает с 1976 г. В двух других странах изменения B_1^n свидетельствуют о положительном сальдо миграции (до 1974 г. в ФРГ и до 1975 г. во Франции), которое после этого значительно уменьшилось (слабый подъем в 1978, более значительный — в 1979 г. в ФРГ). Кривая B_2^n достигает высшей точки в 1977—1978 гг. Во Франции она опускается после 1974 г., тогда как в ФРГ поднимается, пройдя минимальное значение в 1974 г. Эти различающиеся тенденции связаны с особенностями возрастной структуры населения каждой страны и с различиями в изменениях поперечного календаря рождаемости ⁴ (см. табл. 1).

³ Речь идет о численностях женщин, учтенных в году n_2 , которые будут находиться в фертильном возрасте на протяжении года n .

⁴ Во всех трех странах календарь рождаемости изменялся в направлении уменьшения среднего возраста матери, за которым последовало его увеличение. Поворот произошел в 1974 г. в Англии и Уэльсе (средний возраст матери при рождении детей 25,87 года) и ФРГ (26,72 года) и в 1977 г. во Франции (26,52 года). Между 1978 и 1979 гг. средний возраст матери в каждой из трех стран увеличился на 0,11 года. Параллельно этой двойной эволюции календарь рождаемости не прекращает изменяться в направлении все большей концентрации вокруг среднего возраста матери. Стандартное отклонение от среднего возраста матери с 1971 по 1979 г. уменьшилось на 0,39 года в Англии и Уэльсе, на 0,63 года во Франции и на 0,84 года в ФРГ (т. е. соответственно на 7, 11 и 14% за 8 лет).

В 1983 г. общее смещение B^n отличалось от единицы менее чем на 0,5% (чрезвычайно близкое к единице в Англии и Уэльсе, оно на 0,2% отличается от единицы во Франции и на 0,4% — в ФРГ). Таким образом, относительная ошибка, которую мы совершаляем, оценивая G^n , а следовательно, и I^n (если пренебречь возможностью ошибки при оценке общего числа рождений N^n), очень мала⁵, и вполне можно было бы удовлетвориться оценкой G , как в формуле (6).

$$\hat{G}^n = \frac{\sum_i f_i^{n_2} P_{i+n_2-n}^{n_2}}{\sum_i f_i^{n_2}}.$$

Однако мы все же предпочтем лучшую оценку:

$$\hat{G}^n = \frac{\hat{G}^n}{\hat{B}^n}, \quad n > n_2, \quad (12)$$

где \hat{B}^n — общее смещение, полученное графической экстраполяцией за пределы года n_2 кривых B_1^n и B_2^n .

Такая экстраполяция, очевидно, оправдана, если период, для которого рассчитаны смещения B_1^n и B_2^n , однороден с точки зрения статистики. В частности, числа P_t^n должны основываться на одной и той же переписи населения. При появлении данных новой переписи следует сделать пересчет числа P_t^n и коэффициентов рождаемости f_t^n для межпереписного периода, без чего нарушится непрерывность рядов B_1^n и B_2^n и экстраполяция станет недостоверной. Тогда лучше удовлетвориться оценкой \hat{G}^n .

Оценка \hat{B}^n общего смещения за пределами года n_2 позволяет оценить ряд среднегодовых численностей женщин фертильного возраста (G^n , рассчитанное до года n_2 , далее \hat{G}^n , получение на основе экстраполяции \hat{B}^n). Таблица 2 демонстрирует эволюцию этого ряда для трех изучаемых стран. Мы видим, что численности женских поколений, проходящих через фертильные возрасты в 1971—1983 гг., отражая динамику рождаемости в 1935—1965 гг., в разных странах изменяются по-разному⁶.

В Англии и Уэльсе численности женских поколений в фертильном возрасте обнаруживают небольшой рост с 1973 по 1979 г. (+0,4% в год), затем в связи с вступлением в фертильный возраст поколений, родившихся с 1955 по 1964 г., они растут быстрее (+0,9% в год). Во Франции к 1971 г. соответствующий рост был очень быстрым (2,8% между 1971 и 1972 гг.), что объясняется значительными различиями в довоенной и послевоенной рождаемости. Этот рост постепенно замедлялся по мере того, как послевоенные поколения становились все более заметной долей в составе женщин фертильного возраста (0,9% между 1977 и 1978 гг., 0,3% между 1982 и 1983 гг.). В ФРГ рост наблюдался до 1974 г. (0,8% в год между 1971 и 1973 гг.), затем последовало небольшое снижение до 1976 г. (изменение возраста относительно многочисленных поколений 1934—1942 гг. рождения), затем заметный подъем (1,4% между 1982 и 1983 гг.), отражающий повышение рождаемости между 1955 и 1964 гг.

К 1980 г. средняя численность женских поколений фертильного возраста составляет 426,7 тыс. в ФРГ, 407,6 тыс. — во Франции и 345,0 тыс. — в Англии и Уэльсе. За один год (1980—1981) она увеличивается на 5,2 тыс. (или на 1,2%) в ФРГ, на 2,8 тыс. (или на 0,8%) — в Англии и Уэльсе, на 2,0 тыс. (или на 0,5%) — во Франции. Если бы коэффициент суммарной рождаемости в 1980 и 1981 гг. был одинаковым, относительное изменение годовых чисел рождений было бы точно таким же: в связи с изменением числен-

⁵ Если $I^n=2$ ребенка на одну женщину, ошибка в 0,5% от G^n влечет за собой ошибку в 0,01 ребенка на женщину по отношению к I^n .

⁶ Величина G^n относится к поколению $n-\bar{x}_n$, где \bar{x}_n — средний возраст матери, выведенный из возрастных коэффициентов f_i^n :

$$\bar{x}_n = \frac{\sum_i i f_i^n}{\sum_i f_i^n} = \frac{\sum_i i f_i^n}{I^n}. \quad (13)$$

Таблица 2

Изменения числа детей, родившихся живыми, коэффициента суммарной рождаемости и средней численности женщин фертильного возраста в разных странах с 1971 г.

Год, <i>n</i>	Англия и Уэльс			Франция			ФРГ		
	абсолютные числа детей, родившихся живыми, <i>N_n</i>	суммарный коэффициент рождаемости, <i>f_n</i>	средняя численность женщин фертильного возраста, <i>G_n</i>	абсолютные числа детей, родившихся живыми, <i>N_n</i>	суммарный коэффициент рождаемости, <i>f_n</i>	средняя численность женщин фертильного возраста, <i>G_n</i>	абсолютные числа детей, родившихся живыми, <i>N_n</i>	суммарный коэффициент рождаемости, <i>f_n</i>	средняя численность женщин фертильного возраста, <i>G_n</i>
1971	783 155	2,385	328 389	878 647	2,490	352 895	778 526	1,923	405 168
1972	725 440	2,186	334 903	875 093	2,442	362 744	701 244	1,718	408 195
1973	675 953	2,046	335 251	854 880	2,303	371 258	636 633	1,544	411 752
1974	639 885	1,903	336 334	799 217	2,107	379 281	626 373	1,543	444 095
1975	603 445	1,794	337 020	745 065	1,927	386 724	600 512	1,452	413 632
1976	584 270	1,726	338 560	720 395	1,834	393 555	602 851	1,459	413 449
1977	569 259	1,675	339 771	744 744	1,868	398 633	582 344	1,405	414 539
1978	596 418	1,748	341 304	737 062	1,832	402 335	576 468	1,381	417 539
1979	638 028	1,862	342 663	757 354	1,869	405 266	581 984	1,379	422 053
1980			344 964			407 647			426 695
1981			347 785			409 632			431 881
1982			351 140			411 233			437 621
1983			355 039			412 529			443 793

Приложение. Значения *G_n* набраны курсивом.

ностей женщин разных поколений число родившихся увеличилось бы на 7,5 тыс. в ФРГ, на 5,4 тыс.— в Англии и Уэльсе, на 3,8 тыс.— во Франции.

Оценка знаменателей для расчета *месячных коэффициентов суммарной рождаемости*. Годовой коэффициент суммарной рождаемости— это отношение числа детей, родившихся за год (числитель), к среднегодовой численности женщин в плодовитом возрасте (знаменатель). Для того чтобы получить из годового знаменателя ряд *месячных знаменателей*, надо взять $1/12$ величины G^n и выявить методом интерполяции значения для каждого месяца, считая, что средний месяц года находится между июнем и июлем. Интерполированные значения можно рассматривать как точки на отрезках прямой, соединяющей среднегодовые значения двух последовательных лет.

Однако мы предпочли для получения кривой, аппроксимирующей 13 среднегодовых точек, соответствующих годам от 1971 до 1983, воспользоваться полиномом 12-й степени. Этот полином, полученный методом ортогональных полиномов⁷ Фишера, позволяет выявить кривую G^n лучше, чем серия последовательных отрезков прямой. Все же на краях периода аппроксимации полином обнаруживает колебания. По этой причине мы и продлили экстраполяцию G^n до 1983 г.: до середины 1981 г. помесчная интерполяция была выполнена путем считывания значений, полученных при аппроксимации с использованием полинома. Для двух периодов по два с половиной года каждый (январь 1971 — середина 1973 и середина 1981 — декабрь 1983) интерполяция была выполнена с помощью отрезков прямой, проходящих через точки соответствующих среднегодовых значений. Благодаря этой процедуре мы получили ежемесячные знаменатели с января 1971 по декабрь 1983 г.

Хронологический ряд *месячных чисел родившихся и корректировка сезонных колебаний*

Месячные числа детей, родившихся живыми в рассматриваемых странах, обнаруживают значительные сезонные колебания с минимумом в конце года (в ноябре или декабре) и максимумом между февралем и октябрём. Наиболее велика амплитуда колебаний во Франции, где выраженный максимум приходится на май.

Мы применили определенный метод корректировки сезонных колебаний к ряду *месячных чисел детей, родившихся живыми*, начиная с января 1971 г. Предварительно были скорректированы первичные данные, чтобы учесть не только общее число дней по месяцам, но также их распределение по дням недели (число понедельников, вторников... воскресений). Недельные модуляции ритма рождаемости влекут за собой различия в *месячных числах родившихся* в разные годы, которые не настолько малы, чтобы ими можно было пренебречь как с точки зрения собственно сезонных колебаний, так и с точки зрения ежегодных колебаний. Мы располагаем данными о ежедневном ритме рождаемости в Англии и Уэльсе и во Франции на протяжении 70-х годов [1]. Для ФРГ мы принимаем те же дневные коэффициенты рождаемости, что для Англии и Уэльса⁸.

Месячное число рождений, скорректированное таким образом, равно

$$x_t = \frac{365,25}{12} \cdot \frac{N_t}{\sum_{k=1}^7 n_t a^k}, \quad (14)$$

где $n_t^1, n_t^2 \dots n_t^7$ — числа понедельников, вторников ... воскресений в месяце t , $a^1, a^2 \dots a^7$ — дневные коэффициенты для понедельника, вторника и т. д. (см. табл. 3)⁹, N_t — абсолютное число рождений в месяце t .

К *месячным числам рождений* с поправкой на состав месяцев по дням недели мы применили следующий метод *эlimинирования сезонных колебаний*.

⁷ Если обозначить через $t=1$ январь 1971 г., $t=2$ — февраль 1971... $t=156$ — декабрь 1983 г., то полином проходит через точки с абсциссами 6,5; 18,5; 30,5 ... 150,5.

⁸ Эта условность лишь незначительно влияет на полученные результаты, идет ли речь о сезонных коэффициентах или о скорректированных значениях сезонных колебаний.

⁹ Если a^k принимается за единицу при любых значениях k , то x_t — число рождений, скорректированное с учетом числа дней в месяце (28, 29, 30 и 31 день).

Таблица 3

Коэффициенты распределения рождений по дням недели
(данные 1970-х годов)

Дни недели	Англия и Уэльс, ФРГ	Франция	Дни недели	Англия и Уэльс, ФРГ	Франция
Понедельник	0,960	1,005	Пятница	1,080	1,024
Вторник	1,050	1,032	Суббота	0,950	0,992
Среда	1,080	1,015	Воскресенье	0,800	0,915
Четверг	1,080	1,017			

Рассмотрим, например, пятилетний период (с января 1971 по декабрь 1975 г.). Пусть x_t или, что то же, x_{ij} — число рождений в месяце t , или в j -ом месяце i -ого года. Если $t=1$ — январь 1971 г., то $i=1971$ г., а $j=1$ — январь ($t=$ от 1 до 60, $i=$ от 1 до 5, $j=$ от 1 до 12). Предположим, что на протяжении рассматриваемого пятилетия сезонные колебания определялись постоянными коэффициентами сезонности, имеющими мультипликативную структуру:

$$x_{ij} = c_j f_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (15)$$

где f_{ij} — некоторая функция от (i, j) , представляющая несезонные изменения, ε_{ij} — риск случайного колебания, имеющего малую амплитуду, а 12 коэффициентов сезонности c_j имеют в качестве средней единицу:

$$\bar{c} = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^7 c_j = 1. \quad (16)$$

Метод оценки f_{ij} и c_j итеративный. Предположим, что к исходу итерации k мы располагаем оценкой f_{ij}^k несезонных изменений f_{ij} для периода с июля 1971 по июнь 1975 г. (этот период содержит четыре января... четыре декабря).

Итерация $k+1$, во время которой дается оценка c_{ij}^{k+1} коэффициентов сезонности, ведущая к оценке f_{ij}^{k+1} несезонных изменений, включает в себя следующие пять этапов:

На первом этапе определяется сезонное отношение r_{ij}^{k+1} :

$$r_{ij}^{k+1} = \frac{x_{ij}}{f_{ij}^k}. \quad (17)$$

На втором этапе четыре сезонных отношения r_{ij}^{k+1} для одинаковых месяцев обобщаются в медианном отношении \hat{r}_j^{k+1} (отбрасываются наибольшая и наименьшая величины и берется полусумма оставшихся).

На третьем этапе 12 медианных отношений \hat{r}_j^{k+1} нормируются путем вычитания из каждого некоторой постоянной величины таким образом, чтобы полученная в результате средняя равнялась единице. В итоге после $(k+1)$ -й итерации получим 12 коэффициентов сезонности:

$$c_j^{k+1} = \hat{r}_j^{k+1} - \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} [\hat{r}_j^{k+1} - 1]. \quad (18)$$

На четвертом этапе строится ряд, свободный от влияния сезонных колебаний, полученный после $(k+1)$ -й итерации:

$$x_{ij}^{k+1} = \frac{x_{ij}}{c_j^{k+1}}. \quad (19)$$

На заключительном, пятом этапе этот ряд сглаживается методом центрированной скользящей средней (пятимесячной), что дает следующую оценку несезонных изменений после $(k+1)$ -й итерации:

$$f_t^{k+1} = \frac{1}{5} \sum_{u=-2}^2 x_{t+u}^{k+1}. \quad (20)$$

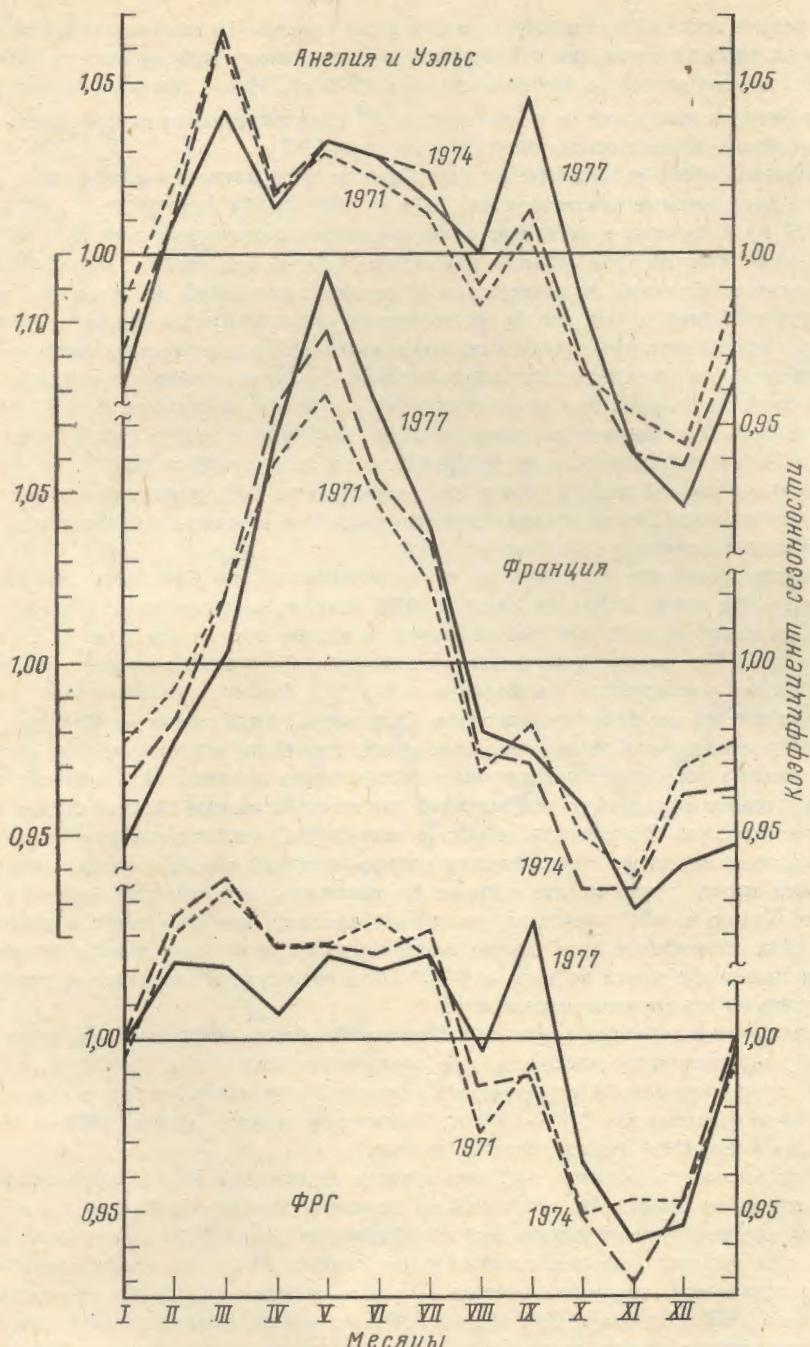


Рис. 1. Месячные коэффициенты сезонности рождений в 1971, 1974 и 1977 гг. в Англии и Уэльсе, Франции и ФРГ

Такая итеративная процедура осуществляется 31 раз, начиная с первой оценки несезонных изменений f_t^1 , которая представляет собой 12-месячную центрированную скользящую среднюю, полученную на основе исходного ряда (эти скользящие средние относятся к периоду с июля 1971 по июнь 1975 г.):

$$f_t^1 = \frac{1}{24} \left[\sum_{u=-6}^5 x_{t+u} + \sum_{u=-5}^6 x_{t+u} \right]. \quad (21)$$

На исходе последней итерации в нашем распоряжении 12 коэффициентов сезонности c_j^{32} . Мы их рассматриваем как относящиеся к центральному году пятилетия, для которого выполняется расчет (в нашем примере к 1973 г.). Иначе говоря, относим оценки x_{ij}^{32} (значения, не зависящие от сезонности) и f_{ij}^{32} (центрированная пятимесячная скользящая средняя) только к соответствующим месяцам 1973 г.

Указанный метод последовательно применен к семи пятилетним периодам: 1969—1973 (что дает искомые показатели для 1971 г.), 1970—1974 (для 1972) ... 1975—1979 (для 1977 г.). Поскольку в настоящее время последние достоверные данные о месячных числах родившихся по трем странам имеются за 1979 г., мы располагаем коэффициентами сезонности и рядами, не зависящими от сезонных колебаний, до конца 1977 г. Анализ полученных данных (см. рис. 1, где приведены соответствующие ряды за 1971, 1974 и 1977 гг.) показывает, что характер сезонных изменений рождаемости в Англии, Уэльсе и ФРГ имеет много общего: соответствующие коэффициенты превышают единицу с февраля по сентябрь; наименьшее число рождений — в ноябре и декабре. В ФРГ коэффициенты сезонности с февраля по сентябрь мало различаются между собой, тогда как в Англии и Уэльсе наблюдалось два небольших пика (в марте и сентябре), во Франции особенно значительный подъем был в мае (примерно на 10% рождений больше, чем в среднем месяце года), минимальное значение показателя в ноябре, коэффициенты сезонности превышают единицу с февраля по июль.

Характер сезонности рождений не очень значительно, но отчетливо менялся на протяжении 70-х годов. В Англии, Уэльсе и ФРГ коэффициенты сезонности с августа по октябрь (особенно в сентябре) увеличивались в первые три месяца года в Англии и Уэльсе, а в ФРГ с марта по июнь они уменьшались. Во Франции низкие коэффициенты в основном уменьшаются (особенно в январе), а высокие увеличиваются, майский подъем становится все более выраженным. Сезонность рождаемости во Франции, и так самая контрастная среди рассматриваемых стран, еще более возрастает.

Полученные результаты заслуживают специального анализа. Не вызывает сомнений, что в основе выявленных особенностей лежат свойственные каждой стране социологические факторы. В частности, характер сезонности рождаемости во Франции, по-видимому, тесно связан со специфическим ритмом, который вносят в социальную и экономическую жизнь страны летние отпуска. Не исключено, что развитие зимнего отдыха в Англии, Уэльсе и ФРГ влияет на увеличение сезонных коэффициентов в сентябре и октябре. Как объяснить в этом случае снижение коэффициентов с января по март в Англии и Уэльсе и с марта по июнь в ФРГ? Пока отсутствуют специальные исследования, ответить на эти вопросы невозможно.

Корректировка сезонных изменений. Описанный метод, основанный на модели постоянных коэффициентов сезонности для скользящих пятилетних периодов, позволил получить скорректированный ряд сезонных изменений и ее центрированную скользящую пятимесячную среднюю для 1971—1977 гг. Рассмотрим период с января 1978 по 1980 г., опираясь на имеющиеся предварительные данные.

Можно выровнять, а затем экстраполировать за пределы 1977 г. временные ряды коэффициентов сезонности. Но, принимая во внимание переменчивый характер их изменений, мы предпочли «заморозить» эти коэффициенты после 1977 г. на уровне 1975—1979 гг., для которых имеются окончательные данные. Месячные коэффициенты суммарной рождаемости, скорректированные с учетом сезонных колебаний, относящиеся к 1978 и последующим годам, станут объектом одного или нескольких пересмотров, когда мы получим окончательные данные о помесячных числах родившихся за 1980, 1981 и т.д. годы.

Результаты

На рисунках 2 и 3 представлены освобожденные от влияния сезонных колебаний кривые динамики чисел родившихся, а также полученные на их основе коэффициенты суммарной рождаемости. Каждая из кривых приведена на фоне соответствующих центрированных пятимесячных скользящих средних. Прерывистые линии относятся к оценкам, полученным на основе предварительных данных о месячных числах родившихся. Рисунок 2, где показаны месячные показатели (или годовые, деленные на 12), имеет две шкалы: более привычных годовых, а также месячных значений.

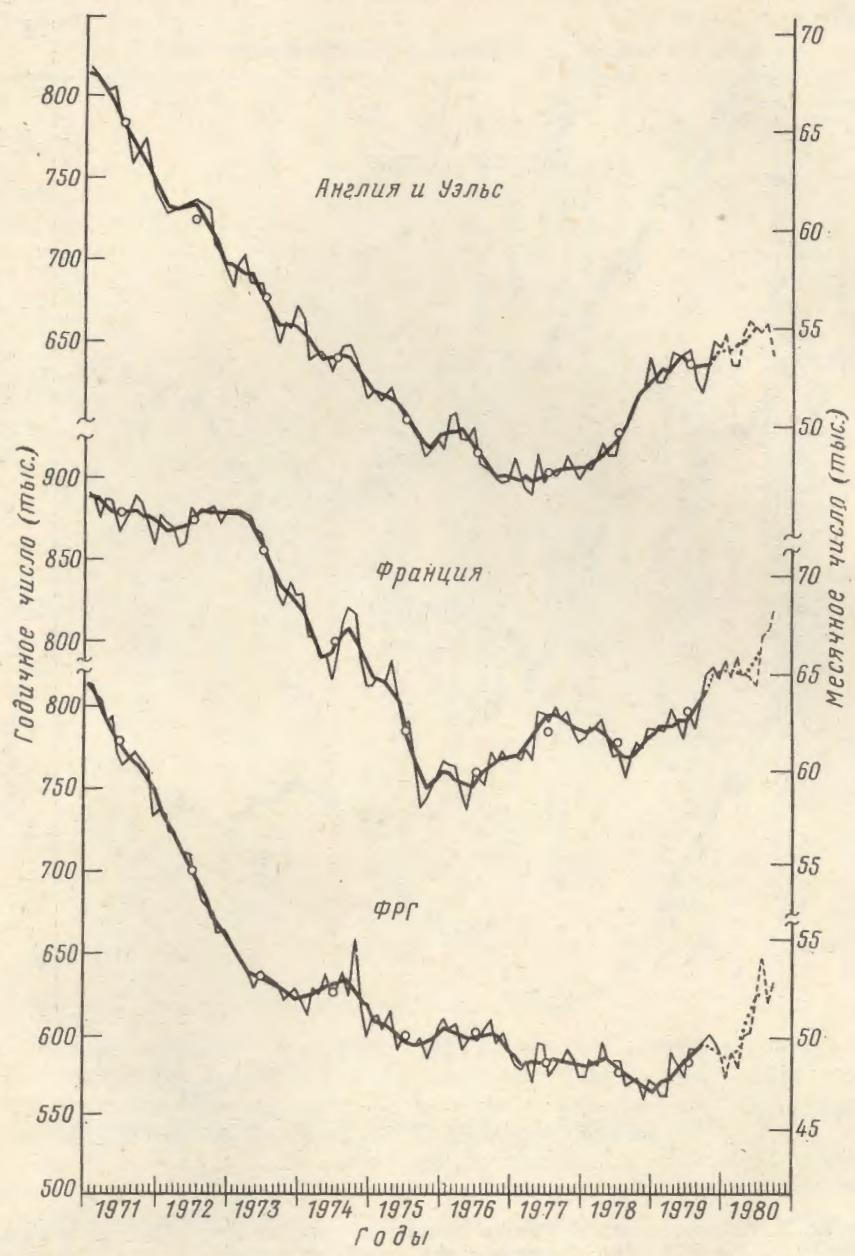


Рис. 2. Изменения месячного и годичного числа рождений в Англии и Уэльсе, Франции и ФРГ с 1971 по 1980 г.

Результаты, приведенные на рис. 3 (табл. 4 содержит фрагмент расчета, ведущего к их получению), соответствуют конечной цели нашей работы. Анализ показывает, что период быстрого снижения рождаемости, начавшийся в 1964 г., прекратился к концу 1975 г. во Франции (коэффициент суммарной рождаемости достиг к этому моменту 1,82 ребенка на одну женщину), а к концу 1977 г. в Англии и Уэльсе — 1,67. В ФРГ снижение рождаемости, сначала очень заметное, к концу 1973 г. замедлилось (коэффициент суммарной рождаемости достиг к этому времени 1,51), оно прекратилось только в начале 1979 г., когда этот коэффициент достиг крайне низкого значения — 1,34.

В Англии и Уэльсе в первом квартале 1978 г. наметился подъем, который привел к повышению показателя до 1,88 к середине 1979 г., т. е. на 12% за полтора года. Между серединой 1979 и 1980 гг. изменения показателя были менее заметными, но все же указывали на небольшой рост. Показатель для 1980 г. составлял ~1,90.

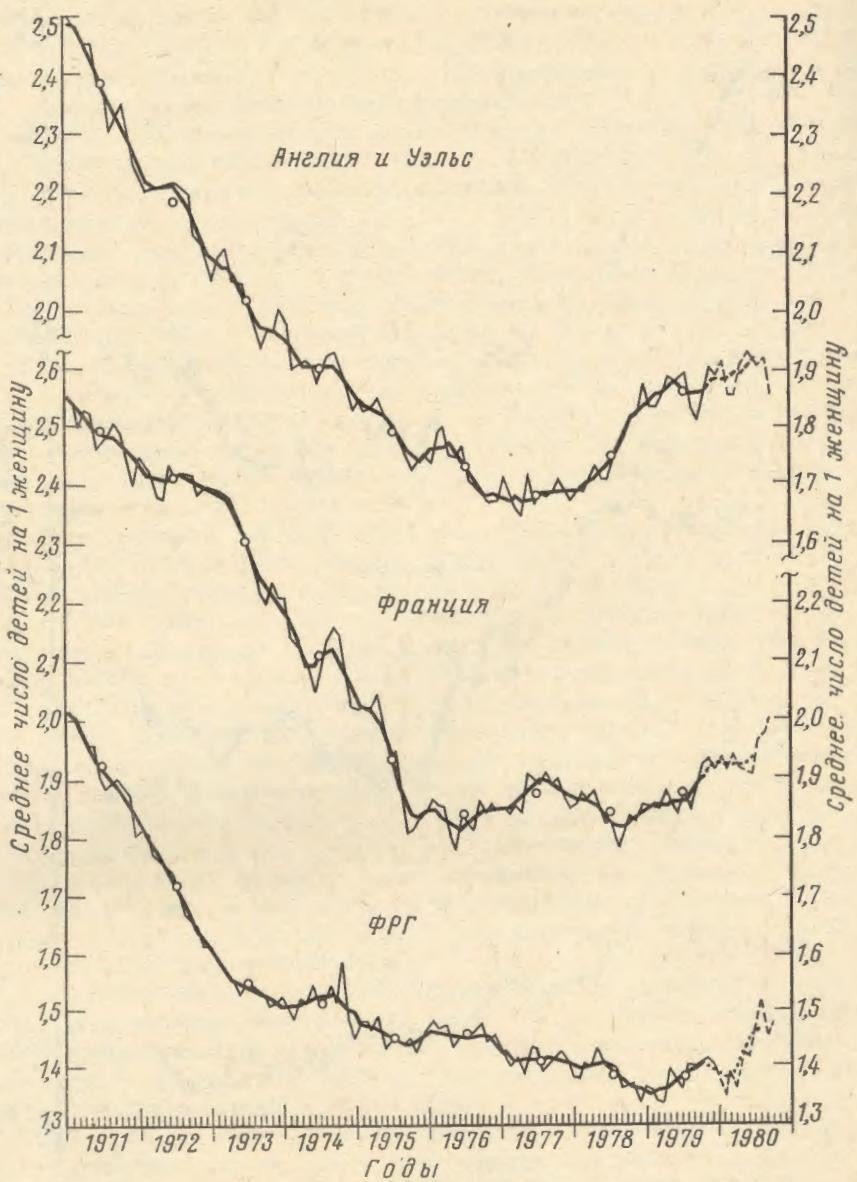


Рис. 3. Изменения коэффициента суммарной рождаемости в Англии и Уэльсе, Франции и ФРГ с 1971 по 1980 г.

Во Франции с конца 1975 г. коэффициент суммарной рождаемости испытывал колебания. Небольшой подъем, существовавший между серединой 1976 и серединой 1977 г., был сведен на нет равнозначным снижением к середине 1978 г. В середине 1979 г. наблюдался новый подъем, который усилился во второй половине 1979 г., но затем в первой половине 1980 г. прервался, третий квартал принес новый небольшой подъем. В целом для 1980 г. показатель близок к 1,95.

Для ФРГ 1979 г. оказался первым за 15 лет годом повышения рождаемости: 1,34 — в январе 1979 г., 1,39 — в декабре следующего. Создается впечатление, что это повышение продолжается в первом квартале 1980 г. Если указанная тенденция сохранится до конца года, показатель для 1980 г. в целом (1,46) почти достигнет уровня 1976 г.

В статье нашел применение метод средних взвешенных, который К. Джини использовал в 1933 г., чтобы оценить среднее число детей на один брак [2], а Л. Анри применил в 1952 г. для измерения частоты разводов [3]. Мы же ввели представление об от-

Таблица 4

Помесечные изменения рождаемости во Франции с 1979 г.

Год	Месяц, t	Месячное число рождений, N^t	Поправочный коэффициент, учитывающий состав месяцев по дням недели, α^t	Коэффициенты сезонности, c^t	Месячное число рождений в связи с устранением сезонности, $f^t = N^t / \alpha^t c^t$	Месячный знаменатель, G^t	Коэффициент суммарной рождаемости с учетом устранения влияния сезонности	
							месячные значения, $f^t = f^t / G^t$	центрированная пятимесячная средняя, $M_{M_5} (f^t)$
1979	Январь	59 981	1,020	0,946	62 121	33 667	1,845	1,840
	Февраль	55 932	0,920	0,978	62 162	33 687	1,845	1,852
	Март	63 479	1,020	1,002	62 119	33 707	1,843	1,852
	Апрель	66 351	0,983	1,066	63 318	33 726	1,877	1,849
	Май	70 959	1,025	1,115	62 373	33 745	1,848	1,855
	Июнь	65 426	0,986	1,074	61 784	33 763	1,830	1,854
	Июль	66 988	1,017	1,040	63 361	33 781	1,876	1,855
	Август	62 044	1,020	0,980	62 058	33 799	1,836	1,870
	Сентябрь	60 918	0,983	0,974	63 654	33 816	1,882	1,890
	Октябрь	63 552	1,020	0,957	65 085	33 834	1,924	1,897
	Ноябрь	59 927	0,987	0,927	65 479	33 851	1,934	1,918
	Декабрь	61 797	1,016	0,941	64 685	33 867	1,910	1,924
1980	Январь	63 470	1,021	0,946	65 710	33 884	1,939	1,928
	Февраль	50 420	0,954	0,978	64 781	33 900	1,911	1,923
	Март	67 110	1,016	1,002	65 929	33 916	1,944	1,924
	Апрель	68 260	0,987	1,066	64 865	33 932	1,912	1,916
	Май	73 810	1,020	1,115	64 944	33 947	1,913	1,928
	Июнь	68 100	0,983	1,074	64 515	33 963	1,900	1,935
	Июль	71 070	1,021	1,040	66 980	33 978	1,971	1,954
	Август	66 960	1,016	0,980	67 246	33 993	1,978	
	Сентябрь	65 640	0,987	0,974	68 291	34 008	2,008	
	Октябрь		1,020	0,957		34 023		
	Ноябрь		0,983	0,927		34 038		
	Декабрь		1,020	0,941		34 052		

Примечание. Предварительные данные набраны курсивом.

носительных смещениях, необходимое для экстраполяции средних численностей женских поколений fertильного возраста, путем интерполяции этих средних численностей получили соответствующие месячные величины и совместили их с месячными числами рождений, скорректированными с учетом сезонных колебаний.

Представляется целесообразным, чтобы предложенная система разработки данных осуществлялась, а в случае необходимости и публиковалась, ежегодно или чаще, если это требуется. Хорошо, если бы и другие европейские страны присоединились к нашему исследованию, регулярно получая предложенную нами информацию о новейших краткосрочных изменениях рождаемости. За последние 15 лет в эволюции рождаемости европейских стран наблюдалось большое сходство. То или иное колебание, отмеченное в одной стране, приобретает особое значение, если оно наблюдается в соседних странах.

Перевод с французского
д-ра эконом. наук А. Г. ВИШНЕВСКОГО

ЛИТЕРАТУРА

- Calot G. Le mouvement journalier des naissances à l'intérieur de la semaine.— Population, 1981, № 3, p. 477—503.
- Gini C. Sur une méthode pour déterminer le nombre moyen d'enfants légitimes par mariage.— Revue de l'Institut International de Statistique, 1933, № 1, p. 56—60.
- Henry L. Mesure de la fréquence des divorces.— Population, 1952, № 2, p. 267—282.

