

**Коэффициент суммарной рождаемости
дает политикам дезориентирующие сигналы:
не следует ли отказаться от использования
этого показателя?¹**

Соботка Т., Лутц В.

Публичные дискуссии о тенденциях рождаемости и демографической политике в развитых странах опираются почти исключительно на величину коэффициента суммарной рождаемости (КСР) для условного поколения, которая часто неправильно интерпретируется как «среднее число детей на женщину», как если бы это была мера рождаемости для реального поколения. Мы утверждаем, что использование этого показателя часто ведет к неверной интерпретации уровня и тенденций рождаемости текущего периода, приводя к неточным политическим выводам и, потенциально, к ошибочной политике. Мы иллюстрируем эту точку зрения на четырех политически значимых примерах, относящихся к современной Европе. Эти иллюстрации показывают, что КСР (а) завышает предполагаемый разрыв между намерениями и реализованной рождаемостью; (б) создает ложное представление о значительном увеличении рождаемости во многих странах Европы после 2000 г.; (в) нередко преувеличивает уровень рождаемости среди иммигрантов; (г) часто создает иллюзию, будто семейная политика, которая лишь приводит к уменьшению интервала между рождениями, на самом деле приносит повышение уровня рождаемости. Мы утверждаем, что, судя по всему, нет политически значимых вопросов, при ответе на которые коэффициент суммарной рождаемости был бы более подходящим показателем, чем различные другие меры рождаемости – начиная от абсолютного числа рождений и заканчивая сложными индексами рождаемости, учитывающими возраст, очередность рождения, длину интервала между рождениями и календарь рождений. Следовательно, есть серьезные основания прекратить использование коэффициента суммарной рождаемости для условного поколения как пригодного во всех случаях жизни индикатора рождаемости, что сейчас является распространенной практикой.

¹ Перевод Елены Чуриловой.

Соботка Т. – научный сотрудник Венского Института демографии Австрийской академии наук. E-mail: tomas.sobotka@oeaw.ac.at

Лутц В. – руководитель Программы Население мира Международного института прикладных системных исследований (IIASA), директор Венского института демографии Австрийской академии наук. E-mail: lutz@iiasa.ac.at

Статья поступила в Редакцию в октябре 2011 г.

Ключевые слова: демографическая политика; коэффициент суммарной рождаемости; скорректированный коэффициент суммарной рождаемости; эффект изменений календаря рождений; итоговая рождаемость реальных поколений; идеальное число детей; ожидаемое число детей.

1. Введение

Много лет демографические проблемы были ведущей темой европейских дискуссий и обсуждались в высших политических кругах. Европейская комиссия учредила несколько органов для обсуждения «демографического вызова», который президент комиссии Баррозо назвал одним из трех основных вызовов для Европы, и в 2006 г. опубликовала официальное сообщение на эту тему, представленное средствам массовой информации под кричащим заголовком «Пять способов обезвредить демографическую бомбу замедленного действия». Основная политическая парадигма, представленная в этом обращении, так же как в речах министров социального развития по всей Европе, заключалась в том, что молодые люди хотят иметь значительно больше детей, чем они сейчас могут себе позволить, и роль политики состоит в том, чтобы помочь им достичь желаемого размера семьи. В Резолюции европейского парламента о демографическом будущем Европы (от 21 февраля 2008 г.) утверждается, что «среднее число в 1,5 ребенка на женщину не является отражением выбора женщин или современных намерений европейских граждан на создание семьи». Как будет показано ниже, эта доминирующая и во многих отношениях политически наиболее удобная политическая парадигма в значительной степени основывается на неправильном использовании коэффициента суммарной рождаемости условного поколения, который сравнивается с когортным показателем желаемого размера семьи, как если бы он сам был когортной мерой рождаемости. Эта же проблема лежит в основе другого политического утверждения, широко разошедшегося по Европе, а именно утверждения о переломе тенденции к снижению рождаемости. Многие политики указывают на недавнее увеличение рождаемости как на доказательство успешности их политики. В настоящей работе мы показываем, что это увеличение не может быть интерпретировано как перелом тенденции рождаемости, потому что в основном оно является следствием ожидаемого завершения процесса откладывания деторождения, в котором политика государства играет незначительную роль. И снова именно частое неправильное использование коэффициента суммарной рождаемости служит причиной дезориентирующих выводов.

Современные общественные дебаты о тенденциях рождаемости и политике рождаемости в развитых странах опираются почти исключительно на коэффициент суммарной рождаемости текущего периода, который начиная с 1960-х годов стал повсеместно используемым индикатором уровня рождаемости, причем многими демографами и статистическими органами, а как следствие, также журналистами и политиками он определяется как «среднее число детей на одну женщину». В то же время в публичном дискурсе относительно мало используется показатель когортной рождаемости как адекватный измеритель рождаемости, равно как и другие индикаторы рождаемости текущего периода, способные лучше отражать изменение тенденций рождаемости. Мало внимания уделяется также динамике абсолютного числа рождений, которая в конечном счете предопределяет будущую численность и возрастную структуру населения. Хотя все демографы осознают серьезные проблемы, связанные с истолкованием коэффициента суммарной рождаемости текущего периода

как «среднего числа детей на женщину» – понятия, которое имеет смысл только применительно к реальным поколениям, публичных дискуссий по этому поводу почти не ведется. Единственным заметным исключением стала короткая, но жаркая общественная дискуссия во Франции в начале 1990-х годов, инициированная атакой Эрве Ле Бра на то, что он воспринимал как «ложь натализма», подпитываемую чрезмерной концентрацией внимания французского Национального института демографических исследований (INED) на мерах рождаемости текущего периода, особенно на коэффициенте суммарной рождаемости (см. великолепный обзор Н. Кейфица [27])². Позднее в Европейских таблицах демографических данных [68, 69] был представлен расчетный коэффициент суммарной рождаемости, скорректированный с учетом «эффекта календаря» (т.е. влияния изменений в календаре рождений) параллельно с традиционным КСР и показателями когортной рождаемости с целью привлечь внимание к данной проблеме.

Наше обсуждение применения и пригодности текущего КСР частично опирается на недавние работы Ни Брлхайн [41, 42], выделившей пять целей (причин), для которых используется КСР, и подчеркнувшей, что выбор показателя рождаемости должен определяться аналитическими целями. Мы не касаемся этой более широкой концепции целей измерения и сосредотачиваем внимание, в первую очередь, на важном для политики анализе тенденций рождаемости и связанных с этим вопросах. Мы убеждены, что демографы обязаны задумываться над вопросами, имеющими важное социальное или политическое значение, и знакомить со своими исследованиями более широкую публику. Для некоторых из этих вопросов (например, сколько детей школьного возраста можно ожидать в ближайшие 10 лет) наиболее подходящей демографической мерой является абсолютное число рождений (с учетом детской смертности и современной или ожидаемой миграции), тогда как для других (например, рождает ли женщина, в среднем, больше детей вследствие экономических и политических изменений) лучший ответ могут дать показатели уровня рождаемости. Как будет показано в заключительном разделе, прочно утвердившийся показатель КСР не дает удовлетворительного ответа на подобные вопросы «реального мира», выходящие за пределы узкой области демографического моделирования.

В дальнейшем мы постараемся показать, что использование КСР довольно проблематично, когда речь идет как о выборе целей, так и об оценке последствий изменений в политике, а в более широком смысле – при изучении связи тенденций рождаемости с теми или иными социальными и экономическими тенденциями. Злоупотребление этим сомнительным показателем, частично объясняемое его широкой доступностью для различных стран и периодов, может вести к ложным выводам. Мы также обсудим два естественно вытекающих отсюда вопроса: (а) можем ли мы предложить лучший индикатор уровня рождаемости, основанный на данных текущего периода; и, если ответ будет утвердительным, (б) остается ли какая-либо роль у традиционного КСР текущего периода. В большинстве работ рассматривается пер-

² Интересно, что сосредоточившись на выборе между когортными и текущими показателями рождаемости, участники дискуссии практически приняли на веру то, что КСР представляет собой предпочтительную меру текущей рождаемости. Однако издаваемый INED журнал «Population» вскоре подверг проблему измерения текущей рождаемости и интерпретации КСР обсуждению в серии исследований и дискуссионных статей (опубликованных по-английски в «Population» [50], последовавшие комментарии и ответ авторов – в том же выпуске).

вый вопрос, и оценки, вытекающие из анализа КСР для текущего периода, сопоставляются с теми, которые могут быть сделаны на основе трех альтернативных мер рождаемости текущего периода или на основе когортного показателя итоговой рождаемости поколения. Второй вопрос, более радикальный с точки зрения возможных выводов, обсуждается в заключительной части статьи.

В нашей статье мы, прежде всего, повторим получающую все более широкое признание мысль о том, что КСР текущего периода может значительно и систематически расходиться с когортным показателем итоговой рождаемости для женщин, рождающих детей в данный период, и это расхождение может охватывать длительные периоды времени. Тайминговые эффекты и структурные факторы, отражающиеся на КСР, могут приводить к искаженной оценке влияния политики на рождаемость. Мы приводим четыре примера типичного использования КСР в качестве критерия оценки «реального» уровня рождаемости, часто называемого «интенсивностью (*quantum*) рождаемости» [7, 66]. Мы обсуждаем вопрос о том, несет ли КСР для текущего периода адекватную и полезную информацию об уровнях и тенденциях рождаемости, и меняется ли их оценка при использовании вместо традиционного КСР иных показателей рождаемости. Первый пример касается предполагаемых различий между желаемым и фактическим уровнями рождаемости в странах с низкой рождаемостью. Мы показываем, что этот разрыв существенно уменьшается при использовании для оценки уровня рождаемости других, нежели КСР текущего периода, показателей, в частности, достигнутой к данному моменту итоговой рождаемости реальных поколений. Наш второй пример концентрирует внимание на недавнем росте коэффициента суммарной рождаемости в большинстве стран Европы, который часто интерпретируется как перелом тенденции снижения рождаемости. Используя показатели рождаемости, отличные от обычного КСР, для двух стран с наиболее заметным увеличением КСР текущего периода – Чешской республики и Испании, – мы показываем, что этот тренд в значительной степени объясняется замедлением процесса откладывания деторождений, который негативно повлиял на КСР. В частности, это относится к первым рождениям, которые внесли наибольший вклад в увеличение КСР. Третий пример касается возможной ловушки при использовании КСР в качестве меры рождаемости женщин-иммигранток и показывает, что этот показатель имеет тенденцию завышать уровень их рождаемости, а тем самым и величину различий в рождаемости между коренными жительницами и иммигрантками. Наконец, наш четвертый пример помещает в центр внимания оценку результатов политики. Основываясь на изучении изменений в политике и колебаний рождаемости в Швеции, Российской Федерации и Франции, мы приходим к выводу, что политика, которая проводится с целью поддержки коэффициента рождаемости текущего периода, ведет, по большей части, к изменениям в распределении рождений во времени, но имеет ограниченное влияние на уровень рождаемости в долгосрочной перспективе.

2. Проблемы, связанные с использованием КСР текущего периода

Растущее число работ показывает, что КСР текущего периода является спорной мерой уровня (интенсивности) рождаемости текущего периода. Он не учитывает ни распределение женщин по числу рожденных детей, ни длину интервала после последнего рождения, которые являются главными определяющими факторами ре-

продуктивного поведения [48, 50]. Еще более важна его высокая чувствительность к изменению распределения рождений во времени, что увеличивает КСР в случае, если женщины заводят детей во все более ранних возрастах, и снижает, если они откладывают деторождение на поздние репродуктивные возраста (см. например: [5, 7, 52, 55]). Последняя ситуация характерна для большинства развитых стран начиная с 1970-х годов, когда долгосрочный тренд откладывания сроков родительства установился в западной и северной Европе, так же как в Канаде, Японии и США [30, 56]. Различные оценки указывают, что без этого перехода к откладыванию деторождений КСР текущего периода в Европейском союзе мог быть на 0,2–0,3 выше, чем в конце 1990-х и начале 2000-х годов [33, 55, 68], хотя существуют сильные региональные отличия в «эффекте календаря» [5, 18].

В результате, КСР текущего периода значительно отличается от показателя итоговой рождаемости когорты женщин, которые только начинают рожать в этот период. Такое несоответствие не создает проблем при краткосрочных изменениях, когда меры рождаемости текущего периода могут отражать конъюнктурные колебания коэффициентов рождаемости, не обязательно влияющие на тенденции итоговой рождаемости когорты [40]. Однако это несоответствие становится определяющим, когда КСР текущего периода систематически расходится с показателем итоговой рождаемости когорты в течение двух или трех десятилетий, что и происходит в большинстве развитых стран. Рисунок 1 иллюстрирует такое расхождение для Дании, где разрыв между КСР текущего периода и приблизительной соответствующей итоговой рождаемостью в среднем составляет 0,26 для периода с 1970 по 1994 гг. (соответствующий показатель итоговой рождаемости когорты не может быть рассчитан для более молодых поколений). Подобное долгосрочное расхождение означает, что КСР текущего периода подает неверные сигналы об уровнях и тенденциях рождаемости и, как следствие, также о долгосрочных перспективах замещения населения и роста численности населения в отсутствие миграции. Как показано на рис. 1, в долгосрочном плане расхождение может оказаться значительно меньшим при переходе к таким индикаторам текущего периода, которые позволяют элиминировать «эффект календаря», в частности, к скорректированному (*adjusted*) КСР.

В качестве показателей, альтернативных коэффициенту суммарной рождаемости текущего периода, мы используем следующие индикаторы рождаемости текущего периода:

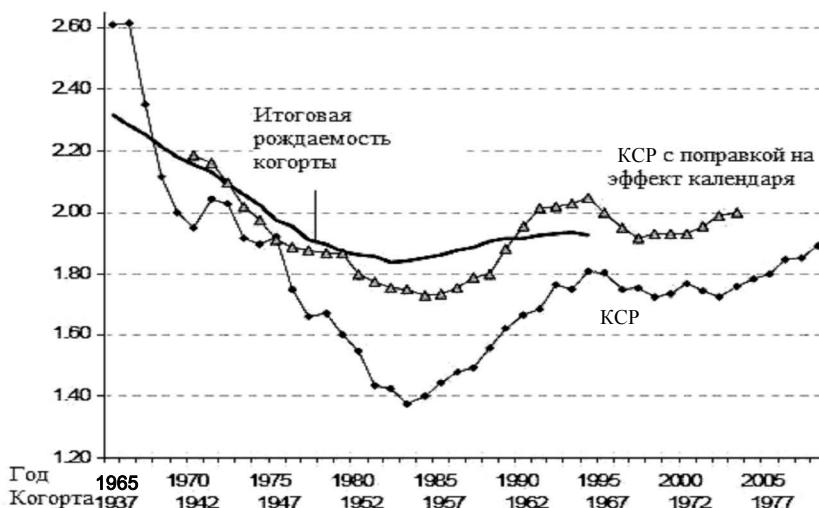
(а) скорректированный КСР текущего периода (*AdjTFR*), предложенный Дж. Бонгаартсом и Г. Фини [7], который базируется на специфической коррекции обычного КСР с учетом очередности рождений, что позволяет учесть изменения в среднем возрасте матерей при рождении детей;

(б) индекс рождаемости с учетом возраста матери и очередности рождения (*parity-age TFR*, *PATFR*) (см. например: [50]), основанный на специальной таблице рождаемости, которая учитывает распределение женщин репродуктивного возраста по возрасту и очередности рождений;

(в) вариант этого индекса с поправками на эффекты изменений в календаре и дисперсии возрастного распределения рождений [28].

Мы также использовали показатель итоговой рождаемости когорты. Выбор этих индикаторов объясняется отчасти их пригодностью для ответа на поставленные вопросы, отчасти – доступностью данных. Мы хорошо осведомлены о недостатках коррекции Бонгаартса – Фини, таких как упрощенное предположение о неизменной форме кривой рождаемости, отсутствие контроля за изменениями в распределении женско-

го населения по очередности рождений и относительно сильные колебания во времени [53, 67]. Тем не менее мы используем ее наряду со скорректированным RATFR по соображениям доступности данных, а также потому, что в большинстве случаев она дает очень схожие с другими методами коррекции результаты. Для многих стран мы не располагаем более подходящими, в принципе, показателями, основанными на данных об очередности рождений и интервале после последнего рождения, которые устраняют необходимость корректировки с учетом меняющегося календаря рождений [42, 59]. Краткое описание используемых показателей приведено в Приложении.



Примечание: данные об итоговой рождаемости когорты относятся к двум соседним поколениям; например, показатель 1937 г. относится к когортам 1937–1938 годов рождения. Для женщин, родившихся в 1960–1967 гг., оценена малая часть итоговой рождаемости. Данные текущего периода сопоставлены с данными для когорты женщин, родившихся на 27–28 лет раньше; такой временной интервал приблизительно соответствует среднему возрасту матери при рождении ребенка в 1968–1994 гг. Скорректированный КСР – это среднее значение для трехлетнего периода с центром в указанном году.

Рис. 1. КСР для текущего периода (1965–2008), скорректированный КСР для текущего периода и итоговая рождаемость когорты (женщины 1937–1967 годов рождения) в Дании

Источники: для КСР текущего периода и скорректированного КСР [11, 16, 17]; для показателя итоговой рождаемости когорты [61, табл. 2.5 и 2.6].

3. Пример 1: Вымышленное различие между желаемой и фактической рождаемостью

Опросы об идеальном и ожидаемом числе детей часто показывают, что, несмотря на снижение рождаемости ниже уровня замещения поколений, оба показателя – идеальное и желаемое число детей – в большинстве стран Европы остаются на уровне, равном или большем, чем двое детей на женщину (см., например: [62])³. КСР

³ Последние данные по некоторым европейским странам показывают, однако, что молодые взрослые женщины все чаще называют желаемое число детей ниже уровня замещения поколений [20, 34, 58].

текущего периода постоянно используется с целью измерения этой разницы, указывая на огромную разницу между реальным и желаемым размерами семьи (см. также: [6]), часто в размере 0,5–0,8 ребенка на женщину⁴. В недавнем анализе, проведенном ОЭСР [44, р. 36], постулируется, что «разрыв между желаемым и реальным размером семьи увеличился в течение последних 10–20 лет» и утверждается, что эти различия больше в тех странах, где уровень рождаемости низок. Было предложено несколько объяснений этого различия, в том числе институциональные и структурные препятствия рождению и воспитанию детей [35], которые часто рассматриваются как доказательство необходимости политического вмешательства [13, 35].

Ситуация была проиллюстрирована В. Лутцем [32] на эмпирическом материале, эта иллюстрация в дальнейшем приобрела окончательный вид в табл. 1, где сведены четыре разных показателя рождаемости и размера семьи для крупных регионов Европейского союза и отдельно для Финляндии.

Таблица 1.

Идеальное и ожидаемое число детей, коэффициент суммарной рождаемости для женщин различных регионов Европейского союза в 2006 г. и различные способы вычисления «разрыва» между идеальной (ожидаемой) и реальной рождаемостью

| | Идеальное число детей для себя лично | Фактическое + ожидаемое число детей | КСР | КСР с поправкой на «эффект календаря» | Разрыв 1 (1)–(3) | Разрыв 2 (1)–(4) | Разрыв 3 (2)–(4) |
|-----------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|-------------|---------------------------------------|------------------|------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| Западная Европа | 2,44 | 2,36 | 1,88 | 2,00 | 0,56 | 0,44 | 0,36 |
| Северная Европа | 2,57 | 2,35 | 1,85 | 1,96 | 0,72 | 0,61 | 0,40 |
| Южная Европа | 2,08 | 1,81 | 1,37 | 1,47 | 0,71 | 0,61 | 0,34 |
| Австрия + Германия | 2,07 | 1,88 | 1,34 | 1,59 | 0,74 | 0,48 | 0,28 |
| Центрально-Восточная Европа | 2,09 | 2,04 | 1,31 | 1,67 | 0,79 | 0,42 | 0,37 |
| Финляндия | 2,61 | 2,62 | 1,84 | 1,91 | 0,77 | 0,70 | 0,71 |
| ЕС-27 | 2,21 | 2,06 | 1,53 | 1,72 | 0,68 | 0,49 | 0,35 |

Примечание: данные взвешены по численности населения стран указанных регионов.

Источники: столбцы (1) и (2): данные Евробарометра 2006, проанализированные М.Р. Тестой [62]; столбцы (3) и (4): [68].

⁴ Например, Ж.-К. Шене пишет: «...среднее идеальное число детей составляет около 2 (...), но наблюдаемый коэффициент суммарной рождаемости в Европейском союзе составляет только 1,4. Разница между числом детей, которое европейские женщины родили, и тем, которое они хотели бы родить, составляет около 0,6 ребенка на женщину (или 6 детей на 10 женщин)» [10, р. 33].

Первый столбец отражает число детей, которое респонденты считают идеальным для себя лично, по данным опроса, проведенного Евробарометром в 2006 г. среди женщин в возрасте от 25 до 39 лет [62]. Во втором столбце, также основанном на данных Евробарометра, приводится ожидаемое число для той же группы женщин. Оно включает в себе число уже рожденных детей и число детей, которые женщина намеревается родить в будущем. Эта вторая мера представляет собой более реалистичный предиктор уровня рождаемости, чем идеальное число детей, так как она принимает в расчет вероятные препятствия и трудности в реализации семейных идеалов и желаний. Однако сравнение между двумя этими мерами, взятыми из одного и того же исследования, показывает, что различие между ними мало и составляет 0,15 ребенка на женщину для всего Европейского союза.

Третий и четвертый столбцы в табл. 1 содержат КСР 2006 г. и КСР Бонгартса – Фини с поправкой на календарь рождений для 2003–2005 гг., опубликованные в Европейской демографической таблице [68]. Различия между традиционным КСР и идеальным числом детей (разрыв 1 в столбце 5) оказывается несомненно существенным – более чем 0,5 ребенка во всех регионах – и достигает 0,7 для всей совокупности 27 стран ЕС. Однако две цифры, используемые для вычисления этого разрыва, несопоставимы, потому что они измеряют разные вещи: одна – идеалы когорты, а другая – зависящую от календаря рождаемость данного периода. Если сопоставлять идеальный размер семьи с мерой рождаемости периода, то для этого более подходит КСР с поправкой на сдвиги календаря. И, как показывает столбец 6, различие между двумя индексами (разрыв 2) становится меньше и снижается до 0,5 для всего Евросоюза. Наконец, последний столбец дает третий вид разрыва, а именно между ожидаемым размером семьи и коэффициентом рождаемости с поправкой на сдвиги в календаре рождений. Этот третий показатель различия является наименьшим из всех, варьируя от 0,3 до 0,4 для различных регионов и составляя 0,35 для всего Евросоюза, и представляет собой половину от разрыва 1.

Эти данные делают аргументы в пользу демографической политики, направленной на то, чтобы помочь супружеским парам снизить предполагаемый разрыв между желаниями и реальностью, гораздо менее убедительными: значит ли это, что в таких странах, как Австрия и Германия, для которых характерен маленький общий разрыв, но, с точки зрения их правительств, слишком низкий уровень рождаемости, правительствам нет смысла предпринимать какие-либо действия? Вероятно, нет. С другой стороны, если пользоваться этим способом измерения, то страны Северной Европы с высокой рождаемостью имеют больший разрыв. Должны ли на этом основании правительства таких стран, имеющих более высокий уровень рождаемости, проявлять большую активность? Наверное, нет. Фактически, Финляндия, представленная в таблице как пример страны с наибольшими величинами разрывов 2 и 3, часто используется в качестве примера государственной политики, которую должны проводить в странах с низким уровнем рождаемости. Следовательно, политическая парадигма, основанная на предположительной «неудовлетворенной потребности в детях» проблематична в обоих случаях; в некоторой степени она отражает принятие политиками желаемого за действительное и их подспудный пронатализм.

Хотя этот анализ, основанный на наиболее свежих данных Евробарометра [32, 62], хорошо иллюстрирует проблему, у нас есть некоторые обоснованные сомнения, касающиеся надежности и репрезентативности подобных данных, полученных с помощью опроса общественного мнения при ограниченной выборке, которая чрезвычай-

но увеличивает потенциальную границу ошибки [62]⁵. Поэтому мы представляем более тщательный анализ, используя данные из сравнительно больших исследований, проводившихся в трех странах и сосредотачивающих внимание на ожидаемом числе детей, которое в наилучшей степени отражает долгосрочные прокреативные планы женщин и супружеских пар.

Вначале мы внимательно изучили данные по планируемому рождению и рождаемости женщин в Чешской Республике, где разница между КСР текущего периода и средним ожидаемым размером семьи быстро увеличивалась, в то время как КСР быстро падал в 1990-е годы [60]. В то время как среднее ожидаемое число детей оставалось на уровне двух детей на женщину, разрыв между ожидаемым числом детей, достигший 0,8 в 1997 г., все еще оставался на уровне 0,7 в 2005 г. (табл. 2)⁶. Коэффициент суммарной рождаемости, скорректированный на календарь рождений, предполагает меньший разрыв на уровне 0,3 и менее. (Скорректированный КСР по методу Бонгаарта – Фини представлен в табл. 2; скорректированный индекс рождаемости с учетом возраста и очередности рождений PATFR дает аналогичные результаты.) Хотя это различие между намерениями и фактическим уровнем рождаемости тоже нельзя считать незначительным, оно дает основания для гораздо менее драматической интерпретации, чем разрыв, измеренный с помощью обычного КСР.

Таблица 2.

**Разрыв между средним ожидаемым числом детей
и рождаемостью текущего периода, измеренной с помощью КСР
и других альтернативных показателей рождаемости текущего периода,
Чешская Республика, 1993–2005 гг.**

| | Среднее ожидаемое число детей (1) | КСР (2) | Разрыв 1 (2)–(1) | КСР с поправкой на календарь (3) | Разрыв 2 (3)–(1) |
|-----------|---|------------|---------------------|-------------------------------------|---------------------|
| 1993 г. | 2,16 | 1,67 | 0,49 | 1,99 | 0,17 |
| 1997 г. | 2,00 | 1,17 | 0,82 | 1,70 | 0,30 |
| 2005 г. | 2,00 | 1,28 | 0,72 | 1,71 | 0,29 |
| В среднем | 2,05 | 1,37 | 0,68 | 1,80 | 0,25 |

Примечания. Среднее ожидаемое число детей у женщин в возрасте 18–35 лет (за исключением 1993 г., когда опрашивались женщины в возрасте 18–44 лет). Затруднившиеся ответить в расчет не принимались. КСР с поправкой на календарь – это среднее значение для трехлетнего периода с центром в указанном году.

Источники: среднее ожидаемое число детей в 1993 г. рассчитано на основе данных «Регионального исследования здоровья» (RHS), в 1997 г. – на основе данных обследования «Семья и рождаемость» (FFS) и за 2005 г. – по данным исследования «Поколения и гендер» (GGS) [60, table 7]. Показатели рождаемости – наши расчеты по данным Евростата [16].

⁵ Малый размер выборки в каждой стране, обычно около 130 женщин в возрасте 25–39 лет, был основной причиной, по которой мы решили рассчитать табл. 1 для регионов вместо того, чтобы приводить примеры по отдельным странам, которые указывают на больший размах вариации в намерениях и в результирующем показателе различия между ожидаемой и фактической рождаемостью.

⁶ Заметим, однако, что молодые взрослые женщины (младше 25 лет) в Чешской Республике перешли к желаемому числу детей ниже уровня замещения поколений, и для них среднее ожидаемое число детей оценивается в 1,85 ребенка в 2005 г. [60].

Тем не менее подобные сравнения между прокреативными намерениями и коэффициентами рождаемости текущего периода проблематичны. Они основаны на сопоставлении намерения когорты в отношении рождения детей в будущем с показателем текущего прокреативного поведения. Методологически правильнее сравнивать намерения в отношении рождения детей, высказанные женщинами той или иной когорты в начале их репродуктивного периода, с итоговой рождаемостью этой когорты. Обычная проблема когортного анализа рождаемости – необходимость ждать 15–20 лет для каждой когорты, пока она не реализует свои прокреативные планы – главное препятствие для подобных сравнений.

Часто когортный анализ может приводить к выводам, очень похожим на те, которые получаются при сравнениях со скорректированными показателями рождаемости текущего периода, о которых говорилось выше. В Англии и Уэльсе различные когорты женщин, которым на момент опроса об их репродуктивных планах было 27–29 лет, указали среднее ожидаемое число детей на 0,3–0,4 выше, чем был КСР в это время (см.: [54] о временных трендах среднего ожидаемого числа детей). Однако возможный разрыв между намерениями и достигнутым в конечном счете уровнем рождаемости снизился примерно наполовину и обычно достигал только 0,1–0,2 (табл. 3).

Таблица 3.

Разрыв между средним ожидаемым числом детей, коэффициентом суммарной рождаемости текущего периода и итоговой рождаемостью когорт в Англии и Уэльсе (женщины 27–29 лет, период 1979–1996 гг.)

| Годы | Когорта | Среднее ожидаемое число детей (1) | КСР текущего периода (2) | Разрыв 1 (2)–(1) | Итоговая рождаемость когорт (3) | Разрыв 2 (3)–(1) |
|-----------|---------------|-----------------------------------|--------------------------|------------------|---------------------------------|------------------|
| 1979–1981 | Около 1952 г. | 2,12 | 1,84 | 0,28 | 2,05 | 0,07 |
| 1982–1984 | Около 1955 г. | 2,16 | 1,76 | 0,40 | 2,02 | 0,14 |
| 1985–1987 | Около 1958 г. | 2,16 | 1,79 | 0,37 | 1,99 | 0,17 |
| 1988–1990 | Около 1961 г. | 2,20 | 1,82 | 0,38 | 1,96 | 0,24 |
| 1991–1993 | Около 1964 г. | 2,09 | 1,79 | 0,30 | 1,92 (оценка) | 0,17 |
| 1994–1996 | Около 1967 г. | 2,14 | 1,74 | 0,40 | 1,91 (оценка) | 0,23 |
| Среднее | | 2,15 | 1,79 | 0,36 | 1,98 | 0,17 |

Примечания. Среднее ожидаемое число детей получено на основе опроса женщин 27–29 лет без учета затруднившихся ответить (см. [54] об альтернативных оценках среднего ожидаемого числа детей при разных допущениях в отношении затруднившихся ответить). Данные об итоговой рождаемости когорт 1964 и 1967 годов рождения частично основаны на оценках.

Источники: Средний ожидаемый размер семьи [54, table 1]. Итоговая рождаемость когорт [45, table 10.2, p. 56–57].

Также и в Австрии КСР текущего периода дает преувеличенную картину величины нереализованной рождаемости. К тому времени, когда австрийские женщины достигают типичного возраста деторождения, разрыв между их средними репродуктивными желаниями и современным уровнем КСР обычно составляет 0,4–0,5. Однако сравнение репродуктивных установок в более молодых возрастах с итоговой рождаемостью показывает, что разрыв между намерениями и их реализацией оказывается существенно меньшим, в частности, в случае когорт 1955–1960 и 1966–1970 годов рождения, представленных на рис. 2, он составляет около 0,15. Этот вывод опять же удивительным образом согласуется с заключениями, основанными на мерах рождаемости с поправкой на календарь рождений.



Примечание: среднее ожидаемое число детей основано на среднем варианте оценки желаемого числа детей среди женщин в возрасте 25–30 лет [62]. Показатели итоговой рождаемости для когорт 1966–1970 годов рождения частично основаны на оценке.

Рис. 2. Различия между средним ожидаемым числом детей, КСР текущего периода и итоговой рождаемостью когорт (австрийские женщины в возрасте 25–30 лет; 1986 и 1996 гг., когорты 1956–1960 и 1966–1970 годов рождения)

Источники: расчеты Т. Сobotки [58] на основе данных микропереписей (1986 и 1996 гг.).

В общем, те измерители рождаемости текущего периода, которые искажаются под воздействием изменений в календаре рождений в меньшей степени, чем обычный КСР, так же, как и итоговая рождаемость когорт, показывают, что разрыв между намерениями и реализованной рождаемостью при анализе с помощью обычного КСР оказывается сильно преувеличенным. Если данные о намерениях скорректировать на

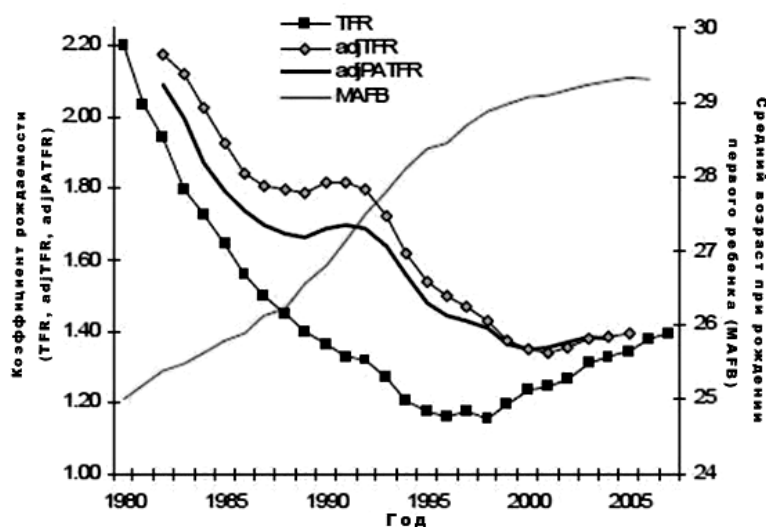
влияние некоторых факторов, на которые правительственная политика не может повлиять, то предполагаемый разрыв может полностью исчезнуть. Французское исследование, проведенное Л. Тулемоном и А. Леридоном [65], выявило, что если исключить женщин, никогда не проживавших совместно с партнером, то среднее идеальное число детей в возрасте 25–35 лет (2,21) очень хорошо соответствует числу детей (2,23), достигнутому в конечном счете женщинами 1950–1965 годов рождения. Следует соблюдать осторожность при интерпретации этих выводов: общее соответствие не означает, что большинство индивидов рожают ожидаемое число детей. Репродуктивные намерения часто бывают неопределенными [36, 58, 70], а также подвергаются изменениям и пересмотру на протяжении жизни [31, 49]. Агрегированный результат представляет собой итог как недовыполнения, так и перевыполнения первоначальных планов отдельными женщинами. Более того, понятия ожидаемого и идеального числа детей могут быть подвергнуты критике. Определение ожидаемого числа детей основано на суммировании числа уже рожденных детей с тем, которое еще ожидается, что делает любые незапланированные рождения в прошлом частью общего ожидаемого числа детей. Эта проблема обходится с помощью другого, более условного понятия индивидуального идеального числа детей, но оно, вместе с тем, меньше зависит от конкретных обстоятельств, влияющих на прокреативное поведение, включая бесплодие, и потому более сложно для интерпретации.

4. Пример 2: Недавнее увеличение КСР текущего периода в Европе

Начиная с конца 1990-х годов в некоторых странах Европы был зафиксирован значительный рост КСР текущего периода. В Бельгии, Болгарии, Чешской Республике, Эстонии, Франции, Латвии, Испании и Швеции между 1998 и 2007 гг. КСР увеличился более чем на 0,2. Это было истолковано как добрый знак, означающий столь долгожданную смену долгосрочной тенденции снижения рождаемости, которая привела многие страны Европы к крайне низкому КСР на уровне 1,3 и менее [30]. Некоторые правительства гордо истолковали этот поворот тенденции как результат своей политики, и ведущая газета Германии «Die Zeit» представила этот крошечный рост числа рождений в 2007 г. под лозунгом «работа политиков!» [19]. Однако существует альтернативное объяснение, которое позволяет взглянуть на недавний рост КСР текущего периода по-иному. Весьма возможно, что большая часть этого роста в европейских странах может быть объяснена замедлением или окончанием процесса откладывания деторождений. Мы рассмотрели изменения в рождаемости в двух странах – в Чешской Республике и Испании – которые пережили существенный рост КСР текущего периода начиная с конца 1990-х, и для которых мы можем рассчитать альтернативные индикаторы рождаемости текущего периода, меньше зависящие от эффекта изменений в календаре рождений. Систематический анализ роли эффекта календаря в увеличении КСР текущего периода приведен в последней работе Дж. Голдштайна и соавторов [21].

Испания пережила резкий долговременный спад рождаемости между 1976 и 1996 гг., когда КСР достиг рекордно низкого уровня в 1,17. В то же время альтернативные показатели, учитывающие поправки на календарь рождений, также свидетельствовали о почти непрерывном спаде, хотя и не до столь низкого уровня, что наводит на мысль о том, что «интенсивность» падала параллельно со снижением КСР

текущего периода (рис. 3а). После 1996 г. КСР впервые стабилизировался и потом начал увеличиваться, достигнув 1,39 в 2007 г. (см., например: [12]). Однако показатели рождаемости с поправкой на эффект календаря представляют иную картину недавней реверсии рождаемости. Во-первых, они указывают на то, что рождаемость продолжала снижаться до 2000 г., т.е. и тогда, когда КСР стабилизировался и начал повышаться. Впоследствии эти индикаторы в основном показывают стабилизацию, возможно, незначительный рост уровня текущей рождаемости. В действительности наблюдалось сближение между КСР текущего периода и скорректированными показателями рождаемости, учитывающими эффект календаря, измеренными около 2005 г., когда рост среднего возраста матери при рождении первого ребенка прекратился. Это хорошая иллюстрация ожидаемых последствий окончания действия эффекта календаря.



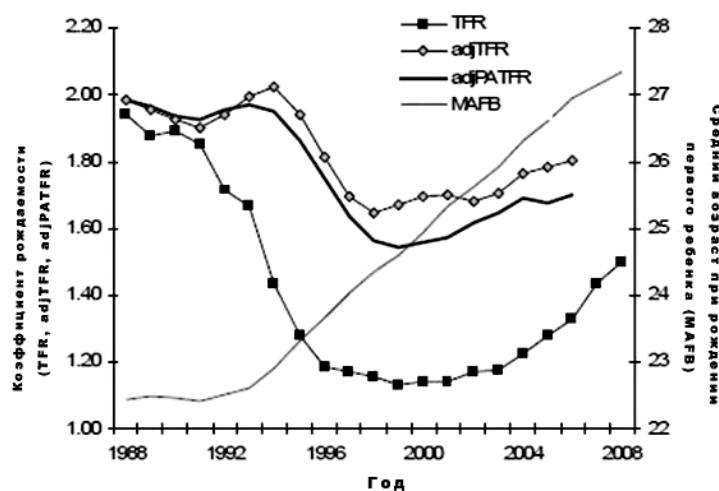
Примечание: скорректированные КСР с поправкой на эффект календаря (adjTFR) и индекс рождаемости с учетом возраста матери и очередности рождения (adjPATFR) рассчитаны как средние значения для трехлетних периодов с центром в указанных годах.

Рис. 3а. Обычный КСР, скорректированный КСР с поправкой на «эффект календаря», скорректированный индекс рождаемости с учетом возраста и очередности (PATFR) и средний возраст матери при рождении первого ребенка в Испании, 1980–2007 гг.

Источники: расчеты авторов, основанные на данных Евростата [15, 16], INE (2008) и данных, предоставленных Чешским статистическим бюро.

Иную картину мы видим на рис. 3б для Чешской Республики. Массовое откладывание деторождений происходило после распада государственно-социалистической системы с начала 1990-х, что привело к значительному повышению среднего возраста матери при рождении первого ребенка [60]. Одновременно КСР снизился до уровня в 1,13 к 1999 г. и начал постепенно восстанавливаться с начала 2000-х, достигнув 1,50 в 2008 г. КСР с поправкой на календарь, так же как и индекс рождаемости с учетом возраста и очередности рождений с поправкой на календарь, в 1990-е снизились ме-

нее резко до уровня около 1,6 к 1998 г. Скорректированный КСР, так же как и индекс рождаемости с учетом возраста матери и очередности рождений с поправкой на календарь (см. в Приложении корректировку по методу Колера и Ортеги [28]) падали в 1990-е годы значительно менее круто, до уровня порядка 1,6 в 1998 г. Расхождение между обычным КСР и показателями с поправкой на эффект календаря указывает на то, что значительная часть небывалого снижения КСР может быть отнесена на счет влияния эффекта календаря. В отличие от Испании, здесь увеличение обычного КСР в начале 2000-х годов происходило одновременно с увеличением скорректированного КСР с поправкой на эффект календаря, хотя и менее интенсивно. Возможно, что продолжительный рост обычного КСР приведет к постепенному сближению различных показателей рождаемости в будущем, что будет следствием замедления процесса откладывания деторождений.



Примечание: скорректированные КСР с поправкой на эффект календаря (adjTFR) и индекс рождаемости с учетом возраста матери и очередности рождения (adjPATFR) рассчитаны как средние значения для трехлетних периодов с центром в указанных годах.

Рис. 36. Обычный КСР, скорректированный КСР с поправкой на «эффект календаря», скорректированный индекс рождаемости с учетом возраста и очередности (PATFR) и средний возраст матери при рождении первого ребенка в Чешской Республике, 1988–2008 гг.

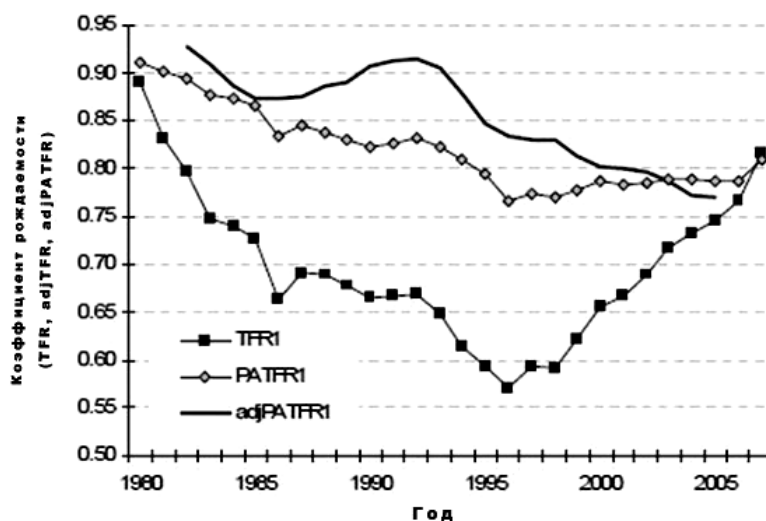
Источники: расчеты авторов, основанные на данных Евростата [15, 16], INE (2008) и данных, представленных Чешским статистическим бюро.

В этих двух случаях, а также во многих других, не рассмотренных здесь (см. например, [21]), показатели с поправкой на эффект календаря дают иную интерпретацию последних трендов в рождаемости, чем обычный КСР. Тогда как КСР создает впечатление о значительном росте уровней рождаемости, индикаторы с поправкой на календарь часто показывают, что увеличение почти всецело (Испания) или довольно сильно (Чехия) зависит от снижения искажающих влияний изменений календаря.

Это объяснение особенно убедительно для первых рождений, для которых недавний рост КСР был наиболее заметным. Чтобы проиллюстрировать это, сравним

обычный КСР для первых рождений с индексами рождаемости, основанными на возрастных вероятностях рождения первого ребенка, рассчитанных для бездетных женщин (*PATFR*), которые заметно меньше зависят от эффекта календаря [56], с их скорректированным вариантом (*AdjPATFR*), рассчитанным по упрощенной схеме [56, р. 94] корректировки по методу Колера и Ортеги (см. Приложение).

В случае Испании эти три индекса создают разноречивое впечатление о тенденциях и уровнях рождений первой очередности. Между 1980 г., когда они находились на уровне около 0,9 (предполагается 10% бездетности), и 2005 г., когда они сблизились, хотя и на более низком уровне – ниже 0,8, КСР для первых рождений драматически падал до 0,57 к 1996 г., а затем возрос на треть в течение следующего десятилетия (рис. 4а). Наоборот, *PATFR* для первой очередности пережил постепенное падение между 1980 и 1996 г., после чего последовала стабилизация. Иными словами, интенсивность первых рождений не увеличивалась после 1996 г. и почти весь рост КСР для первой очередности в Испании может быть объяснен механическим эффектом от большого увеличения числа бездетных женщин в поздних детородных возрастах, тогда как интенсивность первых рождений остается относительно высокой и стабильной. Этот эффект не был учтен в КСР по очередности рождения, который не зависит от изменений в распределении женщин по числу рожденных детей. Наконец, если принять во внимание оба эффекта – календаря и распределения по очередности рождения, то индекс рождаемости с учетом возраста и очередности рождений покажет, что интенсивности рождений первых детей также снижались между 1996 и 2004 гг.

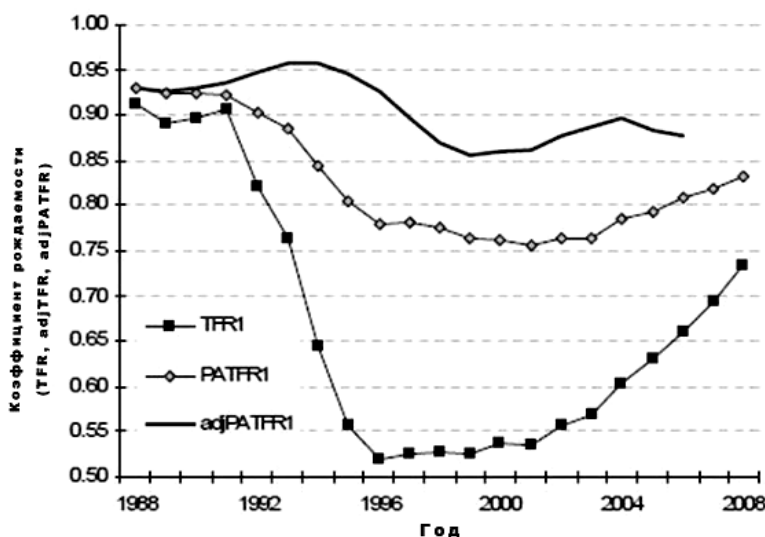


Примечание: скорректированные КСР с поправкой на эффект календаря (*adjTFR*) и индекс рождаемости с учетом возраста матери и очередности рождения (*adjPATFR*) рассчитаны как средние значения для трехлетних периодов с центром в указанных годах.

Рис. 4а. КСР текущего периода, скорректированный КСР с поправкой на «эффект календаря» и скорректированный индекс рождаемости *adjPATFR* для рождений первой очередности, Испания, 1980–2007 гг.

Источники: расчеты авторов, основанные на данных Евростата [15, 16], INE (2008) и данных Чешского статистического бюро.

Подобным образом в Чехии значительная часть резкого снижения КСР для первой очередности, которое произошло между 1991 (0,91) и 1996 (0,52) гг., обязано эффекту календаря (рис. 4б). Примечательно, что Индекс рождаемости для первой очередности $adjPATFR$ показывает только умеренное снижение до 0,86 за 1996–1999 гг. Позже быстрый рост КСР для первой очередности до 0,73 в 2008 г. получил только слабое отражение в медленном росте $PATFR$ для первой очередности. И снова, скорее, изменившееся распределение рождений по очередности и снизившийся эффект календаря, нежели реальный рост интенсивностей рождений первых детей, дает главное объяснение наблюдаемому росту КСР.



Примечание: скорректированные КСР с поправкой на эффект календаря ($adjTFR$) и индекс рождаемости с учетом возраста матери и очередности рождения ($adjPATFR$) рассчитаны как средние значения для трехлетних периодов с центром в указанных годах.

Рис. 4б. КСР текущего периода, скорректированный КСР с поправкой на «эффект календаря» и скорректированный индекс рождаемости $adjPATFR$ для рождений первой очередности, Чешская Республика, 1988–2008 гг.

Источники: расчеты авторов, основанные на данных Евростата [15, 16], INE (2008) и данных Чешского статистического бюро.

Итак, в течение недавнего периода обычный КСР, как правило, показывает больший диапазон изменений рождаемости, особенно для рождений первой очередности, нежели показатели рождаемости, которые учитывают очередность рождений, длительность пребывания в состоянии с тем или иным числом детей, эффект календаря или, по крайней мере, некоторые из этих потенциально искажающих факторов. Большая часть изменений КСР может быть объяснена увеличением КСР для рождений первой очередности, и, в свою очередь, большая часть увеличения КСР первой очередности может быть объяснена снижением эффекта календаря в совокупности со снижением числа бездетных женщин в поздних репродуктивных возрастах. Частые значительные изменения в КСР первой очередности могут быть рассмотрены как ре-

зультат двух отдельных фаз откладывания первых рождений: когда многие когорты женщин сперва откладывают начало периода материнства, тем самым снижая КСР, а позднее вносят вклад в восстановление коэффициентов рождаемости в более поздних детородных возрастах, что толкает КСР вверх. Анализ коэффициентов первых рождений, когда цикл откладывания деторождений и их последующей реализации наиболее очевиден и вызывает широкие подвижки в КСР первой очередности, наилучшим образом показывает недостатки общепринятого коэффициента суммарной рождаемости, когда он используется как мера интенсивности рождаемости или трактуется как обобщающий когортный показатель «числа детей на одну женщину».

5. Пример 3: КСР как сомнительная мера рождаемости иммигрантов

Рождаемость иммигрантов, измеряемая с помощью КСР, это объект другого типа искажения, связанный с эндогенностью миграции по отношению к рождаемости. Женщины-иммигрантки, особенно в случае, если миграция была предпринята с целью создания семьи, типично демонстрируют повышенный уровень рождаемости в первые годы после их приезда (см. например: [1, 2, 45, 66]). Как следствие, их уровни рождаемости часто более тесно связаны с длительностью их пребывания, чем с их возрастом. Коэффициент суммарной рождаемости, для которого возраст служит определяющей переменной рождаемости, может вследствие этого сильно зависеть от величины миграционных потоков: даже когда коэффициенты рождаемости, рассчитанные с учетом длительности пребывания в стране, остаются стабильными, увеличенная миграция может поддержать падающий КСР благодаря возросшему числу женщин-иммигранток с короткой длительностью пребывания, но в возрасте самой высокой рождаемости. Таким образом, КСР, подсчитанный для иммигрантов, обычно преувеличивает их рождаемость, особенно в периоды высокой иммиграции.

Это искажение становится еще более значимым, если данные о рождениях регистрируются только для женщин-иностранок, а не для всех женщин-иммигранток. Большинство иммигрантов проходят процесс натурализации, когда они проживают в стране в течение нескольких лет и в некоторой степени классифицируются как соотечественники, иностранцы же часто образуют отдельную группу мигрантов с относительно короткой длительностью пребывания, а также с повышенным уровнем рождаемости текущего периода. Это может объяснить то, почему некоторые европейские страны регистрируют КСР для женщин-иностранок от 3,0 и выше (см., например: [57]). Например, КСР для женщин-иностранок во Франции в 2005 г. оценивался в 3,29 по сравнению с 1,80 для женщин, имеющих французское гражданство [22]. По этим причинам некоторые исследователи утверждают, что КСР текущего периода не может служить надежным индикатором уровня рождаемости иммигрантов [2, 64].

Пока было проведено не так много исследований, чтобы можно было скорректировать этот тип искажения коэффициента суммарной рождаемости. Альтернативные оценки рождаемости женщин-мигранток для Франции, с учетом возраста на момент прибытия и длительности пребывания [64, 66], – важнейшее исключение. Для 1991–1998 гг. эта альтернативная оценка снизила КСР женщин-мигранток во Франции с 2,50 (оценка с использованием общепринятого КСР) до 2,16. Таким образом, при использовании более подходящего показателя «превышение» рождаемости женщин-иммигранток во Франции по сравнению с коренными жительницами снизилось наполовину от его ожидаемого уровня: с 0,85 до 0,46 [64, р. 4].

6. Пример 4: Изменения в семейной политике и подвижки в КСР

До настоящего времени наш анализ не касался в явном виде семейной политики. Но накапливается все больше свидетельств того, что семейная политика может стимулировать явные колебания величины КСР, которые часто отражают скорее изменения календаря рождаемости и интервалов между рожденьями, нежели собственно рост рождаемости. В частности, политика может стимулировать более раннее родительство, или, что случается чаще, более быстрое рождение детей более высоких очередностей.

Влияние изменений в семейной политике на календарь рождений зафиксировано во многих европейских странах. Например, Швеция представляет собой хорошо изученный пример внезапного подъема коэффициентов рождаемости детей второй и третьей очередностей с коротким временным интервалом после предыдущего рождения. Этот подъем последовал за двумя увеличениями длительности отпуска по уходу за ребенком, что гарантировало продолжительное получение пособий по уходу за ребенком женщинами, которые родили следующего ребенка в течение 24 месяцев с 1980 г. и 30 месяцев с 1986 г. (см. например: [3, 24, 38]). Эта мера, ставшая известной как «премия за скорость», привела к сокращению интервалов между рожденьями и внесла вклад в определенное увеличение КСР текущего периода в конце 1980-х годов, когда многие родители посчитали целесообразным родить детей за короткий промежуток времени, чтобы получить выгоду от продолжительной выплаты пособий [27]⁷.

Менее известен эффект изменений политики, произошедших в России после 1982 г. Эти изменения выразились в увеличении периода получения пособия по уходу за ребенком и, что более важно, в расширении возможности матерей получать отпуск по уходу за ребенком до достижения им трех лет⁸ (см. [71, 72]). После введения этих мер КСР в России увеличился с 1,88 в 1981 г. до 2,09 в 1983 г. и потом, после недолгой паузы, до 2,23 в 1987 г. [11]. Однако то, что выглядело как успешная политическая мера, которая привела к желанному увеличению рождаемости, на самом деле было, главным образом, косвенным эффектом изменений в календаре рождений, приведших к временному подъему КСР текущего периода. Средний возраст матери при рождении первого ребенка незначительно снизился, но наиболее выраженный эффект был зафиксирован для женщин, имевших одного ребенка, которые родили второго с гораздо более коротким, чем обычно, интервалом. В «поперечной» перспективе интервал

⁷ Оплата отпуска по уходу за ребенком в Швеции щедрая: родители в качестве пособия по уходу за ребенком имеют право на получение 80% от их предыдущей зарплаты (до 1994 г. – 90% [9, p. 52]), которая определяется доходом, имевшимся до рождения ребенка. Таким образом, родители, которые возобновляли работу до того, как решили родить следующего ребенка, рисковали получить меньшее пособие по уходу за ребенком, если они работали неполный рабочий день или потеряли свою прежнюю работу. Это создавало экономический стимул для родителей укладываться с рождением следующего ребенка в пределы интервала, установленного для получения непрерывного пособия по уходу за ребенком.

⁸ В отличие от Швеции, оплата отпуска по уходу за ребенком в России была небольшой, после 1982 г. она составляла около 20% от средней заработной платы с момента окончания декретного отпуска до достижения ребенком 18 месяцев (за исключением матерей больных детей, которые получали заработную плату в полном размере), после чего отпуск не оплачивался.

между первым и вторым рожденьями между серединой 1970-х и серединой 1980-х годов сократился с 5,5 до 3,5 года [71, fig. 5]. Хотя второй ребенок появлялся «быстрее», чем прежде, особенно у женщин, родившихся в конце 1950-х – начале 1960-х годов, С. Захаров [71] не обнаружил никакого роста вероятности рождения второго ребенка у женских когорт. Он пришел к выводу, что «демографический эффект политики не проявился в увеличении среднего размера семьи у какой-либо из социальных групп».

Однако не только КСР текущего периода очень чувствителен к изменению календаря рождений. Изменения в интервалах между рожденьями, которые часто являются побочным продуктом изменений в семейной политике, также влияют на вероятность рождения детей каждой очередности, посчитанную на основе коэффициентов рождаемости по продолжительности брака. Д. Бретон и Ф. Приу [9] произвели подробный анализ коэффициентов рождаемости третьих детей во Франции в 1970–1990-е годы и выявили, что вероятность рождения третьего ребенка варьировалась параллельно как с введением мер семейной политики (проводившейся в 1978–1980 гг. и потом в 1985–1987 гг.), явно направленных на стимулирование третьих рождений, так и с ослаблением соответствующих мер в 1982 г. Как в предыдущих двух случаях, эти меры привели, главным образом, к временному сжатию интервалов между рожденьями – в данном случае между вторым и третьим ребенком – и оказали ограниченное воздействие на уровень рождаемости когорт⁹.

7. Обсуждение и заключение

В этой работе представлены четыре примера различных ситуаций, когда использование КСР текущего периода влечет за собой ошибочную оценку уровней и тенденций рождаемости, что, в свою очередь, может приводить или уже приводило к некорректным политическим выводам и, потенциально, к ошибочной политике.

Наш первый пример ясно показал, что популярное и политически удобное обоснование мер политики, согласно которому правительства хотят лишь помочь супружеским парам сократить разрыв между желаемым и фактическим числом детей, сомнительно и не подтверждается значительными результатами, если оценивать их в количественных терминах. Мы пришли к этому выводу, как используя скорректированные показатели для текущего периода, так и с помощью более адекватных сравнений репродуктивных намерений женщин, вступивших в период деторождения, с репродуктивными исходами в той же самой женской когорте. Значительно меньшая разница между ожидаемой и реализованной рождаемостью может быть легко объяснена биологическими и социальными препятствиями для рождения детей [6], такими как плохое здоровье, бесплодие или невозможность найти подходящего партнера, которые в очень большой мере находятся за пределами возможностей влиять на них мерами политики. Идя дальше, можно предположить, что политика, нацеленная на стимулирование более высоких прокреативных предпочтений, в некоторых странах с низкой рождаемостью может быть более эффективной, чем политика, концентрирующаяся на устранении этого довольно узкого разрыва. Однако политика в области рождаемости, обоснование которой не ограничивается целью устранить предполагае-

⁹ В исследовании Д. Бретона и Ф. Приу [9] когорты определялись как когорты женщин с одинаковым числом рождений, для которых измерялась вероятность рождения в данном году третьего ребенка среди женщин, уже имевших второго ребенка.

мый разрыв между намерениями и результатами, также может быть подвержена сомнениям.

Наш второй пример относится к наиболее широко известному искажению, порождаемому КСР и связанному с его чувствительностью к изменениям в календаре рождений. Мы показали, что КСР может создавать впечатление изменения тенденции и значительного роста рождаемости, в то время как другие индикаторы указывают на стагнацию или даже на небольшое снижение (пример первых рождений в Испании), и что различие между КСР и более адекватными измерителями уровня рождаемости текущего периода может быть достаточно большим, способным привести к совершенно неправильной интерпретации тенденций рождаемости в стране (пример Чешской Республики). Наш анализ показывает, что большая часть недавнего увеличения КСР текущего периода объясняется увеличением КСР для первых рождений, что может в свою очередь быть объяснено уменьшением откладывания первых рождений в совокупности с предыдущим увеличением количества бездетных женщин в поздних репродуктивных возрастах. Позитивное влияние сокращения изменения календаря на КСР предвидели авторы многих работ по анализу трендов рождаемости в течение последнего десятилетия [5, 33, 55]. Эти выводы имеют существенный политический смысл: в то время как увеличение КСР может быть расценено некоторыми правительствами и политиками как результат положительного влияния на рождаемость проводимой ими социальной или семейной политики, наши выводы оставляют гораздо меньше пространства для таких оптимистических трактовок.

Наш третий пример основывается на существующем исследовании рождаемости женщин-иммигранток. Тот факт, что КСР часто искажает картину рождаемости иммигрантов, может потенциально привести к мало обоснованным политическим усилиям со ссылками на предполагаемую большую разницу между рождаемостью мигранток и коренных жительниц. Наш четвертый пример относится к самому эффекту политики. Многие затрагивающие рождаемость меры политики влияют, в первую очередь, на календарь рождений и, как следствие, временно изменяют КСР текущего периода, не изменяя тенденций когортных показателей рождаемости. Эти подвижки, обусловленные чаще всего эффектом календаря, могут нравиться политикам, которые неверно интерпретируют их как ожидаемый ими признак успешности новых политических мер.

Но вернемся ко второму вопросу, рассматриваемому во введении, а именно к вопросу о том, остается ли какая-то роль у традиционного КСР. Мы ясно показали, что этот показатель может весьма сильно исказить используемый политиками анализ. Означает ли это, что надо вовсе отказаться от этого показателя? На теоретическом уровне ответ на этот вопрос сильно зависит от того, способен или не способен КСР адекватно измерять и описывать те или иные процессы, которые могут быть понятно проинтерпретированы и которые другие показатели рождаемости не могут уловить подобным же образом (см. также: [41, 42]). Во всем диапазоне итоговых показателей рождаемости – от абсолютного годового числа рождений (зависящего от численности населения, возрастной структуры, распределения женщин по очередности рождений и интервалам между рожденьями, а также от эффекта календаря), с одной стороны, до относительных показателей, учитывающих очередность рождений, возраст и длительность интервалов, с другой стороны, – КСР текущего периода занимает странное промежуточное положение. Он устраняет влияние численности и возрастной структуры, но не влияние изменений календаря, распределения по очередности или интервалов между рожденьями. Решающий пункт заключается в том, имеются ли

какие-либо важные вопросы, на которые можно ответить с помощью показателя, устраняющего влияние только возрастного состава, но не других потенциально важных факторов¹⁰.

Мы не смогли придумать политически значимого вопроса, для ответа на который мы выбрали бы КСР текущего периода. Все рассматриваемые вопросы в конце концов сводятся к возрастной структуре, численности когорты или росту населения, для которых грубые показатели рождаемости дают адекватный ответ, либо относятся к репродуктивному поведению, в частности к вопросу о том, ведет ли некоторая политика к более высокому уровню рождаемости. Последний вопрос, для того чтобы он был правильно поставлен, требует учета распределения по очередности и величине интервалов, а также влияния календаря или обращения к когортному анализу рождаемости. Единственная область, в которой можно найти место для КСР текущего периода, – это искусственная область моделей динамики населения и воспроизводства возрастной структуры, созданных демографами (например, моделей стабильного населения, в которых КСР играет важнейшую роль. – Ред.). И, конечно, в этой области, ответ на вопрос, увеличился ли КСР, будет иметь большой смысл, и пока КСР остается столь устоявшейся мерой, множество людей будут задаваться этим вопросом.

Влияние изменений в календаре деторождений на коэффициент суммарной рождаемости текущего периода, на наш взгляд, особенно важно с точки зрения современных политических дебатов и предложений. Хотя усилия устранить влияние календаря из мер текущей рождаемости являются, по определению, несовершенными и уязвимыми для критики, на наш взгляд, их все-таки стоит предпринимать. Интересующие политиков вопросы обычно связаны с «интенсивностью» (*quantum*) рождаемости, включая предвидение будущих текущего и когортного уровней рождаемости и демографические прогнозы или объяснение тенденций рождаемости и их инверсии. Предполагаемое несоответствие между репродуктивными намерениями и поведением – это отличный пример поспешного использования показателей текущего периода, якобы доказывающих это несоответствие, тогда как эффект календаря требует иного анализа и приводит к иным выводам. К тому же, исходя из перспективы более краткосрочных трендов рождаемости и их изменений, большинство мер, потенциально влияющих на рождаемость, скорее всего будут ориентированы на «интенсивность». Если, например, вводится новая система отпусков по уходу за ребенком, то мало кто из политиков, рассчитывающих, что это может положительно повлиять на рождаемость, был бы доволен узнать, что это влияние может сохраняться только пару лет, потому что оно, в первую очередь, отразится в изменении календаря, что и приведет к повышению КСР. То же, на что они скорее всего рассчитывали, это долгосрочный подъем уровня рождаемости («интенсивности»).

Эти соображения, казалось бы, и впрямь означают, что использование КСР текущего периода вне моделей, построенных демографами, не может быть широким.

¹⁰ В более широком смысле, этот вопрос также относится к числу факторов, которые должны учитываться выбранным идеальным показателем рождаемости. Теоретически их список может быть расширен, и в него должны войти такие факторы, как бесплодие, брачно-партнерский статус женщин, или даже их образовательный статус или их прокреативные предпочтения (при этом следует учитывать только женщин, которые хотят иметь ребенка в данном году). Однако недостаток данных, измерительные и вычислительные проблемы, так же как и сложности с интерпретацией каждой из мер, влияют на то, что список характеристик, учитываемых каждым из полезных индексов рождаемости, должен быть ограничен наиболее существенными из них.

Тем не менее эти соображения часто воспринимаются как «теоретические», потому что на практике все зависит от наличия общепринятых лучших показателей рождаемости текущего периода. Хотя существует много полезных показателей, мы не можем рекомендовать какой-либо один для использования «по умолчанию», так как все они исходят из различных моделей поведения, которые не являются общепринятыми [48] и могут не отвечать всем целям измерения [41, 42]. В этой ситуации следует думать об одновременном использовании нескольких показателей, тщательно отобранных исходя из наличия данных и исследовательских вопросов [42]. Если цель – получить информацию о средней интенсивности деторождений в данном году (*the period quantum of fertility*), мы рекомендуем выбирать распределения по очередности рождений, индексы рождаемости с учетом возраста и очередности рождений, а также КСР с поправкой на календарь или другие индикаторы, которые по крайней мере частично снижают искажающее влияние возрастной структуры, распределения по очередности рождения и эффект календаря. Особенно использование мер рождаемости, стандартизованных по величине интервалов между рождениями или по очередности рождения, будет давать понимание влияния политики на рождаемость, намного лучшее, чем обычный КСР [39, 40, 42]. Недавно предпринятые попытки собрать и посчитать подробные и единообразные оценки показателей рождаемости, стандартизованных по очередности рождения, в рамках «Human Fertility Database» должны намного облегчить широкое распространение таких показателей в будущем. В конечном счете для анализа того, привела ли специфическая политика к долговременному эффекту или лишь нарушила непрерывность тренда рождаемости в когортах, которые наиболее сильно отреагировали на изменения в политике, больше всего подходят данные о когортной рождаемости. Хотя обычные данные о рождаемости когорт по году рождения требуют долгого «периода ожидания» до тех пор, когда когорта завершит свою репродуктивную историю, данные для когорт по очередности рождения, в частности коэффициенты рождаемости и вероятности рождения следующего ребенка с учетом длины интервала со времени предыдущего рождения, могут уменьшить это препятствие (хорошие недавние примеры такого анализа можно найти в [9, 25]).

Наши выводы о проблематичности использования и интерпретации КСР текущего периода, чего, по возможности, следовало бы избегать, согласуются с высказывавшимися ранними аргументами известных аналитиков, таких как Норманн Райдер [52], Мари Ни Бролхайн [40, 42], Жан-Луи Раллю, Лоран Тулемон [51], Джон Бонгаартс, Грифит Фини [7]. Хотя мы также согласны с недавним выводом Г. Нейер и Г. Андерсона [37, р. 22], которые полагают, что грубые меры рождаемости, такие как КСР, не могут служить в качестве адекватного измерителя для оценки эффективности политики, мы не полностью поддерживаем их утверждение, что корректная информация об изменениях рождаемости вследствие изменений в семейной политике может быть получена только на основе индивидуальных данных (см. также: [38]). Хотя это, может быть, и верно применительно к изучению различий в репродуктивном поведении, тщательно выверенная интерпретация широкого спектра агрегированных индикаторов рождаемости может иметь решающее значение для углубленного понимания природы изменений рождаемости в ответ на конкретные новые меры политики или другие социальные и экономические изменения и часто позволяет исследователям делать обоснованные и важные каузальные выводы [43].

В заключение отметим, что есть веские основания прекратить использовать коэффициент суммарной рождаемости как пригодный во всех случаях жизни показатель рождаемости, что сейчас является распространенной практикой. Хотя демографы

все лучше осознают ловушки, связанные с использованием КСР текущего периода, их постоянная зависимость от этого показателя подпитывает большие заблуждения в отношении уровней и динамики рождаемости у политиков, журналистов и широкой публики. Как минимум, демографы, которые используют КСР, предоставляя информацию о рождаемости, должны перестать интерпретировать его как «среднее число детей на женщину», которым он не является. Выбор наиболее подходящего индикатора должен зависеть от задаваемого вопроса. А так как сложно придумать имеющий отношение к реальности вопрос, при ответе на который КСР будет хорошим индикатором, то лучше вообще отказаться от него при общении с аудиторией недемографов, которая почти неизбежно неправильно истолкует его как когортный показатель. Но такое радикальное решение может быть преждевременным, пока нет широко признанного и легко доступного альтернативного показателя. Поэтому по прагматическим соображениям КСР должен использоваться в анализе в совокупности с другими индикаторами рождаемости. Так как КСР наиболее широко доступен и часто повышается и падает параллельно другим показателям, все равно его следует рассчитывать и анализировать. Но следует избегать его неправильной «когортной» интерпретации и, насколько это возможно, использовать более адекватные измерители.

Учитывая, что КСР стал столь привычным для многих поколений демографов и пользователей данных, понадобится немало времени, чтобы он потерял свою доминирующую позицию в информации о рождаемости и ее анализе, даже если положения, изложенные в данной работе, будут с готовностью восприняты. Мы надеемся, тем не менее, что наше исследование послужит стимулом для серьезного обсуждения вопросов освещения проблем рождаемости и будет способствовать более широкому распространению различных измерителей рождаемости, которые позволят политикам и общественности получать более корректную информацию о различных аспектах изменений рождаемости, что важно для ответов на интересующие их вопросы.

Приложение.

Показатели рождаемости, использованные в исследовании

Помимо коэффициентов суммарной рождаемости – текущего периода и когортных, рассматриваемых отдельно для первых рождений и для рождений всех очередностей, в данном исследовании используются следующие показатели уровня рождаемости текущего периода.

Коэффициент суммарной рождаемости с поправкой на календарь рождений (*adjTFR*), предложенный Дж. Бонгаартсом и Г. Фини [7]. Он рассчитывается как сумма коэффициентов суммарной рождаемости по очередности рождений с поправкой на календарь рождений, в которых изменения среднего возраста женщины при рождении очередного ребенка предстают в качестве поправки:

$$adjTFR_i(t) = TFR_i(t) / (1 - r_i(t)),$$

где $r_i(t)$ – это оцененное изменение среднего возраста матери при рождении ребенка очередности i между началом и концом года t . Согласно Бонгаартсу и Фини [8, p. 563, fn. 1], эта оценка рассчитывается следующим образом:

$$r_i(t) = [MAB_i(t+1) - MAB_i(t-1)] / 2,$$

где MAB – это средний возраст матери при рождении ребенка i -й очередности, рассчитанный с помощью возрастных коэффициентов рождаемости по очередности рождений второго типа (*incidence rates*)¹¹. Так как коэффициент суммарной рождаемости с поправкой на календарь рождений отражает значительные ежегодные колебания, в данной работе были использованы трехлетние скользящие средние.

Индекс рождаемости с учетом возраста и распределения по числу рожденных детей (PATFR) рассчитывается исходя из возрастных и зависящих от числа рожденных детей вероятностей рождения ребенка $q_i(a)$, которые служат входной информацией для мультистатусных таблиц рождаемости (см., например: [47]). Согласно Ж.-Л. Раллю и Л. Тулемону, вероятности рождения следующего ребенка рассчитывают прямо из годовых данных о рождениях по возрасту матери a и порядку рождения i с учетом возрастной структуры матерей и их распределения по числу рожденных детей на начало текущего года:

$$q_i(a,t) = B_i(a,t) / P_{F_{i-1}}(a, T = 1 \text{ января года } t).$$

Это уравнение выражает вероятность, с которой женщина в возрасте a , имеющая $i-1$ ребенка на начало года t родит ребенка в течение года. Для более подробного изучения схемы расчетов см. работу Т. Сobotки [56]. Для получения подробной информации об индексе рождаемости, рассчитываемом с учетом возраста и очередности рождений, и способах его оценки см. работы: К.Б. Парк [47], Ж.-Л. Раллю и Л. Тулемона [50] и Н.Б. Баркалова и Ю. Дорбитца [4].

Индекс рождаемости с учетом возраста и распределения женщин по числу рожденных детей с поправкой на изменение дисперсии возрастного распределения интенсивности деторождения (adjPATFR).

Эта модификация рассмотренного выше индекса рождаемости (с учетом возраста и распределения по числу рожденных детей, *PATFR*) была предложена Х.-П. Коллером и Д. Ортега [28]. Их метод позволяет оценить уровень рождаемости текущего периода, не зависящий от (1) изменений в распределении женщин по числу рожденных детей; (2) изменений в календаре рождений (среднего возраста матерей при рождении ребенка каждой очередности); (3) изменений в величине дисперсии возрастного распределения интенсивности деторождения (вариативности возрастов при рож-

¹¹ Примечание Ред.: Демографические коэффициенты второго рода (*rates of the 2nd kind* или *frequencies*) – наиболее часто используемые, обычные возрастные показатели, для которых число демографических событий (например, рождений) соотносится с числом лиц данного возраста в данном году (периоде). Так, коэффициент рождаемости для первого рождения второго рода представляет собой отношение числа первых рождений, случившихся у женщин в возрасте a за период времени t , к числу женщин, находившихся в возрасте a на протяжении периода t . Очевидно, что в этом случае знаменатель показателя включает как женщин, у которых еще не наступило изучаемое демографическое событие (первое рождение), так и уже переживших это событие в предыдущих возрастах. В отличие от коэффициентов второго рода, коэффициенты первого рода (*rates of the 1st kind* или *occurrence-exposure rates* or *intensities*) рассчитываются только для лиц, находящихся под риском наступления демографического события, и коэффициент рождаемости для первого рождения первого типа рассчитывается в виде отношения числа первых рождений у женщин в возрасте a во время t к числу бездетных (не имевших ни одного рождения) женщин в возрасте a во время t .

дении детей каждой очередности). Этот метод аналогичен изначально предложенному методу Х.-П. Колера и Д. Филиппова [29] для коррекции возрастных коэффициентов рождаемости по порядку рождения второго типа. Авторы используют процедуру многократной коррекции наблюдаемого среднего возраста и выводимого на его основе календаря рождений, которые подвержены нарушениям, вызываемым эффектом изменения дисперсии возрастной функции деторождения. Мы используем упрощенную версию этой поправки, описанную Т. Сobotкой [56]. Как и в случае *adjTFR*, мы используем трехлетнюю скользящую среднюю величину *adjPATFR* с целью снизить случайные колебания показателя.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Alders M.* Cohort Fertility of Migrant Women in the Netherlands. Paper presented at the BSPS-NVD-URU Conference in Utrecht (the Netherlands), 31 August – 1 September 2000.
2. *Andersson G.* Childbearing after Migration: Fertility Patterns Offoreign-born Women in Sweden // *International Migration Review*. 2004. 38(2). P. 747–775.
3. *Andersson G., Hoem J.M., Duvander A.-Z.* Social Differentials in Speed-premium Effects in Childbearing in Sweden // *Demographic Research*. 2006. 14(4). P. 51–70.
4. *Barkalov N.B., Dorbritz J.* Measuring Parity-progression Ratios with Competing Techniques. An Application to East Germany // *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*. 1996. 21(4). S. 459–505.
5. *Bongaarts J.* The End of the Fertility Transition in the Developedworld // *Population and Development Review*. 2002. 28(3). P. 419–443.
6. *Bongaarts J.* What Can Fertility Indicators Tell Us about Pronatalist Policy Options? // *Vienna Yearbook of Population Research*. 2008. P. 39–55.
7. *Bongaarts J., Feeney G.* On the Quantum and Tempo of Fertility // *Population and Development Review*. 1998. 24(2). P. 271–291.
8. *Bongaarts J., Feeney G.* On the Quantum and Tempo of Fertility: Reply // *Population and Development Review*. 2000. 26(3). P. 560–564.
9. *Breton D., Prioux F.* Two Children or Three? Influence of Family Policy and Socio-demographic Factors // *Population-E*. 2005. 60(4). P. 415–445.
10. *Chesnais J.-C.* Determinants of Below-replacement Fertility // *Below Replacement Fertility*. Population Bulletin of the United Nations. Special Issue Nos. 40–41. P. 126–136. N.Y.: UN, 2000.
11. Council of Europe. Recent Demographic Developments in Europe 2005. Strasbourg: Council of Europe Publishing, 2006.
12. *Delgado M., Meil G., Zamora Lyppez F.* Spain: Short on Children and Short on Family Policies // T. Frejka et al. (eds.) *Childbearing Trends and Policies in Europe*. Demographic Research. Special collection 7. 2008. Vol. 19. Article 27. P. 1059–1124.
13. European Commission. Confronting Demographic Change: A New Solidarity between the Generations. Brussels, Commission of the European Communities. 2005. (http://ec.europa.eu/employment_social/news/2005/mar/comm2005-94_en.pdf)
14. European Commission. Five Ways to Defuse the Demographic Time Bomb. Press release IP/06/1359 of the European Commission, 12 October 2006. (<http://europa.eu/rapid/pressReleasesAction.do?reference=IP/06/1359>)

15. Eurostat. New Cronos Database. Theme 3: Population and Social Conditions. Accessed in May and October 2003.
16. Eurostat. Population and Social Conditions. Online database of Eurostat accessed in May 2008. (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu>)
17. Eurostat. Population Statistics in Europe 2008: First Results. Data in Focus, 31/2009. (http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-QA-09-031/EN/KS-QA-09-031-EN.PDF)
18. Frejka T., Sobotka T. Fertility in Europe: Diverse, Delayed and Below Replacement. Overview Chapter 1 // T. Frejka et al. (eds.) Childbearing trends and policies in Europe. Demographic Research. Special Collection 7. 2008. Vol. 19. Article 3. P. 15–46.
19. Gaschke S. Bilderbuch-Vater // Die Zeit. 19 February 2009. (<http://zeit.de/2009/09/01-Vaeter36>)
20. Goldstein J.R., Lutz W., Testa M.R. The Emergence of Subreplacement Family Size Ideals in Europe // Population Research and Policy Review. 2003. 22. P. 479–496.
21. Goldstein J.R., Sobotka T., Jasilioniene A. The End of «Lowestlow» Fertility? Paper presented at the conference of the International Union of the Scientific Study of Population. Marrakech, 29 September 2009.
22. Héran F., Pison G. Two Children per Woman in France in 2006: Are Immigrants to Blame? // Population and Societies. 2007. 432.
23. http://www.ined.fr/fichier/t_telechargement/7659/telechargement_fichier_en_publicli_pdf2_pop.and.soc.english.432.pdf.
24. Hoem J.M. Social Policy and Recent Fertility Change in Sweden // Population and Development Review. 1990. 16(4). P. 735–748.
25. Hosseini-Chavoshi M., McDonald P., Abbasi-Shavazi M.J. The Iranian Fertility Decline, 1981–1999: An Application of the Synthetic Parity Progression Ratio Method // Population-E. 2006. 61(5–6). P. 701–718.
26. INE. 2009. Movimiento Natural de la Población 2007. Datos definitivos. Madrid: Instituto Nacional de Estadística. Downloaded 5 March 2009. (<http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t20/e301/&file=inebase>)
27. Keyfitz N. A Review of the Book by H. Le Bras (Marianne et les lapins: l'obsession démographique) // Population and Development Review. 1993. 19(2). P. 365–374.
28. Kohler H.-P., Ortega J.A. Tempo-adjusted period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility // Demographic Research. 2002. 6. Article 6. P. 92–144.
29. Kohler H.-P., Philipov D. Variance Effects in the Bongaarts-Feeney Formula // Demography. 2001. 38(1). P. 1–16.
30. Kohler H.-P., Billari F.C., Ortega J.A. The Emergence of Lowest-low Fertility in Europe during the 1990s // Population and Development Review. 2002. 28(4). P. 641–680.
31. Liefbroer A.C. Changes in Family Size Intentions Across Young Adulthood: A Life-Course Perspective // European Journal of Population. 2009. Online First access. DOI 10.1007/s10680-008-9173-7.
32. Lutz W. Adaptation Versus Mitigation Policies on Demographic Change in Europe // Vienna Yearbook of Population Research, 2007. P. 19–25.
33. Lutz W., O'Neill B.C., Scherbov S. Europe's Population at a Turning point // Science. 2003. 299. P. 1991–1992.
34. Lutz W., Skirbekk V., Testa M.R. The Low Fertility Trap Hypothesis. Forces that May Lead to Further Postponement and Fewer Births in Europe // Vienna Yearbook of Population Research. 2006. P. 167–192.
35. McDonald P. Low Fertility and the State: The Efficacy of Policy // Population and Development Review. 2006. 32(3). P. 485–510.
36. Morgan S.P. Intention and Uncertainty at Later Stages of Childbearing: The United States 1965 and 1970 // Demography. 1981. 18(3). P. 267–285.

37. *Neyer G., Andersson G.* Consequences of Family Policies on Childbearing Behavior: Effects or Artifacts?: MPIDR Working Paper WP 2007-021. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research, 2007. (<http://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2007-021.pdf>)
38. *Neyer G., Andersson G.* Consequences of Family Policies on Childbearing Behavior: Effects or Artifacts? // *Population and Development Review*. 2008. 34(4). P. 699–724.
39. *Ní Bhrolcháin M.* Period Parity Progression Ratios and Birth Intervals in England and Wales, 1941–1971: A Synthetic Life Table Analysis // *Population Studies*. 1987. 41(1). P. 103–125.
40. *Ní Bhrolcháin M.* Period Paramount? A Critique of the Cohort Approach to Fertility // *Population and Development Review*. 1992. 18(4). P. 599–629.
41. *Ní Bhrolcháin M.* Five Reasons for Measuring Period Fertility: Working Paper A08/05, University of Southampton, Southampton Statistical Sciences Research Institute, 2007.
42. *Ní Bhrolcháin M.* Tempo and the TFR: Working Paper A08/10, University of Southampton, Southampton Statistical Sciences Research Institute, 2008.
43. *Ní Bhrolcháin M., Dyson T.* On Causation in Demography: Issues and Illustrations // *Population and Development Review*. 2007. 33(1). P. 1–36.
44. OECD. *Babies and Bosses: Reconciling Work and Family Life. A Synthesis of Findings for OECD Countries*. Paris: OECD, 2007.
45. ONS. *Birth Statistics. Review of the Registrar General on Births and Patterns of Family Building England and Wales, 2006. Series FM1. № 35*. L.: Office of National Statistics, 2007.
46. *Østby L.* The Demographic Characteristics of Immigrant Populations in Norway: Reports 2002/22. Oslo: Statistics Norway, 2002.
47. *Park C.B.* Lifetime Probability of Additional Births by Age and Parity for American Women, 1935–1968: A New Measurement of Period Fertility // *Demography*. 1976. 13(1). P. 1–17.
48. *Period Fertility Measures. Reflective Commentaries* // *Population: An English Selection*. 1994. 6. P. 95–130.
49. *Quesnel-Vallée A., Morgan S.P.* Missing the Target? Correspondence of Fertility Intentions and Behavior in the U.S. // *Population Research and Policy Review*. 2004. 22(5–6). P. 497–525.
50. *Rallu L., Toulemon L.* Period Fertility Measures. The Construction of Different Indices and their Application to France, 1946–1989 // *Population, An English Selection*. 1994. 6. P. 59–94.
51. *Rallu L., Toulemon L.* Period Fertility Measures: The Authors' Reply // *Population: An English Selection*. 1994. 6. P. 123–130.
52. *Ryder N.* What is Going to Happen to American Fertility? // *Population and Development Review*. 1990. 16(3). P. 433–454.
53. *Schoen R.* Timing Effects and the Interpretation of Period Fertility // *Demography*. 2004. 41(4). P. 801–819.
54. *Smallwood S., Jefferies J.* Family Building Intentions in England and Wales: Trends, Outcomes and Interpretations // *Population Trends*. 2003. 112. P. 15–25.
55. *Sobotka T.* Is Lowest-low Fertility Explained by the Postponement of Childbearing? // *Population and Development Review*. 2004. 30(2). P. 195–220.
56. *Sobotka T.* Postponement of Childbearing and Low Fertility in Europe: PhD Thesis, University of Groningen. Amsterdam: Dutch University Press, 2004.
57. *Sobotka T.* The Rising Importance of Migrants for Childbearing in Europe. Overview Ch. 7 // T. Frejka et al. (eds.) *Childbearing Trends and Policies in Europe*. Demographic Research. Special Collection 7. 2008. Vol. 19. Article 9. P. 225–248.
58. *Sobotka T.* Subreplacement Fertility Intentions and Uncertainty in Austria // *European Journal of Population*. 2009. Online First access, DOI: 10.1007/s10680-009-9183-0.
59. *Sobotka T., Winkler-Dworak M., Testa M.R. et al.* Monthly Estimates of the Quantum of Fertility: Towards a Fertility Monitoring System in Austria // *Vienna Yearbook of Population Research*. 2005. P. 109–141.

60. *Sobotka T., Štátná A., Zeman K. et al.* Czech Republic: A Rapid Transformation of Fertility and Family Behaviour // Frejka T. et al. (eds.) Childbearing Trends and Policies in Europe. Demographic Research, Special collection 7. 2008. Vol. 19. Article 14. P. 403–454.
61. Statistics Denmark. Befolkningens udvikling 2006. Vital statistics 2006. Copenhagen: Statistics Denmark, 2007.
62. *Testa M.R.* Childbearing Preferences and Family Issues in Europe. Special Eurobarometer 253/Wave 65.1 – TNS Opinion & Social, European Commission. 2006.
63. *Testa M.R.* Childbearing Preferences and Family Issues in Europe: Evidence from the Eurobarometer 2006 survey // Vienna Yearbook of Population Research. 2007. P. 357–379.
64. *Toulemon L.* Fertility Among Immigrant Women: New Data, New Approach // Population & Societies. 2004. 400. P. 1–4. (http://www.ined.fr/fichier/t_publication/540/publi_pdf2_pop_and_soc_english_400.pdf)
65. *Toulemon L., Leridon H.* La famille idéale: combien d'enfants, à quel âge? // INSEE Premiere. June 1999. № 652.
66. *Toulemon L., Mazuy M.* Comment prendre en compte l'âge à l'arrivée et la durée de séjour en France dans la mesure de la fécondité des immigrants? // Documents de travail 120. Paris: INED, 2004.
67. *Van Imhoff E.* On the Impossibility of Inferring Cohort Fertility Measures from Period Fertility Measures // Demographic Research. 2001. 5. Article 2. P. 23–64. (www.demographic-research.org)
68. VID. European Demographic Data Sheet 2008. Vienna Institute of Demography, IASA, Population Reference Bureau. 2008. (<http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/index.html>)
69. VID. European Demographic Data Sheet 2006. Vienna Institute of Demography, IASA, Population Reference Bureau. 2006. (<http://www.oeaw.ac.at/vid/popeurope/download.shtml>)
70. *Westoff C.F., Ryder N.B.* The Predictive Validity of Reproductive Intentions // Demography. 1977. 14(4). P. 431–453.
71. *Zakharov S.* Russian Federation: From the First to Second Demographic Transition // T. Frejka et al. (eds.) Childbearing Trends and Policies in Europe. Demographic Research. Special Collection 7. 2008. Vol. 19. Article 24. P. 907–972.
72. [Zakharov S.V.] Захаров С.В. Демографический анализ эффекта мер семейной политики в 1980-х годах // SPERO: Социальная политика: экспертиза, рекомендации, 2006. Обзоры 4–5. С. 33–69. (http://spero.socpol.ru/docs/N5_2006-33_69.pdf)