

ОЖИДАЕМЫЕ ВЕРОЯТНОСТИ УВЕЛИЧЕНИЯ СЕМЬИ ПО ДАННЫМ МИКРОПЕРЕПИСИ 1994 ГОДА

Николай Борисович Баркалов[†]

ВВЕДЕНИЕ

Наблюдая стремительное падение уровня рождаемости в России (Рисунок 1) последовавшее за распадом страны в конце восьмидесятых годов, интересно выяснить отражают ли репродуктивные намерения российских женщин сколь-нибудь более светлую перспективу деторождения в будущем. Здесь сделана попытка ответить на этот вопрос используя табулированные данные об ожидаемом числе детей собранные микропереписью 1994 года.



Рисунок 1. Суммарный коэффициент рождаемости.

Источник: Avdeev et Monnier (1994:866), Госкомстат (1996:117), собственные расчеты.

Обычно ожидаемую рождаемость изучают по когортам (реальным поколениям) женщин, прогнозируя будущую рождаемость каждой из когорт отдельно, в предположении что высказанные ожидания осуществляются. Помимо существенных технических трудностей с которыми экстраполяция по возрасту сопряжена, этот подход предполагает неявно что репродуктивные намерения женщин зависят исключительно от их принадлежности к когортам, т.е. установлены раз и на всю будущую жизнь, и независимы от изменения возраста и числа рожденных детей (паритета) женщины, иначе говоря — от приобретения ею репродуктивного

[†] Консультант, C.I.D., Research Triangle Institute, R.T.P., NC 27709, USA.

опыта⁰). Это противоречит хорошо обоснованной точке зрения (напр. Ní Bhrolcháin, 1992) в соответствии с которой временные и пространственные изменения рождаемости современного населения могут быть прежде всего объяснены факторами *условного* поколения, и поэтому, репродуктивные намерения текущего момента, по-видимому, также могут толковаться как показатели *условных* поколений, точнее как показатели гипотетической когорты вся жизнь которой проходила бы в условиях такого режима рождаемости который соответствует репродуктивными намерениями опрошенных женщин. Разумеется, эта гипотетическая когорта никак не отражает ту рождаемость которая имела бы место в будущем если бы ожидания сбылись, но она в точности соответствует нынешнему видению будущего выраженному опрошенными.

Построенные по принципу условного поколения, показатели рождаемости соответствующие репродуктивным намерениям существовавшим на момент микропереписи (после небольшого сглаживания и коррекции заведомо неореалистических ожиданий) толкуются в этой статье кратко и сравниваются как с наблюдаемыми современными показателями рождаемости России, так и с показателями рождаемости основных Западных стран. Показывается, что в отличие от Запада где современные уровни суммарной рождаемости поддерживаются равновесием между высокой долей бездетных и значительным числом многодетных (с тремя или более детьми), в России подобный же уровень суммарной рождаемости установился и поддерживается довольно необычной комбинацией почти всеобщей практики рождения первого ребенка в молодых возрастах при весьма низких вероятностях рождения последующих детей. *Ожидаемый* режим рождаемости, однако, значительно ограничивает практику деторождения в молодых возрастах и увеличивает пропорцию бездетных приближая её к Западному уровню, но не достигая последнего. Поскольку высказанные репродуктивные намерения не позволяют говорить о появлении какой бы то ни было группы населения с высокой рождаемостью, общий уровень российской рождаемости падает еще ниже.

Два спекулятивных прогнозных сценария (их суммарные коэффициенты рождаемости показаны на Рисунке 1) также обсуждаются в этой связи. Они служат для выявления того возрастного интервала и того паритета (числа детей у женщины) которые оказывают наибольшее воздействие на общее снижение уровня рождаемости. Другими словами, делается попытка определения целевой группы населения на которой государство могло бы сосредоточить пронаталистическую политику, в случае если такая политика была бы недвусмысленно введена в действие.

1. ОПРЕДЕЛЕНИЯ, ДАННЫЕ, И МЕТОДЫ ИЗМЕРЕНИЯ

Режим рождаемости населения России — как тот который установился, так и соответствующий репродуктивным намерениям, описывается в этой работе прежде всего в терминах

вероятностей увеличения семьи. Для реальной когорты вероятность увеличения семьи, p_r , определяется как вероятность того что женщина наблюдаемая после завершения репродуктивного периода жизни (т.е. *ex post*), относительно которой известно что она родила по крайней мере r детей, на самом деле родила не менее $r+1$ ребенка. Эквивалентное определение (*ex ante*) приравнивает p_r к вероятности того что женщина, наблюдаемая в момент рождения r -го ребенка (для $r=0$ — наблюдаемая в момент входа в репродуктивный период жизни) родит по крайней мере еще одного ребенка когда-либо в будущем. Найти вероятности увеличения семьи **условного** поколения означает построить гипотетическую когорту вся жизнь которой протекала бы при том режиме рождаемости который наблюдается в настоящий момент.

Здесь это сделано на основе модели впервые предложенной Паскалем К. Уэлптоном. Модель эта применялась многократно (напр. Дарский, 1972:96-115; Das Gupta and Long, 1985; Rallu et Toulemon, 1993:16-18), в том числе и для официальных российских оценок (Госкомстат, 1991). Техническое описание модели можно найти в нашей статье (Barkalov and Dorbritz, 1996:465-567). Для простоты эту модель можно представить себе как чисто дискретную мультистатусную таблицу смертности, состояния которой соответствуют числам уже рожденных детей (паритетам женщин).

Пусть $q_r(a)$ обозначает вероятность того что женщина с числом детей r (паритета r) в точном возрасте a родит ребенка в течение возрастного интервала $[a, a+1)$. Отсюда выводится вероятность рождения ею $(r+1)$ -го ребенка когда-либо в будущем:

$$P_r(a) = 1 - \prod_{x=a}^{a_\omega-1} (1 - q_r(x)) \quad (1)$$

где a_ω верхний предел репродуктивного возраста (здесь $a_\omega=51$). Пусть $l_r(a)$ представляет функцию дожития таблицы смертности, т.е. долю женщин с числом детей r в когорте описываемой мультистатусной таблицей смертности рассматриваемой в точном возрасте a . Обозначив приведенное число рождений $d_r(a) = q_r(a)l_r(a)$, можно получить следующие выражения для вероятности увеличения семьи:

$$p_r = \frac{\sum_{a=a_\alpha}^{a_\omega-1} d_{r-1}(a) P_r(a+1)}{\sum_{a=a_\alpha}^{a_\omega-1} d_{r-1}(a)} = \frac{\sum_{s=r+1}^{\infty} l_s(a_\omega)}{\sum_{s=r}^{\infty} l_s(a_\omega)} \quad (2)$$

Левая дробь соответствует *ex ante* определению, а правая — определению *ex post*. Здесь a_α это нижний предел репродуктивного возраста ($a_\alpha=15$ в данной работе). Вероятность $P_r(a+1)$ относится к женщинам возраста $[a, a+1)$ наблюдаемым в момент рождения r -го ребенка. Они, в

соответствии с предпосылками модели, становятся способными к рождению следующего ребенка в точном возрасте $a+1$. При $r=0$ левая дробь в (2) сокращается до $p_0 = P_0(a_\alpha)$.

Чтобы измерить рождаемость условного поколения, фактическое население наблюдаемое на дату переписи (1979, 1989, 1994) разбивается на классы по одногодичным возрастным интервалам и паритету, и, на основе табулированных данных переписей и текущего учета, рассчитывается эмпирический аналог вероятности $q_r(a)$. Применяя французское сокращение (Rallu et Toulemon, 1993:17-18), вероятности увеличения семьи построенные указанным способом называются в этой статье ISFRA вероятностями увеличения семьи.

Та же самая модель, и то же самое разбиение населения используется здесь для расчета ожидаемой рождаемости по данным микропереписи. Основная предпосылка заключается в том что женщина из гипотетической когорты подчиняется вероятности рождения следующего ребенка когда-либо в будущем в точности равной соответствующей эмпирической вероятности для женщины её возраста и паритета оцененной сообразно с репродуктивными намерениями женщин такого же возраста и паритета. Иными словами, эмпирический аналог вероятности $P_r(a)$ данной формулой (1) определен как эмпирическая вероятность того что женщина с r детьми наблюдаемая на дату микропереписи вблизи точного возраста a ожидает родить по-крайней мере еще одного ребенка когда-либо в будущем.

Построенная таким способом гипотетическая когорта доставляет показатели рождаемости *условного* поколения соответствующие *текущим* репродуктивным намерениям показанным в микропереписи. Она вовсе не описывает будущую рождаемость реальных поколений в предпосылке что они будут в точности следовать своим намерениям. Напротив, передвигаясь в старший возраст или приобретая большее число детей, женщина условного поколения изменяет свои ожидания приводя их в соответствие с теми которые характерны для фактического на момент микропереписи населения с тем же возрастом и числом детей. Скорее, описанная гипотетическая когорта есть отражение ожидаемой рождаемости как она видится в текущий момент фактическим населением, в точности в той же мере что и гипотетическая когорта ISFRA отражает фактическую рождаемость данного момента.

Данные о репродуктивных намерениях женщин были записаны в ходе микропереписи 1994 года по ответам на несколько двусмысленный вопрос "Сколько всего детей собираетесь иметь (включая уже имеющихся)?", который был задан женщинам возраста 15-44 лет путем личного опроса (Госкомстат, 1995:4). По-видимому, в ряде случаев, дети которые женщина "уже имеет" приравнивались в её сознании к тем которые были живы на момент интервью (если не к тем которые проживают в её семье), а не к паритету. Это в основном объясняет, почему существенная доля женщин "собираются иметь всего" меньше детей чем число ими уже рожденных (паритет). За исключением женщин с единственным ребенком, эта величина не увеличивается с возрастом, но быстро возрастает с ростом числа детей (паритета). В среднем для возраста 20-44 она составляет 0.1 процент при паритете 1, 0.7 при

паритете 2, 5.9 при паритете 3 и 11.3 процента при паритете 4. Совместные таблицы по фактическому числу детей и одногодичным возрастным интервалам примененные здесь были любезно предоставлены автору Отделом Демографии НИИ Статистики Госкомстата. Они несколько отличаются от официальных публикаций (Госкомстат, 1995:168), сделанных, по-видимому, по числу живых на момент микропереписи детей.

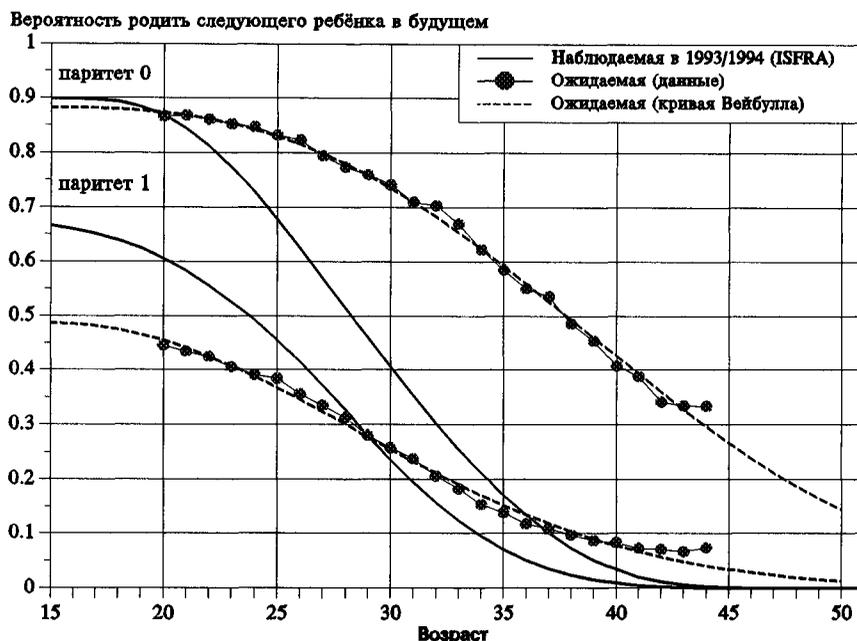


Рисунок 2. Вероятность $P_r(a)$: наблюдаемая и ожидаемая.
Источник: собственные расчеты по табулированным данным Госкомстата.

Поскольку данные относятся к одногодичным интервалам а не точным значениям возраста, и поскольку их монотонность по возрасту нарушается в некоторых случаях (как например в показанных на Рисунке 2), было необходимо провести некоторое сглаживание. Оно осуществлено трех-параметрической кривой Вейбулла с аддитивной ошибкой, так что

$$\int_a^{a+1} \hat{P}_r(x) dx + \epsilon_r(a) \approx \hat{P}_r(a+1/2) + \epsilon_r(a) = \exp\left(-\alpha_r - \left(\frac{a + 1/2 - a_\alpha}{\sigma_r}\right)^{2+\kappa_r}\right) + \epsilon_r(a)$$

представляет долю ожидающих родить следующего ребенка наблюдаемую в возрастном интервале $[a, a+1)$. Здесь α_r , σ_r , и κ_r суть параметры, значения которых найдены минимизацией суммы квадратов $\epsilon_r(a)$. Данные для возрастов ниже 20 не использовались в оценке параметров⁽¹⁾.

Хотя ответы женщин зафиксированные микропереписью весьма вероятно отражают их репродуктивные намерения весьма точно, не похоже чтобы они соответствовали реалисти-

ческим ожиданиям. Это прежде всего относится к женщинам старше 29 лет с малым числом детей или бездетных (т.е. к женщинам низких паритетов). Так, в среднем для группы 40-44 года, 36.1 процентов бездетных женщин все еще собираются родить ребенка, а 7.3 процентов имеющих одного ребенка — родить второго. В целом, для женщин низких паритетов, эмпирическая вероятность рождения еще одного ребенка когда-либо в будущем кажется преувеличенной, а её убывание по возрасту — слишком медленным, в сравнении с фактической вероятностью наблюдаемой на дату переписи (Рисунок 2). Поэтому, хотя термин "ожидаемое" (число детей, вероятность) и принят автором следуя официальной практике, режим рождаемости соответствующий индивидуальным репродуктивным намерениям записанным в ходе микропереписи 1994 года было бы правильнее называть, "соответствующим намерениям", или "(весьма) оптимистически ожидаемым" или "желаемым".

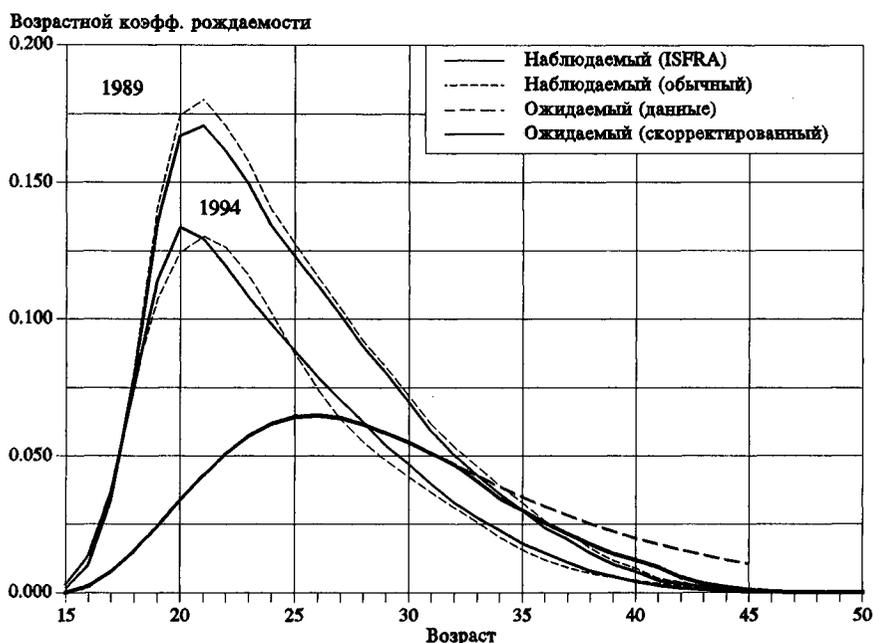


Рисунок 3. Возрастные коэффициенты рождаемости.
 Источник: собственные расчеты по табулированным данным Госкомстата.

В терминах возрастных коэффициентов, ожидаемый режим рождаемости представляется явно нереалистичским в старших возрастных интервалах (Рисунок 3). Поэтому была предпринята попытка скорректировать показатели ожидаемой рождаемости с помощью нейтральной и малой по воздействию процедуры. Было предположено, что реалистические возрастные вероятности следующего деторождения $q_r(a)$ не могут превосходить фактические вероятности для того же возраста и паритета наблюдаемые в населении с близким к российскому суммарному коэффициенту рождаемости. В качестве максимально возможного

значения была взята наибольшая из вероятностей $q_r(a)$ наблюдаемых в России вблизи переписи 1989 года (которая отвечает наиболее высокому уровню достигнутому в последние календарные годы), максимальная вероятность зафиксированная для Белого населения США, 1980-1991, или Западной Германии, 1981-1985 (два Западных населения с режимами рождаемости смещенными к старшим возрастам). Построенные описанным образом показатели ожидаемой рождаемости — как полученные непосредственно так и скорректированные, приведены в Таблицах 1 и 2. Коррекция оказала малое влияние на вероятности увеличения семьи, исключая p_0 (дополнение к уровню бездетности), приведя, однако, к существенным изменениям в возрастных коэффициентах рождаемости, безусловно сделав последние более реалистическими.

Таблица 1. Наблюдаемые и ожидаемые возрастные коэффициенты рождаемости.

		Возрастные коэффициенты рождаемости, на 1,000							СКР
		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	
1979	ISFRA	38.7	148.8	96.7	47.7	17.5	3.7	0.2	1.767
	Обычный*	39.7	155.8	100.7	30.8	20.5	5.3	0.4	1.868
1989	ISFRA	52.0	156.5	101.4	51.6	19.7	3.8	0.2	1.926
	Обычный*	53.6	164.7	104.4	54.5	21.9	4.4	0.2	2.018
1994	ISFRA	48.6	117.8	70.8	34.1	11.6	2.0	0.0	1.425
	Обычный*	49.4	118.6	67.0	29.8	10.5	2.2	0.1	1.388
Ожидаемые	Скоррект.	10.0	49.4	62.7	45.6	21.9	6.5	0.4	0.983
	По данным	10.0	49.4	62.7	46.8	28.6	15.9	n.a.	1.078

* невзвешенное среднее одногодичных возрастных коэффициентов, несколько отличается от официально рассчитанных (грубых) пятилетних возрастных коэффициентов.

Источник: собственные расчеты по табулированным данным Госкомстата.

2. НАБЛЮДАЕМАЯ И ОЖИДАЕМАЯ РОЖДАЕМОСТЬ: ОБЗОР

Относясь к (скорректированному) ожидаемому режиму рождаемости России как к чисто условному (хотя и потенциально возможному) режиму характерному для населения, скажем, некоего иного государства, интересно проследить его отличия от рождаемости сегодняшней России. Кроме того, возникает вопрос относительно тех особенностей российской рождаемости которые отличают её от режимов рождаемости преобладающих в Западных странах: остаются ли они или исчезают в ожидаемом режиме. Эти вопросы рассматриваются ниже в

терминах рождаемости условных поколений, а не реальных когорт как это сделано в ряде других работ.

2.1 Рождаемость бездетных (паритет 0)

Наиболее очевидно отличие в репродуктивном поведении бездетных женщин. Молодой режим перворождений и низкая предельная доля бездетных суть хорошо известные характеристики современной российской рождаемости. Судя по явно преувеличенной обычной (т.е. сделанной по возрастным коэффициентам) оценке p_0 вблизи переписи 1979 года, возрастные коэффициенты рождаемости бездетных женщин имели тенденцию к увеличению в семидесятые годы, или/и имело место их смещение к младшим возрастам (Barkalov and Dorbritz, 1996:471)⁽²⁾. Определенно, эта тенденция продолжалась и в восьмидесятые годы, когда рождаемость бездетных стала явно моложе и интенсивность ее возросла как в терминах вероятности $q_0(a)$ так и в терминах возрастных коэффициентов (Рисунок 4.а, Таблица 2). В 1988-1989 гг. продолжающееся увеличение уровня рождаемости бездетных создало иллюзию того что общее число первых рождений условного поколения превышает 1.0 — эффект наблюдающийся в период бэби-бумов. После распада СССР тенденция уменьшения бездетности сменилась, очевидно, противоположной: вероятность $q_0(a)$ стала уменьшаться, причем в большей степени в старших возрастных интервалах (Рисунок 4.а) т.е. в отношении к тем женщинам которые уже отложили первое деторождение⁽³⁾. В среднем, однако, рождаемость бездетных несколько сместилась к старшим возрастам (Таблица 2) поскольку более низкие вероятности $q_0(a)$ обусловили большую пропорцию бездетных в этих возрастах. Данное обстоятельство не нашло отражения в обычных (игнорирующих паритет) возрастных показателях рождаемости которые продолжали свидетельствовать об омоложении деторождения (Vishnevsky, 1996:15)

На Рисунке 4 показаны возрастные вероятности деторождения условных поколений России в сравнении с двумя западными населенными (Белое население США, 1991 и Западная Германия, 1982) чьи ISFRA суммарные коэффициенты рождаемости (СКР = 1.924 при $p_0 = 0.810$ и СКР = 1.412 при $p_0 = 0.782$, соответственно) приближаются к уровням России отмеченным переписями 1989 и 1994 гг. (Таблица 2). Ожидаемый режим рождаемости показан тоже. Видно, что последний явно ближе к западному режиму (как в терминах возрастных коэффициентов так и пропорции бездетных) чем режим рождаемости сегодняшней России. Ожидаемый режим характерен "откладыванием" (на неопределенный срок, быть может навсегда) начала "семейной карьеры" женщиной, при значительной доли женщин избравших (или вынужденных "избрать") отказ от "семейной карьеры" совсем, т.е. остаться бездетными и, возможно, никогда не выйти замуж. Такой режим рождаемости, иногда толкуемый как поляризация демографического поведения становящегося чрезвычайно зависимым от экономического и социального статуса женщины⁽⁴⁾ никогда не был распространен ни только в Социалистичес-

кой России, но и в (насколько данные позволяют судить) не был отмечен в Восточно-Европейских странах. Напротив, женское население этих стран, почти независимо от экономической и социальной стратификации, следовало одному доминирующему типу демографического поведения, который предусматривал раннюю брачность, рождение ребенка, а возможно и двух детей (см. Höhn and Dorbritz, 1995; Barkalov and Dorbritz, 1996:497).

Таблица 2. Показатели рождаемости по порядкам рождения для двухлетних интервалов вблизи даты переписей

Метод	Вероятность увеличения семьи					СКР	Ср.возраст матери *			
	P_0	P_1	P_2	P_3	P_{4+}		a_0	a_1	a_2	a_3
1978-1979 (перепись 1979 года)										
ISFRA	0.934	0.681	0.229	0.273	0.429	1.786	22.4	27.2	30.5	32.2
Обычный	0.966	0.667	0.240	0.345	0.576	1.889 [†]	22.6	27.0	20.8	31.7
1988-1989 (перепись 1989 года)										
ISFRA	0.950	0.772	0.289	0.249	0.356	1.977	22.1	26.5	30.3	32.7
Обычный	1.012	0.734	0.293	0.276	0.467	2.085	22.3	26.5	29.7	31.2
1993-1994 (микрперепись 1994 года)										
ISFRA	0.899	0.494	0.147	0.171	0.283	1.424	22.4	27.3	29.7	31.2
Обычный	0.828	0.479	0.253	0.298	0.400	1.377	22.1	26.2	29.2	31.0
Условное поколение соответствующее ожидаемой рождаемости										
Скоррект.	0.762	0.277	0.044	0.033	0.042	0.983	26.9	31.9	35.2	37.7
По данным	0.842	0.268	0.043	0.030	0.043	1.078				

* в полных годах (исполнилось лет).

[†] 1.902 по официальной оценке по пятилетним возрастным коэффициентам (Госкомстат, 1996:92).

Источник: собственные расчеты по табулированным данным Госкомстата.

Нет сомнения в том что наблюдаемая в 1994 г. вероятность рождения первого ребенка (Рисунок 4.а) все еще следует *не-поляризованному* типу рождаемости. Хотя доля "откладывающих" т.е. практически доля бездетных к концу репродуктивной жизни возрастает, текущий уровень бездетности около 10 процентов (который близок к уровню зафиксированному в реальных поколениях) вряд-ли может свидетельствовать о демографически поляризованном обществе. Не случилось также и существенного сдвига рождаемости к старшим возрастам в результате "откладывания". Более трудно судить, однако, является ли доля бездетных сопряженная с *ожидаемым* режимом рождаемости, составляющая 23.8 процентов

(Таблица 2), достаточно высокой в сравнении с Западными населенными. Действительно, более высокая доля бездетных известна и для условных поколений с СКР 1.3-1.6, что превышает ожидаемый СКР России весьма значительно. Автору не известно ни одно Западное население с суммарным уровнем рождаемости около 1.0 (что соответствует ожидаемому СКР в России)⁽⁵⁾. Сомнительно, однако, чтобы Западная индустриальная страна могла достичь такого уровня рождаемости с пропорцией бездетных менее 25 процентов. Это привело бы к весьма необычному для Западного населения распределению по суммарному числу рожденных детей.

2.2 Рождаемость женщин с одним ребенком (паритет 1)

Средняя вероятность рождения второго ребенка, т.е. вероятность увеличения семьи p_1 , относительно высока в России (Таблица 2), хотя и вполне в рамках Западно-Европейских населений, несмотря на довольно скромный уровень возрастной вероятности $q_1(a)$ (Рисунок 4.б) и соответственно невысокую вероятность рождения второго ребенка когда-либо в будущем (см. выражения (1)-(2)). То что делает вероятность увеличения семьи высокой, это возрастное распределение рождающих *первых детей* (в условном поколении), т.е. возрастной режим *входа* в паритет 1. Числовые эксперименты показывают, что если бы приведенные числа первых рождений, $d_0(a)$, не были бы столь сильно смещены к младшим возрастам как это случилось в России с условными поколениями восьмидесятых и девяностых годов, то при сохранении возрастных вероятностей старших паритетов неизменными, вероятность увеличения семьи p_1 оказалась бы на 0.15-0.20 ниже, а суммарная рождаемость упала бы на 0.3-0.4 ребенка на женщину, т.е. примерно на величину разницы между Россией и Западными населенными с низким СКР.

Это же причина делает возрастную структуру российской рождаемости в целом столь молодой (Рисунок 3), несмотря на то что рождаемость вторых и последующих детей вовсе не имеет места в столь уж молодом возрасте. На Рисунке 4.б российские возрастные вероятности $q_1(a)$ в среднем ниже и определенно не смещены к молодым возрастам в сравнении с Западными населенными с подобным же СКР. Отвечающие им возрастные коэффициенты рождаемости (т.е. приведенные числа рождений, $d_1(a)$) следуют той же форме. На самом деле эти коэффициенты для России и Западной Германии очень близки по форме и среднему возрасту. Измеренный в числах исполнившихся лет, он составляет 27.7 в Западной Германии (26.9 для Белого населения США). т.е. отличается менее чем на 0.5 от данных России (Таблица 2).

Посмотрев на описанные обстоятельства с другой стороны, можно заметить что возрастной состав рождения вторых детей в условных поколениях соотносится с исключительно длительным первым интергенетическим интервалом (т.е. интервалом между первым и вторым деторождением) — явление подчеркивавшееся в ряде исследований рождаемости в

Вероятность рождения первого ребёнка

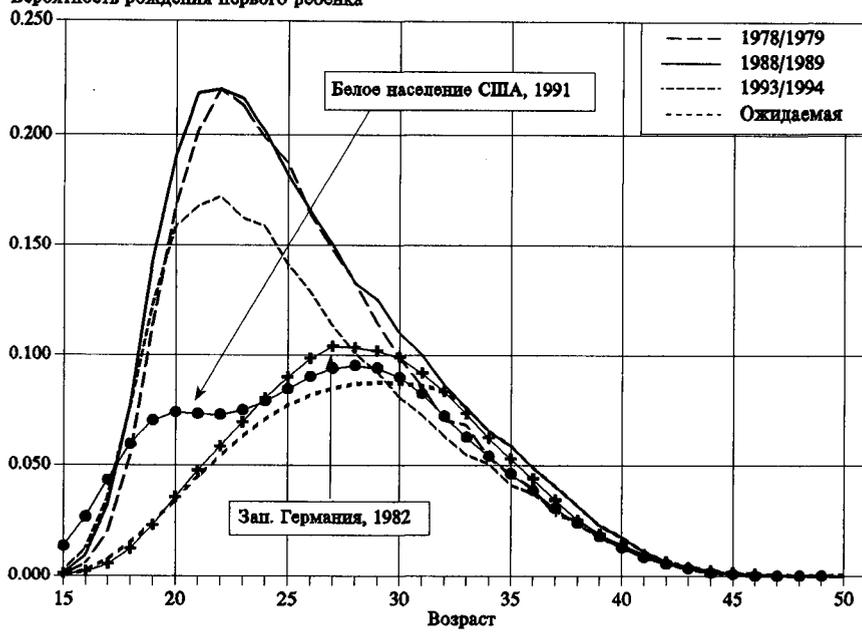


Рисунок 4.а.

Вероятность рождения второго ребёнка

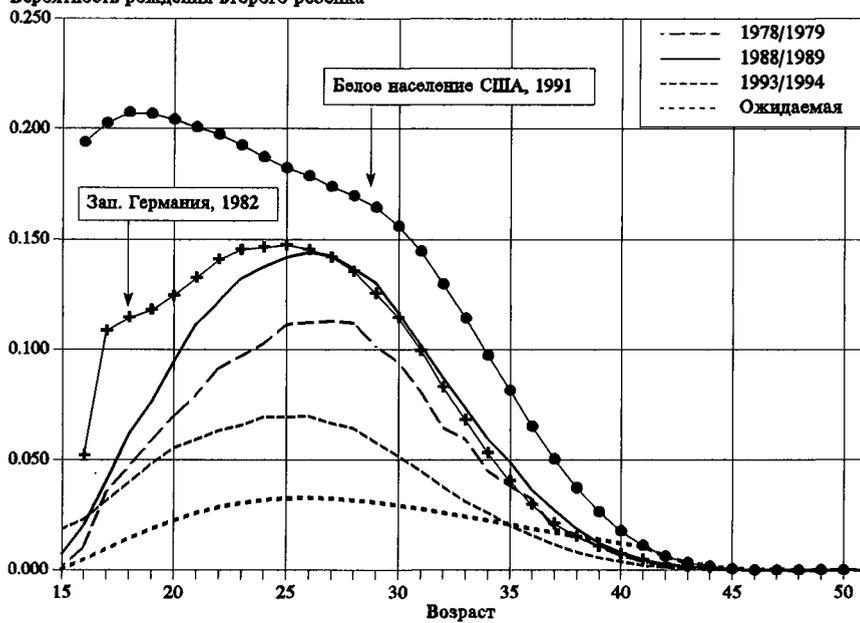


Рисунок 4.б.

Наблюдаемые и ожидаемые вероятности $q_r(a)$.

Источник: Birg *et al.* (1990), USA (1995), собственные расчеты по табулированным данным Госкомстата.

России (Андреев, Дарский, Харькова, 1993:91; Darsky, 1994:65,68). Такое же явление наблюдается в рождаемости других Социалистических стран (Barkalov and Dorbritz, 1996:488). Средний интервал между первым и вторым ребенком для условного поколения 1974–1985 г. замужних этнически Русских женщин, измеренный непосредственно, составлял почти 5 лет (Darsky, 1994:65). Нижняя оценка длины этого интервала, $a_1 - a_0$ ⁽⁶⁾, примерно такая же для лет примыкающих к переписям 1979 и 1994 года, но падает до 4.4 лет для 1989 года когда вероятность увеличения семьи p_1 была близка к максимальному уровню за два последних десятилетия.

Ожидаемый режим рождения второго ребенка в главном определяется "откладыванием" рождения первого, при значительно менее существенных изменениях в возрастных вероятностях $q_1(a)$ — Рисунок 4.6, которые однако влияют в том же самом направлении. Общая вероятность перехода, т.е. вероятность увеличения семьи, p_1 , падает в ожидаемом режиме до столь низкого уровня (Таблица 2) который никогда не отмечался в других странах. Возрастная вероятность рождения второго ребенка уменьшается практически во всех возрастах, но в большей степени — в молодых, в возрастах первого деторождения, т.е. входа в паритет 1. Это определяет сдвиг к старшим возрастам при паритете 1 и создает режим рождаемости вторых детей старый даже по Западным стандартам. Он находится в соответствии с несокращающимся в среднем первым интергенетическим интервалом. Нижняя оценка последнего остается 5 лет. Говоря кратко: рассматриваемый независимо от влияния предыдущего паритета, современный режим рождаемости женщин имеющих одного ребенка как в терминах возрастного состава так и возрастной вероятности деторождения вполне попадает в параметры характерные для Западных населений. Ожидаемый же режим в среднем старше и характеризуется меньшей вероятностью увеличения семьи чем те которые отмечаются на Западе.

2.3 Рождаемость женщин с двумя и более детьми (паритет 2 и больше)

Интенсивность деторождения российских женщин имеющих 2 детей была и остается ниже аналогичных показателей Западных населений с сопоставимым суммарным уровнем рождаемости. В массив вероятностей увеличения семьи полученных для Западных населений 1970–1990⁽⁷⁾ чрезвычайно редко можно обнаружить пример вероятности p_2 лежащей ниже 0.3. Наименьшие из известных суть значения 0.23–0.24 зафиксированные для Италии в конце восьмидесятых годов. С другой стороны, российская вероятность увеличения семьи p_2 лежала ниже 0.3 на протяжении всех восьмидесятых годов несмотря на существенное увеличение суммарного коэффициента рождаемости (Рисунки 5, 6). Эта величина упала до 0.144 в 1993 г. В продолжение этой же тенденции, ожидаемый режим рождаемости практически исключает рождения детей третьего или более высокого порядков (Таблица 2). Таким образом, возрастные вероятности $q_2(a)$ и $q_3(a)$ весьма невелики ныне и падают практически до нуля в рамках ожидаемого режима рождаемости. Ни смещения к молодым, ни смещения в

старшим возрастам по сравнению с Западными населенными не удастся обнаружить по данным имеющимся в распоряжении автора.

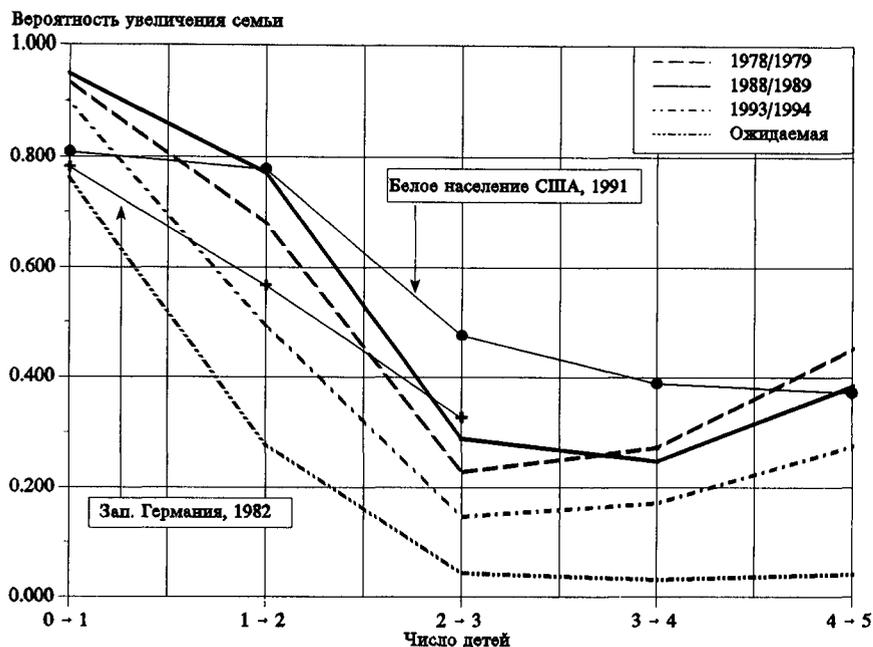


Рисунок 5. Вероятности увеличения семьи.

Источник: Birg *et al.* USA (1995), собственные расчеты по табулированным данным Госкомстата.

Отличие от Запада и здесь может быть связано с различным уровнем социально-экономической неоднородности населения которая определяет многообразие типов репродуктивного поведения женщин. На Западе, те женщины которые родили двух детей, т.е. те которые определенно избрали "семейную карьеру" с высокой вероятностью родят еще более детей (практически всегда — вполне сознательно), а низкий в целом уровень рождаемости обеспечивается весьма существенной долей бездетных (на Рисунке 5 приведены примеры обсуждавшиеся выше). В той мере в какой данные (очень ограниченные, однако) позволяют судить, вероятность рождения третьего ребенка, p_2 , даже в верхних стратах Западного общества (если только не *особенно* в этих стратах) не опускается, возможно, ниже 0.4⁽⁸⁾. Соответственно, общая неоднородность в терминах репродуктивного поведения становится вполне очевидной.

Наоборот, население современной России, всё еще, по-видимому, *не-поляризованное*, почти повсеместно отвергает подчинение "семейной карьере". В настоящее время, предельное распределение условных поколений по числу рожденных детей (паритету) сконцентрировано на паритетах 1-2, и очень быстро сходит на-нет в старших паритетах. Переход к ожидаемому режиму рождаемости создал бы явную поляризацию населения установив

большой по размеру контингент бездетных женщин. Однако никакая группа с высокой рождаемостью вовсе не создается. Напротив, в терминах вероятностей увеличения семьи, российский ожидаемый режим рождаемости есть в главном проекция на всю страну сегодняшней рождаемости больших городов⁽⁹⁾. Такое условное поколение практически ограничено бездетными женщинами и женщинами с единственным ребенком. Примеры таких населений на современном Западе не известны.

3. НЕКОТОРЫЕ СЛЕДСТВИЯ ДЛЯ ПРОНАТАЛИСТИЧЕСКОЙ ПОЛИТИКИ

По мнению автора, российское население создало в последние десятилетия весомые предпосылки к снижению уровня рождаемости. Действительно, это население поддерживало уникальный молодой режим рождения первого ребенка при очень малой предельной пропорции бездетных, режим столь необычный для современного государства с рыночной экономикой, что он вряд-ли может сохраниться без существенной экзогенной поддержки. Этот режим критически важен также и для рождаемости вторых детей, составляя на самом деле единственную причину препятствующую дальнейшему падению вероятности второго деторождения. Никакого значительного по размеру населения с высокой рождаемостью, по-видимому, не имеется в России, т.е. нет того резервного контингента который мог бы поддерживать средний по стране уровень рождаемости на все ещё допустимом уровне компенсируя широко распространяющуюся бездетность. Нет также причины ожидать что российское женское население будет реагировать на ухудшающиеся социально-экономические условия так-сказать демографически консервативно, т.е. оставив адаптацию к новым условиям молодым когортам только что вступающим в репродуктивный возраст. В действительности, наблюдаемое снижение рождаемости после переписи 1989 года (как и подъём рождаемости в восьмидесятые годы) представляется в главном определенным факторами условных поколений.

Режим рождаемости соответствующий репродуктивным намерениям высказанным в ходе микропереписи 1994 года в целом реализует отмеченные предпосылки к снижению. Этот режим отвергает повсеместный тип раннего рождения первого ребенка, поддерживая (и ускоряя) одновременно устойчивые тенденции снижения рождаемости других порядков. Все это смещает уровень рождаемости в России значительно ниже чем те которые зафиксированы на современном Западе, не достигая, однако Западных уровней поляризации репродуктивного поведения.

Не демографы должны решать следует ли определенная и сильная пронаталистическая политика введена в действие в этой связи. И не демографы должны предлагать какие именно социальные, экономические, пропагандистские меры, или меры планирования семьи должны быть осуществлены в рамках такой политики. Какая бы политика ни была осущес-

твлена, однако, она должна принять во внимание сегментирование российского женского населения по возрасту и числу рожденных детей (паритету), что создает многообразие репродуктивного поведения фактического населения и его репродуктивных намерений. Как и во всякой ситуации когда ресурсы строго ограничены, политика должна сосредоточиться на том ограниченном контингенте который, по оценке, обеспечивает наибольший эффект на конечный результат. Эта секция предлагает начальные шаги к выявлению такого контингента.

3.1 Критическое число детей (критический паритет)

Рождаемость женщин с одним ребенком (паритета 1) была, очевидно, наиболее быстро меняющейся составляющей российской рождаемости (Рисунки 5,6). Эта же составляющая имеет наибольшую вариацию по регионам (вероятности увеличения семьи которых оценены по данным микропереписи 1994 г.).

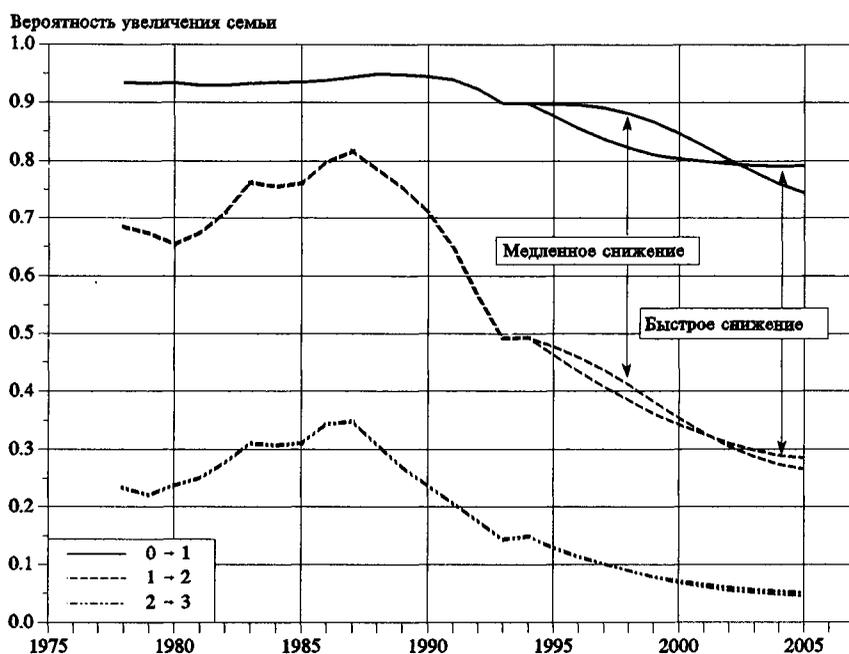


Рисунок 6. Вероятности увеличения семьи.

Источник: собственные расчеты по табулированным данным Госкомстата.

На Рисунке 6 показана эволюция на общероссийском уровне. Повышение уровня рождаемости в восьмидесятых годах, которое часто связывают с мерами протаналистической политики введенными в то время, отразилось в основном в повышении вероятности родить второго ребенка, p_1 , затрагивая (и без того низкую) долю бездетных ($1-p_0$) в явно меньшей степени⁽¹⁰⁾. Падение рождаемости конца восьмидесятых и начала девяностых годов также

ния семьи p_1 , 32.7 процентов могут быть в действительности объяснены падающей возрастной вероятностью рождения бездетных женщин $q_0(a)$, которая, помимо изменения p_0 , оказала серьезное влияние на возможность рождения второго ребенка (Таблица 3).

Таблица 3. Доля каждой вероятности увеличения семьи в изменении суммарной рождаемости в межпереписные периоды

Период	1979 → 1989		1989 → 1994		1994 → Ожидаемый	
Общее изменение СКР	+0.191		-0.554		-0.441	
Процент объясненный данным паритетом *	100.0	24.8	100.0	21.5	100.0	81.0
0	15.9	(15.9)	16.7	(16.7)	44.7	(44.7)
1	61.5	(6.3)	59.9	(4.0)	45.2	(32.7)
2	31.2	(3.4)	19.6	(0.5)	8.4	(3.2)
3	-3.8	(1.2)	2.8	(0.0)	1.3	(0.3)
4+	-4.8	(-2.5)	1.0	(0.3)	0.5	(0.1)

* В скобках даны проценты которые могут быть объяснены исключительно изменениями возрастной вероятности рождения первого ребенка. См. объяснение в тексте.

Следовательно, вопрос о том, должна ли пронаталистическая политика быть сосредоточена на стимулировании рождения первого или рождения второго ребенка не столь уже самоочевиден как это представлялось в последние десятилетия. Если российское общество будет продолжать оставаться демографически *не-поляризованным*, т.е. управляемым единственным типом репродуктивного поведения — как это было два минувших десятилетия — тогда стимулирование рождения второго ребенка выглядит единственно разумной стратегией. Если же, однако, предположить что режим рождаемости определенный современными репродуктивными намерениями действительно составляет возможный будущий режим российской рождаемости, из чего вытекает несомненная поляризация репродуктивного поведения, тогда суммарный уровень рождаемости будет определен почти исключительно репродуктивным поведением бездетных женщин, и пронаталистическая политика должна быть направлена соответственно.

3.2 Два спекулятивных прогнозных сценария

В заключении, предполагая вторую альтернативу, т.е. принимая что распространение бездетности и поляризация репродуктивного поведения неизбежны, интересно выяснить какая именно траектория поляризации была бы менее разрушительной в терминах суммарных показателей рождаемости. Точнее: предпочтительнее ли продолжающаяся откладывание рожде-

ния первого ребенка на неопределенный срок (траектория по которой идет ныне фактическое развитие) или предпочтительнее распространение бездетности вместе со вступлением в репродуктивный возраст новых когорт.

Это приводит к двум спекулятивным прогнозным сценариям. В обоих ожидаемый режим рождаемости служит конечным режимом достигаемым в течение некоторого времени, но время достижения не устанавливается явно. Оба сценария предполагают что принятие репродуктивного поведения свойственного ожидаемому режиму осуществляется женщинами с положительным числом детей (паритетом) $r > 0$ в момент входа в этот паритет, т.е. при формировании реальной когорты женщин определенной рождением r -го ребенка. Сценарий названный здесь сценарием *медленного снижения* предполагает что распространение нового режима рождаемости среди бездетных женщин осуществляется точно также как и среди женщин положительного паритета, т.е. связывает принятие нового репродуктивного поведения с замещением когорт⁽¹⁴⁾. Постулируя в точности такое же количество бездетных женщин которые принимают новый режим рождаемости что и в медленном сценарии, сценарий *быстрого снижения* приравнивает их возрастной состав к возрастному составу женщин рождающих первого ребенка, т.е. *покидающих* нулевой паритет, таким образом симулируя контингент потенциальных матерей которые откладывают рождение первого ребенка.

Рисунки 1 и 6 иллюстрируют результаты прогнозных расчетов. Хотя на длительном временном интервале в 30 лет оба сценария приводят к тому же самому режиму рождаемости, в краткосрочной перспективе они явно различны. В целом, быстрый сценарий (откладывание) описывает последовательное, монотонное, хотя и сравнительно быстрое снижение рождаемости приближающее её к ожидаемому режиму. Суммарный коэффициент рождаемости ISFRA убывает до уровня 1.03 к 2005 г. Медленный же сценарий (связанный с замещением когорт) приводит к суммарному коэффициенту рождаемости (0.95 в 2005 г.) ниже, и уровню бездетности (0.26) — выше чем в рамках ожидаемого режима рождаемости. Он также обуславливает больший чем быстрый сценарий (в среднем на 1 год) сдвиг рождаемости бездетных женщин к старшим возрастам. Если скоро оставаться на точке зрения пронаталистической политики, медленный сценарий представляется менее разрушительным. Переведа это на язык ориентирования демографической политики: предотвращение распространения бездетности в молодых когортах представляется более важным чем меры направленные на помощь бездетным женщинам старших возрастов которые в настоящее время откалывает рождение первого ребенка.

Поскольку уровень рождаемости наиболее вероятно будет продолжать снижение при каком бы то ни было (реалистическом или чисто спекулятивном) сценарии, очень правдоподобно что обычный СКР упадет несколько ниже и обычным образом измеренная возрастная кривая рождаемости будет представляться более молодой чем это будет следовать из более точных измерений основанных на возрасте и паритете. Это обстоятельство вызовет

многие недоразумения. Например, в рамках обсуждаемого здесь медленного сценария, обычным образом рассчитанный суммарный коэффициент рождаемости упадет так низко как 0.76 к 2005 г. (Рисунок 1), а средний возраст матери при первом рождении будет казаться на примерно 2 года ниже в сравнении с оценками ISFRA.

ПРИМЕЧАНИЯ

⁽⁰⁾ Представляется, что эта неявная предпосылка придаёт обычному человеку весьма необычную силу: управлять будущим, для чего требуется (как профессор Воланд как-то заметил): "как-никак, иметь точный план на некоторый, хоть сколько-нибудь приличный срок. Позвольте же вас спросить, как же может управлять человек, если он не только лишён возможности составить какой-нибудь план [...], но не может ручаться даже за свой собственный завтрашний день?"

⁽¹⁾ Как показывают эксперименты, исключение как возрастного отрезка 18-19 так и отрезка 40-44 при оценивании параметров кривой Вейбулла практически не изменяет оценок вероятностей увеличения семьи.

⁽²⁾ Это также объясняет смещение обычных (полученных по возрастным коэффициентам) показателей для общего уровня рождаемости: обычный СКР оказывается примерно на 0.1 выше чем более точный показатель ISFRA.

⁽³⁾ Это отражает возрастание неоднородности *внутри* когорты, которая оказывается расслоенной на тех кто родил ребенка в молодых возрастах и тех которые отложили деторождения и оказались в новых условиях определенных общим социально-экономическим кризисом. Нет никаких оснований считать что режим рождаемости который стал создаваться после 1991 г. распространяется параллельно с входом новых когорт в репродуктивный возраст. Напротив, эффект условного поколения явно более заметен.

⁽⁴⁾ Например, грубая оценка для населения США (все расы вместе) относящаяся к условному поколению 1985-1989 составляет 14.5 бездетных среди женщин с элементарным образованием, 18.5 — со средним, и 31.8 для тех кто учился колледже или выше (Retherford and Luther, 1996:36-37). Однако, суммарный коэффициент рождаемости в последней группе достигает 1.553. Неоднородность Белого населения США по возрасту первого деторождения ясно видна на Рисунке 4.а.

⁽⁵⁾ Единственное Западное население с еще более низким суммарным коэффициентом рождаемости в настоящее время это Восточная Германия (*Neue Länder und Berlin-Ost*). Начиная с 1993 года ее СКР не поднимался выше 0.8. По западно-европейской практике, однако, германская служба текущего учета движения населения табулирует порядок рождения по числу детей в текущем брачном союзе, а не общему числу рожденных детей (как это делалось до реюнификации) что весьма затрудняет оценку доли бездетных.

⁽⁶⁾ Модель рождаемости специфицированная по возрасту и паритету, использованная здесь для измерения вероятностей увеличения семьи, не дает возможности получить несмещенную оценку длины интергенетического интервала. При разумных допущениях, однако, величина $a_r - a_{r-1}$ описывает её нижнюю границу (Barkalov and Dorbritz, 1996:499).

⁽⁷⁾ Великобритания (1970-1988), Франция (1975-1989), Западная Германия (1982-1985), Италия (1970-1990), Нидерланды (1970-1985), и Белое население США (1970-1991).

⁽⁸⁾ Грубая оценка для условного поколения 1985-1989 Американских женщин обучавшихся в колледже или имеющих более высокое образование (все расы вместе) дает вероятность увеличения семьи $p_2 = 0.432$ (Retherford and Luther, 1996:36-37). Также по грубой оценке, для Австрийских женщин с университетским образованием (условное поколение 1977-1980) эта величина достигает 0.620 (Lutz, 1989:119). Соответствующие доли бездетных составляют 0.318 and 0.340.

⁽⁹⁾ По оценкам автора, вероятности увеличения семьи для Москвы (Санкт-Петербурга), условное поколение 1993/1994, составляют: $p_0 = 0.823$ (0.819), $p_1 = 0.339$ (0.296), $p_2 = 0.094$ (0.074), $p_3 = 0.158$ (0.134).

⁽¹⁰⁾ В этой связи интересно заметить что в бывшей ГДР, после того как существенные меры пронаталистической политики были предприняты в середине семидесятых годов, вероятность увеличения семьи p_1 реагировала в наибольшей мере, став главной составляющей повышения рождаемости известного как *Der Honecker Berg* (Monnier, 1989:385-387; Barkalov and Dorbritz, 1996:488-489,494).

⁽¹¹⁾ Соответственно можно было бы ожидать что длина первого интергенетического интервала увеличивалась бы или уменьшалась одновременно с изменениями в p_1 . К тому нет свидетельств, однако, полученных прямыми измерениями (Андреев, Дарский, Харькова, 1993:87). Тем не менее, явное увеличение нижней оценки $a_1 - a_0$ до 4.9 лет (Таблица 2) случившееся параллельно с падением p_1 в начале девяностых годов, не оставляет других объяснений кроме как: уменьшение вариации во возрасте при рождении первого ребенка в условном поколении (точнее, уменьшение разницы в возрасте между теми женщинами которые в будущем родят второго ребенка и теми кто нет), либо собственно увеличение длительности первого интергенетического интервала в условном поколении.

⁽¹²⁾ Разлагающая формула (3) выведена автором. Она представляет собой непосредственный аналог формулы Полларда для непрерывных таблиц смертности (Pollard, 1988:266-267), по получена дискретными методами. Эта формула может быть также выведена из построений Ю. А. Корчака-Чепурковского (1987:272, впервые опубликовано в 1968 г.) — публикация которого (любезно указанная Е. М. Андреевым) не была известна автору при написании данной работы. Формула (3) есть точная формула. Подобные ей приближенные формулы для вероятностей увеличения семьи предлагались ранее в некоторых публикациях (M. Ní Bhrolcháin, 1987:125) и (Th. W. Pullum *et al.*, 1989:488).

(¹³) Чтобы обеспечить баланс в разложении изменения суммарного коэффициента рождаемости между переписями, одни и те же веса (выражение в скобках в правой части формулы (3)) были применены как к условным (промежуточным) так и к фактическим наборам. В такой ситуации формула (3) перестает быть точным тождеством для интервалов включающих промежуточные наборы, но сохраняется таковой для общего изменения рождаемости между переписями.

(¹⁴) Технически прогноз рождаемости осуществлен с помощью мультистатусной таблицы смертности Рождерса, которая описывает два населения: одно соответствующее наблюдаемому в 1993/1994 режиму рождаемости, а другое — ожидаемому режиму. То что составляет новую схему прогноза предлагаемую в этой работе, это связь перехода к ожидаемому режиму с переходами между паритетами. Эта схема представляет собой обобщение наиболее консервативной схемы прогноза рождаемости: той что ассоциирует любое изменение рождаемости с замещением когорт в репродуктивном возрасте. Предлагаемая же здесь схема связывает изменение в режиме рождаемости при данном числе уже рожденных детей (данном паритете) с замещением женской (под-)когорты определённого событием достижения этого числа детей (входа в паритет). Конечно, это не отменяет произвол в нахождении конечного режима рождаемости (как в данном случае, ожидаемого режима), но позволяет обойтись без дополнительных предпосылок о том как установить траекторию его достижения.

ЦИТИРУЕМАЯ ЛИТЕРАТУРА

- Андреев, Е. М., Дарский, Л. Е., Харьковская, Т. Л. (1993). *Население Советского Союза 1922-1991*. Москва: Наука.
- Avdeev, Alexandre A.; et Monnier, Alain (1994). À la découverte de la fécondité russe contemporaine. *Population*. 49(4-5):859-901.
- Barkalov, Nicholas B.; and Dorbritz, Jürgen (1996). Measuring period parity-progression ratios with competing techniques. An application to East Germany. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*. 21(4):459-505.
- Birg, Herwig; Filip, D.; und Flöthmann, E.-J. (1990). *Paritätsspezifische Kohortenanalyse des generativen Verhaltens in der Bundesrepublik Deutschland nach dem 2. Weltkrieg*. IBS Materialien Nr. 30. Universität Bielefeld.
- Дарский, Л. Е. (1972). *Формирование семьи*. Москва: Статистика.
- Darsky, Leonid E. (1994). Quantum and timing of births in the USSR. In: W. Lutz, S. Scherbov and A. G. Volkov (ed.) *Demographic trends and patterns in the Soviet Union before 1991*. London: Routledge. P.:57-69.

- Das Gupta, Prithwis; and Long, John F. (1985). Ultimate parity distribution and mean age at childbearing by birth order for American women: 1917-1980. *International Population Conference*. International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP). Vol. 4. P.:219-230.
- Höhn, Charlotte; und Dorbritz, Jürgen (1995). Zwischen Individualisierung und Institutionalisierung — Familiendemographische Trends im vereinten Deutschland. In: B. Nauck und C. Onnen-Isemann (Hrsg.). *Familie im Brennpunkt von Wissenschaft und Forschung*. Berlin: Luchterhand.
- Госкомстат (1991). *Демографические таблицы, характеризующие социальную и этническую дифференциацию демографических процессов*. Москва: Госкомстат.
- Госкомстат (1995). *Состояние в браке и рождаемость в России (по данным микропереписи населения 1994 г.)*. Москва: Госкомстат.
- Госкомстат (1996). *Демографический ежегодник России*. Москва: Госкомстат.
- Корчак-Чепурковский, Ю. А. (1987), Влияние смертности в разных возрастах на увеличение средней продолжительности жизни. В.: Т. В. Рябушкин (редактор) *Советская демография за 70 лет. Из истории науки*. Москва: Наука.
- Lutz, Wolfgang (1989). *Distributional aspects of human fertility. A global comparative study*. London: Academic Press.
- Monnier, Alain (1989). Bilan de la politique familiale en République démocratique allemande: un réexamen. *Population*. 44(2):379-393.
- Ní Bhrolcháin, Máire (1987). Period parity-progression ratios and birth intervals in England and Wales, 1941—1971: a synthetic life table analysis. *Population Studies*. Vol. 41(1):103-125.
- Ní Bhrolcháin, Máire (1992). Period paramount? A critique of the cohort approach to fertility. *Population and Development Review*. 18(4):599-629.
- Pollard, John H. (1988). On the decomposition of changes in expectation of life and differentials in life expectancy. *Demography*. 25(2):265-276.
- Pullum, Thomas W.; Tedrow, Lucky M.; and Herting, Jerald R. (1989). Measuring change and continuity in parity distributions. *Demography*. 26(3):485-498.
- Rallu, Jean-Louis; and Toulemon, Laurent (1993). Les mesures de la fécondité transversale. I. Construction des différents indices. *Population*. 48(1):7-26.
- Retherford, Robert D.; and Luther, Norman Y. (1996). Are fertility differentials by education converging in the United States? *Genus*. 52(3-4):13-37.
- Vishnevsky, Anatoly G. (1996). Family, fertility, and demographic dynamics in Russia: analysis and forecast. In: J. da Vanzo and G. Farnsworth (ed.). *Russia's 'Demographic Crisis'*. Santa Monica, Ca.: RAND.
- USA — The US Department of Health and Human Services (1995). *Vital statistics of the United States. 1991*. Volume 1 — *Natality*. Hyattsville, Md.



12-9-97