

Прогноз демографической ситуации в России до 2033 г.

© 2017 г. В.В. Голубков^{1,*}, Т.Ю. Яковец^{2,**}

¹ ИСА ФИЦ ИУ РАН, Москва

² Международный институт П. Сорокина — Н. Кондратьева, Москва

* E-mail: golvic@isa.ru ** E-mail: tzag@mail.ru

Поступила в редакцию 08.11.2016 г.

Статья написана при финансовой поддержке Российского гуманитарного научного фонда (проект 16-02-00229) “Социодемографическая эволюция России и других стран БРИКС: закономерности, тенденции и перспективы”.

Дается краткое описание демографической модели и методики моделирования, разработанных и использованных авторами для исследования тенденций демографического развития России. Демографическая модель и методика моделирования основаны на использовании регрессионного и авторегрессионного анализа временных рядов демографических показателей, имитационного моделирования и доверительных интервалов для модельных значений демографических показателей с учетом априорной информации и ограничений на параметры модели и моделируемого процесса. На основе доверительных интервалов были сформированы три сценария демографического развития России: низкий, средний и высокий. Построенная демографическая модель на исследуемом временном периоде 2013–2033 гг. позволяет для сценарных вариантов вычислять однолетние возрастные структуры для мужчин и женщин, однолетние возрастные коэффициенты рождаемости, смертности, миграционных приростов и все необходимые для анализа интегральные демографические показатели. Дается описание результатов проведенного многовариантного анализа демографических процессов в России на периоде 2013–2033 гг. В частности, установлено, что рождаемость и естественный прирост населения будут уменьшаться, что обусловлено в основном влиянием демографической волны; общая численность населения будет расти главным образом за счет прироста мигрантов; население будет продолжать стареть; коэффициент демографической нагрузки на население будет увеличиваться на фоне снижающегося темпа роста.

Ключевые слова: демографическая модель, рождаемость, смертность, миграция, возрастные структуры, моделирование, прогнозирование, демографические показатели, возрастные коэффициенты рождаемости, возрастные коэффициенты смертности, возрастные коэффициенты миграционного прироста.

Классификация JEL: J11.

DOI: 10.31857/S042473880003321-2

ДЕМОГРАФИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ И МЕТОДИКА МНОГОВАРИАНТНОГО АНАЛИЗА ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ

Использованная в работе демографическая модель и методика моделирования демографических процессов имеют ряд особенностей по сравнению с другими аналогичными моделями и методиками. В частности, мы используем разработанную одним из авторов применительно к России модификацию (Голубков, Кругляков, 2010, с. 87–99), известную как гамма-модель (Keilman, Pham, 2000, р. 41–66). Эта модель предназначена для описания однолетних возрастных коэффициентов рождаемости в зависимости от возраста.

В отличие от классической гамма-модели, которая содержит три входные (сценарные) переменные — суммарный коэффициент рождаемости, средний возраст женщины при рождении ребенка и дисперсия гамма-распределения. Модифицированная модель содержит только две первые из перечисленных сценарных переменных с понятным для демографов смыслом. Поскольку дисперсия гамма-распределения не имеет явного физического смысла, то в работе (Голубков, Кругляков, 2010, с. 87–99) вместо дисперсии гамма-распределения скорее всего впервые была введена

входная переменная, названная “наивероятным возрастом женщины при рождении ребенка”. Эта переменная имеет явный физический смысл и означает возраст женщины, в котором вероятность родить ребенка имеет максимальное значение. В результате проведенного анализа российских статистических данных по рождаемости на историческом периоде времени была установлена линейная зависимость наивероятного возраста женщины при рождении ребенка от суммарного коэффициента рождаемости и среднего возраста женщины при рождении ребенка. Эта зависимость позволила в модифицированной гамма-модели уменьшить число входных переменных, что важно для имитационного моделирования.

В работе моделирование сценарных переменных демографической модели делалось вероятностным способом, основанным на имитационном подходе, предполагающим вычисление случайных реализаций сценарных переменных. При генерировании случайных реализаций сценарных переменных авторами применялась процедура цензурирования, согласно которой в дальнейших расчетах использовались только те реализации сценарных переменных, значения которых лежали в заданных пределах, а их приращения за год по абсолютной величине не превосходили заданных значений. Указанные ограничения были получены авторами в результате анализа соответствующих российских статистических данных на историческом периоде времени. Такой подход позволил повысить точность моделирования. Следует отметить, что цензурирование использовалось в зарубежных работах (например, (Keilman, Pham, 2000, p. 41–66)), но применительно к зарубежным странам, в которых ограничения на сценарные переменные были характерны для этих стран.

В работе использовались столетние структуры однолетних коэффициентов смертности и однолетние половозрастные структуры на 100-летнем возрастном интервале, первые из которых получались по функциям дожития. Поскольку российские статистические данные по функциям дожития и половозрастным структурам даются до 85 лет и с шагом по возрасту в пять лет, то авторами была разработана методика восстановления недостающих данных. Для половозрастных структур использовался монотонный кубический сплайн, а для коэффициентов смертности использовался монотонный кубический сплайн и экстраполяция коэффициентов смертности на старшие возрасты с помощью части модели смертности Хелигмана—Полларда (Heligman, Pollard, 1980, p. 49–75) для старших возрастов.

В основе рассматриваемой в данной статье модели лежит система дискретных уравнений передвижки возрастов (Rogers, 1975; Schoen, 1988) с однолетним временным шагом и однолетними возрастными группами для мужчин и женщин. Для того чтобы с помощью уравнений передвижки возрастов рассчитать на каждый год моделируемого периода времени однолетние половозрастные структуры населения, необходимо задать эти структуры на начальный год, а также задать как функции времени долю родившихся мальчиков, значения однолетних возрастных коэффициентов рождаемости для женщин, однолетних возрастных коэффициентов смертности и однолетних возрастных миграционных приростов для мужчин и женщин.

Поскольку перечисленных однолетних возрастных показателей, которые надо задавать на каждый год моделируемого периода времени, достаточно много (в данной работе 36 показателей рождаемости, по 101 показателю смертности и миграционного прироста для мужчин и женщин), то при построении демографической модели с целью уменьшения числа ее входных (сценарных) переменных для соответствующих возрастных показателей обычно используются параметрические возрастные модели с небольшим числом параметров. Параметры этих моделей — как функции времени — являются сценарными переменными демографической модели. В данной работе были использованы следующие параметрические возрастные модели — рождаемости, смертности и миграционного прироста.

Модель рождаемости. На данный момент одной из широко распространенных возрастных параметрических моделей рождаемости, аппроксимирующих зависимость однолетних возрастных коэффициентов рождаемости как функции возраста, является так называемая гамма-модель (Keilman, Pham, 2000, p. 41–66). Эта модель по существу содержит четыре входных параметра (сценарные переменные, зависящие только от времени), из которых один параметр — минимальный фертильный возраст, который обычно для России полагается равным 15 годам. Поэтому по существу в нашем

случае гамма-модель содержит три сценарные переменные. В работе в качестве модели рождаемости была взята модифицированная одним из авторов применительно к России гамма-модель (Голубков, Кругляков, 2010, с. 87–99). Сценарными переменными этой модели являются суммарный коэффициент рождаемости и средний возраст женщины при рождении ребенка, зависящие только от времени, а также минимальный фертильный возраст, равный 15 годам. Модель имеет вид:

$$b(x, t) = \begin{cases} \frac{\alpha_1(t)\alpha_2(t)}{\Gamma(\alpha_3(t))} (\alpha_2(t)(x - \alpha_4(t)))^{\alpha_3(t)-1} e^{-\alpha_2(t)(x - \alpha_4(t))}, & x \geq \alpha_4(t); \\ 0, & x < \alpha_4(t); \end{cases}$$

$$\alpha_1(t) = \beta_1(t) - 1, \quad \alpha_2(t) = \frac{(\beta_2(t) - \beta_4(t))}{\beta_3(t)}, \quad \alpha_3(t) = \frac{(\beta_2(t) - \beta_4(t))^2}{\beta_3(t)}, \quad \alpha_4(t) = \beta_4(t),$$

где $\Gamma(\alpha)$ — гамма-функция, $\beta_1(t)$ — суммарный коэффициент рождаемости, $\beta_2(t)$ — средний возраст женщины при рождении ребенка, $\beta_3(t)$ — дисперсия гамма-распределения и $\beta_4(t) = 15$ — минимальный фертильный возраст. Дисперсия $\beta_3(t)$ применительно к России вычисляется по формулам:

$$\beta_3(t) = [\beta_2(t) - X_m(t)][\beta_2(t) - \beta_4(t)], \quad X_m(t) = q_1 + q_2\beta_1(t) + q_3\beta_2(t), \quad \beta_4(t) = 15,$$

$$q_1 = 2,8439, \quad q_2 = 0,2499, \quad q_3 = 0,7554,$$

где $X_m(t)$ — возраст женщины, в котором вероятность родить ребенка имеет максимальное значение. Приведенная выше зависимость $X_m(t)$ от суммарного коэффициента рождаемости $\beta_1(t)$ и среднего возраста женщины при рождении ребенка $\beta_2(t)$ была получена авторами в результате анализа этой зависимости на российских данных по рождаемости на временном периоде 1962–2012 гг.

Для моделирования численности населения необходимо также задавать значения доли родившихся мальчиков $k_m(t)$.

Модель смертности. В качестве возрастной параметрической модели натуральных логарифмов однолетних коэффициентов смертности как для мужчин, так и для женщин была взята широко распространенная в настоящее время модель Ли—Картера (Carter, Lee, 1992, с. 393–412). Эта модель для каждого пола имеет один зависящий от времени скалярный параметр и два векторных параметра, компоненты которых зависят только от возраста. Число компонент векторных параметров равно числу однолетних коэффициентов смертности. Статистические значения скалярных и векторных параметров в этой модели находились по статистическим значениям логарифмов однолетних коэффициентов смертности мужчин и женщин. При многовариантном анализе векторные параметры оставались неизменными, равными значениям, полученным в результате обработки статистических данных. Таким образом, сценарные переменные в данной модели смертности — скалярные временные параметры для мужчин и женщин, которые при заданных векторных параметрах однозначно связаны с ожидаемыми продолжительностями жизни при рождении соответственно для мужчин и женщин. Эта модель применительно к нашему случаю описывается следующими формулами:

$$\begin{aligned} \ln(d_m(x, t)) &= A_m(x) + B_m(x)K_m(t), \quad \sum_{x=0}^{x_t} B_m(x) = 1, \quad \sum_{k=0}^N K_m(t_0 + k) = 0; \\ \ln(d_f(x, t)) &= A_f(x) + B_f(x)K_f(t), \quad \sum_{x=0}^{x_t} B_f(x) = 1, \quad \sum_{k=0}^N K_f(t_0 + k) = 0; \end{aligned} \quad (1)$$

$$x = 0, \dots, 100; \quad t = t_0, \dots, t_0 + N,$$

где $d_m(x, t)$ и $d_f(x, t)$ — однолетние возрастные коэффициенты смертности соответственно мужчин и женщин в момент времени t ; $\ln(z)$ — натуральный логарифм величины z ; $A_m(x)$, $B_m(x)$ и $A_f(x)$, $B_f(x)$ — компонента с номером x в векторных параметрах для мужчин и женщин соответственно. Согласно соответствующим российским статистическим данным о смертности, взятым на времен-

ном отрезке 1994–2012 гг. ($t_0 = 1994$, $N = 18$), методом наименьших квадратов были получены оценки $\tilde{A}_s(x)$, $\tilde{B}_s(x)$, $\tilde{K}_s(t)$ значений $A_s(x)$, $B_s(x)$, $K_s(t)$, где $s = m, f$; $t = t_0, \dots, t_0 + N$.

Далее, согласно модели смертности Ли—Картера значения $\tilde{K}_m(t)$, $\tilde{K}_f(t)$, $t = t_0, \dots, t_0 + N$, рассматривались как реализации случайных процессов $K_m(t)$, $K_f(t)$, описываемые следующими моделями случайного блуждания с параметрами (сдвигами) c_m и c_f :

$$K_m(t+1) = c_m + K_m(t) + e_m(t), \quad K_f(t+1) = c_f + K_f(t) + e_f(t); \quad t = t_0, t_0 + 1, \dots, \quad (2)$$

где случайные величины $e_m(t_i)$, $e_f(t_k)$ имеют несмещенные нормальные распределения с дисперсиями σ_m^2 , σ_f^2 соответственно. Далее по значениям $\tilde{K}_m(t)$, $\tilde{K}_f(t)$ ($t = t_0, \dots, t_0 + N$) методом наименьших квадратов находились оценки $\tilde{c}_m, \tilde{c}_f, \tilde{\sigma}_m^2, \tilde{\sigma}_f^2$ параметров $c_m, c_f, \sigma_m^2, \sigma_f^2$, а по найденным оценкам и уравнениям (2) генерировались случайные реализации $\tilde{K}_m(t)$, $\tilde{K}_f(t)$, $t > t_0 + N$. Затем с использованием уравнений (1) по случайным реализациям $\tilde{K}_m(t)$, $\tilde{K}_f(t)$, $t > t_0 + N$, и оценкам $\tilde{A}_s(x)$, $\tilde{B}_s(x)$ генерировались случайные реализации возрастных коэффициентов смертности $d_m(x, t)$, $d_f(x, t)$, $t > t_0 + N$, по которым вычислялись средние значения, нижние и верхние границы доверительных интервалов на моделируемом периоде времени.

Модель миграции. В работе была взята достаточно простая, разработанная авторами, возрастная модель для однолетних возрастных миграционных приростов для мужчин и женщин. Эта модель содержит два зависящих от времени скалярных параметра (общий миграционный прирост и отношение числа мигрантов-женщин к числу мигрантов-мужчин в общем миграционном приросте) и зависящих только от возраста векторных параметра — соответственно для мужчин и женщин. Векторные параметры — средние значения за несколько последних лет до начала периода моделирования статистических значений нормированных однолетних возрастных структур миграционных приростов для мужчин и женщин. При многовариантном анализе векторные параметры, а также отношение числа мигрантов-женщин к числу мигрантов-мужчин в общем миграционном приросте оставались неизменными, равными значениям, полученным в результате обработки статистических данных. Таким образом, данная модель миграции имеет только одну сценарную переменную, а именно общий миграционный прирост.

Для миграционных приростов $S_m(x, t)$, $S_f(x, t)$ была взята следующая достаточно простая модель для миграционных приростов мужчин и женщин:

$$S_m(x, t) = \frac{S(t)\bar{S}_m(x)}{1 + k_s(t)}, \quad S_f(x, t) = \frac{k_s(t)}{1 + k_s(t)} S(t)\bar{S}_f(x), \quad x = 0, \dots, 100; \quad t = t_0, t_0 + 1, \dots,$$

где x — возраст, t — время, $\bar{S}_m(x)$, $\bar{S}_f(x)$ — средние по времени значения нормированных (в долях) возрастных структур миграционных приростов соответственно для мужчин и женщин, $S(t)$ — общий миграционный прирост (мужчины и женщины), $k_s(t)$ — отношение числа мигрантов-женщин к числу мигрантов-мужчин в миграционном приросте.

Средние нормированные возрастные структуры $\bar{S}_m(x)$, $\bar{S}_f(x)$ получались следующим образом. Поскольку для каждого момента времени t статистические данные по миграционным возрастным структурам, которые были в распоряжении авторов, представляли собой пятилетние возрастные структуры прибывших и убывших (и для мужчин, и для женщин) на возрастном отрезке от 0 до 65 лет и число человек старше 65 лет, то по разработанной авторами методике, основанной на использовании кубического монотонного сплайна, для каждого момента времени t были вычислены однолетние возрастные структуры прибывших и убывших на возрастном отрезке от 0 до 100 лет. Далее по полученным данным были вычислены нормированные возрастные структуры миграционных приростов $S_m(x, t)$, $S_f(x, t)$ для мужчин и женщин на временном периоде времени 2004–2012 гг. (значения $S_m(x, t)$, $S_f(x, t)$ для более ранних моментов времени не представляют интереса, поскольку с 1990 по 2003 г. произошло качественное изменение динамики демографических процессов, обусловленное демографическим переходом). В качестве $\bar{S}_m(x)$ и $\bar{S}_f(x)$ были взяты значения, полученные осреднением по времени t значений нормированных возрастных структур $S_m(x, t)$, $S_f(x, t)$ за пять последних лет (за 2008–2012 гг.), которые оказались очень близки друг к другу.

Итак, в многовариантном анализе в качестве сценарных переменных демографической модели были взяты следующие показатели: суммарный коэффициент рождаемости, средний возраст женщины при рождении ребенка, скалярные параметры модели смертности Ли—Картера, однозначно связанные с ожидаемыми продолжительностями жизни при рождении для мужчин и женщин, и общий миграционный прирост.

При построении демографической модели, предназначенной для многовариантного анализа демографических процессов в России в будущем, были использованы следующие статистические данные (временные ряды) на историческом периоде времени вплоть до 2012 г.: возрастные коэффициенты рождаемости, функции дожития для мужчин и женщин, возрастные структуры миграционных приростов для мужчин и женщин, общий миграционный прирост, отношения в нем числа женщин к числу мужчин и доля родившихся мальчиков. Кроме того, для анализа будущих тенденций демографических процессов было также использовано распределение населения по полу и возрасту, заданное на 1 января 2013 г. Все указанные статистические данные в основном были взяты из Демографических ежегодников Росстата 1997 г., 2000–2003 гг., 2005–2010 гг., 2012 и 2013 г.

Перечисленные выше сценарные переменные — как функции времени — рассматривались в качестве временных дискретных случайных процессов с шагом в один год, которые описывались параметрическими временными моделями. Конкретно натуральные логарифмы суммарного коэффициента рождаемости и среднего возраста женщины при рождении ребенка, а также общий миграционный прирост описывались линейными параметрическими авторегрессионными моделями, а сценарные переменные модели смертности Ли—Картера описывались параметрическими моделями случайного блуждания со смещениями, являющимися их параметрами. Отношение числа мигрантов-женщин к числу мигрантов-мужчин $k_s(t)$ в общем миграционном приросте и доля рожденных мальчиков $k_m(t)$ при многовариантном анализе считались постоянными (не зависящими от времени), соответственно равными $k_s = 0,823$ (среднее значение $k_s(t)$ за 2007–2012 гг.) и $k_m = 0,514$ (доля мальчиков, рожденных в 2012 г., — округленное до третьего знака после запятой). Указанный выбор временного периода осреднения при вычислении k_s объясняется тем, что на временном отрезке 1995–2006 гг. в среднем наблюдался рост значения $k_s(t)$, а с 2007 г. по 2011 г. значение $k_s(t)$ стало монотонно (практически линейно) уменьшаться, и только в 2012 г. оно выросло. Что касается доли рожденных мальчиков, проведенный анализ соответствующих статистических данных на периоде времени 1960–2012 гг. показал, что значения $k_m(t)$ находятся в пределах от 0,5115 до 0,5156. Среднее значение $k_m(t)$ на указанном периоде времени, равное 0,5135, отличается от значения 0,514, использованного в работе, менее чем на 0,05%.

По статистическим данным для каждой сценарной переменной демографической модели были найдены оценки параметров ее временной модели и дисперсии случайной составляющей. С использованием найденных оценок и дисперсий, а также временных моделей сценарных переменных и возрастных моделей рождаемости, смертности и миграционного прироста на моделируемом периоде времени 2013–2033 гг. имитационным способом вычислялись средние значения. Также вычислялись по заданному уровню доверия границы доверительных интервалов сценарных переменных, однолетних коэффициентов рождаемости, однолетних коэффициентов смертности и распределений по однолетним возрастным группам миграционных приростов для мужчин и женщин.

На основе полученных средних значений и значений нижних и верхних границ доверительных интервалов по рождаемости, смертности и миграционных приростов на периоде времени 2013–2033 гг. были сформированы три сценария демографического развития: низкий, средний и высокий, — однозначно определяемые входными данными (представляющими собой функции времени) для уравнений передвижки возрастов.

В зависимости от сценарного варианта в качестве входных данных для уравнений передвижки возрастов использовались следующие варианты.

Низкий сценарий. Доля родившихся мальчиков, нижние границы доверительных интервалов для возрастных коэффициентов рождаемости, верхние границы доверительных интервалов для возрастных коэффициентов смертности для мужчин и женщин, нижние границы доверительных интервалов для распределений миграционных приростов по возрасту для мужчин и женщин

и половозрастная структура населения задаются значениями на 1 января начального 2013 г. моделирования.

Средний сценарий. Доля родившихся мальчиков, средние значения возрастных коэффициентов рождаемости, средние значения возрастных коэффициентов смертности для мужчин и женщин, средние значения для распределений миграционных приростов по возрасту для мужчин и женщин и половозрастная структура населения задаются значениями на 1 января начального 2013 г. моделирования.

Высокий сценарий. Доля родившихся мальчиков, верхние границы доверительных интервалов для возрастных коэффициентов рождаемости, нижние границы доверительных интервалов для возрастных коэффициентов смертности для мужчин и женщин, верхние границы доверительных интервалов для распределений миграционных приростов по возрасту для мужчин и женщин, половозрастная структура населения задаются значениями на 1 января начального 2013 г. моделирования.

Для указанных сценарных вариантов демографического развития были рассчитаны половозрастные структуры населения на моделируемом периоде времени 2013–2033 гг., и на основе их были вычислены интегральные демографические показатели и проведен анализ демографической ситуации в России.

РЕЗУЛЬТАТЫ МНГОВАРИАНТНОГО АНАЛИЗА РОЖДАЕМОСТИ, СМЕРТНОСТИ И МИГРАЦИИ

Рождаемость. На рис. 1 и 2 в графической форме на историческом и моделируемом периодах времени представлены изменения суммарного коэффициента рождаемости и среднего возраста женщины при рождении ребенка. Из графиков, приведенных на рис. 1, видно, что на моделируемом периоде времени 2013–2033 гг. для среднего сценария значение суммарного коэффициента рождаемости монотонно убывает со значения 1,81 (в 2013 г.) до 1,70 (в 2033 г.). В случае нижнего сценария значение суммарного коэффициента рождаемости на всем моделируемом периоде времени монотонно убывает, а в случае верхнего — монотонно растет и достигает в 2033 г. соответственно значений 1,46 и 1,98. При этом темп изменения суммарного коэффициента рождаемости на моделируемом периоде времени значительно меньше, чем на историческом периоде 1999–2012 гг.

На рис. 2 показано, что на моделируемом периоде времени в случаях среднего и высокого сценариев значения среднего возраста женщины при рождении ребенка монотонно растут с 29 (в 2013 г.) до 29,8 лет и 31 года в 2033 г. соответственно. В случае низкого сценария средний возраст женщины при рождении ребенка, начиная с 29 лет (в 2013 г.), сначала слабо увеличивается, а затем монотонно уменьшается и в 2033 г. достигает значения 28,6 лет. Что касается темпа изменения среднего возраста женщины при рождении ребенка на моделируемом периоде времени, то он значительно меньше по сравнению с темпом на историческом периоде 1994–2012 гг.

Из изложенного следует, что на моделируемом периоде времени 2013–2033 гг. рождаемость в среднем снижается, но не очень быстро, а средний возраст женщины при рождении ребенка в среднем растет с уменьшающейся интенсивностью, значительно меньшей по сравнению с интенсивностью на историческом периоде 1994–2012 гг. Последнее означает, что на моделируемом периоде времени доля женщин, родивших детей в более ранних фертильных возрастах, по сравнению с долей женщин, родивших детей в более старших возрастах, уменьшается, что свидетельствует о продолжении откладывания рождений на будущее.

Следует отметить (см. рис. 1, 2), что суммарный коэффициент рождаемости и средний возраст женщины при рождении ребенка при демографическом переходе на временном периоде 1987–1993 гг. интенсивно уменьшались практически с постоянной скоростью. Затем, начиная с 1993 г., уменьшение суммарного коэффициента рождаемости замедлилось, и с 1999 г. начался его довольно интенсивный рост — вплоть до 2012 г. В то же время, начиная с 1993 г. и вплоть до 2012 г., средний возраст женщины при рождении ребенка стал интенсивно расти, и практически с постоянной скоростью. Уменьшение суммарного коэффициента рождаемости на отрезке времени 1987–1993 гг.

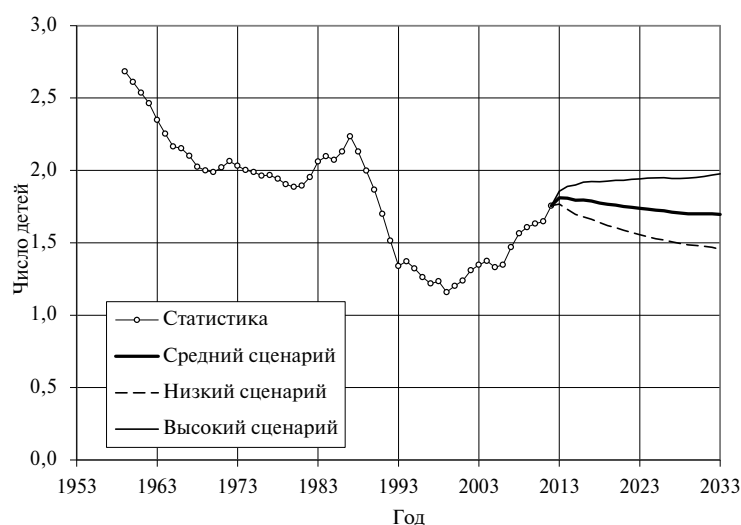


Рис. 1. Статистические и модельные значения суммарного коэффициента рождаемости в зависимости от времени

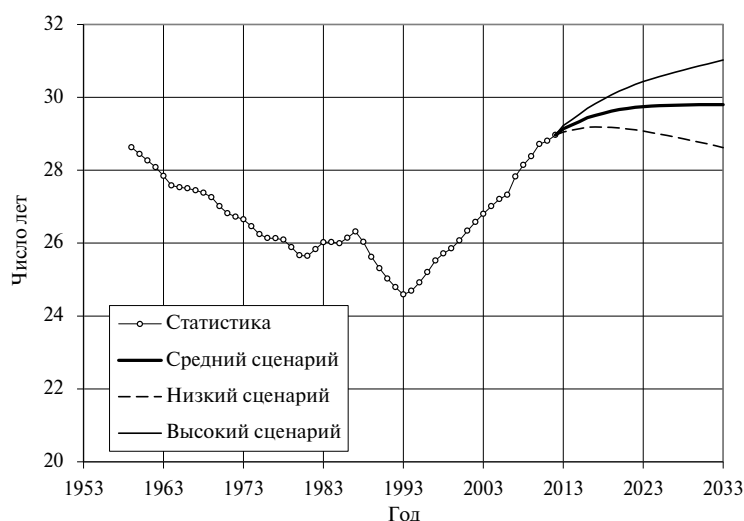


Рис. 2. Статистические и модельные значения среднего возраста женщины при рождении ребенка в зависимости от времени

объясняется тем, что на этом отрезке женщины стали по тем или иным причинам откладывать рождение ребенка. Последнее подтверждается снижением на рассматриваемом отрезке времени среднего возраста женщины при рождении ребенка. Начиная с 1993 г. средний возраст женщины при рождении ребенка начинает быстро расти, что означает, что начали рожать отложившие рождение ребенка женщины. Вследствие этого интенсивность уменьшения суммарного коэффициента рождаемости на периоде времени 1993–1999 гг. падает до нуля, а с 1999 по 2012 г. достаточно интенсивно растет.

Описанный процесс перехода от одного типа рождаемости, характеризующегося концентрацией интенсивности рождений в более младших фертильных возрастах женщин, к другому типу, характеризующемуся концентрацией интенсивности рождений в более старших фертильных возрастах, хорошо известен демографам и характерен для развитых цивилизованных стран. Во многих европейских странах описанный процесс перехода от одного типа рождаемости к другому произошел в 1970-е годы, и часть демографов считает, что это объясняется в основном изменением со временем ключевых факторов образа жизни (например, таких как учеба, профессиональная карьера, условия формирования семьи и др.). Достаточно полное и детальное описание изменения типа

рождаемости дано в работе (Вишневский, 2012). В России указанный процесс перехода от одного типа рождаемости к другому наиболее вероятно был обусловлен глубокими социально-экономическими потрясениями в стране, начавшимися в 1990-х годах.

Несколько слов о влиянии материнского капитала на рождаемость. Этой проблеме было посвящено много исследований, статей в средствах массовой информации и высказываний в кругах чиновников. На наш взгляд, дать однозначный ответ, подтверждающий существенное влияние материнского капитала на рождаемость, по имеющейся статистической информации не представляется возможным. Дело в том, что материнский капитал начал выплачиваться с 2007 г., а рост суммарного коэффициента рождаемости, как видно из графика на рис. 1, начался с 1999 г. и продолжался вплоть до 2006 г., когда никакого материнского капитала не было. Правда, в 2007 г. произошел всплеск в интенсивности роста суммарного коэффициента рождаемости, а затем интенсивность его роста стала уменьшаться, пока в 2012 г. не произошел аналогичный всплеск. На увеличение интенсивности роста суммарного коэффициента рождаемости в 2007 и 2012 г., возможно, повлиял и материнский капитал. В общем на периоде времени с 2007 по 2012 г. рост суммарного коэффициента рождаемости происходил за счет отложенных рождений, обусловленных, возможно, и упомянутым выше переходом к другому типу рождаемости и влиянием материнского капитала.

Смертность. В этом разделе дается описание результатов моделирования сценарных переменных смертности (параметров модели Ли—Картера). На рис. 3 приведены графики изменения на историческом и моделируемом периодах ожидаемой продолжительности жизни при рождении для мужчин и женщин. Последние однозначно связаны со сценарными переменными модели смертности Ли—Картера, но в отличие от них имеют ясный физический смысл. Из приведенных графиков следует, что на моделируемом периоде времени ожидаемые продолжительности жизни при рождении для мужчин и женщин монотонно растут и достигают в 2033 г. максимальных значений, лежащих в пределах от 65,2 до 73,8 лет для мужчин и от 76,7 до 81,1 лет для женщин. Кроме того, из приведенных графиков видно, что темп роста ожидаемой продолжительности жизни на моделируемом периоде времени у мужчин несколько выше, чем у женщин. Несмотря на это, разность между ожидаемыми продолжительностями жизни женщин и мужчин на моделируемом периоде времени остается практически постоянной и в среднем равной 10 годам. Это означает, что согласно результатам моделирования на предложенной демографической модели старение населения в будущем продолжится.

Миграция. На рис. 4 приведены графики изменения общего миграционного прироста на историческом и моделируемом периодах времени. Из приведенных графиков следует, что на моделируемом периоде времени общие миграционные приросты для среднего и верхнего сценариев ра-

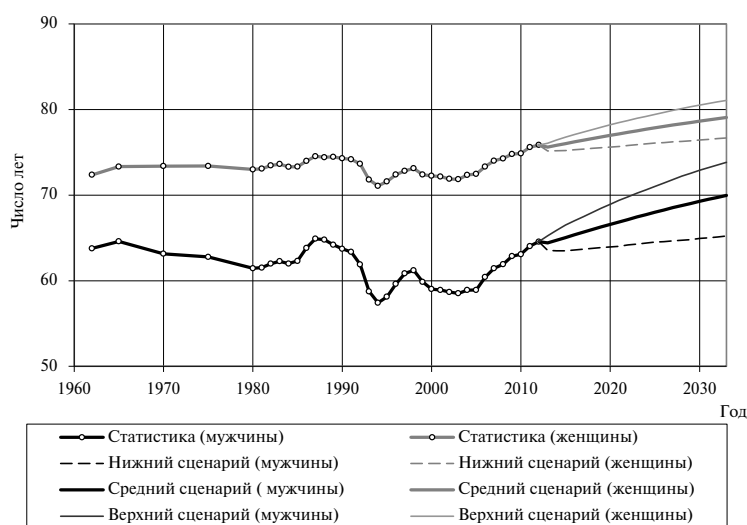


Рис. 3. Статистические и модельные значения ожидаемой продолжительности жизни при рождении мужчин и женщин в зависимости от времени

стут и достигают в 2033 г. максимальных значений, равных соответственно 400 и 520 тыс. человек. В случае нижнего сценария общий миграционный прирост практически не изменяется и в среднем равен 280 тыс. человек. Таким образом, общий миграционный прирост на моделируемом периоде времени 2013–2033 гг. в среднем растет и в 2033 г. достигнет значения, лежащего в пределах от 280 до 520 тыс. человек и в среднем равного 400 тыс. человек. При этом темп роста общего миграционного прироста на моделируемом периоде времени значительно меньше, чем на историческом периоде времени 2004–2012 гг. Прогноз был сделан в 2014 г., когда еще не наблюдалось стремительного падения курса рубля к доллару, что вызвало уменьшение миграционного потока в РФ из стран СНГ.

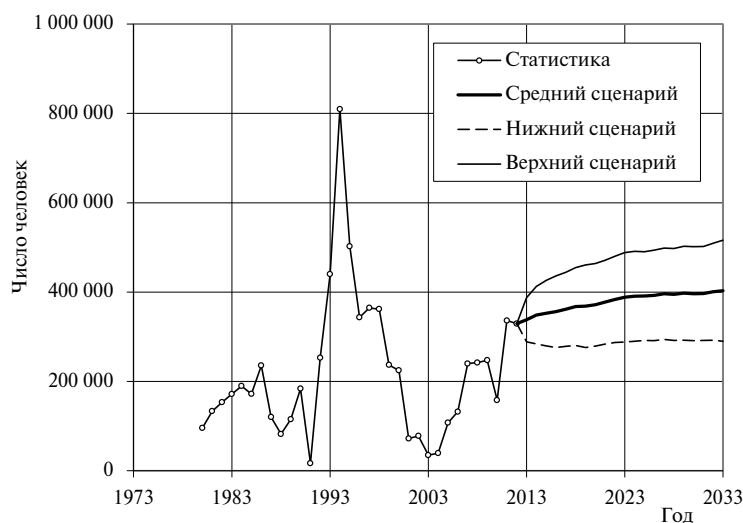


Рис. 4. Статистические и модельные значения общего миграционного прироста в зависимости от времени

РЕЗУЛЬТАТЫ АНАЛИЗА ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ СИТУАЦИИ В РОССИИ В 2013–2033 гг.

Для указанных выше сценариев демографического развития на каждый год моделируемого периода времени 2013–2033 гг. были вычислены однолетние возрастные коэффициенты рождаемости и смертности, однолетние половозрастные структуры для мужчин и женщин, а также ряд интегральных демографических показателей. На рис. 5 приведены графики изменения численностей

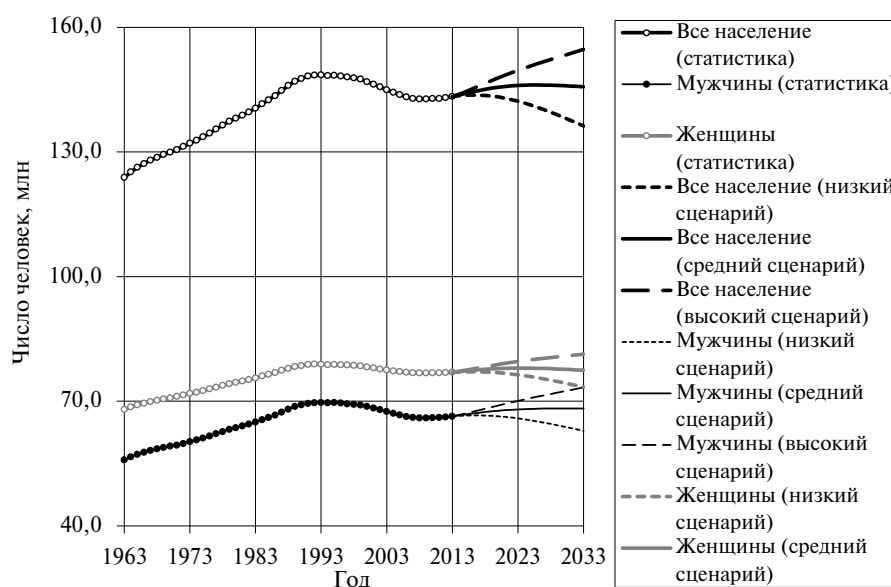


Рис. 5. Статистические и модельные значения численности населения России

мужчин и женщин и общей численности населения России на историческом периоде времени, а также соответствующие значения на моделируемом периоде времени для низкого, среднего и высокого сценариев демографического развития. Из приведенных графиков следует, что численности мужчин и женщин и общая численность населения растут с 66,3, 77 и 143,3 млн человек в 2013 г. до 68,3, 77,5 и 145,8 млн и 73,3, 81,4 и 154,7 млн человек в 2033 г. — соответственно в случаях среднего и высокого сценариев. В случае низкого сценария численности мужчин и женщин и общая численность населения монотонно уменьшаются соответственно с 66,3, 77 и 143,3 млн человек в 2013 г. до 62,9, 73,4 и 136,3 млн человек в 2033 г.

Рост численности населения на моделируемом периоде времени в высоком и среднем сценариях и снижение уменьшения численности населения в низком сценарном варианте в значительной степени определяется ростом общего миграционного прироста. Сказанное наглядно иллюстрируют графики изменения ежегодного общего миграционного (см. рис. 4), естественного и общего приростов населения России, приведенных соответственно на рис. 6 и 7.

Из приведенных на рис. 6 графиков следует, что ежегодные естественные приросты общей численности населения (разности между числом родившихся и умерших) в среднем и нижнем сцена-

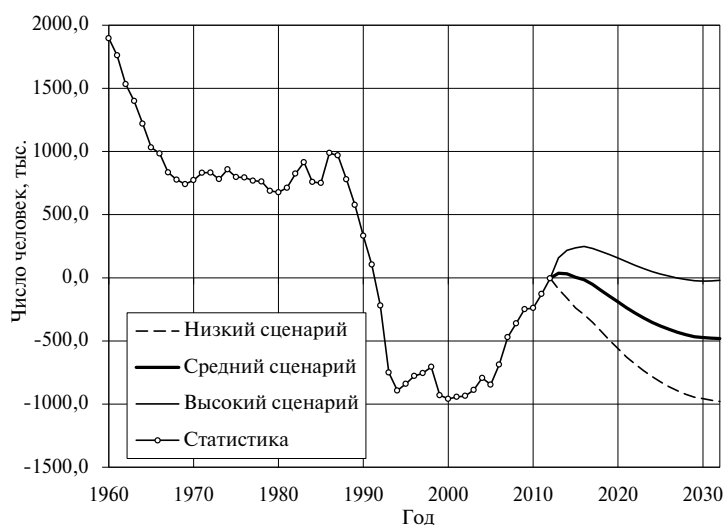


Рис. 6. Статистические и модельные значения ежегодного естественного прироста общей численности населения

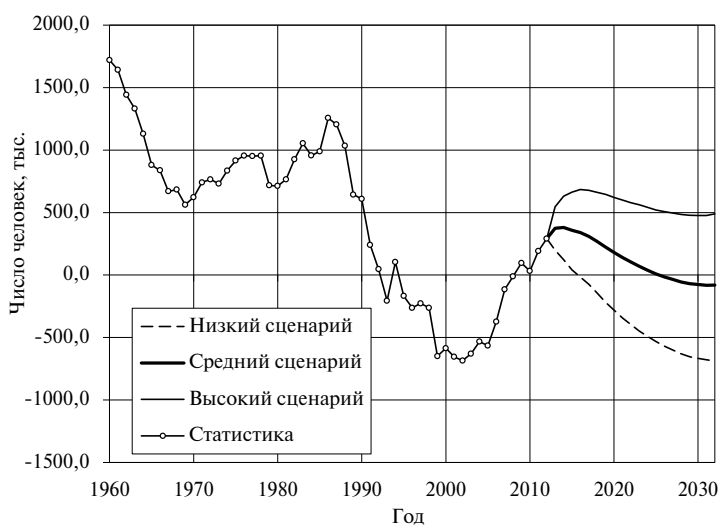


Рис. 7. Статистические и модельные значения ежегодного прироста общей численности населения

риях отрицательны и растут по абсолютной величине практически от нуля в 2013 г. до —480 тыс. и —980 тыс. человек в 2032 г. соответственно. В высоком сценарии естественный прирост населения с 2013 г. по 2016 г. растет, достигая в 2016 г. максимального значения в 250 тыс. человек, а затем уменьшается до нулевого значения в 2032 г.

Описанные изменения естественных приростов численности населения на моделируемом периоде времени в основном определяются снижением рождаемости. Снижение рождаемости связано, с одной стороны, со снижением темпа роста суммарного коэффициента рождаемости в случае верхнего сценария и уменьшением суммарного коэффициента рождаемости в случае среднего и низкого сценариев (см. рис. 1), а с другой стороны, с влиянием демографической волны. Последнее следует из характера зависимостей среднего возраста женщины при рождении ребенка (см. рис. 2) и анализа однолетних половозрастных структур населения в 2013, 2023 и 2033 г., приведенных на рис. 8–9 (в 2013 г. для всех сценариев возрастные структуры, естественно, имеют одни и те же значения).

Из графиков на рис. 9 видно, что распределения по возрасту численности женщин фертильного возраста (женщины в возрастах от 15 до 50 лет) для всех сценариев в 2023 и 2033 г. практически со-

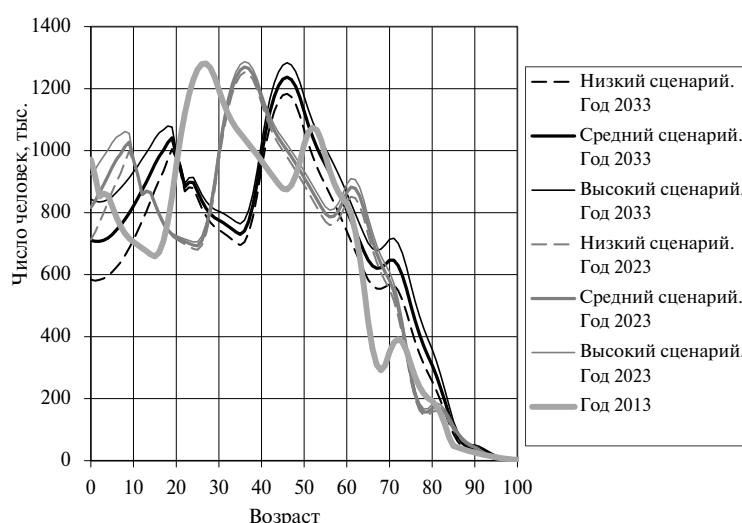


Рис. 8. Распределение численности мужчин по возрасту в 2013, 2023 и 2033 г.

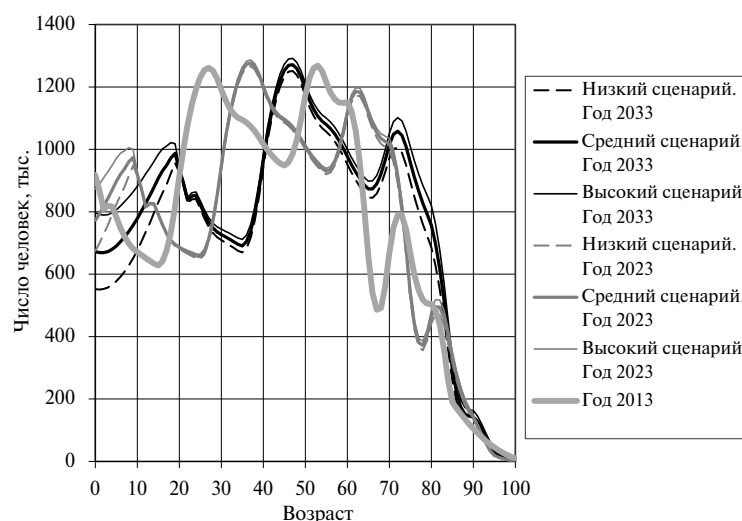


Рис. 9. Распределение численности женщин по возрасту в 2013, 2023 и 2033 г.

впадают с распределениями, получающимися путем сдвига распределения по возрасту численности женщин фертильного возраста в 2013 г. соответственно на 10 и 20 лет. При этом из графика на рис. 9 следует, что общая численность женщин фертильного возраста уменьшается от года к году, а ее максимальное значение для всех сценарных вариантов в 2013, 2023 и 2033 г. имеет практически одно и то же значение, и оно достигается в 27 лет в 2013 г., в 37 лет — в 2023 г. и в 47 лет — в 2033 г. Принимая сказанное во внимание и учитывая, что согласно графику на рис. 2 средний возраст женщины при рождении ребенка составляет в 2013 г. 29 лет, а в 2023 г. и 2033 г. имеет значения, лежащие соответственно в пределах от 29 до 30,5 лет и от 28,5 до 31 года, следует ожидать, что число рожденных будет от года к году уменьшаться. Следовательно, снижение рождаемости за счет демографической волны в 2023 г. и 2033 г. происходит как за счет уменьшения численности женщин фертильного возраста, так и за счет смещения пика распределения рождаемости по возрастам женщин в более старшие по сравнению с 2013 г. возрасты, которые значительно превосходят средние возрасты женщины при рождении ребенка и в которых возрастные коэффициенты рождаемости имеют меньшие значения, чем в 2013 г.

В подтверждение сказанного выше на моделируемом периоде времени были вычислены численность женщин фертильного возраста (число женщин от 15 до 50 лет), число рожденных и умерших, а также общий коэффициент естественного прироста населения, равного разности между общими коэффициентами рождаемости и смертности. Результаты вычислений представлены в графическом виде на рис. 10–13.

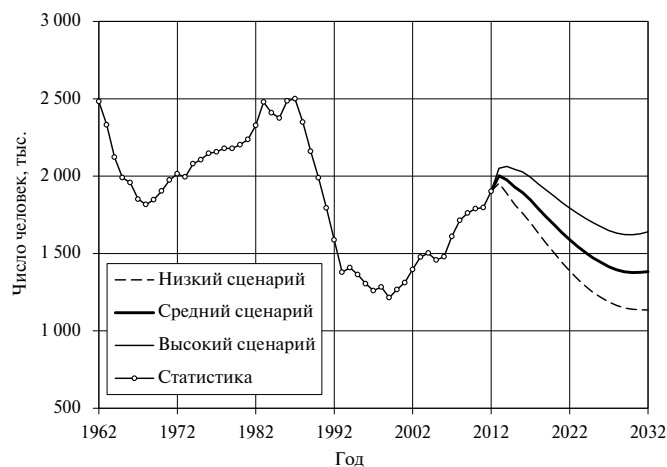


Рис. 10. Численность родившихся
(все население, статистика и модельные значения)

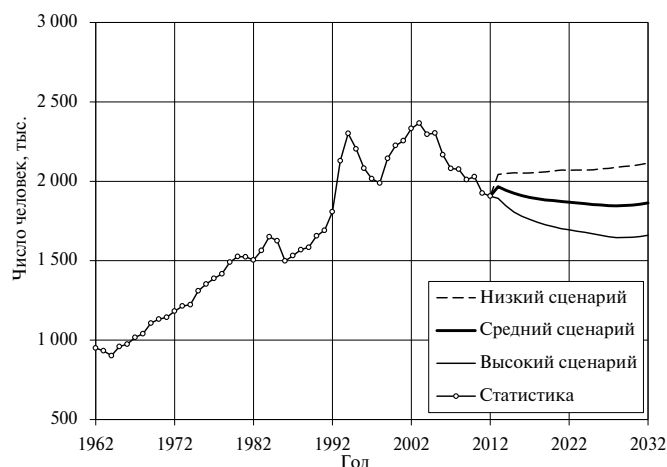


Рис. 11. Численность умерших
(все население, статистика и модельные значения)

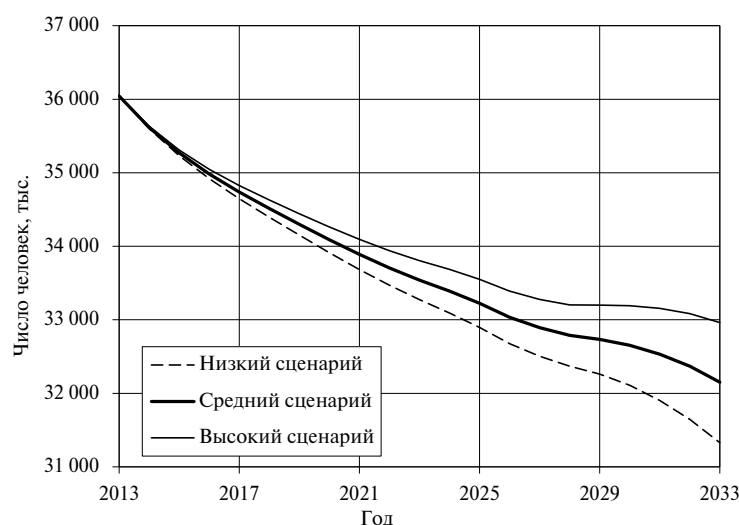


Рис. 12. Численность женщин фертильного возраста (модельные значения)

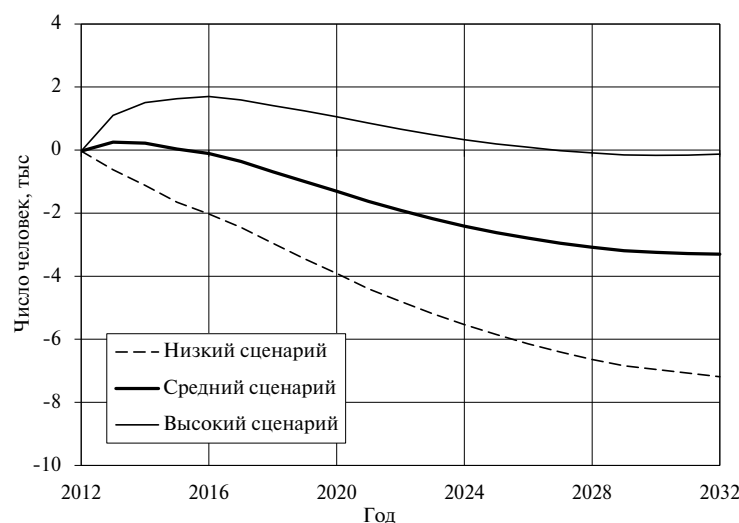


Рис. 13. Общий коэффициент естественного прироста населения (модельные значения)

Из графиков на рис. 10 и 12 видно, что на моделируемом периоде времени для всех сценариев число родившихся, а также численность женщин фертильного возраста интенсивно уменьшаются. В то же время, как следует из графика на рис. 11, численность умерших в случаях среднего и высокого сценариев тоже уменьшается, но интенсивность уменьшения значительно меньше, чем у родившихся, а в случае низкого сценария численность умерших не только не уменьшается, а даже растет, хотя и незначительно. Сделанные выводы объясняет характер изменения со временем как приведенного на рис. 6 естественного прироста численности населения, так и характер изменения общего коэффициента естественного прироста, приведенного в графической форме для трех сценарных вариантов на рис. 13. Из графика на рис. 13 видно, что общий коэффициент естественного прироста численности населения для среднего и нижнего сценариев на моделируемом периоде имеет убывающие отрицательные значения, — это означает, что в этом случае смертность превышает рождаемость. Что касается высокого сценарного варианта, то этот коэффициент сначала растет от 0 в 2013 г. до 1,7 в 2016 г., а затем монотонно убывает, стремясь практически снова к нулевому значению в 2032 г.

На моделируемом периоде времени для трех сценарных вариантов были вычислены распределения численности всего населения (мужчины и женщины) по следующим трем возрастным

группам: дети до 16 лет включительно, группа трудоспособных (люди в трудоспособных возрастах) и пенсионеры. Полученные результаты вычислений в графическом виде представлены на рис. 14.

На графике рис. 14 видно, что для всех трех сценариев численность трудоспособных сначала монотонно убывает, а потом медленно растет, численность детей, наоборот, сначала монотонно растет, а затем монотонно убывает, а численность пенсионеров монотонно увеличивается. Поскольку, как показали расчеты групповых коэффициентов смертности (отношение числа умерших в группе к общей численности в ней людей), их значения для всех трех сценарных вариантов и трех возрастных групп на моделируемом периоде времени монотонно убывают, то уменьшение численности трудоспособных и немонотонность характера изменения численности детей объясняются влиянием демографической волны.

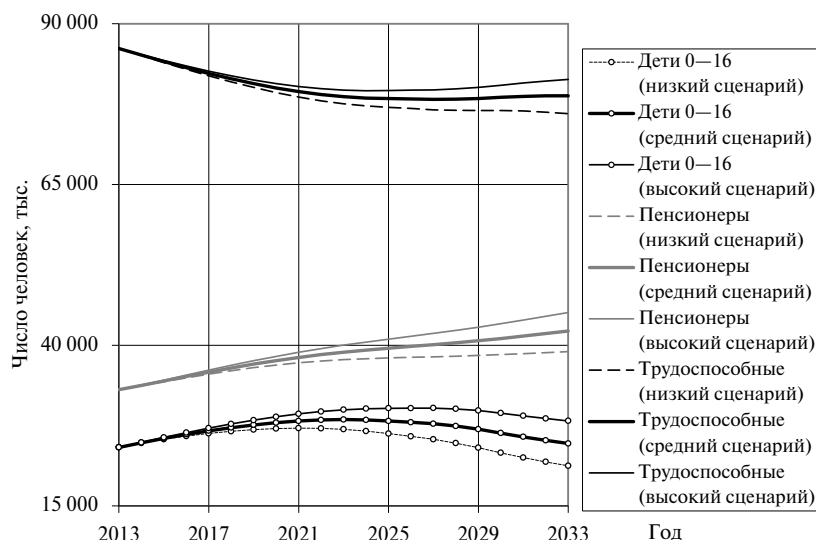


Рис. 14. Распределение численности населения по трем возрастным группам: трудоспособные, пенсионеры и дети до 16 лет включительно (модельные значения)

Из графика на рис. 14 также видно, что, в общем, численность нетрудоспособных (пенсионеры и дети до 16 лет включительно) будет расти с уменьшающимся темпом роста, которое объясняется немонотонностью характера изменения численности детей, обусловленного демографической волной. Следствием сказанного, с учетом уменьшения численности трудоспособных, является рост коэффициента демографической нагрузки на население (число нетрудоспособных на 1000 трудоспособных). Последнее четко можно проследить на рис. 15, на котором представлены графики изменения на моделируемом периоде времени коэффициента демографической нагрузки на население для трех сценариев. Согласно этим графикам коэффициент демографической нагрузки в 2013 г. имеет значение 660, затем он растет и в 2023 г. лежит в пределах от 830 до 880, а к 2033 г. в среднем несколько уменьшается и находится в пределах от 790 до 900. Из последнего следует, что в 2033 г. на одного человека нетрудоспособного возраста будет приходиться от 1,1 до 1,18 человека трудоспособного возраста, что в будущем может создать социально-экономические проблемы.

Резюмируя все вышеизложенное, можно сделать следующие, основанные на результатах моделирования с предложенной демографической моделью, выводы о демографической ситуации России в 2013–2033 гг.

1. Рождаемость на моделируемом периоде времени 2013–2033 гг. будет уменьшаться. Снижение рождаемости связано в основном с влиянием демографической волны (со временем уменьшается число женщин фертильного возраста и сдвигается пик распределения женщин по возрасту в сторону старших возрастов), а также со снижением темпа роста суммарного коэффициента рождаемости для высокого сценария и уменьшением суммарного коэффициента рождаемости — для среднего и низкого сценариев.

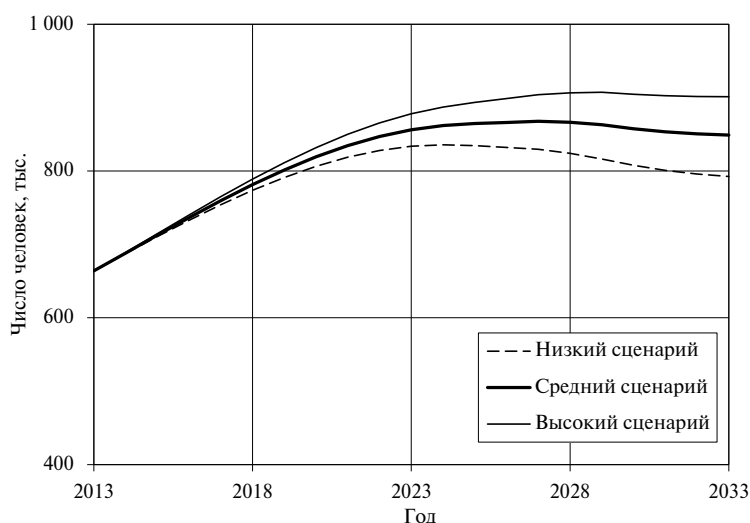


Рис. 15. Зависимость от времени модельного коэффициента демографической нагрузки на население (число нетрудоспособных на 1 тыс. трудоспособных)

2. Численности родившихся (для всех сценарных вариантов) и умерших (для среднего и высокого сценарных вариантов) будут уменьшаться, причем интенсивность уменьшения численности родившихся будет существенно больше, чем у умерших. В случае низкого сценария число умерших изменяться практически не будет. Вследствие сказанного общий коэффициент естественного прироста численности населения для среднего и нижнего сценариев на моделируемом периоде будет иметь убывающие отрицательные значения, а это означает, что в таком случае смертность будет превышать рождаемость. В случае высокого сценария этот коэффициент сначала будет расти от 0 в 2013 г. до 1,7 в 2016 г., а затем монотонно убывать, стремясь практически к нулевому значению к 2033 г. Аналогичную зависимость от времени будет иметь ежегодный естественный прирост общей численности населения.

3. Общая численность населения будет расти с 143,3 млн человек в 2013 г. до 145,7 млн и 154,7 млн человек в 2033 г. соответственно в случаях среднего и высокого сценарных вариантов. В случае низкого сценарного варианта общая численность населения будет монотонно уменьшаться с 143,3 млн человек в 2013 г. до 136,3 млн человек в 2033 г. Рост общей численности населения в случаях среднего и высокого сценариев и снижение темпа уменьшения численности в случае низкого сценария в основном происходит за счет общего миграционного прироста.

4. Население будет продолжать стареть. Число людей пенсионного возраста будет расти, тогда как суммарное число людей в работоспособных и детских возрастах (дети в возрасте до 16 лет включительно) будет уменьшаться. Численность последних будет монотонно сокращаться со 110 млн человек в 2013 г. до значений, лежащих в пределах от 97 до 109,5 млн человек в 2033 г., а численность пенсионеров будет монотонно расти с 33 млн в 2013 г. до значений, лежащих в пределах от 39 до 45 млн человек в 2033 г.

5. Ожидаемая продолжительность жизни при рождении у мужчин и женщин будет монотонно расти со значений 64,6 и 75,9 лет соответственно в 2012 г. до значений, лежащих в пределах 65,2–73,0 лет для мужчин и 76,7–81,1 лет для женщин в 2033 г. При этом темп роста ожидаемой продолжительности жизни у мужчин будет несколько выше, чем у женщин, а разность между ожидаемыми продолжительностями жизни женщин и мужчин на моделируемом периоде времени практически останется постоянной и в среднем равной 10 годам.

6. Численность трудоспособных в среднем будет уменьшаться с 86,1 млн в 2013 г. до значений, лежащих в пределах 76–81,4 млн человек в 2033 г., а численность нетрудоспособных (пенсионеры и дети до 16 лет включительно) в среднем будет расти с 57,2 млн в 2013 г. до значений, лежащих в пределах 60,3–73,3 млн человек в 2033 г. Вследствие этого коэффициент демографической нагрузки на население (число нетрудоспособных на 1000 трудоспособных) будет практически мо-

нотонно расти, начиная со значения 664 в 2013 г. до значений, лежащих в пределах от 793 до 901 в 2033 г. Из последнего следует, что в 2033 г. на одного человека нетрудоспособного возраста будет приходиться от 1,1 до 1,18 человека трудоспособного возраста, что может создать социально-экономические проблемы в будущем.

Предложенная демографическая модель может быть использована для многовариантного анализа демографических процессов в связке с макроэкономической моделью. В этом случае нужно построить модели, описывающие зависимости сценарных переменных демографической модели от экономических показателей, включая финансовые потоки, выделяемые на проведение социодемографических программ. Проведение имитационных экспериментов в этом случае позволит на этапе выработки решений, связанных с государственным регулированием социодемографических процессов, прогнозировать последствия принимаемых решений.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Вишневский А.Г.** (2012). Демографический прорыв или движение по кругу? // *Демоскоп Weekly*. № 533–544. С. 1–29.
- Голубков В.В., Кругляков С.В.** (2010). Построение по российским данным прогностической двухпараметрической возрастной модели рождаемости. В сб.: “*Динамика неоднородных систем*”. Труды ИСА РАН. Т. 53. Вып. 14. С. 87–99.
- Carter L., Lee R.D.** (1992). Modeling and Forecasting U.S. Mortality: Differentials in Life Expectancy by Sex // *International Journal of Forecasting*. Vol. 8. No. 3 (November). P. 393–412.
- Heligman L., Pollard J.H.** (1980). The Age Pattern of Mortality // *Journal of the Institute of Actuaries*. Vol. 107. P. 49–75.
- Keilman N., Pham D.Q.** (2000). Predictive Intervals for Age-Specific Fertility // *European Journal of Population*. No. 16. P. 41–66.
- Rogers A.** (1975). Introduction to Multiregional Mathematical Demography. N.Y.: Wiley.
- Schoen R.** (1988). Modeling Multigroup Populations. N.Y., L.: Plenum Press.

REFERENCES (with English translation or transliteration)

- Carter L., Lee R.D.** (1992). Modeling and Forecasting U.S. Mortality: Differentials in Life Expectancy by Sex. *International Journal of Forecasting* 8, 3, 393–412.
- Golubkov V.V., Krugliakov C.V.** (2010). Construction of the Prognostic Two-Parametric Age Fertility Model by Russian Data. In: “*Dynamics of heterogeneous systems*”. *Proceedings ISA RAN*, 53, 14, 2010, 87–99.
- Heligman L., Pollard J.H.** (1980). The Age Pattern of Mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, 107, 49–75.
- Keilman N., Pham D.Q.** (2000). Predictive Intervals for Age-Specific Fertility. *European Journal of Population*, 16, 41–66.
- Rogers A.** (1975). Introduction to Multiregional Mathematical Demography. N.Y.: Wiley.
- Schoen R.** (1988). Modeling Multigroup Populations. N.Y., L.: Plenum Press.
- Vishnevsky A.G.** (2012). Demographic Breakthrough or Circling? Part 1. *Demoskop Weekly*, 533–534, 1–29.

The Forecast of Demographic Situation in Russia up to 2033

V.V. Golubkov^{1,*}, T. Yu. Yakovets^{2,**}

¹ ISA FRC CSC RAS, leading researcher; Russia, Moscow

² International Institute P. Sorokin — N. Kondratiev, leading researcher; Russia, Moscow

* E-mail: golvic@isa.ru ** E-mail: tzag@mail.ru

Received 08.11.2016

This article was written with the financial support of the Russian Humanitarian Scientific Foundation (project 16-02-00229) “Socio-demographic evolution of Russia and other BRICS countries: patterns, trends and prospects”.

The brief description of the demographic model and modeling technique elaborated and used by the authors for investigating the trends of demographic development in Russia are given. The demographic model and the modeling technique are based on the using auto regression and regression analysis of time series for demographic indicators, simulation modeling and confidence intervals for model values of demographic indicators with taking into account a priori information and constraints on the model parameters and modeling process. On the basis of confidence intervals there were generated three scenarios of Russia's demographic development: Low, Medium and High. On the time period 2013–2033 the demographic model allows for the scenario variants to calculate one-year age structures for men and women, one-year age fertility, mortality and migration increase rates and all necessary for analysis integral demographic indicators. The results of the multivariate analysis of the demographic processes in Russia on time period 2013–2033 are described. In particular according to these results it was found that fertility and natural increase of the population will decrease generally because of the influence of demographic wave; the total population will increase generally due to the increase of migration; the population will grow old; the coefficient of demographic load on the population will grow at decreasing rate.

Keywords: demographic model, fertility, mortality, migration, age structures, modeling, forecast, demographic indicators, age fertility rates, age mortality rates, age net migration rates.

JEL Classification: J11.

DOI: 10.31857/S042473880003321-2