

УДК 314.3

СТАТИСТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ОБЩИЙ КОЭФФИЦИЕНТ РОЖДАЕМОСТИ В РЕСПУБЛИКЕ БАШКОРТОСТАН

© И. А. Лакман¹, А. М. Азнабаев^{2*}, И. В. Молоканов¹, Р. Н. Комлева^{3,1}

¹Институт социально-политических и правовых исследований Республики Башкортостан
Россия, Республика Башкортостан, 450000 г. Уфа, ул. Кирова, д. 15.

Тел.: +7 (347) 273 79 67.
Email: lackmania@mail.ru

²Башкирский государственный университет
Россия, Республика Башкортостан, 450076 г. Уфа, ул. Заки Валиди, 32.

Тел.: +7 (917) 348 39 61.
*Email: art.aznabaev@yandex.ru

³Высшая школа экономики
Россия, 101000 г. Москва, ул. Мясницкая, 20.

Тел.: +7 (987) 623 73 61.
Email: k.renata.n@gmail.com

Приводится оценка влияния изменений социально-экономических факторов на темпы изменения показателя рождаемости в Республике Башкортостан. В качестве методов исследования используются методики очищения общего коэффициента рождаемости от влияния половозрастной структуры населения региона, теория коинтеграции, статистические динамические модели, учитывающие структуру лага запаздывания.

Ключевые слова: коэффициенты рождаемости, индексный метод, динамические модели с распределенными лагами.

Введение

Снижение рождаемости – ключевая проблема для стран с развитой экономикой, поскольку она приводит к ряду очень серьезных проблем во всех сферах жизни, таких как общее старение населения, изменение структуры трудовых ресурсов, увеличение налоговых нагрузок на молодое и трудоспособное население, дефицит молодых специалистов в ряде отраслей экономики, угрозы национальной безопасности, обострение межэтнических отношений в стране. Демографические исследования показывают, что на рождаемость сильно влияют ряд социально-экономических факторов, характеризующих как конкретного индивидуума, так и развитие общества в целом. Для исследования такого влияния в современной демографии применяются математические методы статистического моделирования, позволяющие найти более точные причины снижения рождаемости и построить развернутые демографические прогнозы.

Формирование необходимой для моделирования информационной базы

Для учета как изолированного, так и комплексного влияния социально-экономических факторов на показатель рождаемости лучше всего использовать темповый подход. Т.е. учитывать, как приросты показателей, выражающих социально-экономические факторы, влияют на приросты рождаемости. Наиболее простым и широко используемым относительным показателем рождаемости является общий (грубый) коэффициент рождаемости (ОКР),

определяемый как отношение абсолютного числа рождений к средней численности населения за период T , обычно равный 1 году. Это отношение для наглядности умножается на 1000%:

$$OKP = \frac{B}{P * T} * 1000 \%,$$

где B – абсолютное число рождений за год; P – среднее население; T – длина периода.

Однако при проведении исследования следует учитывать, что величина общего коэффициента рождаемости зависит не только от интенсивности процесса деторождения, но и в значительной степени от половозрастной структуры населения. Чем выше доля женщин репродуктивного возраста в населении, тем соответственно и выше, при прочих равных условиях, ОКР. Другими словами, даже если наблюдалось снижение фактического уровня рождаемости, величина ОКР может увеличиться, если доля женщин детородного возраста в населении возросла. Поэтому в качестве показателя, определяющего темп рождаемости, будем использовать специальный индекс переменного состава J_n , выражающего относительное изменение величины ОКР в целом [1]:

$$J_n = J_F \cdot J_{W_{15-49}(w)} \cdot J_{W(s)}, \quad (1)$$

где J_F – индекс постоянного состава характеризует изменение ОКР под влиянием изменения специального коэффициента рождаемости (СКР), т.е. собственно самой рождаемости; $J_{W_{15-49}(w)}$ – индекс структурных сдвигов, характеризующих

воздействие изменения удельного веса женщин репродуктивного возраста в общей численности женщин на динамику ОКР; третий индекс – $J_{W(s)}$ – индекс структурных сдвигов, выражающих изменение ОКР за счет изменения только половой структуры населения.

Формулу (1) можно переписать в виде индексной модели:

$$\frac{F_1 d_{15-49}^w d_{w_1}^w}{F_0 d_{15-49}^w d_{w_0}^w} = \frac{F_1 d_{15-49}^w d_{w_1}^s}{F_0 d_{15-49}^w d_{w_1}^s} \cdot \frac{F_0 d_{15-49}^w d_{w_1}^s}{F_0 d_{15-49}^w d_{w_1}^s} \cdot \frac{F_0 d_{15-49}^w d_{w_1}^s}{F_0 d_{15-49}^w d_{w_0}^s}, \quad (2)$$

где индексы 0 и 1 обозначают маркировку показателей в начале и в конце изучаемых периодов соответственно; d_{15-49}^w – доля женщин репродук-

тивного возраста в женском населении; d_w^s – доля женщин в общей численности населения; F – значение ОКР.

Подобный подход (переход к индексам) в построении темповых моделей позволяет при изучении причин увеличения/снижения показателя рождаемости исключить влияние, имеющее место при увеличении доли фертильного населения среди всей популяции.

Для более детального и достоверного анализа причин изменения рождаемости расчет индекса переменного состава проводили двумя способами:

1) с помощью цепного подхода, при котором в качестве базисного года, индексируемого в (2) 0, выступает предыдущий нефиксированный период, а в качестве конечного изучаемого периода, индексируемого в (2) – 1, текущий рассматриваемый год. И таким образом все индексы рассчитываются по цепочке: $J_n^{\text{цепной}}$;

2) с помощью базисного подхода, при котором в качестве базисного года берется фиксированный период времени, в нашем случае 1993 г., индексируемого в (2) 0, а в качестве конечного изучаемого периода, индексируемого в (2) 1, текущий рассматриваемый год. Таким образом, получаются базисные индексы $J_n^{\text{базисный}}$.

На основании тщательного анализа литературных источников [2], посвященных моделированию демографических показателей, а также исходя из результатов консультаций с демографами, были отобраны следующие факторы, оказывающие возможное влияние на рост/падение рождаемости:

– *Интенсивность рождаемости*. В качестве измерителя фактора рассматривали суммарный коэффициент рождаемости, определяемый как сумма повозрастных коэффициентов рождаемости для возрастов от 15 до 49 лет.

– *Доходы населения*. В качестве показателей были взяты среднедушевые денежные доходы на душу населения и реально располагаемые денежные доходы.

– *Занятость женщин*. Показатель, измеряющий фактор, определили как долю занятых жен-

щин репродуктивного возраста в численности экономически-активного женского населения.

– *Образование женщин*. В качестве фактора измерения брали долю женщин с высшим и неоконченным высшим образованием в общей популяции женщин.

– *Откладывание рождений*. В качестве показателя, измеряющего достаточно неоднозначный фактор, был взят средний возраст матери, который в последние несколько лет имеет заметную тенденцию к увеличению.

– *Миграция*. В качестве показателя данного фактора был рассмотрен миграционный прирост населения (мужчины+женщины) репродуктивного возраста (15–49 лет).

– *Смертность*. В рамках данного фактора рассмотрен показатель ожидаемой продолжительности жизни при рождении у мужчин и женщин.

– *Урбанизация*. Измеряющим показателем урбанизации выступает доля сельских женщин репродуктивного возраста в общей численности женщин репродуктивного возраста.

– *Брачность*. Показатель брачности характеризуется количеством заключенных браков в течение года на 1000 населения.

– *Социальные гарантии семьям с детьми*. Фактор считается одним из стимулирующих рождаемость. В качестве показателя исследовали охват детей детским дошкольным образованием.

Все рассмотренные показатели были переведены в индексы простым отношением: показателем текущего периода, к предыдущему для цепных индексов и показателем текущего периода к базисному 1993 г. для базисных индексов.

Предварительный анализ данных

Для определения влияния любого фактора на результат традиционно применяется регрессионный анализ. Но в случае, когда показатели, по сути, являются временными рядами использовать простую статистическую регрессию не всегда возможно, т.к. есть опасность получения ложных корреляционных зависимостей, обусловленных влиянием времени. В эконометрике в этом случае прибегают в частности к построению так называемых динамических регрессионных уравнений, применение которых требует соблюдения ряда условий [3]. Одним из таких условий является требование коинтегрированности временных рядов. Для проверки коинтегрированности всех пар рядов цепных индексов, образуемых с $J_n^{\text{цепной}}$, и всех пар рядов базисных индексов, образуемых с $J_n^{\text{базисный}}$, применяли процедуру Ингла-Гренджера.

Так, на первом этапе определили порядки интегрируемости с помощью теста на единичные корни Дики-Фуллера. Суть заключается в проверке нулевой гипотезы о том, что процесс $y_t = \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$ является процессом единичного корня, т.е. процесс не является стационарным и $\delta=0$ в уравнении $\Delta y_t = \delta \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$, где $\delta = (\alpha_1 - 1)$.

Принятие решений в тесте основывается на правосторонней проверке, где расчетное значение t -статистики сравнивается с критическими значениями Мак-Кинона. Все ряды, рассматриваемые в данной работе, оказались рядами, соответствующими интегрируемым процессам первого порядка $I(1)$, т.е. стационарными после перехода к первым разностям.

На следующем этапе по парам были построены регрессии, остатки которых тестировались на стационарность в широком смысле, согласно тесту Дики-Фуллера. Проведение процедуры Ингла-Гренджера позволило сделать заключение о коинтегрированности всех пар показателей как для цепных, так и для базисных индексов, что делает корректным применение к ним теории построения динамических эконометрических моделей и оценки параметров моделей методом наименьших квадратов.

Для определения возможного влияния с отсроченным эффектом рассматриваемых социально-экономических факторов на индекс переменного состава J_n анализировались кросс-коррелограммы, построенные для этих рядов. Подобный анализ основан на визуальном анализе кросс-корреляционных коэффициентов, упорядоченных в зависимости от лага запаздывания: 0, 1, 2 и т.д., и определения длины максимального лага на основе подсчета коэффициентов, выходящих за зону так называемого белого шума, или попросту незначимости. Анализ кросс-коррелограмм свидетельствовал о наличии влияния ряда показателей на индексы переменного состава $J_n^{\text{цепной}}$ и $J_n^{\text{базисный}}$ как в текущий, так и в предыдущий период времени соответственно.

Построение моделей

В связи с тем, что исследуемые показатели относятся к демографическим факторам и к ним некоторые типы моделей неприменимы по причине отсутствия в них соответствия реальности, из всего многообразия эконометрических динамических моделей для спецификации были отобраны:

- 1) модели статической регрессии, вида:

$$y_t = b_0 \cdot x_t^1 + \dots + b_n \cdot x_t^n + \varepsilon_t ;$$

- 2) модели опережающего показателя, общий вид которых:

$$y_t = b_1 \cdot x_{t-1} + \dots + b_q \cdot x_{t-q} + \varepsilon_t ;$$

- 3) модели с распределенными лагами:

$$y_t = b_0 \cdot x_t + b_1 \cdot x_{t-1} + \dots + b_q \cdot x_{t-q} + \varepsilon_t .$$

Здесь q – длина максимального лага запаздывания; ε_t – случайные остатки модели; t – индекс периода.

В качестве тестеров селекции типов модели служили минимумы информационных критериев Акайке и Шварца, максимум коэффициента детерминации R^2 .

Все построенные уравнения, связывающие соответственно индексы ОКР $J_n^{\text{цепной}}$ и $J_n^{\text{базисный}}$ с рас-

сматриваемыми социально-экономическими факторами, были тщательно проверены на адекватность реальным показателям:

- 1) проверены гипотезы о значимом отличии от нуля параметров моделей с помощью тестов Стьюдента и Вальда [3];

- 2) проверены показатели качества соответствия моделей реальным данным;

- 3) проверена достоверность (эффективность, несмещенность и состоятельность) получаемых оценок моделей. Возможное наличие в моделях значимых факторов в виде лаговых переменных делает невозможным применение теста Дарбина-Уотсона при проверке отсутствия автокорреляции в остатках [3]. Поэтому проверили наличие автокорреляции более мощным тестом Броша-Годфри. Нормальность распределения остатков модели проверяли на основе теста Бера-Жарка при уровне значимости нулевой гипотезы 0.05. Тест на эффективность получаемых оценок, заключающийся в отсутствии гетероскедастичности (росте дисперсии) остатков модели, проверяли с помощью теста Уайта при уровне значимости 0.05. Следует отметить, что для некоторых моделей данный тест подтвердил гетероскедастичность, и динамические уравнения регрессии были пересчитаны взвешенным методом наименьших квадратов, с весами, подобранными в соответствии с наибольшей корреляцией остаточной компоненты ε_t с квадратичными формами независимых факторов.

После проведения процедур селекции, верификации и спецификации моделей статистически значимыми оказались лишь модели, связывающие цепные и базисные индексы с темпами прироста (соответственно цепными и базисными) показателями брачности $(J_{\text{бр},t}^{\text{цепной}}, J_{\text{бр},t}^{\text{базисный}})$ доходов

$(J_{\text{доход},t}^{\text{цепной}}, J_{\text{доход},t}^{\text{базисный}})$ и образования женщин

$(J_{\text{обр},t}^{\text{цепной}}, J_{\text{обр},t}^{\text{базисный}})$.

В результате адекватными для брачности оказались модели с распределенными лагами запаздывания как для базисных, так и для цепных индексов:

$$J_{n,t}^{\text{цепной}} = 0.38 \cdot J_{\text{бр},t}^{\text{цепной}} + 0.61 \cdot J_{\text{бр},t-1}^{\text{цепной}} , \quad (3)$$

$$J_{n,t}^{\text{базисный}} = 0.42 \cdot J_{\text{бр},t}^{\text{базисный}} + 0.61 \cdot J_{\text{бр},t-1}^{\text{базисный}} . \quad (4)$$

Здесь в моделях (3)–(4) индекс t – текущий период времени, а $t-1$ – предыдущий период времени.

Для доходов адекватными оказались модель с распределенными лагами запаздывания для цепных индексов и модель статической регрессии для базисных индексов:

$$J_{n,t}^{\text{цепной}} = -0.013 \cdot J_{\text{доход},t}^{\text{цепной}} + 0.004 \cdot J_{\text{доход},t-1}^{\text{цепной}} , \quad (5)$$

$$J_{n,t}^{\text{базисный}} = 0.0004 \cdot J_{\text{доход},t}^{\text{базисный}} . \quad (6)$$

Здесь следует отметить, что коэффициенты при переменных в модели (5) имеют разные знаки.

Согласно классической теории эконометрики, такая модель не является полностью пригодной для количественного анализа, т.к. затрудняет возможность расчета долгосрочных мультипликаторов. Однако многие эконометристы [3] не советуют такую модель сразу «списывать со счетов», т.к. она позволяет определить общие тенденции в развитии экономических процессов.

Для фактора образования женщин адекватными оказались модели статической регрессии для цепных и для базисных индексов:

$$J_{n,t}^{\text{цепной}} = 0.94 \cdot J_{\text{обр./ж.т.}}^{\text{цепной}}, \quad (7)$$

$$J_{n,t}^{\text{базисный}} = 0.145 \cdot J_{\text{обр./ж.т.}}^{\text{базисный}}. \quad (8)$$

Следует отметить, что все модели (3)–(8) не включают свободный член в силу его незначимого отличия от нуля.

Результаты моделирования

Результаты анализа можно проинтерпретировать следующим образом:

- Для модели (3): изменение прироста увеличения браков по отношению к предыдущему году на 1% приведет к приросту рождений по переменному составу на 0.39% в период t , и к приросту на $0.39+0.61=1\%$ в период $t+1$.

- Для модели (4): изменение прироста увеличения браков по отношению к 1993 г. на 1% приведет к приросту рождений по переменному составу на 0.42% в период t и к приросту на $0.42+0.61=1.03\%$ в период $t+1$.

Интересно, что результаты построения моделей как по базисному, так и по цепному индексу, мало отличаются. Это свидетельствует о том, что за последние 20 лет, в период с 1993 по 2013 год, влияние прироста количества заключенных браков на прирост рождаемости практически не изменилось. Единственное отличие, что влияние количества браков в текущем периоде для цепного индекса 0.39%, а для базисного к 1993 г. 0.41%. Это обстоятельство косвенно указывает на относительное увеличение рождения детей на первом году брака в настоящее время, по сравнению с 1993 г. Не секрет, что многие пары сейчас регистрируют официально брак либо уже при рождении первенца, либо при наличии беременности.

- Для модели (5): количественная интерпретация модели невозможна в силу различных знаков коэффициентов при лаговых переменных. Однако на уровне качественного анализа можно утверждать, что повышение реальных располагаемых доходов по отношению к предыдущему году приведет к снижению рождений по переменному составу на 0.013% в текущий период и лишь в относительно долгосрочной перспективе будет сказываться на рождаемость положительно.

- Для модели (6): изменение прироста среднедушевых денежных доходов по отношению к 1993 г. на 1% приведет к приросту рождений по переменному составу на 0.0004% в текущий период t .

Полученные результаты позволяют сказать, что увеличение доходов у населения в краткосрочной перспективе не приведет к росту рождаемости. Однако, по сравнению с 1993 г., имеется незначительная, но положительная тенденция в процессе деторождений. Возможно, это связано с тем, что уровень жизни населения значительно вырос, люди стали увереннее смотреть в завтрашний день, что способствует увеличению рождаемости в долгосрочной динамике.

- Для модели (7): изменение прироста доли женщин с высшим и неоконченным высшим образованием по отношению к предыдущему году на 1% приведет к увеличению рождений по переменному составу на 0.94% в период t .

- Для модели (8): изменение прироста доли женщин с высшим и неоконченным высшим образованием по отношению к 1993 г. на 1% приведет к приросту рождений по переменному составу на 0.145% в период t .

По полученным результатам можно сказать, что высшее образование побуждает женщин к более частым рождениям детей, нежели женщин со средним образованием, по статистическим данным. Женщина с высшим образованием чувствует себя увереннее в обществе, работа становится для нее доступнее, она склонна к замужеству с мужчиной, который сможет приносить семье высокий доход, что и является мотивом к более интенсивному деторождению. Полученный результат, несомненно, является спорным с точки зрения классической демографии. Однако исследования о том, что образование женщин является препятствием интенсивности рождений, относятся к развивающимся странам и имели место до проблемы мирового демографического перехода.

Основные выводы

На основе проведенного анализа с использованием эконометрического подхода можно сделать заключение о том, что по-прежнему увеличение количества браков в Республике Башкортостан приводит к росту рождаемости. Таким образом, основным направлением работы органов государственной власти в области демографической политики является разработка, поддержание и сохранение программ пропаганды института семьи и основных семейных ценностей. Эконометрическое моделирование позволило получить выводы о том, что увеличение среднедушевых денежных доходов в Республике Башкортостан приводит к повышению рождаемости лишь в долгосрочной перспективе, и ждать моментального отклика в показателях рождаемости не приходится. Самым интересным результатом является выявление положительного влияния высшего образования у женщины на мотивацию к деторождению. Однако полученный результат требует более детальной проверки на микроданных результатов соответствующих социологических опросов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Мхитарян В. С., Романов А. А. Демографическая статистика: учебник. М.: КНОРУС, 2010. 480 с.
2. Демографический потенциал Республики Башкортостан: состояние и тенденции развития. Уфа: Гилем, 2013. 320 с.
3. Ronsen M. Fertility and Family Policy in Norway – A Reflection on Trends and Possible connections // Demographic Research. 2004. Vol. 10. Article 10. URL: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol10/10/>
4. Носко В. П. Эконометрика: учебник. М.: Дело, 2011. Кн. 2. 576 с.
5. Эконометрика: учебник / Под ред. В. С. Мхитаряна. М.: Проспект, 2014. 384 с.
6. Вобеска Яна, Бутц Вильям П., Рейе Геральд Сирило. Тенденции народонаселения и ответные меры в области политики в регионе: результаты, политические меры и возможности. UNFPA and IIASA, 2013. 140 с.
7. Child care availability and fertility // Европ. конф. по народонаселению (ЕРС – 2010), сентябрь 2010 г.

Поступила в редакцию 17.10.2014 г.

**STATISTICAL SIMULATION OF THE SOCIO-ECONOMIC FACTORS
THAT INFLUENCE ON THE TOTAL FERTILITY RATE
IN REPUBLIC BASHKORTOSTAN**

© I. A. Lakman¹, A. M. Aznabaev^{2*}, I. V. Molokanov¹, R. N. Komleva^{1,3}

¹*Institute of Socio-Political and Law Research, Academy of Science of Republic of Bashkortostan
15 Kirov St., Ufa 450008, Republic of Bashkortostan, Russia.*

²*Bashkir State University
32 Zaki Validi St., Ufa 450076, Republic of Bashkortostan, Russia.*

³*National Research University Higher School of Economics
20 Myasnitskaya St., 101100 Moscow, Russia.*

Phone: +7 (917) 348 39 61.

**Email: art.aznabaev@yandex.ru*

In conditions of demographic transition, there are changes in the influence of socio-economical factors on the fertility: some traditional factors either stop to influence on reproductive behavior of population or change degree and direction of the influence. The assessment of influence of changes in socio-economical factors on of the fertility rate in The Republic of Bashkortostan from 1993 to 2013 are given in the article. Background information was processed accordingly with a method of total fertility rate purification from influence of sex and age structure's population of region for its transition to index of variable composition. There are two ways of indexation (transition to the pace of growth) of fertility rate: transition to chain index or transition to base index. The following factors supposedly make influence on the birthrate: fertility rate, people's income, women's employment, women's education, birth postponement, migration, life expectancy, urbanization, marriages, social guarantees to the families with children. All factors were also indexed by chain and basic principle. For correct construction of dynamic regression, equations of all factors were tested on cointegration in Engle-Granger procedure. Models of statistic regression, distributed lag models and models of leading indicators were used as Toolkit. Conducted analysis has led to the following conclusions: 1) the most important factor which influences on childbearing with a little lag delay is marriages and for the last 20 years in Bashkortostan this influence hasn't been changed; 2) increase of real disposable incomes as compared with previous year will decrease births on variable composition on 0.013% in current period, and only in relatively long-term outlook will make positive influence on birthrate; 3) changing of growth in the proportion of women with higher education degree as compared with previous year will increase births on variable composition. There are plans in the future to check these results on data of monitoring waves of population survey.

Keywords: *fertility rates, index method, dynamic distributed-lag models.*

Published in Russian. Do not hesitate to contact us at bulletin_bsu@mail.ru if you need translation of the article.

REFERENCES

1. Mkhitarian V. S., Romanov A. A. Demograficheskaya statistika: uchebnik [Demographic Statistics: Textbook]. Moscow: KNORUS, 2010.
2. Demograficheskii potentsial Respubliki Bashkortostan: sostoyanie i tendentsii razvitiya [Demographic Potential of Republic of Bashkortostan: State and Development Trends]. Ufa: Gilem, 2013.
3. Ronsen M. Fertility and Family Policy in Norway – A Reflection on Trends and Possible connections Demographic Research. 2004. Vol. 10. Article 10. URL: <http://www.demographic-research.org/volumes/vol10/10/>
4. Nosko V. P. Ekonometrika: uchebnik [Econometrics: Textbook]. Moscow: Delo, 2011. Kn. 2.
5. Ekonometrika: uchebnik [Econometrics: Textbook]. Ed. V. S. Mkhitariana. Moscow: Prospekt, 2014.
6. Vobeska Yana, Butts Vil'ям P., Reie Geral'd Sirilo. Tendentsii narodonaseleniya i otvetnye mery v oblasti politiki v regione: rezul'taty, politicheskie mery i vozmozhnosti. UNFPA and IIASA, 2013.
7. Child care availability and fertility Evrop. konf. po narodonaseleniyu (EPC – 2010), sentyabr' 2010 g.

Received 17.10.2014.