

## РЕГРЕССИОННАЯ МОДЕЛЬ СОКРАЩЕНИЯ УРОВНЯ РОЖДАЕМОСТИ В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ

А. А. БЕЛОВ<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup>Белорусский государственный университет,  
пр. Независимости, 4, 220030, г. Минск, Республика Беларусь

Излагаются результаты исследования, посвященного изучению причин сокращения рождаемости в Беларуси во второй половине XX в. Исследование проводилось на материале переписи населения 2009 г. Анализируются возрастные когорты женщин 1934–1969 гг. Построена регрессионная модель, отражающая влияние урбанизации и повышения образовательного уровня женщин на их репродуктивное поведение. Делается вывод о наличии обратной связи между, с одной стороны, уровнем рождаемости, с другой – уровнем образования и типом населенного пункта. Проведена оценка совокупного вклада изменения образовательной и поселенческой структуры на результаты репродуктивного поведения женщин.

**Ключевые слова:** репродуктивное поведение; суммарный коэффициент рождаемости; итоговый коэффициент рождаемости; реальная когорта; урбанизация; образовательный статус.

## REGRESSION MODEL OF THE BIRTH RATE DECLINE IN THE REPUBLIC OF BELARUS

A. A. BELOV<sup>a</sup>

<sup>a</sup>Belarusian State University, Nezavisimosti avenue, 4,  
220030, Minsk, Republic of Belarus

The results of the research aimed at studying the causes of the birth rate decline in Belarus in the second half of the 20th century are stated. The research involves studying of the data obtained in the 2009 Population Census. The female cohorts born in 1934–1969 are given analysis to. A regression model reflecting the impact of urbanization and raising of the females' educational level on their reproductive behavior is constructed. A conclusion of causal relationship between the birth rate decline and educational level and type of settlement is made. The total contribution of the changes in females' educational and settlement structure to the results of their reproductive behavior is given estimation to.

**Key words:** reproductive behavior; total fertility rate; completed fertility rate; birth cohort; urbanization; educational status.

Актуальность изучения причин сокращения рождаемости в Беларуси во второй половине XX в. обусловлена тем, что для населения страны характерна рождаемость ниже уровня простого воспроизводства. Так, за период с 1959 по 1989 г. суммарный коэффициент рождаемости (далее – СКР) снизился с 2,764 до 2,026. Начиная с 1990 г. этот показатель находится ниже порогового значения уровня простого воспроизводства поколений [1, с. 276]. Проблема получила отражение на государственном уровне: были приняты национальные программы демографической безопасности Республики Беларусь 2007–2010 и 2011–2015 гг.

---

**Образец цитирования:**

Белов А. А. Регрессионная модель сокращения уровня рождаемости в Республике Беларусь // Социология. 2016. № 1. С. 117–128.

**For citation:**

Belov A. A. Regression model of birth rate decline in the Republic of Belarus. *Sociologia*. 2016. No. 1. P. 117–128 (in Russ.).

---

**Автор:**

**Андрей Александрович Белов** – аспирант кафедры социологии факультета философии и социальных наук.

**Author:**

**Andrei Belov**, postgraduate student at the department of sociology, school of philosophy and social sciences.  
*belov88@tut.by*

Специальное изучение факторов уровня рождаемости в Беларуси предпринималось в рамках обоснования мер демографической политики. Масштабные научно-исследовательские работы (далее – НИР) проводились НИИ труда Министерства труда и социальной защиты в 2008 и 2013 гг.

НИР 2008 г. основывались на материале двух социологических исследований [2]. Выявление факторов рождаемости осуществлялось путем опроса респондентов о препятствиях для реализации их репродуктивных установок. Опрашиваемым необходимо было выбрать 3 наиболее важные причины из 10 предложенных. При этом не уточнялась очередность рождения детей. Также не были отфильтрованы респонденты, которые уже реализовали свои установки. В результате исследователи пришли к самым общим выводам. Так, было установлено, что относительно большинство респондентов (18,5 %) считает отсутствие собственного жилья главным препятствием для рождения ребенка. Однако не указываются ни характеристики жилья (количество комнат), ни очередность рождения детей. При этом последний аспект имеет решающее значение, поскольку первого ребенка в Беларуси рождает около 90 % женщин. Основным вопросом является рождение вторых и третьих детей, что вносит решающий вклад в колебания СКР. Таким образом, результаты исследования не позволяют объяснить значения показателей рождаемости, предсказать их динамику.

В ходе НИР 2013 г. была произведена попытка статистического моделирования рождаемости [3]. С помощью пробит-регрессии изучалось увеличение вероятности рождения ребенка  $n$ -й очередности при изменении факторов на единицу. В качестве основных факторов выступали: пособие по уходу за ребенком в возрасте до 3 лет (единица изменения = 100 долл. США); единовременная выплата при рождении ребенка (единица изменения = 100 долл. США); доля населения, улучшившего свои жилищные условия (единица измерения = 1 %). В качестве эмпирической базы для построения модели использованы данные выборочных исследований домохозяйств, которые проводились Национальным статистическим комитетом с 1996 по 2007 г.

Однако, несмотря на длительность периода наблюдений и репрезентативность данных, исследователям не удалось достичь приемлемых характеристик качества регрессионной модели. Такой показатель, как псевдо- $R$ -квадрат, варьировался от 5,5 до 13 % в зависимости от очередности рождения детей и возрастной группы родителей, что является крайне низким уровнем, не позволяющим сделать адекватные выводы [4, с. 34]. Кроме того, значения коэффициентов модели приводят к противоречивым интерпретациям. Например, было установлено, что увеличение единовременной выплаты на 100 долл. США уменьшает вероятность рождения первого ребенка на 33,9 % у женщин от 30 до 44 лет, но при этом никак не отражается на рождаемости у женщин от 15 до 29 лет. Таким образом, использование современных методов анализа не привело к приемлемому результату. Такая ситуация связана с рядом причин, наиболее важными из которых являются игнорирование *календаря рождений детей* и ошибочная интерпретация *отношения обусловливания*.

Игнорирование календаря рождений состоит в том, что при изучении зависимости уровня рождаемости от социально-экономических условий не учитывался желаемый возраст для рождения детей. Рождение ребенка  $n$ -й очередности может планироваться конкретной семьей в интервале фертильного возраста женщины (от 15 до 49 лет). Эмпирически этот период меньше, поскольку наибольшее число рождений приходится на возраст от 20 до 35 лет. Однако даже в последнем случае между наступлением благоприятных финансовых и жилищных условий и рождением ребенка  $n$ -й очередности может существовать длительный временной зазор, который определяется установками по поводу желаемых возрастов рождения  $n$ -го ребенка. В регрессионных моделях это не учитывалось. Все женщины исследовались так, как будто после наступления благоприятных условий они должны сразу же реализовать репродуктивные установки. В то же время при наличии значительной доли женщин, которые не укладываются в это допущение, качество регрессионной модели резко понижается, так как формально при изменении факторов зависимая переменная остается прежней.

Ошибочная интерпретация отношений обусловливания заключается в допущении, что жилье и доходы являются достаточными факторами для рождения ребенка  $n$ -й очередности. Однако в реальности эти факторы могут быть необходимыми, но недостаточными. Это означает, что без жилья и доходов рождение ребенка не наступит, но наличие жилья и доходов сами по себе не являются достаточными основаниями для данного события. Ведь необходимы биологическая способность к деторождению, желание рожать детей, а для значительной части населения и наличие крепкого брака (уверенности в партнере). Таким образом, могут существовать категории населения, которые не решаются на рождение ребенка в силу иных обстоятельств, помимо жилья и доходов. Такие категории населения также могут значительно понизить качество регрессионной модели.

Возможным способом исключения фактора календаря рождений является переход к изучению итоговых реальных когорт женщин, т. е. женщин, которые уже вышли из репродуктивного возраста. Разумеется, такой переход целесообразен только при исследовании долговременных, фундаментальных факторов демографического поведения. *Исследовательская гипотеза данной работы* заключается в том, что таким основополагающим фактором является изменение образовательной и поселенческой структуры общества. В соответствии с этим предположением уровень итоговой рождаемости должен быть ниже среди женщин с более высоким уровнем образования, а внутри одних и тех же образовательных групп – среди женщин, которые проживают в более крупных населенных пунктах.

### Методика исследования

Работа основывалась на материалах переписи населения 2009 г. Следует отметить, что до недавнего времени организация материалов переписей не позволяла проводить сплошные исследования характеристик репродуктивного поведения возрастных когорт женщин в зависимости от образовательной и поселенческой структуры. Публикации материалов не включали группировок необходимых признаков и потому могли быть использованы лишь для косвенной оценки характера связей. Только по итогам переписи 2009 г. исследователи получили доступ к микроданным с возможностью самостоятельно компоновать признаки [5]. Это и позволило провести анализ возрастных когорт и выявить специфику репродуктивного поведения в зависимости от образовательного статуса женщин и типа населенного пункта, являющегося их постоянным местом жительства.

Реальные итоговые когорты составляют женщины, рожденные в одном календарном году и вышедшие из репродуктивного возраста на момент переписи. При этом верхняя граница репродуктивного возраста в рамках исследования определяется не с биологической точки зрения (до 49 лет), а на основании эмпирических сведений о репродуктивном поведении. Так, по данным статистики, женщины после 40 лет рожают всего около 1,5 % детей от общего количества деторождений за год [6, с. 216]. Как следствие, одногодичные возрастные группы женщин от 40 до 49 лет также можно считать фактически итоговыми когортами.

Кроме того, для минимизации влияния смертности при анализе возрастных когорт целесообразно рассматривать только те группы, которые не превышают порог средней продолжительности жизни женщин (76,4 года в 2009 г.). Таким образом, основу анализа составили женщины 1934–1969 г. р., которым на момент переписи 2009 г. было от 40 до 75 лет (всего 36 когорт).

Настраиваемые таблицы базы данных переписи населения 2009 г. позволили разделить каждую возрастную когорту на группы в зависимости от уровня образования и типа населенного пункта. Поскольку в данной работе было выделено три типа населенных пунктов и четыре уровня образования, в результате последовательного деления совокупности было образовано 432 группы женщин (36 возрастных когорт  $\times$  3 типа населенных пунктов  $\times$  4 типа образования = 432). Именно эти группы, а не отдельные индивиды выступали объектом наблюдения в процедурах регрессионного анализа. Для каждой из 432 групп были рассчитаны значения изучаемого признака – итогового коэффициента рождаемости (ИКР).

Таким образом, для построения модели использовались четыре признака:

1. **Итоговый коэффициент рождаемости ( $y$ )** – среднее число детей (в расчете на одну женщину), которое было рождено женщинами, входящими в одну реальную (возрастную) когорту, к концу репродуктивного периода. В рамках данного исследования ИКР – это зависимая переменная.

2. **Возраст когорты** – характеристика, отражающая фактор времени. Наиболее старшей из когорт (1934 г. р.) был присвоен первый номер (наиболее ранний год наблюдения). Последующим когортам были присвоены номера по очередности. Регрессионная модель будет показывать, как изменится зависимый признак при переходе от старшей годичной когорты к младшей.

3. **Тип населенного пункта** – определяется на основании числа жителей и административного деления. В рамках данного исследования выделяется три типа населенных пунктов. К первому относятся сельские населенные пункты. В соответствии с законодательством Республики Беларусь число жителей в этих населенных пунктах составляет менее 2000 чел., однако для так называемых «рабочих поселков» верхняя граница снижена до 500 жителей.

Ко второму типу были отнесены городские населенные пункты, которые насчитывают менее 200 тыс. жителей. Это поселки городского типа, малые и средние города. Наконец, третью группу образовали города, которые насчитывают более 200 тыс. жителей. В эту группу вошли столица Беларуси и пять областных центров.

В рамках искомой регрессионной модели признак «тип населенного пункта» является фиктивной (манекенной) переменной (англ. *dummy variable*) и выражается с помощью  $k - 1$  бинарных переменных, где  $k$  – это число уровней исходного качественного признака. При этом в роли референтного значения определен сельский тип населенных пунктов. Таким образом, регрессионная модель будет показывать, как изменяется ИКР для жителей определенного типа населенных пунктов по сравнению с сельским населением.

4. **Уровень образования** – определяется в соответствии с формой учета Национального статистического комитета, которая основана на законодательстве Республики Беларусь. Согласно данной форме существует семь образовательных уровней: «образование отсутствует», «начальное образование», «базовое общее», «среднее общее», «профессионально-техническое», «среднее специальное» и «высшее образование». Однако вследствие крайней малочисленности первых трех групп они будут объединены со средним общим образованием в одну группу – «среднее общее и ниже». Такое объединение допустимо, поскольку ни один из объединяемых уровней не обеспечивает получение профессии или специальности (т. е. данная группа ограничена «школьным уровнем»).

В регрессионный анализ признак «уровень образования» также вводится с помощью процедуры *dummy*-кодирования. В качестве референтного значения определен самый низкий уровень – «среднее общее и ниже». В результате модель будет показывать, как изменяется ИКР при определенном уровне образования по сравнению с наименее образованной группой (т. е. с женщинами, не получившими профессию или специальность в рамках системы образования).

Использование качественных признаков в качестве предикторов обуславливает соответствующий вид регрессионной модели, которую можно определить как модель с переменной структурой. Альтернативным исследовательским подходом в данном случае могло стать построение отдельных регрессионных моделей для каждого уровня качественных признаков с дальнейшим сравнительным анализом. Однако подобный подход в рамках данного исследования является менее эффективным. Это связано с большим количеством уровней качественных признаков: поскольку каждая возрастная когорта делится на 12 подгрупп в зависимости от значений качественных признаков (уровень образования и тип населенного пункта), использование альтернативного подхода привело бы к необходимости сравнения 12 регрессионных моделей.

В общем виде искомая модель описывается следующим уравнением:

$$y_i = b_0 + b_1x_{i1} + a_{11}z_{i11} + a_{12}z_{i12} + a_{21}z_{i21} + a_{22}z_{i22} + a_{23}z_{i23} + \varepsilon_i, i = 1, \dots, 432,$$

где  $b_0, b_1, a_{11}, a_{12}, a_{21}, a_{22}, a_{23}$  – коэффициенты регрессионной модели;

$x_{i1}$  – возраст когорты;

$z_{i11} = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-я группа проживает в городах, где менее 200 тыс. жителей,} \\ 0 & \text{во всех остальных случаях;} \end{cases}$

$z_{i12} = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-я группа проживает в городах, где более 200 тыс. жителей,} \\ 0 & \text{во всех остальных случаях;} \end{cases}$

$z_{i21} = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-я группа имеет профессионально-техническое образование,} \\ 0 & \text{во всех остальных случаях;} \end{cases}$

$z_{i22} = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-я группа имеет среднее специальное образование,} \\ 0 & \text{во всех остальных случаях;} \end{cases}$

$z_{i23} = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-я группа имеет высшее образование,} \\ 0 & \text{во всех остальных случаях;} \end{cases}$

$\varepsilon_i$  – это величина ошибки (остатка или возмущения).

Для вычисления коэффициентов регрессионной модели использовался метод наименьших квадратов (англ. *Ordinary Least Squares*).

### Результаты

На основании анализа данных была построена регрессионная модель, которая отражает зависимость ИКР от возраста итоговых когорт (фактор времени), типа населенного пункта постоянного места проживания и уровня образования (табл. 1 и 2).

Таблица 1

Статистики регрессионной модели

Параметр	Значение
Множественный $R$	0,962
$R$ -квадрат	0,926
Нормированный $R$ -квадрат	0,925
Стандартная ошибка	0,087
Наблюдения	432

Таблица 2

Коэффициенты регрессионной модели

Элементы регрессионной модели	Нестандартизированные коэффициенты		Стандартизированные коэффициенты	$t$ -Статистика	$p$ -Значение
	$b$	Стандартная ошибка			
$y$ -Пересечение	2,586	0,013		203,6	0,000
Возраст когорты	-0,008	0,000	-0,255	-19,33	0,000
Тип населенного пункта					
сельские населенные пункты*	–	–	–	–	–
города с населением < 200 тыс. чел.	-0,409	0,010	-0,607	-39,85	0,000
города с населением > 200 тыс. чел.	-0,617	0,010	-0,915	-60,07	0,000

Элементы регрессионной модели	Нестандартизированные коэффициенты		Стандартизированные коэффициенты	t-Статистика	p-Значение
	b	Стандартная ошибка			
Уровень образования					
среднее общее и ниже*	–	–	–	–	–
профессионально-техническое	–0,133	0,012	–0,180	–11,20	0,000
среднее специальное	–0,208	0,012	–0,283	–17,50	0,000
высшее образование	–0,404	0,012	–0,550	–34,06	0,000

\* Для референтных значений не рассчитываются коэффициенты регрессионной модели.

Построенная модель демонстрирует, что все три фактора, которые изучались в рамках исследования, оказывают статистически значимое влияние на уровень итоговой рождаемости (см. табл. 2). В соответствии с коэффициентами модели можно сделать вывод о том, что из учетных структурных факторов наиболее сильное влияние оказал процесс урбанизации. При этом связь между типом населенных пунктов и рождаемостью подчиняется следующему правилу: увеличение размера населенного пункта приводит к уменьшению уровня итоговой рождаемости.

Изменение образовательной структуры также внесло значительный вклад в процесс сокращения рождаемости. При этом, как и в ситуации с урбанизацией, связь носит обратно пропорциональный характер и подчиняется следующему правилу: повышение уровня образования женщин приводит к уменьшению уровня итоговой рождаемости в соответствующих образовательных группах. Следует отметить, что наибольшее сокращение уровня рождаемости наблюдается в когортах женщин с высшим образованием. Эффект высшего образования по своей силе сопоставим с эффектом перехода от сельской местности к городам.

Использованный подход к организации данных для построения регрессионной модели был направлен на оценку зависимого признака в каждой образовательно-поселенческой подгруппе женщин. Используя эти оценки, а также данные об удельном весе каждой подгруппы в общей численности женщин одного года рождения, можно перейти от частных (групповых) к общим оценкам ИКР для одногодичных когорт. При этом динамика общей оценки ИКР с учетом структурных факторов носит нелинейный характер, поскольку удельные веса подгрупп изменялись от года к году (рис. 1). С другой стороны, чем стабильнее становятся удельные веса подгрупп, тем более линейной становится динамика общей оценки ИКР. Следует отметить, что при переходе к общим оценкам существенно уменьшается стандартная ошибка (с 0,087 до 0,047).

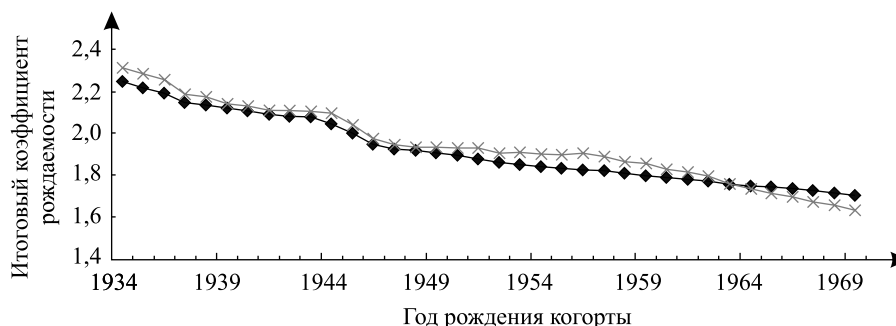


Рис. 1. Сравнение фактических и оценочных значений ИКР для одногодичных реальных (возрастных) когорт женщин:  
× фактический ИКР; ◆ оценка ИКР.

Помимо объяснительной способности модели, ее качество и, соответственно, достоверность выводов, зависят от таких характеристик, как нормальность распределения остатков ( $\epsilon_i$ ), гомоскедастичность (равенство дисперсий ошибок регрессии  $\epsilon_i$ ), а также отсутствие мультиколлинеарности (высокой взаимной коррелированности объясняющих переменных).

Гипотеза о нормальности распределения остатков ( $\epsilon_i$ ) проверялась на основании критерия Колмогорова, при котором в качестве меры расхождения между теоретическим и эмпирическим распределениями рассматривается максимальное значение абсолютной величины разности между эмпирической функцией распределения и соответствующей теоретической. В результате теста подтвердилась нулевая гипотеза о том, что отклонение эмпирического распределения от нормального не является статистически значимым (табл. 3).

Таблица 3

**Результаты теста о нормальности распределения остатков ( $\epsilon_i$ )**

Параметр теста	Значение
Число наблюдений	432
Среднее значение	0,0000
Стандартное отклонение	0,0865
Максимальное абсолютное значение разностей	0,044
Значение критерия Колмогорова (= $0,044 \times \sqrt{432}$ )	0,911
Статистическая значимость (2-сторонняя)	0,378

Гипотеза о гомоскедастичности проверялась на основании теста ранговой корреляции Спирмена. Суть теста заключается в том, что в случае гетероскедастичности между абсолютными величинами остатков и значениями факторов существует корреляционная связь. При этом в рамках теста признаки «уровень образования» и «тип населенного пункта» рассматривались целиком, а не по отдельным уровням. Это связано с порядковой природой этих признаков, что делает возможным исследование ранговых корреляций. В результате для всех факторов подтвердилась нулевая гипотеза об отсутствии корреляции с остатками ( $\epsilon_i$ ), что свидетельствует о гомоскедастичности (табл. 4).

Таблица 4

**Корреляции между остатками ( $\epsilon_i$ )  
и факторами регрессионной модели**

Фактор	Коэффициент ранговой корреляции Спирмена	Статистическая значимость (2-сторонняя)
Возраст когорты	0,052	0,280
Тип населенного пункта	0,058	0,229
Уровень образования	0,067	0,164

Отсутствие мультиколлинеарности определялось на основании двух коэффициентов: толерантности и увеличения дисперсии (табл. 5). В результате оба коэффициента для всех признаков оказались в допустимых пределах (коэффициент толерантности – не менее 0,2; увеличения дисперсии – не более 3). Следует отметить, что низкие значения показателей мультиколлинеарности связаны с природой исследуемых данных, поскольку наблюдения разбиты на равные непересекающиеся множества в соответствии со значениями независимых признаков.

Статистики коллинеарности факторов регрессионной модели

Факторы	Коэффициент толерантности	Коэффициент увеличения дисперсии
Возраст когорты	1,000	1,000
Тип населенного пункта		
города с населением < 200 тыс. чел.	0,750	1,333
города с населением > 200 тыс. чел.	0,750	1,333
Уровень образования		
профессионально-техническое	0,667	1,500
среднее специальное	0,667	1,500
высшее	0,667	1,500

### Обсуждение результатов

Высокая объяснительная способность построенной модели связана с устойчивостью различий ИКР в течение всего изучаемого периода в зависимости от образования и места жительства женщин. Так, различия ИКР у женщин с разным уровнем образования носят закономерный характер для каждого типа населенного пункта. Наиболее выраженными такие различия являются в сельской местности: по сравнению с женщинами с высшим образованием у женщин со средним специальным образованием ИКР в среднем выше на 12,3 %, у женщин с профессионально-техническим образованием – на 18,8 %; со средним общим и ниже – на 32,0 %. При этом среди городского населения уровень различий сопоставим независимо от размера городов (табл. 6).

Таблица 6

Средние различия ИКР за весь период наблюдений (когорты 1934–1969 гг. р.) в зависимости от уровня образования женщин, %

Уровень образования	Тип населенного пункта		
	Сельский	Города с населением < 200 тыс. чел.	Города с населением > 200 тыс. чел.
Высшее образование	100	100	100
Среднее специальное	+12,3 (±2,4)	+9,9 (±1,7)	+12,7 (±1,5)
Профессионально-техническое	+18,8 (±5,2)	+13,7 (±2,4)	+15,1 (±3,0)
Среднее общее и ниже	+32,0 (±3,3)	+18,7 (±2,1)	+18,6 (±3,4)

Примечание. Все различия рассчитывались по отношению к высшему образованию (100 %); средние рассчитывались на основании различий ИКР в каждой из 36 когорт ( $n = 36$ ). В скобках указаны стандартные отклонения, отражающие устойчивость средних в течение периода наблюдений.

Следует отметить специфические тенденции среди женщин, живущих в крупных городах и имеющих разный уровень образования. В этой группе различия ИКР в зависимости от образования снижались и происходила их поляризация по шкале: «высшее образование – другие типы образования». Так, в самой младшей (1969 г. р.) когорте крупных городов у женщин без высшего образования ИКР в среднем на 9,6 % выше, чем у женщин с высшим образованием. В самой старшей когорте (1934 г. р.) такое отношение составляло 21,5 % и сильно зависело от конкретного типа образования (для женщин со средним специальным образованием – 13,2 %; профессионально-техническим – 19,1 %; средним общим и ниже – 24,4 %).



Различия ИКР в зависимости от типа населенного пункта также носят устойчивый характер на протяжении всего периода наблюдений в каждой образовательной группе. Наиболее существенны они среди наименее образованной группы женщин (среднее общее образование и ниже): по сравнению с женщинами из крупных городов у женщин из малых и средних городов ИКР в среднем выше на 13,9 %, у женщин из сельской местности – на 47,9 % (табл. 7).

Таблица 7

**Средние различия ИКР за весь период наблюдений (когорты 1934–1969 г. р.)  
в зависимости от типа населенного пункта, %**

Тип населенного пункта	Уровень образования			
	Среднее общее и ниже	Профессионально-техническое	Среднее специальное	Высшее образование
Города с населением < 200 тыс. чел.	100	100	100	100
Города с населением > 200 тыс. чел.	+13,9 (±1,6)	+12,5 (±2,2)	+10,9 (±1,4)	+13,7 (±1,6)
Сельские населенные пункты	+47,9(±2,9)	+37,1 (±6,4)	+32,3 (±2,5)	+32,8 (±2,2)

Примечание. Все различия рассчитывались по отношению к крупным городам (100 %); средние рассчитывались на основании различий ИКР в каждой из 36 когорт ( $n = 36$ ). В скобках указаны стандартные отклонения, отражающие устойчивость средних в течение периода наблюдений.

В соответствии с основной гипотезой исследования значительное сокращение ИКР было вызвано изменением структуры женских когорт в пользу групп с наименьшим уровнем рождаемости. Сравнение образовательной и поселенческой структуры наиболее старшей и младшей когорт показывает, что такие структурные изменения действительно имели место. Так, в самой старшей когорте наиболее многочисленной являлась группа женщин из сельской местности с образованием не выше среднего общего. В течение изучаемого периода их удельный вес сократился с 43,3 до 7,2 %. В целом удельный вес сельского населения среди женских когорт сократился с 47,8 до 24,1 %, а доля женщин со средним общим уровнем образования и ниже сократилась с 76,5 до 17,6 %. В результате доля женщин, которые проживают в городах и имеют высшее или среднее специальное образование, выросла с 16,7 до 56,5 %. Даже в сельской местности наиболее многочисленной оказалась группа женщин со средним специальным образованием (табл. 8).

Таблица 8

**Образовательная и поселенческая структура старшей (1934 г. р.)  
и младшей (1969 г. р.) когорты, %**

Размер населенного пункта и уровень образования	Старшая когорта	Младшая когорта
Города с населением > 200 тыс. чел.		
высшее образование	4,9	13,6
среднее специальное	4,7	15,0
профессионально-техническое	1,4	3,9
среднее общее и ниже	14,3	4,3
Города с населением < 200 тыс. чел.		
высшее образование	2,7	9,3
среднее специальное	4,4	18,6
профессионально-техническое	0,9	5,1
среднее общее и ниже	18,9	6,1

Размер населенного пункта и уровень образования	Старшая когорта	Младшая когорта
Сельские населенные пункты		
высшее образование	1,3	3,4
среднее специальное	2,7	9,6
профессионально-техническое	0,5	3,9
среднее общее и ниже	43,3	7,2
<b>Итого</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

В рамках построенной модели все изменения ИКР, не связанные с учетными структурными факторами, приходится на фактор времени и остатки (величину ошибки аппроксимации). При этом оценить вклад учетных структурных факторов возможно и в рамках описательной статистики. Так, сравнение частных ИКР в самой старшей и младшей когортах показывает, что во всех подгруппах женщин произошло значительное сокращение уровня рождаемости, обусловленное другими (помимо изменения образовательной и поселенческой структуры) причинами (табл. 9).

Таблица 9

**Величина ИКР в зависимости от образования и типа поселения  
в наиболее старшей (1934 г. р.) и младшей (1969 г. р.) когорте, %**

Размер населенного пункта и уровень образования	ИКР в старшей когорте	ИКР в младшей когорте
Города с населением > 200 тыс. чел.		
высшее образование	1,54	1,32
среднее специальное	1,75	1,45
профессионально-техническое	1,84	1,44
среднее общее и ниже	1,92	1,45
Города с населением < 200 тыс. чел.		
высшее образование	1,80	1,46
среднее специальное	1,98	1,60
профессионально-техническое	2,07	1,64
среднее общее и ниже	2,18	1,71
Сельские населенные пункты		
высшее образование	2,06	1,73
среднее специальное	2,30	2,00
профессионально-техническое	2,26	2,16
среднее общее и ниже	2,74	2,27
<b>Общий ИКР</b>	<b>2,31</b>	<b>1,63</b>

Для интегральной оценки вклада изучаемых структурных факторов использовался метод прямой стандартизации ИКР. Так, была определена динамика ИКР при условии, что образовательная и поселенческая структура женских когорт не менялась с 1934 г. В результате выяснилось, что при выполнении данного условия итоговая рождаемость в самой младшей когорте составила бы 1,88 вместо фактического значения в 1,63 (рис. 2). Таким образом, вклад учетных структурных факторов составил  $-0,25$  ИКР, что составляет 36,8 % от общего сокращения итоговой рождаемости с 1934 г.

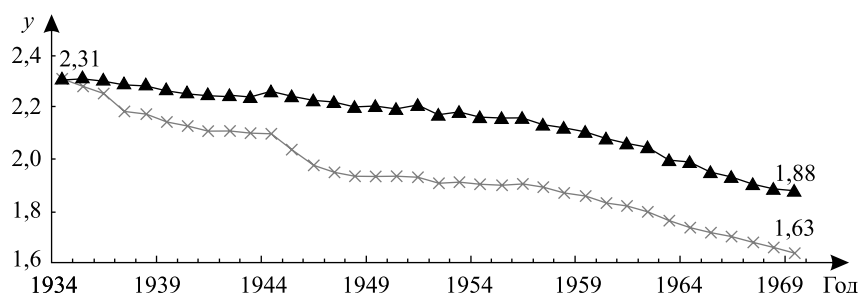


Рис. 2. Сравнение фактических и стандартизированных значений ИКР (стандартизация по образовательной и поселенческой структуре 1934 г.):  
 × фактический ИКР; ▲ стандартизированный по структуре 1934 г.

Следует отметить, что в действительности совокупный вклад урбанизации и повышения образовательного уровня женщин в процесс сокращения рождаемости может быть выше, чем установлено в рамках данного исследования. Это связано со спецификой учета данных факторов. Так, при осуществлении всех расчетов делалось допущение о том, что одни и те же уровни образования и типы населенных пунктов являются константами и оказывают одинаковое влияние на рождаемость. В действительности эти признаки также претерпевали коренную трансформацию в течение всего периода наблюдений. Например, в 1949 г., когда самая старшая когорта вошла в фертильный возраст, население Минска составляло около 270 тыс. чел., а в 1984 г., когда в фертильный возраст вошла самая молодая когорта, — уже около 1470 тыс. чел. (рост в 5,4 раза). Таким образом, Минск в 1949 и 1984 гг. — это, можно сказать, два совершенно разных города с различной средой для реализации репродуктивных установок.

Такая же ситуация и в сфере образования, все уровни которого претерпевали существенные изменения в течение изучаемого периода. Например, в 1940 г., когда женщины старшей когорты вошли в школьный возраст, неполное среднее образование составляло 7 лет, а обучение в 8–10-х классах (общее среднее образование) было платным. В последующие годы увеличивалась как продолжительность обязательного обучения в школе, так и доступность общего среднего и более высоких уровней образования.

Корректная оценка вклада образования и урбанизации предполагает использование более детальных признаков, характеризующих эти факторы на индивидуально-биографическом уровне. Формирование данных признаков выходит за рамки переписи населения и предполагает проведение социологических исследований. Таким образом, построенная модель и проведенный расчет совокупного вклада образования и урбанизации в процесс сокращения рождаемости могут считаться минимальными оценками действительного влияния данных факторов на динамику уровня рождаемости в Беларуси.

Таким образом, проведенный анализ данных переписи населения 2009 г. позволил выявить ряд важных закономерностей каузального характера, которым подчиняется динамика итогового коэффициента рождаемости в возрастных когортах 1934–1969 гг. Построенная регрессионная модель отражает зависимость уровня рождаемости от образовательного статуса женщин и типа населенного пункта их постоянного места жительства. Установлено, что влияние каждого из этих факторов на рождаемость носит обратно пропорциональный характер. При этом в соответствии с моделью наиболее сильное влияние оказывает урбанизация. В случае образовательного фактора наибольшее сокращение уровня рождаемости связано с переходом к высшему образованию.

Высокая объяснительная способность построенной модели обусловлена двумя причинами. Во-первых, уровень различий итоговой рождаемости в зависимости от образования и типа населенного пункта в целом носит устойчивый (закономерный) характер в течение всего периода наблюдений. Во-вторых, в течение изучаемого периода произошли фундаментальные изменения образовательной и поселенческой структуры женского населения в сторону увеличения групп с меньшим уровнем рождаемости.

Однако значительная доля изменений рождаемости осталась за рамками учетных структурных факторов. За изучаемый период рождаемость сократилась в каждой образовательно-поселенческой группе женщин. Было установлено, что вклад учетных структурных факторов составляет 36,8 % от общего сокращения рождаемости к концу периода. При этом реальный вклад этих факторов мог быть недооценен в связи с природой использованных данных. Так, в процессе расчетов и уровни образования, и типы населенных пунктов рассматривались как постоянные признаки. Игнорировались их изменения в течение изучаемого периода. Учет таких изменений предполагает выход за рамки материалов переписей населения и является перспективной задачей для социологических исследований.

#### БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК (REFERENCES)

1. Демографический ежегодник Республики Беларусь / Нац. стат. ком. Респ. Беларусь. Минск, 2015.
2. Исследовать репродуктивные установки населения и факторы, влияющие на их реализацию : отчет о науч.-исслед. работе / Науч.-исслед. ин-т труда М-ва труда и соц. защиты Респ. Беларусь. Минск, 2008.
3. Разработать и внедрить методические рекомендации по оценке эффективности мер, направленных на решение задач демографической безопасности : отчет о науч.-исслед. работе / Науч.-исслед. ин-т труда М-ва труда и соц. защиты Респ. Беларусь. Минск, 2013.
4. Economic Determinants of Fertility in Belarus: a Micro-Data Analysis / A. Amialchuk [et al.]. Minsk, 2011.
5. База данных переписи населения Республики Беларусь 2009 года / Нац. стат. ком. Респ. Беларусь [Электронный ресурс]. Режим доступа: <http://census.belstat.gov.by/> (дата обращения: 02.11.2014).
6. Демографический ежегодник Республики Беларусь / Нац. стат. ком. Респ. Беларусь. Минск, 2013.

*Поступила в редакцию 12.01.2016.  
Received by editorial board 12.01.2016.*