

Е.С. Вакуленко

НИУ «Высшая школа экономики», Москва

А.Е. Рыжкина

НИУ «Высшая школа экономики», Москва

АРС-моделирование связи коэффициентов рождаемости по очередности рождения с экономическими шоками в России¹

Аннотация. В статье исследуется связь экономических шоков с рождением первых, вторых и третьих детей в России с применением моделей возраст–период–когорты (age–period–cohort, APC-модель). Анализ проведен на основе годовых данных по 39 регионам РФ с 2004 по 2021 г., представленных Росстатом и Российской базой данных по рождаемости и смертности Центра демографических исследований Российской экономической школы. В данной работе впервые на российских данных применен наиболее продвинутый метод APC-моделирования, основанный на механизмах взаимодействия между переменными (mechanism-based approach), реализация которого осуществляется с использованием промежуточных переменных (медиаторов) для идентификации эффектов возраста, периода и когорты в динамике рождаемости и выявления причинно-следственных связей. В качестве таких медиаторов для эффекта когорты использовалось соотношение браков и разводов, для влияния прошлого периода (годом ранее) – уровень безработицы (общий, мужской и женской), а также промежуточный медиатор влияния позапрошлого года – инвестиции в основной капитал. Помимо этого мы оценили влияние на рождаемость прокси-переменных прошлого периода: федеральной и региональных программ материнского капитала, а также нефтегазовых доходов федерального бюджета. Для проверки устойчивости результатов был применен метод механического введения ограничений на параметры модели (Intrinsic Estimator), позволяющий выполнить декомпозицию показателя рождаемости на эффекты возраста, периода и когорты. Исследование показало, что существует прямая связь между динамикой коэффициентов рождаемости по очередности рождений детей с экономическими шоками, которые соответствуют последствиям прошлого и позапрошлого периодов.

Ключевые слова: рождаемость, очередность рождения детей, отрицательные экономические шоки, APC-моделирование, уровень безработицы, материнский капитал, нефтегазовые доходы.

Классификация JEL: J11, J13, C51.

Для цитирования: Вакуленко Е.С., Рыжкина А.Е. (2024). APC-моделирование связи коэффициентов рождаемости по очередности рождения с экономическими шоками в России // *Журнал Новой экономической ассоциации*. № 3 (64). С. 84–102.

DOI: 10.31737/22212264_2024_3_84-102

EDN: RAUOI

1. Введение

В последние десятилетия наблюдается отрицательный естественный прирост населения России. По данным Росстата, суммарный коэффициент рождаемости снизился с 1,75 в 1991 г. до 1,41 в 2022 г. Чаще всего такая динамика объясняется вступлением в репродуктивные возраста малочисленного поколения родившихся в 1990-е годы (Захаров, Фрейка, 2014). Также актуальны признаки *Второго демографического перехода*, представляющие собой преоблада-

¹ Исследование выполнено при финансовой поддержке Российского научного фонда (проект 22-28-00952).

ние ценностей материализма и постматериализма, трансформацию моделей брачно-партнерских отношений и рождаемости: распространение сожительства, контроль и откладывание рождения ребенка, снижение числа планируемых и рожденных детей (Frejka, Zakharov, 2013; Реэр, 2015). Другая возможная причина снижения рождаемости связана с тем, что индивиды, планируя рождение детей, принимают в расчет социально-экономическое положение в стране, которое может находиться под влиянием экономических шоков (Sobotka, Skirbekk, Philipov, 2011), в том числе возникших вследствие кризиса 2008–2010 гг., санкционного давления, начавшегося в 2014 г., а также COVID-19 (Вакуленко, 2023).

Такие предположения о причинах снижения рождаемости в России ставят перед исследователями ряд вопросов: «Какие факторы в большей степени влияют на динамику рождения детей различной очередности— возраст, период или когорта?»; «Существует ли связь между коэффициентами рождаемости детей различной очередности и экономическими шоками?»; «Какую роль играют государственные и региональные меры поддержки рождения детей?».

Фактор «*возраст*» влияет на изменение предпочтений в зависимости от возраста человека. Очевидно, что с возрастом у людей меняются приоритеты, накапливается жизненный опыт, который сказывается на принятии решений. Также от возраста может зависеть положение в обществе, социальная роль, уровень жизни. Фактор «*когорта*» учитывает определенные социальные характеристики и установки, присущие группе людей, рожденных в один и тот же период. В данном случае к ним относятся взгляд на семейные и материальные ценности, отношения до брака, разводы, желаемое число детей, численность когорты. Фактор «*период*» связан с изменением характеристик во времени вне зависимости от когорты. Данный эффект учитывает внешние, не зависящие от человека факторы. К таковым могут относиться экономические шоки, государственные программы поддержки материнства, проводимая в государстве политика по разным направлениям.

Большая сложность при моделировании возникает при идентификации этих трех факторов, которые действуют на каждого человека одновременно. В данной статье впервые на российских данных о рождаемости используется наиболее продвинутый метод идентификации APC-моделей, основанный на моделировании механизмов взаимодействия между переменными (mechanism-based approach, (Winship, Harding, 2008)). Подход реализуется с помощью промежуточных переменных (медиаторов) между указанными тремя факторами и зависимой переменной «число рожденных детей определенной очередности». Данный метод позволяет выявить причинно-следственные связи при анализе влияния эффектов возраста, периода и когорты. Он может стать основанием для формирования рекомендаций и реализации в дальнейшем необходимых мер поддержки рождаемости.

В данной работе для проверки робастности рассматривается также метод механического введения ограничений на параметры модели (IE-метод) (Intrinsic estimator method, см. (Yang, Land, 2013)), основанный на методе главных компонент для различных порядков рождаемости в России, что является продолжением и расширением исследования, приведенного в работе (Вакуленко, 2023). Используемый подход позволяет выполнить декомпозицию показателя

рождаемости на факторы (возраст, период и когорта) и представить их в графическом виде, что способствует наилучшему восприятию и анализу полученных результатов.

Наибольший интерес в данной работе представляет влияние эффекта периода и реализация его медиаторов, так как они напрямую отражают реакцию рождаемости детей определенной очередности на экономические шоки, а также на воздействие федеральных и региональных программ материнского капитала.

2. Обзор теоретических основ и эмпирических исследований

На данный момент не существует единого мнения о направлении влияния экономических шоков на рождаемость. Рассмотрим основные.

1. *Отрицательные экономические шоки негативно влияют на рождаемость (проциклическая связь).*

В данном случае предполагается, что шоки провоцируют рост неопределенности, которая влияет на ожидание снижения будущих доходов, что, в свою очередь, ведет к перераспределению потребления в пользу базовых потребностей и ухудшает уровень жизни. При этом потенциальным родителям необходимо учесть будущие расходы на деторождение, что выразится в еще большем снижении уровня жизни. В таком случае родители принимают решение отложить или отказаться от беременности, что приводит к снижению рождаемости в целом.

Данные выводы согласуются с результатами большинства эмпирических исследований. Так, например, в работе (Örsal, Goldstein, 2010) проанализирована взаимосвязь между безработицей и рождаемостью в 22 странах ОЭСР в период 1978–2008 гг. Вывод данной работы состоит в том, что и мужская, и женская безработица отрицательно влияют на рождаемость, причем это влияние со временем возрастает. В работе (Adsera, 2010) обнаружено, что высокий уровень безработицы привел к откладыванию рождения 1-, 2- и 3-го ребенка во всех странах Европы, начиная с 1980-х годов. В статье (Adsera, Menendez, 2009) показано, что рождаемость в странах Латинской Америки действительно снижалась во время экономических спадов, которые были связаны в большей степени с ростом безработицы.

В работе (Cherlin et al., 2013) выявлена закономерность для регионов США в период Великой рецессии: чем выше уровень безработицы, тем значительно снижается рождаемость. Также отмечается связь рождаемости с иммиграцией, так как сократился поток мигрантов из латиноамериканских стран, которые относились к группе с самой высокой рождаемостью.

В странах Восточной Азии наблюдается аналогичное отрицательное влияние безработицы на рождаемость (для Японии см. (Ogura, Tamotsu, 2010), для Тайваня – (Huang, 2003)).

2. *Отрицательные экономические шоки положительно влияют на рождаемость (контрциклическая связь).*

Основываясь на работе (Becker, 1960), мы будем исходить из предположения о том, что дети имеют определенную «стоимость». Чем более успешны матери, тем выше для них альтернативная «стоимость» детей. После рождения ребенка женщине придется отказаться от работы – уйти в отпуск по уходу за ребенком, упуская возможности своего развития и теряя имеющийся уровень

заработной платы. Во время кризисов происходит рост безработицы и снижение заработной платы, что ведет к снижению альтернативной «стоимости» детей и может привести к росту рождаемости.

В работе (Vikat, 2002) рассматривается пример Финляндии в период глубокой рецессии в 1992–1994 гг. В этот период снизилась рождаемость первых детей в семье, но при этом увеличилось число рождений вторых и последующих детей. В это же время происходила реализация мер социальной политики, направленная на стимулирование рождаемости, что нивелировало влияние возникшего тогда шока.

Стоит отметить, что реакция индивидов на экономические шоки в странах с разным уровнем развития может быть различной (Wrong, 1958). Такие выводы согласуются с теорией У. Томпсона о том, что страны проходят несколько последовательных этапов, характеризующихся особым типом воспроизводства населения (Thompson, 1929). Также возможно наличие неоднородной реакции на шоки людей, проживающих в одной стране, но относящихся к разным социально-экономическим слоям.

В данной работе мы ставим цель оценить воздействие экономических шоков на рождаемость в России, принимая во внимание действие прочих факторов, которые также влияют на рождаемость.

3. Спецификация модели и методы ее оценивания

При объяснении тенденций показателей рождаемости возраст матери при рождении ребенка является одним из важнейших факторов, влияющих на репродуктивные, физические и физиологические условия, так же как период и когорта связаны с социально-экономическими условиями и историческими событиями (Вакуленко, 2023). Доступные нам данные по возрастным коэффициентам рождаемости позволили использовать методы АРС-моделирования. Классический вид модели «Возраст–период–когорта» (age–period–cohort, APC) с учетом специфики нашего исследования можно представить в следующей линейной форме (Yang, Land, 2013):

$$R_{itad} = I_{itad} / P_{ita} = \mu + \eta_i + \alpha_a + \pi_k + \gamma_t + \varepsilon_{itad}, \quad (1)$$

где R_{itad} – возрастной коэффициент рождаемости детей очередности d , рожденных матерями возраста a в регионе i в период t . Соответственно, I_{itad} – общее число детей очередности d , рожденных матерями возраста a в регионе i в период t ; P_{ita} – среднегодовая численность женщин возраста a , проживающих в регионе i в период t ; μ – константа модели; ε_{itad} – случайная ошибка модели с $E(\varepsilon_{itad}) = 0$ и $\text{var}(\varepsilon_{itad}) = \sigma^2$; η_i – детерминированный эффект региона (в исследовании использовались региональные данные). Мы предполагаем наличие в модели детерминированного эффекта, так как регионам присущи определенные, неизменные во времени характеристики, которые также могут влиять на результат. Стоит отметить, что тест Вальда, который позволяет протестировать значимость детерминированного эффекта регионов, для наших дамми-переменных региона во всех моделях показал, что гипотеза о равенстве нулю всех детерминированных эффектов в модели отвергается на любом разумном уровне значимости, т.е. детерминированные эффекты значимы; $\alpha_a, \pi_k, \gamma_t$ – эффект возраста, когорты и периода соответственно. Чаще всего эти эффекты вводятся в модель как набор дамми-переменных.

Обычно в исследованиях рассматривают логлинейную форму (2):

$$\ln(E_{itad}) = \ln(P_{ita}) + \mu' + \eta'_i + \alpha'_a + \pi'_k + \gamma'_t, \quad (2)$$

где E_{itad} – ожидаемое число детей для рассматриваемого случайного процесса при условии на факторы модели; μ' – константа; η'_i – детерминированный эффект региона; α'_a – эффект возраста; π'_k – эффект когорты; γ'_t – эффект периода.

Для моделирования ожидаемого числа детей обычно применяют модели счетных данных, а именно Пуассоновские или отрицательные биномиальные модели. Тесты показали, что параметр сверхдисперсии отличается от 0, поэтому в нашем случае наиболее подходящей является *отрицательная биномиальная модель*. Данная модель оценена с помощью метода максимального правдоподобия с учетом кластеризованных стандартных ошибок по регионам, позволяющих учесть гетероскедастичность и автокорреляцию внутри кластеров.

АРС-модель является полезным инструментом при анализе социально-экономических явлений, однако для нее характерна проблема идентификации. Она возникает из-за линейной связи между возрастом, периодом и когортой в виде $age + cohort = period$, что не дает возможности идентифицировать влияние конкретного фактора. Данная проблема обсуждается в литературе с 1970-х годов, однако до сих пор не удалось прийти к однозначному решению (Fosse, Winship, 2019).

Существуют разнообразные методы оценивания, которые пытаются решить проблему идентификации АРС-моделей. Чаще других в исследованиях применяется подход *intrinsic estimator* (Yang, Land, 2013), или механическое введение ограничений на параметры модели (Вакуленко, 2023). Это достаточно простой метод, он позволяет провести декомпозицию зависимой переменной на эффекты возраста, периода и когорты без внешнего вмешательства. Данный подход основан на методе главных компонент, он не может определить причинно-следственные связи, но на основании полученных оценок возможно графически представить произведенную декомпозицию и наглядно оценить влияние того или иного фактора на динамику рождаемости.

Новизна данной работы состоит в использовании наиболее продвинутого подхода АРС-моделирования – МВ-подход (Mechanism-based approaches (Winship, Harding, 2008)), который до этого не применялся на российских данных о рождаемости. Этот метод реализуется на промежуточных переменных (медиаторах) между факторами и зависимой переменной. Применение данного метода позволяет выявить причинно-следственные связи при анализе влияния эффектов возраста, периода и когорты и может стать основанием для формирования рекомендаций необходимых мер поддержки рождаемости.

На рис. 1 представлена схема причинно-следственных связей для реализации МВ-подхода. На схеме показаны направления влияния рассматриваемых факторов на промежуточные переменные.

В качестве *медиаторов для эффекта периода* используется *безработица* как индикатор экономических шоков, что согласуется с проанализированными нами выше теоретическими и эмпирическими работами. Рассматривается как общая безработица, так мужская и женская в отдельности.

Помимо этого мы предполагаем, что положительные технологические сдвиги снижают уровень безработицы (как минимум, не провоцируют ее роста). Аналогичные выводы можно найти и в эмпирических исследова-

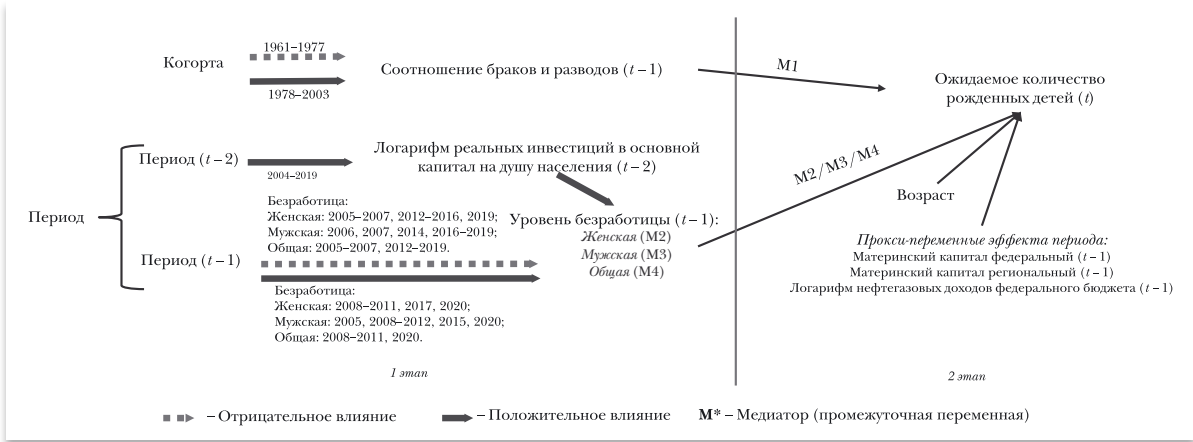


Рис. 1.

Схема причинно-следственных связей для реализации МВ-подхода

Источник: составлено авторами.

ниях (Güriş, Yaman, 2018). Используя значение *инвестиций в основной капитал (логарифм)*, можно оценить влияние периода жизни на безработицу. При этом данный показатель рассматривается с лагом в 1 год по сравнению с безработицей во избежание эндогенности. Таким образом, нам удастся оценить влияние *позапрошлого периода* на рождаемость.

Что касается *влияния когорт*, мы учитываем размер когорты с помощью численности женщин определенных возрастов при рассмотрении возрастного коэффициента рождаемости, а для учета социальных характеристик и сложившихся семейных и репродуктивных установок для разных когорт в качестве *медиатора* на основе доступных нам данных мы используем *соотношение браков и разводов* за определенный период как показатель, который отражает происходящие изменения в брачно-партнерских отношениях. За последнее столетие отношение к браку изменилось с точки зрения его пожизненного и принудительного характера. Браки не заключаются навсегда, пара может развестись. Повышается возраст вступления в первый брак, возрастает тенденция вступать в брак повторно. Наблюдаются различия в принципах формирования семей для разных когорт населения России (Захаров, 2007).

Для *эффекта возраста* нет возможности подобрать медиаторы на основе макроданных, которые мы используем в данной работе, так как его влияние связано скорее с характеристиками на микроуровне.

Помимо медиаторов рассматриваемых эффектов, мы выделили *прокси-переменные эффекта периода*. Эти переменные отражают влияние, которое действует одновременно на всех женщин репродуктивного возраста в отдельно взятый период времени. При конечном расчете оценки выделенных прокси-переменных и эффектов периода могут быть просто сложены и представлять общее значение рассматриваемого воздействия.

В качестве одной из таких прокси-переменных взят *логарифм нефтегазовых доходов* федерального бюджета РФ в ценах 2004 г., что позволяет в сопоставимом виде оценить влияние их динамики. На протяжении анализируемого периода доля нефтегазовых доходов в общем объеме доходов федерального бюджета составляла от 35 до 50%. Доходы бюджета перераспределяются и покрывают в том числе расходы на социальную политику, поддержку семей и материнства, развитие инфраструктуры, что может влиять на повышение рождаемости, формируя положительные ожидания у потенциальных родителей. Эта переменная отражает экономические шоки. Подобная логика была в работе (Вакуленко, 2023), где в качестве влияющего фактора рассматривались цены на нефть.

Важно отметить введение *материнского капитала на федеральном уровне* в 2007 г. и *на региональном уровне* в большинстве регионов в 2011 г. (и в последующие годы – для части регионов). Как показывают проводимые исследования, введение региональных мер поддержки рождаемости, которые в основном распространялись на третьих и последующих детей, положительно повлияло на рождаемость (Вакуленко, Ивашина, Свистильник, 2023). После введения федерального материнского капитала исследователи не делают однозначных выводов, но большинство из них склоняются к наличию положительного влияния: возрастает рождаемость как в краткосрочном, так и в долгосрочном периоде (Слонимчик, Юрко, 2015).

Все объясняющие переменные в моделях используются с лагом, как минимум, в 1 год в связи с очевидным выводом о том, что решение родить ребенка принимается минимум за год до самого факта рождения, который мы можем наблюдать.

Реализацию МВ-подхода можно разделить на два этапа. На первом этапе оцениваются вспомогательные модели отдельно для каждого медиатора с дамми-переменными влияния возраста, периода жизни или когорты в качестве объясняющих (в зависимости от того, какие связи предполагаются в схеме на рис. 1). На втором этапе оценивается отрицательная биномиальная модель рождаемости (2), где в качестве объясняющих переменных берется возраст, регион, а также предсказанные по модели значения медиаторов первого этапа и прокси-переменные (согласно схеме на рис. 1) вместо влияния периода жизни и когорты.

Для наилучшего применения данного метода необходимо подобрать полный набор медиаторов для идентификации влияния хотя бы одного эффекта. В реальных условиях это практически невозможно, что грозит искажением результатов. Однако формирование схемы взаимодействий может совершенствоваться, что позволит улучшать качество результатов.

МВ-подход разработан для использования в моделях линейной и пробит-регрессии как для объясняемой переменной, так и для медиаторов. В данном случае расчет итогового влияния возраста, периода жизни и когорты производится с помощью перемножения коэффициентов по ходу реализации механизма. Если влияние распространяется на несколько медиаторов, то посчитанные по каждому произведению результаты складываются (Mulaik, 2009). В нашем случае используются счетные переменные, оценка которых производится с помощью нелинейных моделей, детали применения метода механизмов в таких случаях описаны в работе (Bijlsma et al., 2017).

4. Данные

В работе рассмотрены региональные данные России за период 2004–2021 гг. Большая часть данных взята с сайта Росстата². Особый интерес представляет возрастной коэффициент рождаемости (ВКР) по очередности рожденных детей для каждого возраста матери в отдельности, который удалось найти на сайте Российской базы данных по рождаемости и смертности (РосБРИС)³ Центра демографических исследований Российской экономической школы. Проведен анализ ВКР матерей от 18 до 45 лет.

В связи с пропусками наблюдений ВКР для большинства регионов мы рассмотрели данные 39 регионов (*области*: Амурская, Белгородская, Брянская, Волгоградская, Ивановская, Калужская, Кемеровская, Кировская, Костромская, Ленинградская, Московская, Мурманская, Нижегородская, Новгородская, Новосибирская, Омская, Орловская, Пензенская, Псковская, Самарская, Томская, Тульская, Ульяновская, Челябинская, Ярославская; *края*: Красноярский, Приморский, Ставропольский; *республики*: Адыгея, Башкортостан, Калмыкия, Карелия, Коми, Марий Эл, Татарстан, Хакасия, Удмуртия; Ненецкий автономный округ; город Санкт-Петербург).

Среди рассматриваемых регионов отсутствует подавляющее число регионов Северного Кавказа и Сибири, которым в вопросах рождаемости присущи факторы культуры и традиций, а не социально-экономического положения региона и страны и влияния трансформации брачно-партнерских отношений (Сивоплясова, 2016). В итоге размер выборки составляет 18654 наблюдения с учетом временного, регионального и возрастного разреза.

В качестве объясняемой переменной мы рассматриваем возрастной коэффициент рождаемости, представляющий собой отношение числа рожденных детей определенной очередности рождений за год у женщин конкретной возрастной группы к среднегодовой численности женщин этой же возрастной группы. Именно этот показатель рождаемости позволит нам проанализировать влияние возраста матери на рождение ребенка. Однако при непосредственных вычислениях мы будем рассматривать число рожденных детей матерями определенного возраста с выделением поправки на численность женщин этого возраста для логлинейной модели (2).

На рис. 2 отражена динамика ВКР первого ребенка для различных возрастов матерей, рассчитанных нами для выбранных регионов.

Число рождений *первых* детей матерями более младших возрастов (18–25 лет) имеет убывающую динамику в течение рассматриваемого периода. Обратная динамика наблюдается для рожениц 33–45 лет до 2017 г. Число матерей, родивших первенцев, за данный период увеличивается. Динамика между указанными возрастными (26–32 лет) также интересна: в очень большом приближении она имеет форму параболы с ветвями вниз, на вершину параболы приходится пик рождаемости матерями определенного возраста. Мы наблюдаем тенденцию сдвига вправо пика рождаемости по мере увеличения возраста матери и анализируемых лет. Это может свидетельствовать о росте возраста матерей при рождении первого ребенка на рассматриваемом промежутке времени. Также мы можем сделать вывод о значимом влиянии эффекта периода на рождаемость среди матерей данных возрастов.

² Федеральная служба государственной статистики (rosstat.ru).

³ <http://demogr.nes.ru/index.php>

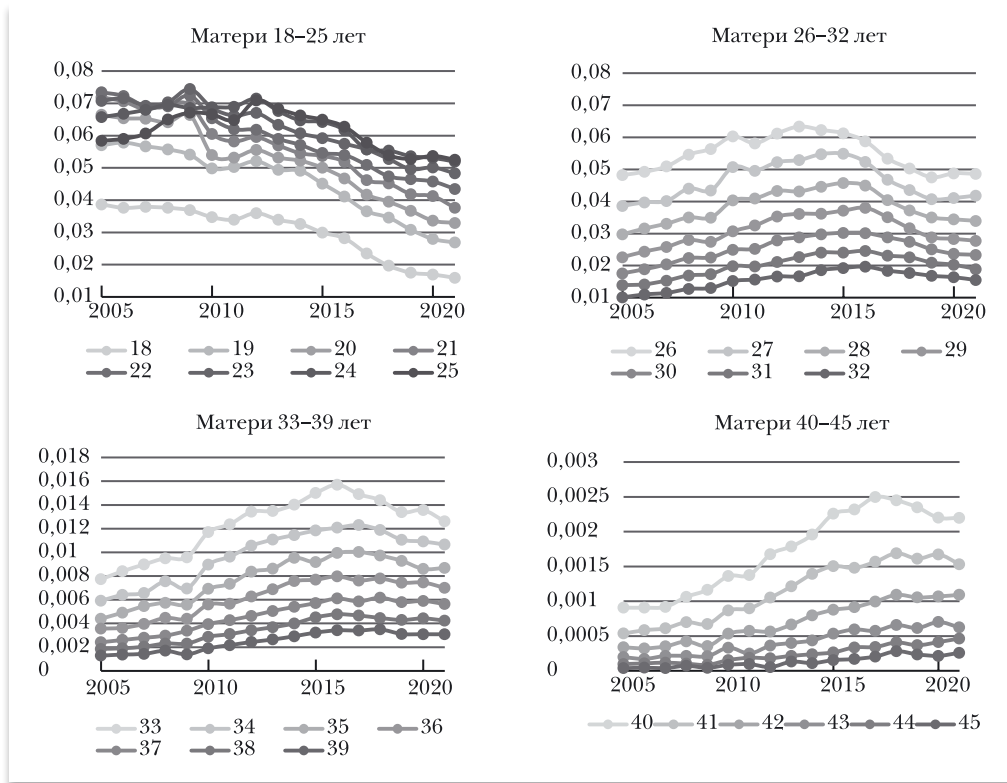


Рис. 2.

Динамика ВКР первого ребенка для матерей 18–45 лет в 2005–2021 гг.

Для вторых и третьих рождений графически не наблюдается сдвига в календаре рождений⁴, но отмечается влияние фактора периода и когорты, что будет рассмотрено в следующих разделах.

5. Результаты исследования

Проанализируем полученные нами результаты отдельно по очередности рожденных детей у матерей разных возрастных групп. Наибольший интерес представляют медиаторы эффекта периода, так как они напрямую отражают реакцию числа рождений на экономические шоки.

5.1. Рождение первенца

На рис. 3 представлены результаты декомпозиции эффектов возраста, периода и когорты для динамики числа рождений первых детей с помощью IЕ-метода (Yang, Land, 2013).

На основании проведенной нами декомпозиции исследуемых факторов проведем анализ динамики рождаемости первых детей.

Отмечается слабая реакция на кризис 2008–2009 гг. (эффект периода). Вероятнее всего, как мы можем заметить, наибольший вклад внесли матери, родившиеся в конце 1980-х годов, скомпенсированный влиянием когорты (многочисленная когорта). Этот вывод подтверждает и анализ значений рож-

⁴ Не представлены в работе из-за экономии места, но могут быть представлены по запросу.

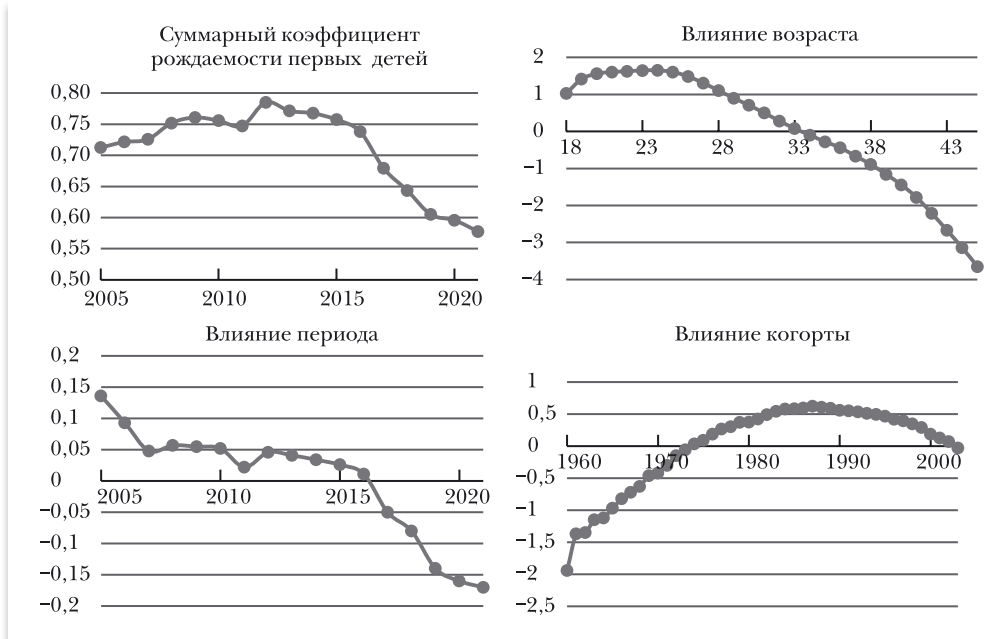


Рис. 3.

Декомпозиция динамики числа рождений первых детей на эффект возраста, периода жизни и когорты

даемости по годам для всех возрастов, представленных на рис. 3. Если принять во внимание пиковое значение возраста матерей при рождении первого ребенка (23 года), то предположение о компенсировании представляется соответствующим действительности.

С 2012 г. начало наблюдаться снижение показателя до конца рассматриваемого нами периода, т.е. 2021 г. Приблизительно в это время началось вступление в активный репродуктивный возраст малочисленных когорт 1990-х годов и рождаемость начала постепенно снижаться.

Напомним, что под параметрами когорты (см. рис. 3) мы понимаем не столько размер когорты, который в данном случае уже учтен в модели (так как мы рассматриваем возрастные коэффициенты рождаемости в качестве зависимой переменной), сколько социальные нормы, репродуктивные установки и т.д., которые сложились у населения данной когорты. У многочисленных и малочисленных когорт репродуктивные установки могут различаться. Здесь речь идет об особенностях поведения когорт различного размера, как о внутренней по отношению к среде родительской семьи (воспитание, традиции), так и о внешней (экономика, социум). Последняя может влиять и на внутреннюю среду, побуждая родителей воспитывать детей иначе, чем воспитывали их самих, что может отразиться на трансформации брачно-партнерских отношений и планировании детей. Заметим, что и эффект периода (см. рис. 3) с 2016 г. снижает динамику рождаемости. Велика вероятность, что это является следствием падения цен на нефть, а также санкционного давления, которое, безусловно, повлия-

яло на рост неопределенности. Также ранее мы отметили сдвиг в календаре рождений первого ребенка в семье. Отсюда мы делаем вывод, что вступление в активный репродуктивный период *малочисленной* когорты 1990-х годов, попавшей под влияние эффектов *Второго демографического перехода*, с одной стороны, и *повышенной неопределенности* в экономике — с другой, привело к сдвигам в календаре рождений первых детей на уровне всего населения, начиная с 2012 г. (влияние возраста).

Таким образом, по нашему мнению, все три рассматриваемых параметра влияют на динамику рождаемости первого ребенка, причем не обязательно одновременно: *до 2012 г.* — влияют когорта и частично период, *после 2012 г.* — возраст, период и когорта.

Теперь более подробно рассмотрим воздействие медиаторов, через которые, по нашему мнению, период и когорта могут воздействовать на рождаемость. В табл. 1 представлены результаты реализации МВ-подхода.

Таблица 1.

Результаты реализации этапа 2 МВ-подхода для динамики рождаемости первых детей (согласно схеме на рис. 1)

Переменная	Рождение первого ребенка		
	1	2	3
Логарифм нефтегазовых доходов в ценах 2004 г.	0,149*** (0,0187)	0,0426*** (0,0154)	0,0330** (0,0160)
Федеральный материнский капитал (дамми)	0,303*** (0,0140)	0,267*** (0,0140)	0,258*** (0,0129)
Региональный материнский капитал (дамми)	0,278*** (0,0327)	0,246*** (0,0324)	0,244*** (0,0321)
Соотношение браков и разводов ⁵ (медиатор когорты)	-3,344*** (0,324)	-3,169*** (0,221)	-3,176*** (0,222)
Безработица женская (медиатор периода)	3,184*** (0,696)		
Безработица мужская (медиатор периода)		-1,449** (0,711)	
Безработица общая (медиатор периода)			-2,071** (0,886)
Константа	-1,833*** (0,197)	-1,523*** (0,130)	-1,470*** (0,124)
Дамми-переменные на возраст матери и дамми-переменные на регионы	Да	Да	Да
Количество наблюдений	18564	18564	18564

Примечание. В скобках приведены кластеризованные стандартные ошибки по регионам. Символами «*», «**», «***» отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно. Дамми-переменные возраста матерей и регионов не представлены в таблице для компактного изложения. Коэффициенты в таблице не могут быть проинтерпретированы количественно, для чего требуется расчет предельных эффектов для отрицательно-биномиальных моделей.

⁵Число разводов, приходящихся на 1000 браков.

На основании данных в табл. 1 можно сделать вывод о том, что мужская безработица отрицательно влияет на динамику рождаемости первых детей (столбец 2), а женская безработица – положительно (столбец 1). Такие результаты могут быть связаны с преобладающими в обществе патриархальными консервативными настроениями: мужчина исполняет роль добытчика в семье, а женщина, если не вынуждена дополнительно работать наравне с мужчиной для обеспечения достойного уровня жизни семьи, может стать безработной (или домохозяйкой), и такая безработица будет фрикционной. Также, согласно работам Г. Беккера, в период кризисов снижается альтернативная «стоимость» детей, что может объяснять положительную связь с безработицей у женщин. Увеличение нефтегазовых доходов федерального бюджета положительно влияет на рождение первых детей. На основании этого мы делаем вывод, что *отрицательные экономические шоки снижают число рождений первых детей*. При этом меры поддержки рождаемости оказывают положительное влияние (как федеральные, так и региональные). Таким образом, *прошлый период* значимо влияет на рождение первого ребенка в текущем периоде. Так же выявлено влияние *позапрошлого периода* на рождение первого ребенка. Оно связано с тем, что воздействие инвестиций в основной капитал на каждый из рассматриваемых показателей безработицы оказалось отрицательным. А это означает, что снижение инвестиций в основной капитал, происходящий при отрицательных экономических шоках, повышает уровень безработицы.

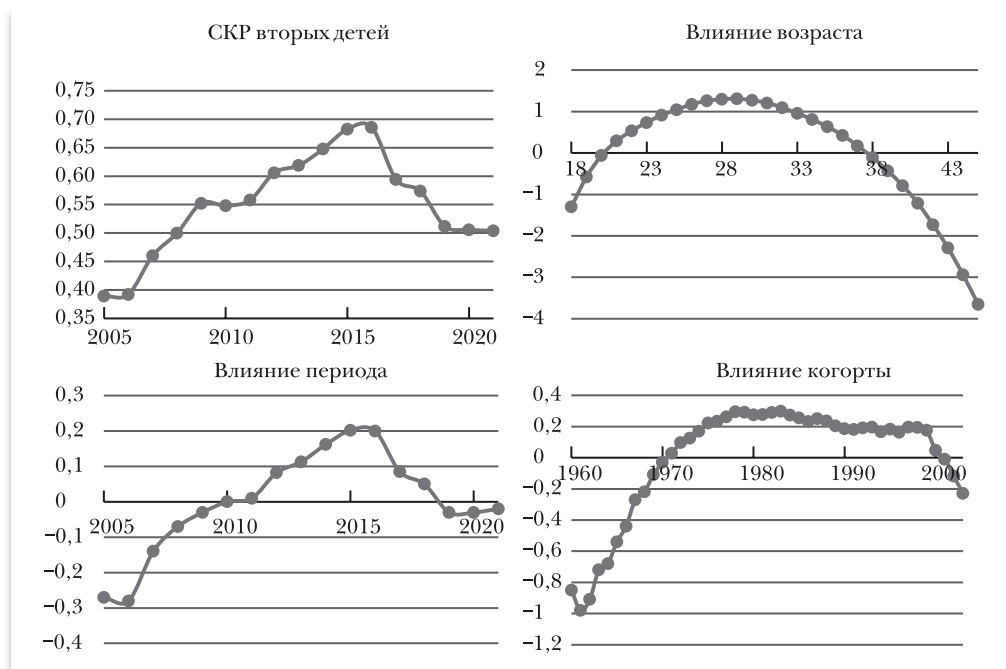
Медиатор *когорты* демонстрирует отрицательную связь с рождаемостью. Рост разводов по отношению к бракам связан не только с числом разводов, но и с сокращением числа браков. Возможно, в данном случае играет роль не только откладывание рождения ребенка, но и откладывание момента вступления в брак, что согласуется с приведенными выше представлениями о значительных изменениях в брачно-партнерских отношениях.

5.2. Динамика рождения вторых детей

Теперь рассмотрим результаты декомпозиции динамики рождения вторых детей на эффекты возраста, периода и когорты (рис. 4).

На рис. 4 заметно влияние эффекта *периода*. Кризис 2008–2009 гг. спровоцировал замедление динамики рождаемости. Спада не случилось, скорее всего в результате влияния введенного в 2007 г. права на материнский капитал. Его влияние наблюдается и в последующие годы: помимо введенных государственных мер поддержки материнства, происходил подъем экономики, что положительно повлияло на рождаемость.

С 2011 г. наблюдался активный рост рождаемости, что связано также с эффектом когорты: самый активный возраст рождения второго ребенка – 29 лет (согласно рис. 4) – приходился на матерей многочисленной когорты 1980-х годов. Спад рождаемости в предшествующий этому кризис 2008–2009 гг. также мог быть смягчен влиянием многочисленных когорт 1970–1980-х годов. Мы можем проследить данный эффект по графику: матери указанных многочисленных когорт внесли значительный вклад в динамику рождения вторых детей в анализируемом периоде.

**Рис. 4.**

Декомпозиция динамики рождения вторых детей на эффекты (возраст, период и когорта)

После 2016 г. отмечается снижение числа рождений вторых детей (рис. 4). Мы можем сделать аналогичные выводы и в отношении числа рождений первого ребенка: влияние экономических шоков с лагом и сформировавшихся до этого негативных ожиданий ситуации в экономике у населения, а также постепенное вступление в активный репродуктивный период малочисленного поколения 1990-х годов.

Учитывая, что динамика рождений второго ребенка почти полностью идентична динамике эффекта периода, мы делаем вывод, что этот фактор наиболее сильно влияет на рождение детей рассматриваемого порядка. Также, по нашему мнению, наименьшее воздействие оказывает когорта.

Реализация МВ-подхода к рождениям вторых детей представлена в табл. 2.

Для рождений вторых детей почти все результаты оказались аналогичными результатам для рождения первенцев. Федеральный материнский капитал больше влияет на рождение второго ребенка, чем первого, что логично, так как его введение подразумевает дополнительное стимулирование рождению именно второго ребенка. Также в данном случае значимым оказалось отрицательное влияние только общего уровня безработицы. Таким образом, мы можем сделать вывод о влиянии *прошлого и позапрошлого периодов* (через влияние инвестиций в основной капитал на уровень безработицы) на рождение вторых детей в анализируемом периоде как с точки зрения экономических шоков, так и влияния введенных мер поддержки рождаемости. *Отрицательные экономические шоки снижают рождаемость вторых детей.*

Таблица 2.

Результаты реализации этапа 2 МВ-подхода к динамике рождения вторых детей (согласно схеме на рис. 1 и модели (2))

Переменная	Рождение вторых детей		
	1	2	3
Логарифм нефтегазовых доходов в ценах 2004 г.	0,0939*** (0,0163)	0,0827*** (0,0137)	0,0668*** (0,0125)
Федеральный материнский капитал (дамми)	0,418*** (0,0132)	0,420*** (0,0152)	0,410*** (0,0133)
Региональный материнский капитал (дамми)	0,264*** (0,0330)	0,255*** (0,0361)	0,249*** (0,0355)
Соотношение браков и разводов (медиатор когорты)	-2,441*** (0,318)	-2,513*** (0,249)	-2,539*** (0,247)
Безработица женская (медиатор периода)	-0,253 (0,609)		
Безработица мужская (медиатор периода)		-1,028 (0,773)	
Безработица общая (медиатор периода)			-2,017** (0,955)
Константа	-4,580*** (0,216)	-4,456*** (0,157)	-4,355*** (0,155)
Дамми-переменные на возраст матери и дамми-переменные на регионы	Да	Да	Да
Число наблюдений	18564	18564	18564

Примечание. В скобках приведены кластеризованные стандартные ошибки по регионам. Символами «*», «**», «***» отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно. Дамми-переменные возраста матерей и регионов не представлены в таблице для компактного изложения.

Реализация механизма эффекта когорты через соотношение браков и разводов так же, как и для рождения первых детей, имеет отрицательное влияние. Выводы аналогичны выводам для первых рождений.

5.2. Рождение третьего ребенка

На рис. 5 представлены результаты применения IE-метода для декомпозиции динамики рождений третьих детей.

Для СКР третьих детей наблюдается связь с эффектом периода (рис. 5), но она не настолько ярко выражена, как в отношении рождений вторых детей. До 2017 г. также с некоторым лагом заметна связь между динамикой рождаемости и экономическими шоками. Ожидаемого спада рождаемости с 2017 г. не произошло, прослеживается лишь стабилизация этой динамики, которая затем начала расти с 2020 г. Вероятнее всего, после введения в 2011 г. регионального материнского капитала, а также в связи с внедрением различных мер поддержки материнства основа влияния периода изменилась: с преимущественного воздействия экономических шоков — на значительное влияние социальных мер поддержки. Экономические шоки также влияют на рождаемость, но в менее ощутимой сте-

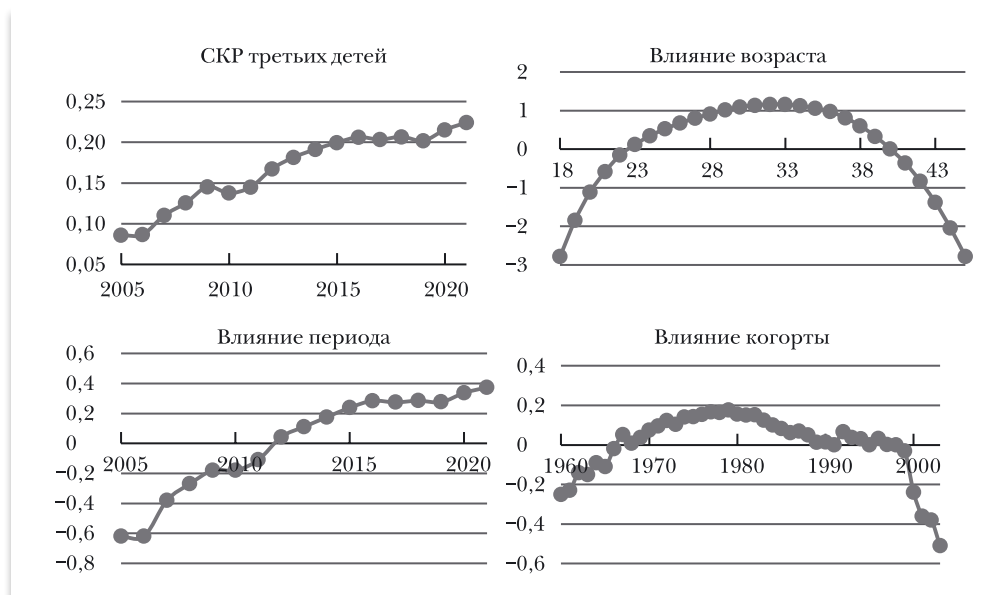


Рис. 5.

Декомпозиция динамики рождаемости третьих детей на эффекты (возраст, период жизни и когорты)

пени. Это может стать выводом об эффективности введенных мер поддержки рождаемости, смягчающих в том числе влияние экономических шоков и возрастающей неопределенности.

Стоит отметить влияние фактора когорты (см. рис. 5). Наибольший вклад внесли многочисленные когорты 1970–1980-х годов, что также могло стать причиной более мягкой реакции на кризис 2008–2009 гг. в отличие от влияния на рождения детей другого порядка. В данном случае влияние когорты может в качестве основы иметь не только многочисленные когорты, но и установки и ценности семьи (например, большая семья, много детей, наличие братьев и сестер), в которых были воспитаны наблюдаемые родители. Кроме того, самый активный возраст рождения третьего ребенка – 33 года (согласно рис. 5) – приходился на матерей данных когорт.

В табл. 3 рассмотрены результаты применения МВ-подхода для рождения третьего ребенка.

Выводы по медиаторам и прокси-переменным для эффекта периода оказались аналогичны результатам для предыдущих периодов. Кроме того, на рождения третьих детей значимо отрицательно влияет безработица у мужчин (помимо общего уровня безработицы); воздействие же безработицы среди женщин оказалось незначимым. Эффекты прошлого и позапрошлого периодов (через влияние инвестиций в основной капитал на уровень безработицы) влияют на рождения третьих детей. *Отрицательные экономические шоки снижают рождаемость третьих детей.*

Интересно, что медиатор для когорты – отношение браков к разводам – в данной модели положительно влияет на рождения третьих детей. Если смотреть с точки зрения эффекта когорты, то в этом прослеживается логика: установки

Таблица 3.

Результаты реализации этапа 2 МВ-подхода для динамики рождений третьих детей (согласно схеме на рис. 1 и модели (2))

Переменная	Рождение третьих детей		
	1	2	3
Логарифм нефтегазовых доходов в ценах 2004 г.	0,112** (0,0490)	0,0736** (0,0330)	0,0536 (0,0348)
Федеральный материнский капитал (дамми)	0,396*** (0,0250)	0,397*** (0,0210)	0,379*** (0,0197)
Региональный материнский капитал (дамми)	0,253*** (0,0372)	0,227*** (0,0389)	0,223*** (0,0381)
Соотношение браков и разводов (медиатор когорты)	1,669*** (0,375)	1,481*** (0,289)	1,464*** (0,286)
Безработица женская (медиатор периода)	-0,368 (0,924)		
Безработица мужская (медиатор периода)		-2,850*** (0,748)	
Безработица общая (медиатор периода)			-4,144*** (0,917)
Константа	-10,20*** (0,257)	-9,836*** (0,197)	-9,723*** (0,192)
Дамми-переменные на возраст матери и дамми-переменные на регионы	Да	Да	Да
Число наблюдений	18564	18564	18564

Примечание. В скобках приведены кластеризованные стандартные ошибки по регионам. Символами «*», «**», «***» отмечены оценки, значимые на уровне 10, 5 и 1% соответственно. Дамми-переменные возраста матерей и регионов не представлены в таблице для компактного изложения.

и семейные ценности в родительских семьях потенциальных родителей напрямую влияют на их решение стать многодетной семьей. Если обратить внимание именно на соотношение браков и разводов (число разводов, приходящееся на 1000 браков), можно предложить следующее объяснение (согласно нынешним тенденциям трансформации брачно-партнерских отношений): потенциальные родители разводятся с предыдущими супругами и переходят в новые отношения без заключения брака, при этом решаясь на рождение третьего ребенка (порядок рождения ребенка считается по матери).

6. Заключение

В данном исследовании бóльший интерес представляла оценка влияния экономических шоков, которые характеризуются в АРС-моделях эффектом периода. Мы рассмотрели два подхода к решению проблемы выявления влияния возраста, периода и когорты в АРС-моделях: МВ-подход и ИЕ-метод. Для МВ-подхода была предложена схема механизмов и переменных-медиаторов. Для выявления влияния экономических кризисов в качестве медиаторов применялись показатели общего и отдельно мужского и женского уровней безработицы, а также

нефтегазовые доходы. Результаты показали, что существует прямая связь между рождаемостью и влиянием прошлого и позапрошлого периодов. В частности, если происходят отрицательные экономические шоки, значит, влияние периода также отрицательное в отношении рождения первых, вторых и третьих детей. Оно же будет положительным в случае положительных шоков.

Это означает, что рождаемость активно реагирует на экономические шоки, в частности через показатели рынков труда, которые напрямую влияют на возможности материального обеспечения будущих детей. Только для рождения первенцев была найдена положительная связь с безработицей женщин, что может свидетельствовать в пользу гипотезы о снижении альтернативной «стоимости» детей для матерей в периоды кризисов. Для вторых и последующих детей нет значимой связи с безработицей женщин, но есть устойчивая отрицательная связь с общей безработицей.

При этом наблюдается сглаживающее влияние федеральной и региональных программ материнского капитала на динамику рождения рассмотренных порядков детей. Кроме того, значимо влияют когорты (через соотношение браков и разводов), в которых проявляются сложившиеся традиции, репродуктивные установки, социальные нормы населения одной когорты и возраст, что может стать основой для дальнейших исследований по данному направлению с расширением предложенной нами схемы механизмов причинно-следственных связей (см. рис. 1). Было показано, что пики возрастных кривых за рассмотренный период времени (2004–2021 гг.) приходятся на 23 года при рождении первого ребенка, 29 лет – второго и 33 года – третьего ребенка.

Несмотря на возможности выявления причинно-следственных связей, которые предоставляет МВ-подход, в нем есть недостатки, связанные с чувствительностью результатов моделирования к предложенной схеме механизмов. В текущей работе мы рассмотрели один из возможных вариантов, но могут быть предложены и другие. Стоит заметить, что основные результаты двух рассмотренных подходов (МВ-подход и ИЕ-метод) оказались схожими, что частично подтверждает робастность результатов.

В качестве перспектив будущих исследований можно обозначить построение APC-моделей на микроданных, а также рассмотрение оценок попарного совместного влияния возраста, периода жизни и когорты.

ЛИТЕРАТУРА / REFERENCES

- Вакуленко Е.С.** (2023). Эффекты периода, возраста и когорты в динамике рождаемости россиян 1990–2021 гг. // *Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены*. № 2. С. 258–281. [**Vakulenko E.S.** (2023). Effects of period, age and cohort in the dynamics of the birth rate in Russia in 1990–2021. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes Journal (Public Opinion Monitoring)*, 2, 258–281 (in Russian).]
- Вакуленко Е.С., Ивашина Н.В., Свистильник Я.О.** (2023). Исследование влияния программ регионального материнского капитала на рождаемость в регионах России // *Экономика региона*. № 19 (4). С. 1077–1092. [**Vakulenko E.S., Ivashina N.V., Svistilnik Ya.O.** (2023). Regional maternity capital programmes: Impact on fertility in Russia. *Economy of Region*, 19 (4), 1077–1092 (in Russian).]
- Захаров С.В.** (2007). Новейшие тенденции формирования семьи в России // *Мир России. Социология. Этнология*. № 16 (4). С. 73–112. [**Zakharov S.V.** (2014). The latest trends in family formation in Russia. *Universe of Russia. Sociology. Ethnology*, 16 (4), 73–112 (in Russian).]

- Захаров С.В., Фрейка Т.** (2014). Эволюция рождаемости в России за полвека: оптика условных и реальных поколений // *Демографическое обозрение*. № 1 (1). С. 106–143. [Zakharov S.V., Frejka T. (2014). Fertility trends in Russia during the past half century: Period and cohort perspectives. *Demographic Review*, 1 (1), 106–143 (in Russian).]
- Реэр Д.** (2015). Экономические и социальные последствия демографического перехода (перевод с английского) // *Демографическое обозрение*. № 1 (4). С. 41–67. [Reher D. (2015). Economic and social implications of the demographic transition (translation from English). *Demographic Review*, 1 (4), 41–67 (in Russian).]
- Сивоплясова С.Ю.** (2016). Региональные различия многодетности в России // *Наука. Культура. Общество*. № 2. С. 132–145. [Sivoplyasova S. Yu. (2016). Regional differences in large families in Russia. *Science. Culture. Society*, 2, 132–145 (in Russian).]
- Слонимчик Ф., Юрко А.В.** (2015). Оценка влияния политики материнского капитала в России // *Демографическое обозрение*. № 2 (3). С. 30–68. [Slonimczyk F., Yurko A. (2015). Assessing the impact of the maternity capital policy in Russia. *Demographic Review*, 2 (3), 30–68 (in Russian).]
- Adsera A.** (2010). Where are the babies? Labor market conditions and fertility in Europe. *European Journal of Population*, 27 (1), 1–32.
- Adsera A., Menendez A.** (2009). Fertility changes in Latin America in the context of economic uncertainty. Institute for the Study of Labor. *IZA Discussion Paper 4019*. Bonn.
- Becker G.S.** (1960). An economic analysis of fertility. In: *Demographic and Economic change in developed countries*. New York: Columbia University Press, 209–240.
- Bijlsma M.J., Daniel R.M., Janssen F., Stavola B.L. de** (2017). An assessment and extension of the mechanism-based approach to the identification of age-period-cohort models. *Demography*, 54 (2), 721–743.
- Cherlin A., Cumberworth E., Morgan S., Wimer C.** (2013). The effects of the great recession on family structure and fertility. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 650, 214–231.
- Fosse E., Winship C.** (2019). Analyzing age-period-cohort data: A review and critique. *Annual Review of Sociology*, 45 (1), 467–492.
- Frejka T., Zakharov S.** (2013). The apparent failure of Russia's pronatalist family policies. *Population and Development Review*, 39 (4), 635–647.
- Güriş S., Yaman B.** (2018). OECD ülkelerinde işsizliği etkileyen faktörlerin panel veri modelleri ile analizi. *Social Sciences Research Journal*, 7 (1), 136–146.
- Huang Jr.-Ts.** (2003). Unemployment and family behaviour in Taiwan. *Journal of Family and Economic Issues*, 24 (1), 27–48.
- Mulaik S.A.** (2009). Structural equation models. In: *Linear causal modeling with structural equation*. S.A. Mulaik (ed.). New York: Chapman and Hall/CRC, 119–138.
- Ogura S., Tamotsu K.** (2010). Effects of public policies and labor market on the fertility of Japanese women: Analyses of municipal data. In: *Fertility and public policy: How to reverse the trend of declining birth rates*. N. Takayama, M. Werding (eds.). Cambridge: The MIT Press, 81–110.
- Örsal D., Goldstein J.** (2010). The increasing importance of economic conditions on fertility. Rostock. Germany: Max Planck Institute for Demographic Research. *MPIDR Working Papers WP-2010-014*. DOI: 10.4054/MPIDR-WP-2010-014
- Sobotka T., Skirbekk V., Philipov D.** (2011). Economic recession and fertility in the developed world. *Population and Development Review*, 37 (2), 267–306.

- Thompson W.S.** (1929). Population. *American Journal of Sociology*, 34, 959–975.
- Vikat A.** (2002). Fertility in Finland in the 1980s and 1990s: Analysis of fertility trends by age and parity. *Yearbook of Population Research in Finland*, 38, 159–178.
- Winship C., Harding D.** (2008). A mechanism-based approach to the identification of age period cohort models. *Sociological Methods and Research*, 36 (3), 362–401.
- Wrong D.H.** (1958). Trends in class fertility in western nations. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 24 (2), 216–229.
- Yang Y., Land K.C.** (2013). Age-period-cohort analysis: New models, methods, and empirical applications. New York: Taylor & Francis.

Поступила в редакцию 01.11.2023

Received 01.11.2023

E.S. Vakulenko

HSE University, Moscow, Russia

A.E. Ryzhkina

HSE University, Moscow, Russia

APC modeling of the relationship between birth order fertility rates and economic shocks in Russia⁶

Abstract. The article is devoted to the study of the relationship between economic shocks and the fertility rate of the first, second and third child in Russia using age–period–cohort (APC) models. Annual data for 39 regions of the Russian Federation for the period from 2004 to 2021 were considered. Rosstat and the Russian Database of Fertility and Mortality CDR NES statistics was used. In this work, for the first time, the most advanced APC-modeling method was used on Russian data – an approach based on mechanisms of interaction between variables (mechanism-based approach), the implementation of which was carried out using intermediate variables (mediators) to identify the effects of age, period and cohort in dynamics of fertility and identifying causal relationships. Mediator for the cohort effect, the ratio of marriages and divorces was used. For the “last period effect” (effect of a “year earlier”) – the unemployment rate (total, male and female), as well as an intermediate mediator of the year before the last period effect – investment in fixed capital were employed. In addition we assessed the impact of proxy variables of the “last period” on fertility: federal and regional maternity capital programs, as well as oil and gas revenues of the federal budget. To check the stability of the results “intrinsic estimator” method was used, which allowed decomposing the fertility indicator into the effects of age, period and cohort. The results of the study showed that there was a direct relationship between birth order fertility rates and economic shocks that correspond to the “last year” and “year before the last” periods’ effects.

Keywords: *fertility, birth order of children, negative economic shocks, APC-modeling, unemployment rate, maternity capital, oil and gas revenues.*

JEL Classification: J11, J13, C51.

For reference: **Vakulenko E.S., Ryzhkina A.E.** (2024). APC modeling of the relationship between birth order fertility rates and economic shocks in Russia. *Journal of the New Economic Association*, 3 (64), 84–102 (in Russian).

DOI: 10.31737/22212264_2024_3_84-102

EDN: RAIUOI

⁶ The study was carried out with financial support from the Russian Science Foundation (project 22-28-00952).