

DOI: [10.14515/monitoring.2023.2.2357](https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.2.2357)



Е. С. Вакуленко

ЭФФЕКТЫ ПЕРИОДА, ВОЗРАСТА И КОГОРТЫ В ДИНАМИКЕ РОЖДАЕМОСТИ РОССИЯН 1990—2021 гг.

Правильная ссылка на статью:

Вакуленко Е. С. Эффекты периода, возраста и когорты в динамике рождаемости россиян 1990-2021 гг. // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2023. № 2. С. 258—281. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.2.2357>.

For citation:

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*. No. 2. P. 258–281. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.2.2357>. (In Russ.)

Получено: 25.12.2022. Принято к публикации: 17.02.2023.

ЭФФЕКТЫ ПЕРИОДА, ВОЗРАСТА И КОГОРТЫ В ДИНАМИКЕ РОЖДАЕМОСТИ РОССИЯН 1990-2021 ГГ.

ВАКУЛЕНКО Елена Сергеевна — доктор экономических наук, доцент, профессор, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия
E-MAIL: evakulenko@hse.ru
<https://orcid.org/0000-0002-6457-3196>

Аннотация. В работе оценивается влияние эффектов возраста, периода и когорты на динамику рождаемости в России. Используются APC (age-period-cohort) модели на основе годовых макроданных о числе рожденных детей с привязкой к возрасту матери в 1990—2021 гг. Применяется ряд методов для решения проблемы идентификации обозначенных эффектов. Наиболее адекватные результаты получены с помощью подходов Intrinsic Estimator (IE) и прокси-переменных.

Результаты исследования показали, что возрастной эффект имеет обратную U-форму, где пик приходится на 21—24-летних матерей. Для анализа эффектов периода наиболее подходящей прокси-переменной, характеризующей экономическую флуктуацию в рассматриваемый период, оказалась цена на нефть. Корреляция между полученными оценками периода и суммарным коэффициентом рождаемости составила 0,66, что говорит о значимой связи рождаемости с происходящими каждый год событиями при контроле на эффекты возраста и когорты. При этом наиболее выраженная роль периода наблюдается в те годы, когда она усиливается когортным влиянием, как это произошло после ввода

EFFECTS OF PERIOD, AGE AND COHORT IN THE DYNAMICS OF THE BIRTH RATE IN RUSSIA IN 1990-2021

Elena S. VAKULENKO¹ — Dr. of Sci. (Econ.), Associate Professor, Professor
E-MAIL: evakulenko@hse.ru
<https://orcid.org/0000-0002-6457-3196>

¹ HSE University, Moscow, Russia

Abstract. This study estimates the influence of the age, period, and cohort effects on the dynamics of fertility in Russia. The study implements APC (age-period-cohort) models using annual macrodata on the number of children born by mothers of different age in 1990–2021. The author tests several methods to deal with the problem of identification in the APC models. The most adequate results are obtained using the Intrinsic Estimator (IE) and proxy variables approaches.

The findings show that age has an inverse U-shape effect which reaches its maximum by 21-24 years. Oil price is the most adequate proxy variable to reflect economic fluctuations and reveal period effects in observed fertility. The correlation between the obtained estimates of the period effects and the total fertility rate is 0.66, which indicates a significant relationship between fertility and events occurring every year when controlling for the effects of age and cohort. At the same time, the greatest contribution of period effects is observed in those years when they are amplified by cohort ones, for example, after the introduction of the federal maternity capital program in 2007. However, despite the positive period effects, since 2014 the data shows a decline in the birth rate in Rus-

федеральной программы материнского капитала в 2007 г. Тем не менее, несмотря на положительное влияние периода, с 2014 г. мы наблюдаем снижение рождаемости в России, которое в большей степени объясняется когортными и возрастными эффектами.

Ключевые слова: APC модели, рождаемость, Россия, возраст деторождений, когорты

Благодарность. Автор благодарит коллегив исследовательской рабочей группы по экономико-математическому моделированию экономических процессов на факультете экономических наук НИУ ВШЭ за ценные комментарии и замечания и лично Е. С. Митрофанову за обсуждения результатов на начальной стадии исследования.

Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда № 22-28-00952 «Исследование динамики рождаемости в России: эконометрический подход» <https://rscf.ru/project/22-28-00952/>.

Введение

С 1990 г. динамика количества рожденных детей в России была разнонаправленной: периоды спадов в 1990-е годы сменялись периодами роста в начале 2000-х и снова падением после 2015 г. Причин такой ситуации множество, но при объяснении флуктуаций показателей рождаемости одним из важнейших факторов является возраст матери на момент рождения ребенка. Он влияет на репродуктивные, физические и физиологические условия, так же как период и когорта, связанные с социально-экономическими условиями, историческими событиями. Цель данного исследования — разделение влияния на динамику рождаемости трех эффектов — возраста, периода и когорты — с помощью моделей APC (age-period-cohort). *Эффектом возраста* называют сдвиги календарей деторождений (например, откладывание рождений всех порядков, происходящее вследствие второго демографического перехода [Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 1991]). *Эффект когорты* учитывает социальные и институциональные характеристики, присутствующие матерям, рожденным в одно и то же время, а также изменение репродуктив-

sia, which is largely due to cohort and age effects.

Keywords: APC models, fertility, Russia, age of childbearing, cohorts

Acknowledgments. The author thanks colleagues of the research working group on economic and mathematical modeling of economic processes at the Faculty of Economic Sciences, HSE University for valuable comments and remarks, and personally E. S. Mitrofanova for discussing the results at the initial stage of the study.

The study was supported by the Russian Science Foundation grant No. 22-28-00952 “Study of the dynamics of fertility in Russia: an econometric approach”, <https://rscf.ru/project/22-28-00952/>.

ных установок поколений, выросших после распада СССР. *Эффект периода* — это макроэффекты, которые влияют на всех рожениц в конкретном году, например, экономические кризисы, пандемия, государственные программы поддержки материнства. Данный подход широко известен в демографии, социологии и смежных науках и зарекомендовал себя как один из наиболее надежных методов для разложения процессов на отдельные компоненты. Тем не менее при реализации этого подхода исследователи встречаются с большим количеством методологических трудностей. В частности, разработка инструментальных решений проблемы идентификации эффектов возраста, периода и когорты, предлагающих их четкое разделение без перекрестного влияния друг на друга, обсуждается с 1970-х годов, но пока не найдено однозначного убедительного решения [Fosse, Winship, 2019].

Основная сложность, возникающая на пути к поставленной цели, заключается в том, что все три эффекта воздействуют на каждого человека одновременно и очень трудно разделить их влияние так, чтобы в объясняющих факторах не было эффектов других компонент. В данной работе мы стремимся ответить на следующие вопросы:

1) каковы эффекты возраста, периода и когорты в наблюдаемой динамике рождаемости в России?

2) связаны ли эффекты периода с экономическими кризисами и с введением государственной программы материнского капитала в 2007 году?

3) каким когортам свойственна более высокая рождаемость?

4) на какой возраст женщин приходится пик возрастных эффектов?

Мы используем годовые макроданные о деторождениях по возрастам женщин за 1990—2021 гг. Для решения проблемы идентификации в APC моделях пришлось применить несколько методов: метод введения ограничений на параметры в явном виде (*explicit constraints*); подход, основанный на методе главных компонент (*intrinsic estimator*)¹; и метод прокси-переменных (*proxy variables*). Каждый из них имеет свои преимущества и недостатки. Если первые два подхода не говорят о причинно-следственных связях и механически разделяют изучаемые эффекты в APC моделях, то последний, наоборот, показывает механизмы, которые приводят к тем или иным последствиям. Однако последний подход чувствителен к выбору прокси-переменных.

Результаты работы показали, что наибольшей объясняющей силой обладают модели, в которых возраст, период и когорта включаются одновременно, а не по отдельности. Мы оценили вклад каждого из эффектов в динамику рождаемости за последние 30 лет и выявили, что когортный эффект оказывал максимальное влияние, когда усиливался периодным, например, такая картина наблюдалась в первые годы после введения программы материнского капитала в 2007 г. Одновременно отрицательные эффекты когорты и периода и резкое снижение рождаемости зафиксированы в 1990-е годы, в периоды высокой экономической нестабильности. Влияние тенденций второго демографического перехода,

¹ В русскоязычной литературе не найдено переводов двух подходов: *explicit constraints* и *intrinsic estimator*. Авторы прибегают к англоязычным терминам, далее по тексту будут использоваться именно они. Для ввода в оборот этих терминов в русскоязычную литературу предлагаем *explicit constraints* перевести как подход явных ограничений, а *intrinsic estimator* — подход внутренних оценок.

в частности изменение возраста матерей и календаря рождений, ярче всего отразилось на рождаемости после 2010 г., когда в репродуктивный возраст стали входить малочисленные когорты, рожденные в 1990-е, имеющие меньшее количество братьев и сестер и новые репродуктивные установки.

Новизна данной работы состоит в применении различных подходов к оценке моделей APC, в том числе тех, которые позволяют решить проблему причинно-следственных связей (методы прокси-переменных). Вклад работы в существующую литературу состоит в предложенных прокси-переменных, которые позволяют разделить эффекты возраста, периода и когорты в наблюдаемой динамике рождаемости. Таким образом, представленная работа позволила не только выявить механизмы изменения рождаемости в России, но и расширила дискуссию о моделях APC.

Статья имеет следующую структуру: после обзора литературы, где обсуждаются эффекты возраста, периода и когорты и их оценки для разных стран, следует раздел с описанием исследуемых данных, обсуждаются возможные причины наблюдаемой динамики показателей рождаемости. Затем идет раздел методологии с описанием моделей APC и подходов к решению проблемы идентификации, которые применялись в данной работе. Далее представлен анализ полученных результатов, где в отдельном разделе обсуждаются моменты, связанные с подбором прокси-переменной для одного из походов. Завершают статью выводы и обсуждение ограничений исследования, которые стоит принимать во внимание при интерпретации результатов, и описание дальнейших шагов в работе по этой теме.

Обзор литературы

Практически во всех развитых странах с 1950-х годов наблюдается снижение рождаемости [Reher, 2011; Резер, 2015]². В качестве причин такой динамики называются:

1) экономические кризисы [Adler, 1997; Kharkova, Andreev, 2000; Kohler, Kohler, 2002; Kohlmann, Zuev, 2001];

2) долговременные изменения, происходящие под действием второго демографического перехода [Conrad, Lechner, Werner, 1996; Frejka, Zakharov, 2013; Zakharov, Ivanova, 1996], когда женщины отдают предпочтение достижению карьерных целей и успешности на рынке труда за счет переноса рождения ребенка на все более поздний срок, тем самым общее количество детей также может снижаться из-за существующих физиологических дедлайнов;

3) иные факторы, связанные с социальной и демографической политикой, региональными и культурными особенностями [Frejka, 2008].

Связь рождаемости с экономическими кризисами неоднозначная. В работах Г. Беккера теоретически обосновывается, что дети имеют стоимость, которая варьируется и имеет различную объективную и субъективную ценность для родителей в зависимости от экономических условий [Becker, 1960]. В литературе выделяются несколько направлений связи:

² Коэффициент суммарной рождаемости, 1950—2019 в странах мира // Демоскоп Weekly. URL: http://www.demoscope.ru/weekly/app/world_tfr.php (дата обращения: 27.01.2023).

— Прямая, или проциклическая, связь [Galbraith, Thomas, 1941; Lee, 1990; Masunovich, 1996; Silver, 1965; Sobotka, Skirbekk, Philipov, 2011] предполагает, что в периоды кризисов рождаемость снижается вследствие роста неопределенности, негативных ожиданий относительно будущих доходов, растущих расходов на содержание детей.

— Обратная, или ациклическая связь [Butz, Ward, 1979], наоборот, предполагает рост рождаемости в периоды кризисов, так как в это время растет безработица, снижается заработная плата и, как результат, снижается альтернативная стоимость детей [Becker, 1960].

В работе [Wrong, 1958] делается вывод, что направление связи между кризисами и показателями рождаемости определяется стадией развития общества. В бедных странах, как правило, наблюдается ациклическая связь.

Одной из задач инструментальных методов, в частности моделей APC, как раз и является декомпозиция наблюдаемой динамики рождаемости на эффекты возраста, периода и когорты, то есть выявление причин такой динамики. Рассмотрим некоторые примеры применения данного подхода в литературе. Как уже говорилось ранее, основная сложность при оценивании APC моделей — проблема идентификации. Будем обращать особое внимание на то, как ее решают авторы работ. Подробнее сами методы рассмотрим в разделе методологии.

В работе [Кве, 2012] применяются APC модели для анализа рождаемости в Южной Корее. В результате автор приходит к выводу, что падение рождаемости связано с эффектом периода, а не когорты. Для решения проблемы идентификации в этой статье применялись методы введения ограничений на параметры в явном виде (explicit constraints) и подход, основанный на методе главных компонент (intrinsic estimator), которые будут описаны ниже. Подход intrinsic estimator для APC моделей также применялся для анализа рождаемости в Китае [Lan, Kuang, 2021]. Найдена обратная U-форма (парабола ветвями вниз) для возрастного эффекта с пиком для 20—24 и 25—29 лет, а также U-зависимость для эффекта периода. Когортный эффект имел обратную U-форму, а затем V-форму для более старших рассматриваемых когорт. Авторы отмечают, что отрицательный эффект периода, связанный с демографической политикой ограничения рождаемости, внес свой вклад в наблюдаемое снижение рождаемости в Китае. Также авторы показывают усиление эффекта периода в результате смягчений ограничительной политики.

Сравнение роли возраста, периода и когорты в США и Японии проводилось в работе [Fukuda, 2008] на основе байесовских когортных моделей. В обеих странах наибольшее влияние оказывает эффект возраста, который также имеет обратную U-форму. В Японии, несмотря на растущий с 1990 г. эффект периода, связанный с экономическим ростом, наблюдается нисходящий тренд рождаемости.

Когортные эффекты поколений послевоенного бэби-бума в США изучались в работах [Easterlin, 1961, 1978], где делается вывод, что малочисленные когорты имеют конкурентное преимущество на рынке труда и это облегчает им возможности для самореализации по сравнению с другими поколениями. В результате эти поколения демонстрируют лучшие показатели брачности и рождаемости. При этом в рассматриваемый период очень сложно отделить влияние когортного эффекта от экономического роста, то есть эффекта периода.

К. Заман и соавторы исследовали страны с низкой фертильностью. Они изучили изменения в трендах рождаемости первых, вторых, третьих и более высоких порядков детей в 32 странах (Европе, Северной Америке, Австралии, Восточной Азии и др.) и пришли к выводу о значимых различиях между странами, когортами женщин и порядками рожденных детей [Zaman et al., 2018].

APC модели для анализа фактической рождаемости и желаемого количества детей на Тайване оценивались в статье [Tzeng et al., 2019], в которой применялся *median polish analysis*³. Однако авторы отмечают, что при таком подходе он определяется как мультипликативное взаимодействие между возрастом и периодом, а это не позволяет их отделить.

В работе [Frantsuz, Ponarin, 2020] изучается влияние социополитической нестабильности на рождаемость для советской и постсоветской России. Авторы утверждают, что более высокие коэффициенты рождаемости могут отражать усилия людей по уменьшению неопределенности в периоды более высокой нестабильности. Полученные оценки APC моделей на данных 1959—1998 гг. подтверждают это предположение. Однако в этой работе для решения проблемы идентификации авторы применили один из самых дискутируемых подходов (*explicit constraints*), введя ограничения на равенство коэффициентов для когорт и части периодов. В статье не производилась перепараметризация параметров⁴, что делает их оценки зависимыми от выбора базовой группы. Гипотезы о связи между периодами неопределенности и эффектами периода в динамике рождаемости проверялись на основании сравнения коэффициентов без применения статистических критериев.

Практически во всех приведенных работах авторы отмечают ограничения применяемых ими методов, которые не позволяют в полной мере решить поставленные задачи по идентификации APC эффектов. Обобщая все сказанное, в основном для возраста наблюдается обратная U-связь, а динамика отдельных эффектов может не совпадать с трендами рождаемости. В частности, демографическая политика и благоприятная экономическая обстановка (эффекты периода) не решают проблему снижающихся трендов рождаемости в большинстве развитых стран. Нам не удалось найти работ по оценке APC моделей на современных данных для России. Постараемся восполнить этот пробел, применив различные инструментальные решения.

Данные

Чтобы проанализировать динамику рождаемости в России и выделить три интересующих нас эффекта, мы используем годовые данные за 1990—2021 гг. о количестве рожденных детей по возрасту матери, которые будут корректироваться на число женщин соответствующего возраста. Это так называемый *возрастной коэффициент рождаемости*. Источником этих данных служат *Human Fertility Database*⁵ и Росстат⁶.

³ В русскоязычной литературе не найдено перевода.

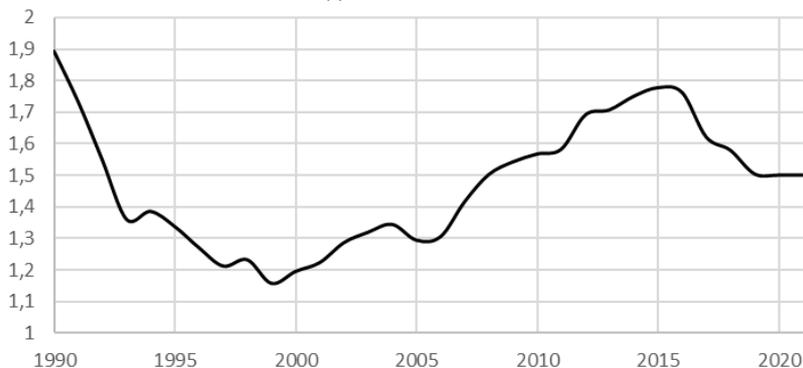
⁴ Подробнее об этом сказано в разделе методологии, уравнение (3).

⁵ Human Fertility Database. URL: <https://www.humanfertility.org/cgi-bin/country.php?country=RUS&tab=si> (дата обращения: 26.10.2022)

⁶ Федеральная служба государственной статистики. URL: <https://rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 26.10.2022)

На рисунке 1 представлена динамика суммарного коэффициента рождаемости (СКР)⁷, который показывает, что начиная с момента распада СССР рождаемость в России снижалась вплоть до начала 2000-х годов (с 1,892 до 1,157). Это падение в литературе [Kharkova, Andreev, 2000; Захаров, Фрейка, 2014; Петрякова, 2016] связывают с периодом экономической нестабильности и неопределенности, а также приходом к репродуктивным возрастам малочисленного поколения 1970-х годов (дети «детей войны»). Рост рождаемости с 2000 по 2007 г. объясняется ростом цен на нефть, увеличением ВВП, снижением безработицы. Кроме того, к этому времени к репродуктивным возрастам подошла многочисленная когорта 1980-х годов (дети «детей эби-бума»). Восходящий тренд сохранялся с 2008 по 2014 г. В 2007 г. в России стартовала федеральная программа материнского капитала на второго ребенка и одновременно с этим в 2008—2009 гг. произошел экономический кризис, хотя экономика после него довольно быстро восстановилась. В 2011 г. в ряде регионов стартовали региональные программы материнского капитала, которые в основном были ориентированы на третьих детей. Эти программы также имели положительный эффект в регионах России [Вакуленко, Ивашина, Свистильник, 2023]. В 2015 г. СКР вырос до 1,777, но после этого сократился до 1,5 в 2021 г. Виной тому кризис 2014 г., падение цен на нефть, санкции в отношении России, пандемия COVID-19, а также приход малочисленной когорты 1990-х годов к репродуктивным возрастам. Мы видим, что негативная динамика продолжается даже несмотря на введение значимой индексации федерального материнского капитала в 2020 г., а также введение материнского капитала на первого ребенка в 2021 г.

Рис. 1. Динамика СКР в России



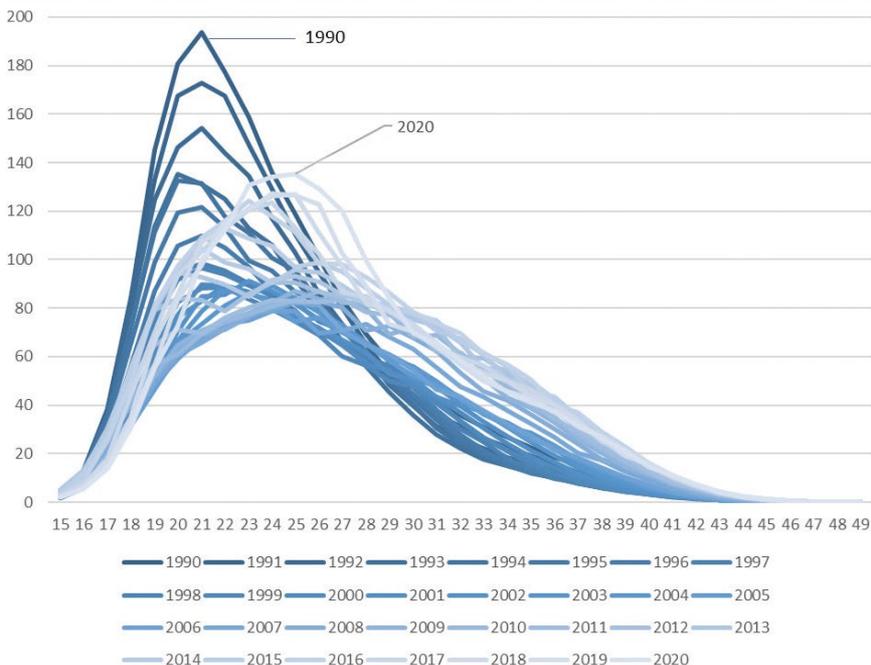
Источник: Росстат.

На рисунке 2 показаны возрастные коэффициенты рождаемости (среднее число деторождений за год на 1000 женщин данного возраста). Градации цвета (от бо-

⁷ Суммарный коэффициент рождаемости — это коэффициент, который показывает, сколько в среднем родила бы одна женщина на протяжении всего репродуктивного периода (от 15 до 50 лет) при сохранении в каждом возрасте уровня рождаемости того года, для которого вычисляется показатель независимо от смертности и от изменений возрастного состава.

лее темного к более светлому) показывают переход от 1990 к 2020 г. Пик возрастных коэффициентов смещается вправо к старшим возрастам, и кривые становятся более пологими, что говорит о распределении деторождений в течение более широкого интервала, а не о концентрации вокруг молодых возрастов, как это было в начале 1990-х годов. Данная динамика демонстрирует наличие изменений в возрастной модели рождаемости и предполагает наличие возрастных и когортных эффектов.

Рис. 2. Возрастные коэффициенты рождаемости (плодовитости) по годам



Примечание: среднее число деторождений за год на 1000 женщин данного возраста.

Источник данных: The Human Fertility Database. Расчеты автора.

Методология

Базовая age-period-cohort (APC) модель, разделяющая эффекты возраста, периода и когорты, выглядит следующим образом [Yang, Land, 2013]:

$$Y_{it}/P_{it} = \mu + \alpha_i + \pi_k + \gamma_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

где Y_{it} — суммарное количество рожденных детей у матерей возраста i , в период времени t , P_{it} — численность женщин возраста i в период t , μ — константа модели, α_i — эффект возраста, π_k — эффекта когорты, γ_t — эффект периода, а ϵ_{it} — случайная ошибка регрессии. По предположению: $E(\epsilon_{it}) = 0$, $\text{Var}(\epsilon_{it}) = \sigma^2$. APC модель оценивают либо с помощью метода наименьших квадратов, либо с помощью ме-

тогда максимального правдоподобия, если предполагается, что количество рожденных детей подчиняется пуассоновскому процессу. Эффекты возраста, периода и когорты обычно включаются в модель как набор дамми переменных для трех категорий: возраст матерей, год их рождения (когорты) и год рождения детей (период). Здесь возникает ключевая проблема при оценивании данной модели, которая заключается в линейной связи между включенными переменными, а именно: возраст = период – когорта. Данная проблема идентификации обсуждается в литературе с 1970-х годов, но однозначное решение не предложено и по сей день. В статье [Fosse, Winship, 2019] приведен критический обзор методов, предлагающих решение проблемы идентификации в APC моделях.

Как правило, в работах рассматривают логлинейную форму (2) и перепараметризацию с ограничением на коэффициенты (3):

$$\ln(E_{it}) = \ln(P_{it}) + \mu + \alpha_i + \pi_k + \gamma_t, \quad (2)$$

$$\sum_i \alpha_i = \sum_k \pi_k = \sum_t \gamma_t = 0, \quad (3)$$

где E_{it} — это ожидаемое количество рожденных детей для пуассоновского процесса. Нормировка (3) дает возможность интерпретировать коэффициенты модели (2) как отклонения от среднего значения. Например, коэффициент при дамми переменной на определенный период показывает, насколько среднее значение зависимой переменной для данного периода отличается от среднего значения по всем периодам при прочих равных условиях, которые определяются контрольными переменными в модели (2).

В представляемом исследовании на данных о рождении детей по возрасту матери в России с 1990 по 2021 г. мы оцениваем APC модели с применением различных методов решения проблемы идентификации, сравниваем результаты и проводим их критическое обсуждение. В частности, в данной работе применялись:

1) *Метод введения ограничений на параметры в явном виде (explicit constraints)* [Mason et al., 1973]: удаление одного из эффектов (группы дамми переменных) из моделей, ограничения в виде равенства коэффициентов для ближайших групп дамми переменных. Данный метод имеет ряд недостатков, в частности связанных с выбором ограничений на параметры и чувствительностью результатов к ним. Неверно выбранные ограничения приводят к существенным смещениям оценок коэффициентов [Yang, Land, 2013].

2) *Механическое введение ограничений на параметры модели (intrinsic Estimator (IE))* [Yang et al., 2004]: этот подход основан на методе главных компонент. Составляется матрица дамми переменных на эффекты X и находятся ненулевые собственные числа и собственные вектора матрицы $X'X$. Далее оценивается модель (2) с главными компонентами (вместо дамми переменных на эффекты) и пересчитываются полученные оценки коэффициентов в оценки коэффициентов для параметров α , π_k , γ_t . Преимущество подхода заключается в том, что разделение эффектов происходит механически, без субъективного вмешательства исследователя. Однако такое разделение трудно назвать казуальным.

3) *Метод прокси-переменных (proxy variables)*: замена эффектов одной и/или нескольких компонент на схожую по смыслу переменную. В частности, в нашем

случае для оценки эффекта периода мы применяли переменные, которые наилучшим образом показывают экономическую конъюнктуру в России (подробнее об этом в следующем разделе). Для эффекта когорты в качестве прокси-переменной рассматривалась численность когорты, то есть численность женщин, родившихся в определенный год.

4) *Подход, основанный на механизмах взаимодействия между переменными (mechanism-based approaches)* [Pearl, 2000; Winship, Harding, 2008]: в отличие от предыдущего случая здесь предполагается, что может быть не один механизм появления отделяемого эффекта, а целая схема связей, которая может быть более сложной, в том числе многоступенчатой. На данный момент мы только сделали первые шаги в этом направлении. В текущей работе они не рассматриваются.

Каждый из перечисленных методов имеет свои преимущества и недостатки. Если первые два подхода не говорят о причинно-следственных связях и механически разделяют эффекты в APC моделях, то последние два, наоборот, показывают механизмы, которые приводят к тем или иным эффектам. Однако данные подходы чувствительны к выбору механизмов или прокси-переменных, а также предлагаемой схеме взаимодействий. Кроме того, метод прокси-переменных предполагает, что мы учитываем только один из возможных эффектов, например, если включаем только экономические переменные в эффект периода, но при этом там могут быть и иные причины. Поэтому в данной работе было принято решение применить различные подходы для решения проблемы идентификации.

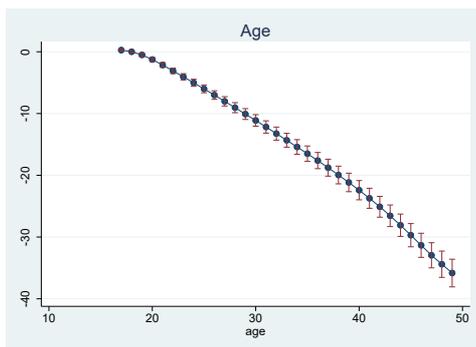
Стоит отметить, что есть и другие методы, позволяющие идентифицировать эффекты, например, иерархические процедуры APC (HAPC) [Yang, Land, 2008], design-based подход, основанный на методе «разность разностей» [Dinas, Stoker, 2014].

Анализ результатов

Ниже будут представлены результаты применения трех методов решения проблемы идентификации в моделях APC. Начнем рассмотрение с подхода *explicit constraints*. Сравнение моделей на основании информационных критериев Акаике и Шварца показало, что исключение одного из эффектов (как решение проблемы идентификации) качественно ухудшает модель. Поэтому далее были предприняты попытки решить эту проблему с помощью ограничений на равенство для коэффициентов крайних групп (ближайших дамми переменных). На рисунках 3а—3с представлены эффекты возраста, периода и когорты соответственно в логарифмической шкале. Изображен случай, когда задавалось ограничение на равенство эффектов для возраста 16 и 17 лет. Аналогичные конфигурации графиков наблюдались в ограничениях на крайние старшие возраста, а также при подобных ограничениях для дамми переменных на когорты и период.

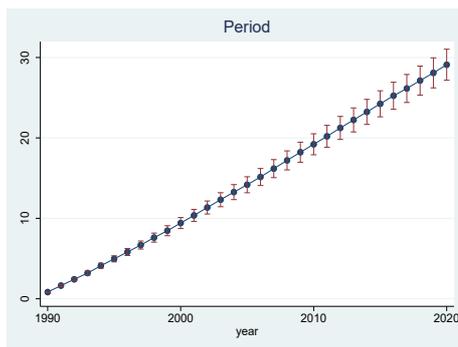
Рисунки 3а—3с демонстрируют неадекватность подхода *explicit constraints* для исследуемой задачи, поскольку полученные эффекты возраста, периода и когорты имеют линейно-связанные тренды, у которых нет ничего общего с наблюдаемой динамикой показателей рождаемости. Здесь можно пробовать перебирать другие ограничения, но, как уже говорилось выше, слабость этого подхода как раз и заключается в чувствительности к выбору ограничений на параметры моделей.

Рис. 3а. Эффект возраста в модели APC
в подходе explicit constraints



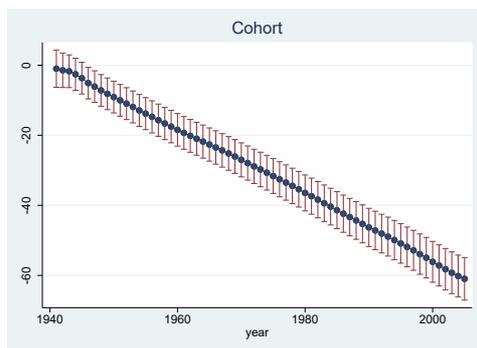
Примечание: по горизонтали указан возраст матери при рождении ребенка. Вертикальные линии на графике показывают 95-процентный доверительный интервал.

Рис. 3б. Эффект периода в модели APC
в подходе explicit constraints



Примечание: по горизонтали указан год рождения ребенка. Вертикальные линии на графике показывают 95-процентный доверительный интервал.

Рис. 3с. Эффект когорты в модели APC
в подходе explicit constraints

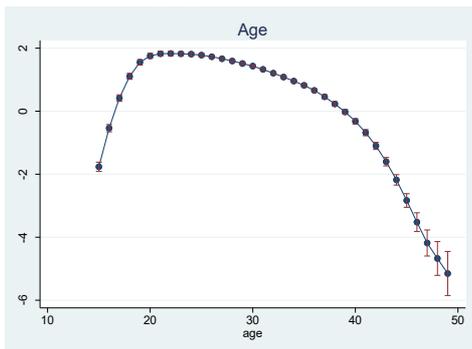


Примечание: по горизонтали указан год рождения матери. Вертикальные линии на графике показывают 95-процентный доверительный интервал.

Источник: расчеты автора.

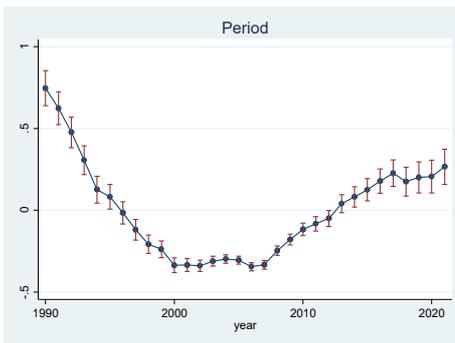
На рисунках 4а—4с представлены результаты оценки эффектов возраста, периода и когорты (в логарифмической шкале) для модели APC (2), полученные с помощью подхода *Intrinsic Estimator*. Эффекты возраста (см. рис. 4а) имеют обратную U-форму (парабола ветвями вниз) от возраста матери при рождении ребенка. Пик возрастного эффекта приходится на 21—24 года. Это означает, что именно в этом возрасте вклад в наблюдаемую рождаемость наибольший, но уменьшается с каждым годом. Причем скорость уменьшения вклада возрастает после 32 лет. Положительный эффект возраста характерен для 17—38 лет. Заметим, что включение количественной переменной возраста матери и возраста в квадрате для моделирования нелинейной связи с количеством рожденных детей будет менее подходящей аппроксимацией, так как динамика изменений эффекта до пика и после значительно различаются.

Рис. 4а. Эффект возраста в модели APC в подходе intrinsic estimator



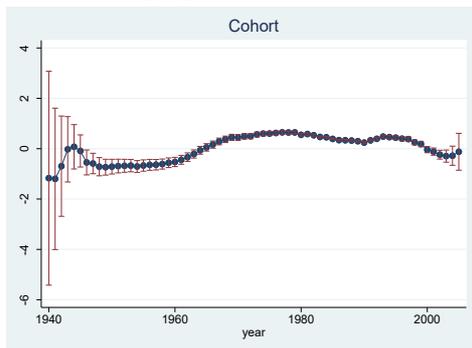
Примечание: по горизонтали указан возраст матери при рождении ребенка. Вертикальные линии на графике показывают 95-процентный доверительный интервал.

Рис. 4б. Эффект периода в модели APC в подходе intrinsic estimator



Примечание: по горизонтали указан год рождения ребенка. Вертикальные линии на графике показывают 95-процентный доверительный интервал.

Рис. 4с. Эффект когорты в модели APC в подходе intrinsic estimator



Примечание: по горизонтали указан год рождения матери. Вертикальные линии на графике показывают 95-процентный доверительный интервал.

Источник: расчеты автора.

Эффекты периода (см. рис. 4б) имеют схожую динамику с показателем СКР, корреляция между ними составляет 0,66. Это говорит о том, что в наблюдаемой динамике рождаемости значимая доля приходится на происходящие каждый год события при контроле на эффекты возраста и когорты. До 2000 г. эффект периода резко снижался вплоть до отрицательных значений. С начала 2000-х годов до 2007 г. эффект периода был практически постоянным, а затем начал расти до 2017 г., после чего произошло снижение и эффект периода практически не менялся. В 2017 г. эффект периода составил 0,22, то есть на $(\exp^{0,22} - 1) \times 100\% \approx 25,5\%$ женщины родили больше детей, чем в среднем за рассматриваемый период при прочих равных. Рост после 2007 г. может быть объяснен вводом федеральной программы материнского капитала на второго ребенка, которая, несмотря на экономический кризис 2008—2009 гг., имела положительный эффект на рождаемость.

По оценкам Дж. Голдстоуна и соавторов, «СКР по вторым и последующим рождениям в 2012 г. был приблизительно на 44 % больше, чем если бы мер государственной помощи семьям с детьми не было» [Голдстоун и др., 2015: 40]. По мнению авторов, этот рост может быть также объяснен отказом от абортс среди беременных вторыми детьми. Мы не видим резкого снижения в следующий кризис — 2014 г., можно считать его отложенными последствиями, вызвавшим дальнейшее снижение эффектов периода⁸. Несмотря на положительный эффект периода в последние годы, мы наблюдаем негативную динамику рождаемости, и это объясняется в том числе приходом к репродуктивным возрастам малочисленных когорт.

Эффекты когорты (см. рис. 4с) демонстрируют высокий вклад в динамику показателей рождаемости когорт 1940-х, 1970-х, 1990-х годов рождения, что совпадает с численностью данных когорт. В эти периоды наблюдался спад рождаемости, то есть малочисленные когорты вносят наиболее значимые эффекты в наблюдаемую динамику СКР. Ранее подобное отмечалось для малочисленных когорт в США [Easterlin, 1961, 1978].

Подбор прокси-переменной: связь рождаемости с экономическими циклами

Так как для идентификации эффектов в АРС моделях недостаточно использовать механические способы решения проблемы, необходимо прибегать к другим методам, в частности подходу прокси-переменной. Чтобы отделить эффект когорты, чаще всего берут численность женщин по репродуктивным возрастам в каждый рассматриваемый период времени, то есть размеры когорт. В нашей модели (2) это учтено с помощью переменной $\ln P$. Для учета экономических флуктуаций в модели, как правило, используют показатели: ВВП [Sobotka, Skirbekk, Philipov, 2011; Kohler, Kohler, 2002; Buckles, Hungerman, Lugauer, 2021 и др.]; уровень безработицы и занятость [Macunovich, 1996; Örsal, Goldstein, 2010; Pampel, 2010; Engelhardt, Kögel, Prskawetz, 2004 и др.]; площадь жилья на душу населения [Бобков, 2011]. Например, в работе [Buckles, Hungerman, Lugauer, 2021], была получена обратная связь по Гренджеру от количества зачатий к темпам роста ВВП в США. Количество зачатий оказалось опережающей переменной по отношению к ВВП.

В данной работе в качестве переменных, характеризующих экономические циклы, мы рассматривали показатели рынка труда (уровень безработицы и реальную заработную плату), а также совокупный показатель общего экономического благосостояния — индекс физических объемов ВВП. Однако для стран с высокой долей доходов в ВВП от экспорта нефти и газа характерна высокая зависимость экономики страны от цен на энергоносители. Поэтому было принято решение рассмотреть цены на нефть марки Brent (в долларах за баррель) как прокси для экономических кризисов.

На рисунках 5—7 представлена взаимосвязь между динамикой СКР и некоторыми из перечисленных выше показателей. На первый взгляд можно заметить отрицательную корреляцию между СКР и уровнем безработицы (см. рис. 5), положительную корреляцию между темпами роста СКР и темпами роста ВВП (с годовым лагом), а также с темпом роста цен на нефть (с лагом в два года)⁹.

⁸ Далее будет показано, что рождаемость реагирует на экономические кризисы с лагом.

⁹ Для демонстрации связи темпов роста СКР с темпами роста экономических показателей взяты лаги экономических показателей, для которых корреляция с СКР оказалась наибольшей.

Рис. 5. Динамика СКР и уровня безработицы по методологии МОТ (%) в России

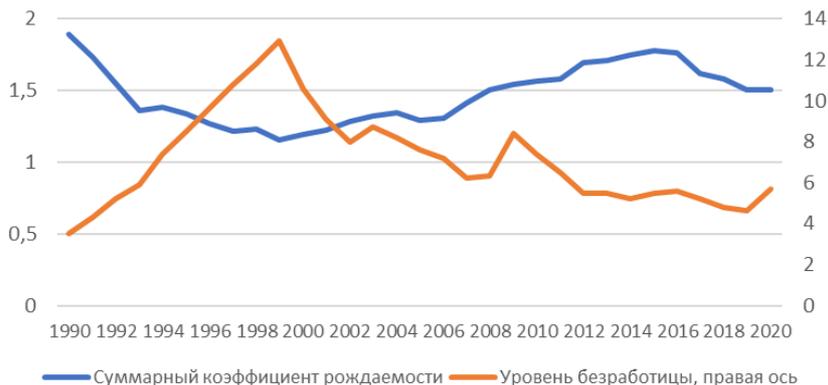


Рис. 6. Динамика темпов роста СКР и темпов роста ВВП (с годовым лагом) в России

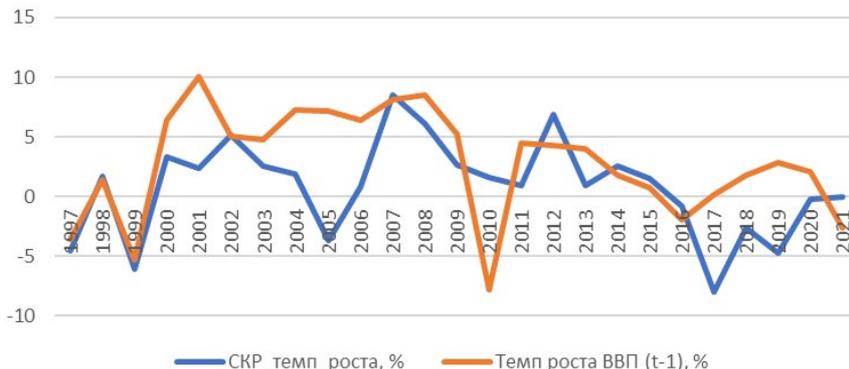


Рис. 7. Динамика темпов роста СКР и темпов роста цен на нефть в долларах за баррель (с двухгодичным лагом) в России



Рассмотрим модель регрессии для взаимосвязи между темпами прироста СКР и темпами прироста отдельно каждого из экономических факторов, рассмотренных выше, на годовых данных:

$$\text{grogd}_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j \text{g}X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где grogd — это темп прироста СКР в год t ; $\text{g}X$ — темп прироста экономических факторов (уровень безработицы, цены на нефть, реальные заработные платы, индекс физических объемов ВВП), которые включаются в модель по отдельности. Модель (4) представляет собой аналог модели Оукена [Окин, 1962] для связи между изменениями уровня безработицы и темпами экономического роста. Экономические показатели включаются в модель с лагом от 1 до m , поскольку от момента принятия решения о рождении ребенка до его рождения в среднем проходит 1 год. На основании информационных критериев Акаике и Шварца максимальное рассматриваемое нами запаздывание равно четырем годовым лагам. В таблице 1 представлены результаты оценивания модели (4) для попарных взаимосвязей между рождаемостью и экономическими показателями. В представленных моделях не обнаружена автокорреляция вплоть до четвертого порядка и условная гетероскедастичность. Наибольшее значение скорректированного R^2 — для модели с ценой на нефть в качестве объясняющей переменной. Это означает, что корреляция темпов прироста рождаемости с темпами прироста цен на нефть наибольшая среди рассматриваемых экономических факторов. Причем значимыми оказались второй, третий и четвертый временные лаги, то есть текущие темпы роста рождаемости значимо коррелируют с изменениями темпов прироста цен на нефть, происходившими вплоть до четырех лет назад. Таким образом, в качестве прокси-переменной для эффектов периода, связанных с экономическими флуктуациями, в дальнейшем будем использовать цены на нефть.

Таблица 1. Результаты оценивания модели (4) для различных экономических показателей

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------------|-----------------------|
| Лаги | Уровень безработицы | Цена на нефть | Реальная заработная плата | Индекс физобъемов ВВП |
| $t-1$ | -0,068 (0,063) | 0,034 (0,021) | 0,058 (0,084) | 0,293 (0,217) |
| $t-2$ | -0,140** (0,066) | 0,089*** (0,021) | 0,150* (0,075) | 0,235 (0,203) |
| $t-3$ | 0,031 (0,066) | 0,038* (0,022) | -0,078 (0,076) | 0,050 (0,203) |
| $t-4$ | -0,012 (0,060) | 0,088*** (0,021) | 0,108 (0,070) | 0,140 (0,184) |
| Константа | 0,004 (0,008) | -0,015** (0,006) | -0,003 (0,009) | -0,013 (0,014) |

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------------------|---------------------|---------------|---------------------------|-----------------------|
| Лаги | Уровень безработицы | Цена на нефть | Реальная заработная плата | Индекс физобъемов ВВП |
| Число наблюдений ¹⁰ | 26 | 26 | 24 | 21 |
| R2 | 0,288 | 0,662 | 0,301 | 0,262 |
| R2 – adj | 0,153 | 0,597 | 0,154 | 0,0771 |
| AIC | –91,40 | –110,8 | –84,90 | –74,20 |
| BIC | –85,10 | –104,5 | –79 | –69 |
| Breush — Godfrey | 0,421 | 0,567 | 0,785 | 0,672 |
| DW | 1,396 | 2,235 | 1,283 | 1,401 |
| ARCH | 0,980 | 0,744 | 0,484 | 0,197 |

Примечание: в столбцах 1—4 представлены результаты парных взаимосвязей между темпами прироста СКР и темпами прироста экономических показателей (4), указанных в названии столбца. По строкам представлены временные лаги соответствующих экономических показателей. В скобках обозначены стандартные ошибки коэффициентов. Значимость коэффициентов: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Breush — Godfrey — это p-value для статистики Бройша — Годфри на автокорреляцию вплоть до четвертого порядка соответственно. DW — статистика Дарбина — Уотсона. AIC и BIC — значение информационных критериев Акаике и Шварца. ARCH — p-value для статистики теста на условную гетероскедастичность.

Тесты причинности по Гренджеру показывают, что цены на нефть являются причиной показателей рождаемости. В краткосрочном периоде рождаемость с лагом 1—2 года реагирует на изменение экономических показателей, это проциклическая переменная (с реальной зарплатой и физическими объемами ВВП — лаг 1 год, с уровнем безработицы до 2 лет (см. табл. 1 Приложения, где представлены лучшие для каждого экономического фактора модели по набору лагов согласно информационным критериям)).

На рисунках 8a и 8b представлены эффекты возраста и когорты (в логарифмической шкале) в модели (2), где в качестве эффекта периода взята прокси-переменная «цена на нефть». Напомним, что данный подход позволяет идентифицировать эффекты — в отличие от механических процедур, рассмотренных выше. Однако заметим, что полученные эффекты возраста и когорты близки к результатам подхода *intrinsic estimator*. Основной отличительной чертой для *intrinsic estimator* оказались более широкие доверительные интервалы на границах когортных групп.

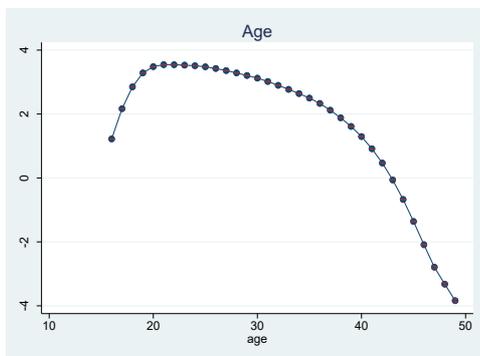
Как и для IE подхода, эффекты возраста имеют обратную U-форму от возраста матери при рождении ребенка, а пик возрастного эффекта приходится на 21—24 года. Скорость уменьшения вклада возрастает после 35 лет. Положительный эффект возраста наблюдается до 42 лет. Как и ранее, малочисленные когорты 1940-х, 1970-х и 1990-х годов рождения демонстрируют высокий вклад в динамику показателей рождаемости. В конце рассматриваемого нами периода к репродуктивным возрастам приходит малочисленная когорта 1990-х и начала 2000-х годов, которые имеют меньше братьев и сестер и, как резуль-

¹⁰ Число наблюдений для моделей с реальной заработной платой и индексами физических объемов меньше, так как данные были доступны за меньший период времени: для реальной заработной платы с 1993 года, а для индексов физического объема с 1996.

тат, новые репродуктивные установки. В этот период негативный эффект когорты более значим, чем положительный эффект периода; он и растущий средний возраст матерей и отложенных деторождений приводят к снижению общего числа рожденных детей.

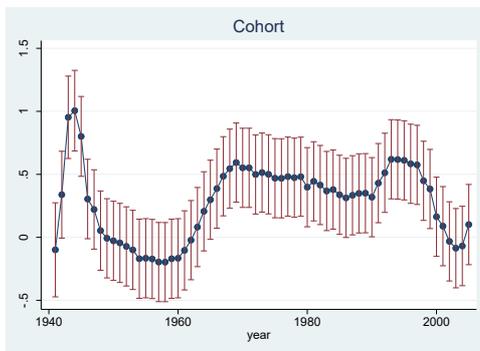
На разных этапах рассматриваемого периода доминировали разные факторы, и наибольший рост рождений мы наблюдали в те периоды, когда когортные эффекты усиливались периодными, как это произошло в период ввода программ материнского капитала, когда пришла к рождениям многочисленная когорта 1980-х годов.

Рис. 8а. Эффект возраста в модели APC в подходе proxy variables



Примечание: по горизонтали указан возраст матери при рождении ребенка. Вертикальные линии на графике показывают 95-процентный доверительный интервал.

Рис. 8с. Эффект когорты в модели APC в подходе proxy variables



Примечание: по горизонтали указан год рождения матери. Вертикальные линии на графике показывают 95-процентный доверительный интервал.

Заключение

В проведенном исследовании предприняты первые попытки по разложению наблюдаемой динамики числа рожденных детей 1990—2021 гг. на эффекты возраста, периода и когорты. За рассматриваемый период динамика показателя сменялась периодами роста и падения, менялась возрастная модель рождаемости в России, к репродуктивным возрастам приходили различные по численности когорты, наблюдались экономические кризисы и активная демографическая политика по стимулированию рождаемости. Это дает возможность увидеть вариацию по всем исследуемым нами эффектам и точнее их идентифицировать. Применено три способа для решения проблемы идентификации эффектов: explicit constraints, intrinsic estimator и метод прокси-переменной. На данном этапе пока не удалось построить работающую схему механизмов для подхода mechanism-based approaches. Текущие результаты заключаются в следующем:

— Оценивание моделей APC с ограничениями на коэффициенты (explicit constraints) дает неадекватные результаты, которые не позволяют объяснить динамику рождаемости, поскольку демонстрируют лишь линейные растущие или снижающиеся тренды, в то время как динамика эффектов на самом деле намного более сложная и не однозначная. Модели, в которые включены только один или два из трех эффектов, имеют меньшую объясняющую силу и смещенные оценки

эффектов, поскольку оставшиеся переменные частично включают в себя эффекты исключаемой из модели переменной.

— Декомпозиция эффектов в методах *intrinsic estimator* (IE) и с разделением причинно-следственных связей с помощью прокси-переменной оказалась схожей. Этот результат показывает, что в случае отсутствия подходящей прокси-переменной можно обращаться к механическому способу разделения эффектов, который дает приемлемые результаты.

— Эффект возраста имеет обратную U-форму. В рассматриваемом периоде 1990—2021 гг. наибольший эффект возраста на показатели рождаемости приходится на 21—24 года.

— В эффекте периода наблюдается снижение до 2007 г., рост с 2007 по 2017 г., затем снова спад. Этот эффект может быть объяснен вводом федеральной программы материнского капитала в 2007 г., региональными программами материнского капитала (в ряде регионов с 2011 г.) и иными государственными мерами поддержки материнства, которые не только стимулировали материально, но и формировали позитивный образ родительства в обществе, а также отложенным эффектом кризиса 2014 г. Таким образом, на тренды рождаемости влияют как экономические шоки, причем с лагом 1—2 года, так и демографическая политика государства. Нам еще предстоит отдельно изучить, какие рычаги оказывают большее влияние и может ли демографическая политика сглаживать экономические и иные внешние шоки для поддержания стабильной рождаемости.

— Эффект когорты повторяет возрастную пирамиду женщин. В годы малочисленных когорт эффект когорты на рождаемость значительнее. Это говорит о том, что малая численность женщин репродуктивного возраста сильнее сказывается на динамике рождаемости, нежели приход к рождением многочисленной когорты. Подобный эффект обсуждается в работе [Easterlin, 1961].

Для более детального изучения поставленной задачи в дальнейшем требуется разрабатывать схемы механизмов воздействия (не только основанные на подходе прокси-переменных), которые позволят детально изучить источники наблюдаемой динамики рождаемости. Также целесообразно связать количественные оценки эффектов с событиями в стране и мире. На следующих этапах стоит задаться вопросом оценки совместных (попарных) эффектов возраста, периода и когорты, поскольку, например, эффект возраста может по-разному проявляться для женщин разных поколений (в данном исследовании мы получаем средний эффект для поколений, попавший в наше поле зрения). Также возможно, что эффекты периода (программы материнского капитала, пандемия, экономические шоки) могут иметь различные эффекты для разных поколений. Стоит отметить, что в данном исследовании мы работаем с макроданными для страны в целом, однако следует рассмотреть изучаемые вопросы и на микроданных, например РМЭЗ НИУ ВШЭ¹¹, применив иерархические подходы для моделей возраста, периода и когорты (НАРС). В дальнейшем также планируется произвести декомпозицию объясненной дисперсии в модели (2) с помощью разложения ее по вектору Шепли [Bovi, 2021]. Это позволит определить вклад каждого из изучаемых эффектов.

¹¹ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ. URL: <https://www.hse.ru/rims/> (дата обращения: 26.10.2022).

Список литературы (References)

- Бобков В. Н. Влияние экономической активности и уровня жизни населения на рождаемость в современной России // *Уровень жизни населения регионов России*. 2011. № 8. С. 3—16.
- Bobkov V. N. (2011) Influence of Economic Activity and the Standard of Living of the Population on the Birth Rate in Modern Russia. *Level of Life of the Population of the Regions of Russia*. No. 8. P. 3—16. (In Russ.)
- Вакуленко Е. С., Ивашина Н. В., Свистильник Я. О. Исследование влияния программ регионального материнского капитала на рождаемость в регионах России // *Экономика региона*. 2023. (В печати.)
- Vakulenko E. S., Ivashina N. V., Svistilnik Y. O. (2023) Studing the Impact of the Regional Maternity Capital Programs on the Fertility in the Regions of Russia. *Economy of Region*. (In Press.) (In Russ.)
- Голдстоун Дж., Шульгин С. Г., Коротаев А. В., Архангельский В. Н., Зинькина Ю. В., Новиков К. Е., Пустовалов Д. Н. Политическая демография России. Политика и государственное управление. М.: РАНХиГС, 2015. URL: <https://www.readcube.com/articles/10.2139%2Fssrn.2624549> (дата обращения: 20.04.2023).
- Goldstone J., Shulgin S. G., Korotaev A. V., Arkhangelskiy V. N., Zinkina Yu. V., Novikov K. E., Pustovalov D. N. (2015) Political Demography of Russia. Politics and State Government. Moscow: RANEPА. URL: <https://www.readcube.com/articles/10.2139%2Fssrn.2624549> (accessed: 20.04.2023). (In Russ.)
- Захаров С. В., Фрейка Т. Эволюция рождаемости в России за полвека: оптика условных и реальных поколений // *Демографическое обозрение*. 2014. Т. 1. № 1. С. 106—143. <https://doi.org/10.17323/demreview.v1i1.1828>.
- Zakharov S. V., Freika T. (2014) Evolution of the Birth Rate in Russia over Half a Century: Optics of Conditional and Real Generations. *Demographic Review*. Vol. 1. No. 1. P. 106—143. (In Russ.)
- Петрякова О. Л. Основные тенденции динамики доходов семей в период экономического кризиса // *Статистика и Экономика*. 2016. № 5. С. 36—41. <https://doi.org/10.21686/2500-3925-2016-5-36-41>.
- Petryakova O. L. (2016) The Main Trends of Dynamics of Incomes of Russians in Times of Economic Crisis. *Statistics and Economics*. Vol. 13. No. 5. P. 36—41. <https://doi.org/10.21686/2500-3925-2016-5-36-41>. (In Russ.)
- Резр Д. Экономические и социальные последствия демографического перехода (перевод с английского) // *Демографическое обозрение*. 2015. Т. 1. № 4. С. 41—67. <https://doi.org/10.17323/demreview.v1i4.1802>.
- Reher D. Economic and Social Implications of the Demographic Transition (translation from English). *Demographic Review*. Vol. 1. No. 4. P. 41—67. <https://doi.org/10.17323/demreview.v1i4.1802>.
- Adler M. A. (1997) Social Change and Declines in Marriage and Fertility in Eastern Germany. *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 59. No. 1. P. 37—49. <https://doi.org/10.2307/353660>.

- Becker G. S. (1960) An Economic Analysis of Fertility. In: *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. New York, NY: Columbia University Press. P. 209—240.
- Bovi M. (2021) The Shapley Value of Age-period-cohort Effects. *Journal of Applied Economics*. Vol. 24. No. 1. P. 297—317. <https://doi.org/10.1080/15140326.2021.1932177>.
- Buckles K., Hungerman D., Lugauer S. (2021) Is Fertility a Leading Economic Indicator? *The Economic Journal*. Vol. 131. No. 634. P. 541—565. <https://doi.org/10.1093/ej/ueaa068>.
- Butz W. P., Ward M. P. (1979) Will US Fertility Remain Low? A New Economic Interpretation. *Population and Development Review*. Vol. 5. No. 4. P. 663—688. <https://doi.org/10.2307/1971976>.
- Conrad C., Lechner M., Werner W. (1996) East German Fertility After Unification: Crisis or Adaptation? *Population and Development Review*. Vol. 22. No. 2. P. 331—358. <https://doi.org/10.2307/2137438>
- Dinas E., Stoker L. (2014) Age-Period-Cohort analysis: A design-based approach. *Electoral Studies*. Vol. 33. P. 28—40. <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2013.06.006>.
- Easterlin R. A. (1961) The American Baby Boom in Historical Perspective. *American Economic Review*. Vol. 51. No. 5. P. 869—911. <https://www.jstor.org/stable/1813841>.
- Easterlin R. A. (1978) What Will 1984 Be Like? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure. *Demography*. Vol. 15. No. 4. P. 397—421. <https://doi.org/10.2307/2061197>.
- Engelhardt H., Kögel T., Prskawetz A. (2004) Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-Level Time-Series Analysis for Developed Countries, 1960—2000. *Population Studies*. Vol. 58. No. 1. P. 109—120. <https://doi.org/10.1080/0032472032000167715>.
- Fosse E., Winship C. (2019) Analyzing Age-Period-Cohort Data: A Review and Critique. *Annual Review of Sociology*. Vol. 45. No. 1. P. 467—492. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-073018-022616>.
- Frantsuz Y., Ponarin E. (2020) The Impact of Societal Instability on Demographic Behavior (The Case of Soviet and Post-Soviet Russia). *Population Research and Policy Review*. Vol. 39. P. 1087—1117. <https://doi.org/10.1007/s11113-020-09595-7>.
- Frejka T. (2008) Overview Chapter 5: Determinants of Family Formation and Childbearing During the Societal Transition in Central and Eastern Europe. *Demographic Research*. Vol. 19. P. 139—170.
- Frejka T., Zakharov S. (2013) The Apparent Failure of Russia's Pronatalist Family Policies. *Population and Development Review*. Vol. 39. No. 4. P. 635—647. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2013.00631.x>.
- Fukuda K. (2008) Age-Period-Cohort Decomposition of U.S. and Japanese Birth Rates. *Population Research and Policy Review*. Vol. 27. P. 385—402. <https://doi.org/10.1007/s11113-008-9074-9>.

Galbraith V. L., Thomas D. S. (1941) Birth Rates and the Interwar Business Cycles. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 36. No. 216. P. 465—476.

Kharkova T. L., Andreev E. M. (2000) Did the Economic Crisis Cause the Fertility Decline in Russia: Evidence from the 1994 Microcensus. *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*. Vol. 16. No. 3. P. 211—233. <https://doi.org/10.1023/A:1026539832229>.

Kohler H.-P., Kohler I. (2002) Fertility Decline in Russia in the Early and Mid 1990s: The Role of Economic Uncertainty and Labour Market Crises. *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*. Vol. 18. No. 3. P. 233—262. <https://doi.org/10.1023/A:1019701812709>.

Kohlmann A., Zuev S. M. (2001) Patterns of Childbearing in Russia 1994—1998. *Max Planck Institute for Demographic Research*. Rostock. Germany. No. WP-2001—018.

Kye B. (2012) Cohort Effects or Period Effects? Fertility Decline in South Korea in the Twentieth Century. *Population Research and Policy Review*. Vol. 31. P. 387—415. <https://doi.org/10.1007/s11113-012-9232-y>.

Lan M., Kuang Y. (2021) Evolutionary Trends in Fertility Among Chinese Women, 1990—2015. *Reproductive Health*. Vol. 18. P. 64. <https://doi.org/10.1186/s12978-021-01120-z>.

Lee R. (1990) The Demographic Response to Economic Crisis in Historical and Contemporary Populations. *Population bulletin of the United Nations*. Vol. 29. P. 1—15.

Lesthaeghe R. (1991) The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation. In: *Interuniversity Programme in Demography*. Oxford. Clarendon Press. P. 1—62.

Macunovich D. J. (1996) Relative Income and Price of Time: Exploring Their Effects on US Fertility and Female Labor Force Participation. *Population and Development Review*. Vol. 22. P. 223—257. <https://doi.org/10.2307/2808013>.

Mason K. O., Mason W. M., Winsborough H. H., Poole W. K. (1972) Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data. *American Sociological Review*. Vol. 38. No. 2. P. 242—258. <https://doi.org/10.2307/2094398>.

Örsal D., Goldstein J. (2010) The Increasing Importance of Economic Conditions on Fertility. Rostock. Max Planck Institute for Demographic Research. No. WP-2010-014.

Okun A. M. (1962) Potential GNP: Its measurement and significance. In: *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*. Reprinted in Cowles Foundation, Yale University.

Pampel F. C., Peters H. E. (1995) The Easterlin Effect. *Annual Review of Sociology*. Vol. 21. No. 1. P. 163—194.

Pearl J. (2000) *Causality: Models, Reasoning, and Inference*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Reher D. S. (2011). Economic and Social Implications of the Demographic Transition. In: Lee R. D., Reher D. S. (eds.) *Demographic Transition and Its Consequences. A supplement to Vol. 37 (2011) of Population and Development Review*. P. 11—33. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2011.00376.x>
- Silver M. (1965) Births, Marriages, and Business Cycles in the United States. *Journal of Political Economy*. Vol. 73. No. 3. P. 237—255.
- Sobotka T., Skirbekk V., Philipov D. (2011) Economic Recession and Fertility in the Developed World. *Population and Development Review*. Vol. 37. No. 2. P. 267—306. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2011.00411.x>.
- Tzeng I-S., Chen K.-H., Lee Y. L., Yang W.-S. (2019) Trends and Age-Period-Cohort Effects of Fertility Rate: Analysis of 26224 Married Women in Taiwan. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. Vol. 16. No. 24. P. 4952. <https://doi.org/10.3390/ijerph16244952>.
- Van de Kaa D. J. (1987) Europe's Second Demographic Transition. *Population Bulletin*. Vol. 42. No. 1. P. 1—59.
- Winship C., Harding D. (2008) A Mechanism-Based Approach to the Identification of Age Period Cohort Models. *Sociological Methods and Research*. Vol. 36. No. 3. P. 362—401. <https://doi.org/10.1177/0049124107310635>.
- Wrong D. H. (1958) Trends in Class Fertility in Western Nations. *Canadian Journal of Economics and Political Science*. Vol. 24. No. 2. P. 216—229. <https://doi.org/10.2307/138769>.
- Yang Y., Fu W. J., Land K. C. (2004) A Methodological Comparison of Age-Period-Cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models. *Sociological Methodology*. Vol. 34. No. 1. P. 75—110. <https://doi.org/10.1111/j.0081-1750.2004.00148.x>.
- Yang Y., Land K. C. (2008) Age–Period–Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys: Fixed or Random Effects? *Sociological Methods & Research*. Vol. 36. No. 3. P. 297—326. <https://doi.org/10.1177/0049124106292360>.
- Yang Y., Land K. C. (2013) *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*. New York, NY: Taylor & Francis. <https://doi.org/10.1201/b13902>.
- Zakharov S. V., Ivanova E. I. (1996) Fertility Decline and Recent Changes in Russia: On the Threshold of the Second Demographic Transition. In: DaVanzo J. (ed.) *Russia's Demographic "Crisis"*. Santa Monica, CA: RAND. P. 36—82.
- Zaman K., Beaujon E., Brzozowska Z., Sobotka T. (2018) Cohort Fertility Decline in Low Fertility Countries: Decomposition Using Parity Progression Ratios. *Demographic Research*. Vol. 38. No. 25. P. 651—690.

Приложение

Таблица 1. Результаты оценивания модели (4) для различных экономических показателей. Выбор спецификаций с оптимальным набором лагов

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------------|-----------------------|
| Лаги | Уровень безработицы | Цена на нефть | Реальная заработная плата | Индекс физобъемов ВВП |
| $t - 1$ | -0,086 (0,064) | 0,034 (0,021) | 0,149** (0,062) | 0,475*** (0,168) |
| $t - 2$ | -0,136** (0,062) | 0,089*** (0,021) | | |
| $t - 3$ | | 0,038* (0,022) | | |
| $t - 4$ | | 0,088*** (0,021) | | |
| Константа | 0,004 (0,008) | -0,015** (0,006) | -0,001 (0,008) | -0,007 (0,009) |
| Число наблюдений | 28 | 26 | 27 | 24 |
| R2 | 0,317 | 0,662 | 0,186 | 0,267 |
| R2 – adj | 0,263 | 0,597 | 0,154 | 0,234 |
| AIC | -98 | -110,8 | -98,60 | -89,80 |
| BIC | -94 | -104,5 | -96 | -87,40 |
| Breush — Godfrey | 0,533 | 0,534 | 0,649 | 0,444 |
| DW | 1,617 | 2,235 | 1,821 | 1,670 |
| ARCH | 0,852 | 0,744 | 0,156 | 0,0670 |

Примечание: в столбцах 1—4 представлены результаты парных взаимосвязей между темпами прироста СКР и темпами прироста экономических показателей (4), указанных в названии столбца. По строкам представлены временные лаги соответствующих экономических показателей. В скобках представлены стандартные ошибки коэффициентов. Значимость коэффициентов: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Breush — Godfrey — это p-value для статистики Бройша — Годфри на автокорреляцию вплоть до 1-го порядка, соответственно. DW — это статистика Дарбина — Уотсона. AIC и BIC — это значение информационных критериев Акаике и Шварца. ARCH — это p-value для статистики теста на условную гетероскедастичность.