

DOI [10.19181/demis.2024.4.4.7](https://doi.org/10.19181/demis.2024.4.4.7)EDN [JWTYXE](https://www.edn.ru/JWTYXE)

ДЕТЕРМИНАНТЫ АБОРТИВНОГО ПОВЕДЕНИЯ НАСЕЛЕНИЯ РОССИЙСКИХ РЕГИОНОВ

Алехин Б. И.*E-mail: b.i.alekhin@gmail.com*

Для цитирования: Алехин, Б. И. Детерминанты abortивного поведения населения российских регионов // ДЕМИС. 2024. Т. 4, № 4. С. 115–138. DOI [10.19181/demis.2024.4.4.7](https://doi.org/10.19181/demis.2024.4.4.7). EDN [JWTYXE](https://www.edn.ru/JWTYXE).

Аннотация. Искусственный аборт остается среди основных методов регулирования рождаемости. Этот метод, именуемый «abortивным (abortивным) поведением», – одна из причин низкой рождаемости в России в конце XX в. и первой четверти XX в. Актуальность данного исследования обусловлена необходимостью, во-первых, постоянного фокусирования публичного дискурса на abortивном поведении как на угрозе демографической безопасности России и, во-вторых, поиска резервов демографического развития России в условиях сокращения численности женского населения репродуктивного возраста. Написанная экономистом данная статья посвящена детерминантам (определяющим факторам) уровня abortов в России и ее регионах. Для эконометрической проверки авторских предположений о детерминантах из официальной статистики сформирована панель по 82 регионам за 2000–2022 гг. Некоторые детерминанты оказались нестационарными. Для проверки идеи о наличии долгосрочной, равновесной связи между нестационарным коэффициентом abortов (числом abortов на 1000 женщин 15–49 лет) и нестационарными детерминантами задействован коинтеграционный анализ. Результатом является коинтегрирующее уравнение коэффициента abortов, которое показало, что консерваторами, если не катализаторами, уровня abortов были рост доли населения с образованием ниже высшего и (в меньшей степени) рост числа заболеваний основными классами болезней, а ингибитором – рост общей жилой площади на 1 жителя. Среди отобранных автором детерминантов есть стационарные. Превратив коэффициент abortов в стационарную переменную путем взятия первой разности, автор регрессировал его по этим детерминантам, чтобы выявить краткосрочную связь между ними. Наибольший краткосрочный эффект имели подушевые потребительские расходы. С их ростом коэффициент abortов снижался. Среднедушевые денежные доходы, объем платных услуг населению, доля населения с денежными доходами ниже границы бедности и доля алкоголя в потребительских расходах оказались стимуляторами abortивного поведения в краткосрочном плане.

Ключевые слова: abortивное поведение, abortное поведение, искусственный аборт, детерминанты, регион, Россия

Введение

Россия долгие годы сохраняет непривлекательный статус одного из лидеров по распространению искусственных abortов. В Европе и Северной Америке она оказалась на первом месте с 46 abortами на 1000 женщин репродуктивного возраста (15–49 лет) в среднем за 2015–2019 гг. против пяти abortов у замыкающей этот список Швейцарии. В других регионах мира есть много стран, где уровень abortов намного выше российского. Например, в Субсахарской Африке число abortов менялось в этот период от 49 в Нигере до 145 в Уганде [1]. То, что у России на три abortа меньше, чем у Нигера, приводит лишь в уныние.

Искусственный аборт остается основным методом регулирования рождаемости и в России тоже. «Исторически российские женщины мало используют современные методы контрацепции, чаще прибегая к abortу как основному методу регулирования рождаемости... Планирование беременности влияет на ее исход. 92% беременностей, закончившихся abortом, являлись либо несвоевременными (31%), либо нежелательными (62%). 68% беременностей, имевших место в момент

обследования, 69% беременностей, завершившихся самопроизвольным абортom или мертворождением, а также 83% беременностей, закончившихся рождением живых детей, были отмечены респондентами как запланированные», – читаем мы в резюме Отчета Росстата и Минздрава России о репродуктивном здоровье населения России [2, с. 4, 12].

Этот метод, именуемый «абортным (абортным) поведением», – одна из причин низкой рождаемости в России в конце XX в. и первой четверти XXI в. Переход от «абортной культуры» к современному планированию семьи с его более ответственным, рациональным и гуманным типом поведения должен был рассматриваться в качестве существенного резерва демографического возрождения страны [3; 4].

Актуальность данного исследования обусловлена необходимостью, во-первых, постоянного фокусирования публичного дискурса на абортном поведении как на угрозе демографической безопасности страны и, во-вторых, поиска резервов демографического развития России в условиях сокращения численности женского населения репродуктивного возраста. С. В. Рязанцев, Т. К. Ростовская, Е. П. Сигарева и С. Ю. Сивоплясова выделили 12 аспектов аборта как социального феномена¹. Эта группировка облегчила выбор тех аспектов, которые использованы в данной статье для выявления детерминантов уровня абортов. Экономический аспект касается экономических детерминантов; демографический увязывает аборт с возрастом женщин; географический вводит в анализ региональную специфику, а исторический – изменение во времени. С учетом этих аспектов подобраны данные и методология их анализа. Для эконометрической проверки авторских предположений о детерминантах уровня абортов из официальной статистики сформирована панель по 82 регионам за 2000–2022 гг.

Обзор литературы

Революционный подход к факторному анализу рождаемости предложили в середине 1950-х гг. К. Дэйвис и Дж. Блейк [5]. Они отобрали семь «непосредственных» факторов², объявив их проводниками влияния «косвенных» факторов – экономических, социальных, демографических, культурных и экологических. В России применение методологии Дэйвиса – Блейка для анализа межрегиональных различий в абортах сразу же упирается в дефицит данных для операционализации «непосредственных» переменных. Поэтому в нашем исследовании фигурируют только «косвенные» факторы. За помощь в их селекции мы обратились к тем авторам, которые уже прошли этот путь.

Используя данные по 89 странам за 1980–1995 гг., К. Трент и А. В. Хоскин задались целью выявить предикторы легального статуса и числа абортов. Оценивание параметров логистической регрессии показало, что вероятность легализации абортов положительно связана с уровнем социально-экономического развития, тогда

¹ Аспекты: 1) мировоззренческий, 2) медицинский, 3) юридический, 4) демографический, 5) этический, 6) экономический, 7) религиозный, 8) социальный, 9) психологический, 10) географический, 11) исторический, 12) законодательный [4].

² Доля замужних в женском населении, контрацепция, искусственные аборты, послеродовая депрессия, естественная оплодотворяемость, внутриутробная смертность и перманентная стерильность.

как рост влияния католицизма и ислама в обществе снижает эту вероятность. Результаты тобит-анализа свидетельствуют о том, что социально-экономическое развитие привносит криволинейные эффекты в число абортотом (низкое число в начальной и заключительной фазах развития). Авторы также обнаружили положительную связь числа абортов с уровнем участия женщин в рабочей силе. Работающие женщины чаще прибегают к аборту, чем неработающие [6].

Цель исследования М. Ллорент-Маррона, М. Диаз-Фернандеза и Р. Мендес-Родригеза – выявление контекстуальных и индивидуальных переменных, объясняющих различия между 22 европейскими странами в уровне искусственных абортов за 2001–2009 гг. С этой целью использована эконометрика панельных данных. Объясняющие переменные эмпирической модели числа абортов включают подушевой доход, государственные инвестиции в общественное здравоохранение, женскую занятость, иммиграцию, подростковую фертильность, коэффициент браков и разводов. Вывод: значительная межстрановая вариация числа абортов – результат контекстуальных и индивидуальных социально-экономических факторов. С ростом подушевого дохода и государственных инвестиций в общественное здравоохранение число абортов снижается. Следующие социально-демографические переменные также оказывают значительное влияние на число абортов: женская занятость, гражданский статус, миграция и подростковая фертильность [7]. В методическом плане данная работа аналогична нашему исследованию.

Мы также «посетили» отдельные страны, чтобы узнать, что местные исследователи думают о детерминантах абортов. В 2005 г. в Эфиопии с целью защиты репродуктивного здоровья женщин был либерализован закон об абортах. Женщины получили доступ к безопасному прерыванию беременности в первом и втором триместрах. К. Боннен, Д. Н. Тудже и В. Раш рассмотрели социально-экономические характеристики женщин, решившихся на аборт в городе Джимма, и детерминанты абортов во втором триместре за период с октября 2011 г. по апрель 2012 г. в 808 случаях безопасного аборта и 21 случае небезопасного аборта. Из 829 случаев 729 произошли в первом триместре и 100 – во втором. Для определения риск-факторов во втором триместре использованы одномерные и многомерные логистические регрессии. Результаты представлены в виде коэффициентов шансов (КШ) при 95-процентном доверительном интервале³. Социально-экономические характеристики, связанные с возросшим КШ во втором триместре таковы: менее 19 лет, одинокая, вдова или разведенная, учащаяся, безработная, низкий уровень образования [8].

В Чили закон запрещает искусственные аборты, поэтому мало что известно об абортах и их детерминантах. Тем не менее А. Хьюнейес и его коллеги смогли изучить связь абортов, совершенных девушками и молодыми женщинами, с их социально-экономическим статусом и сравнить их с женщинами, не имеющими истории абортов. Исследователи использовали данные Чилийского национального опроса молодежи за 2015 г. о 2439 сексуально активных женщин 15–29 лет. Одномерные и многомерные логистические регрессии были применены для оценки

³ Коэффициент шансов – это коэффициент шансов случиться аборту в рискующей группе по сравнению с группой, где аборт исключен. Чем больше коэффициент, тем вероятнее, что кто-то в рискующей группе совершит аборт.

связей между совершившими аборт и не прибегавшими, с одной стороны, и социально-экономическим статусом участниц каждой группы (низкий, средний, высокий), с другой стороны, с контролем за демографическими, сексуально-поведенческими и культурными переменными. 129 (5,15%) участниц совершали искусственные аборты. У участниц с высоким статусом КШ был почти на 5 больше, чем у участниц с низким статусом. Число абортот не коррелирует с местом проживания (город, село), возрастом сексуального дебюта, использованием контрацептивов во время сексуального дебюта, беременностью в девичестве, национальной, религиозной и политической идентификацией [9].

В Иране аборты незаконны; многие женщины репродуктивного возраста прибегают к тайному прерыванию нежелательной, непреднамеренной беременности, поэтому здесь трудно отыскать надежную информацию об абортах. И все же Х. Хоссейни, А. Эфрани и М. Ноджомии задались целью изучить детерминанты искусственных абортов в городе Хамедан, используя данные городского опроса 3000 замужних женщинах 15–49 лет о рождаемости за 2015 г. Бинарная логистическая регрессия была применена для достижения цели исследования. В целом 3,8% респонденток совершили искусственный аборт. Число абортов прочно ассоциируется с уровнем образования, типами контрацептивов, уровнем семейного дохода (при контроле за осложняющими факторами). Женщины, использующие контрацептивы длительного действия, окончившие среднюю школу и высшее учебное заведение, имеющие высокий уровень дохода, чаще прибегали к искусственному аборту [10].

Р. Корейджо и К. Дж. Нурани и С. Бхута исследовали частоту искусственных абортов и идентифицировали роль социокультурных факторов, способствующих прерыванию нежелательной беременности в Пакистане. Исследование выполнено в магистерском медицинском центре Джинны Департамента акушерства и гинекологии Карачи в период с января 1999 г. по июнь 2001 г. путем приватного опроса пациенток. Исследователи получили информацию о возрасте, parity (паритете), семейном положении, отношениях внутри семьи и социокультурных причинах аборта. 57 (2,35%) пациенток поделились историей своих абортов. Все они принадлежали к низкому социально-экономическому классу, 59,6% из них были неграмотными. 43 (75,5%) никогда не пользовались контрацептивами. 24 (42%) имели более одного ребенка и больше не хотели заводить детей. Вывод: бедность, неграмотность, многодетные семьи и неприятие контрацептивов – сильные детерминанты абортов [11].

Б. Элал исследовал контекстуальные, хозяйственные и индивидуальные детерминанты абортов по данным перекрестного опроса 2571 замужней женщины репродуктивного возраста в индийском штате Раджастхан. Двумерные пробит-модели, определяющие совместно вероятность беременности и условную вероятность аборта, позволили отразить вероятность аборта как результата взаимосвязанных последовательных событий. Обнаружена положительная связь между ростом социально-экономического статуса и факторами цикла жизни, с одной стороны, вероятностью беременности и условной вероятностью аборта, с другой стороны. Также более склонны к прерыванию беременности женщины, сообщившие о личных социальных сетях, особенно если участницы их сетей имели аналогичный опыт.

Большую склонность к аборту проявляли и участницы тех сообществ, в которых циркулировала информация об аборте, связанном с предсказанным полом ребенка [12].

С. Ахмед и Р. Рэй извлекли сведения об основных детерминантах беременности и аборта в Индии из охватывающей всю страну базы данных окружного уровня (DLHS 2007⁴), подчеркнув в своей статье, что их исследование задает экономические рамки для анализа беременности и аборта. Аборты поделены на искусственные и спонтанные, и сделано сравнение эффектов детерминантов тех и других. Обнаружены большие различия в знаках и величине эффектов, особенно эффектов богатства, возраста и желания иметь детей. Работа Ахмеда и Рэя является методологическим вкладом в разработку данной темы, поскольку в ней оценены параметры трехмерной пробит-модели, которая учитывает совместную зависимость беременности, искусственного и спонтанного абортов и выдает свидетельство в пользу такой зависимости. Обнаружено значительное влияние контекстуальных переменных (уровня поселений), в том числе материальной обеспеченности, на беременность [13]. И еще (снова на примере Индии), но совсем кратко: С. Кант с соавторами обнаружил, что каста, благосостояние, число детей в семье и размер поселения оказывают значительное влияние на число искусственных абортов [14].

Одним из наиболее значимых выводов, к которым пришли А. Лакруз, М. Лакруз и Э. Куэнса, изучив детерминанты абортов в Испании, является вывод о том, что авторские расчеты поддерживают теоретические рассуждения: социальные и экономические условия, образ жизни и региональные особенности определяют уровень абортов, тогда как образование не играет здесь особой роли. В частности, среди работающих женщин уровень абортов выше, чем среди незанятых. Улучшение условий труда может представлять уникальную возможность выйти на рынок труда, которую женщины не захотят потерять, родив «незапланированного» ребенка [15].

В Мексике с целью улучшения оценок уровня абортов были выполнены исследования, но детерминанты абортов не изучались вплоть до 2010 г., когда была опубликована работа А. Соузы и Р. Лозано и Э. Гакиду, в которой проанализированы данные Национального демографического обзора Мексики за 2006 г. Выборка включала 14859 беременностей женщин 15–55 лет, из которых 966 (6,5%) были искусственно прерваны за пять лет до упомянутого опроса. Для обнаружения влияния различных социально-экономических и демографических характеристик на число абортов применена логистическая регрессия. Три переменных оказывали статистически значимое положительное влияние на вероятность аборта: 1) преждевременная беременность; 2) нежелательная беременность; 3) наличие трех и более детей к моменту аборта. У вероятности небезопасного аборта обнаружен крутой социально-экономический градиент: бедные женщины с большей вероятностью идут на небезопасный аборт, чем богатые; женщины с образованием в 6–9 лет и образованием в 13 и более лет с меньшей вероятностью идут на небезопасный аборт;

⁴ По поручению Министерства здравоохранения и благополучия семьи Индии Международный институт наук о населении в Мумбаи проводит опрос домохозяйств на уровне округов (DLHS). Например, DLHS-3 охватывал 611 округов, а число представляющих округ домохозяйств менялось от 1 000 до 1 500.

коренные женщины с большей вероятностью идут на небезопасный аборт, чем «приезжие». Таким образом, вероятность для бедных коренных женщин с образованием менее пяти лет в девять раз выше, чем для богатых, хорошо образованных «приезжих» женщин. Под географическим углом зрения женщины, проживающие в бедных штатах, подвержены большему риску небезопасного аборта, чем женщины, проживающие в богатых штатах [16].

А вот данные из США. Среди 89% женщин, сообщивших о более чем одной причине аборта, 56% указали на отсутствие финансовых ресурсов и 54% – на то, что аборт может помешать в дальнейшей жизни [17]. Таким образом, аборт – это скорее вопрос об экономическом неравенстве, нежели политический вопрос.

За 2008–2014 гг. коэффициенты абортов снизились, но снизились неодинаково для разных категорий женщин. Снижение среди женщин из низкодоходных семей было менее значительным, чем снижение среди женщин из зажиточных семей. Женщины с семейным доходом ниже 100% федеральной черты бедности составили половину всех решившихся на аборт пациенток в 2014 г. С ростом дохода коэффициент абортов снижался [18].

В 2000 г. коэффициент абортов у женщин, зарабатывавших менее 100% федеральной черты занятости, был более чем в 4 раза больше, чем у женщин из семей с заработком более 300% федеральной черты бедности. В духе Дэйвиса – Блейка С. Делендорф, Л. Харрис и Т. Вайтц отмечают, что различия в уровне абортов по большей части связаны с различиями в использовании контрацептивов, а эти различия определяются «структурными» факторами – экономическим неравенством, социальным окружением, недоверием к системе здравоохранения и недоступностью планирования семьи [19].

В Финляндии из-за роста в 1990-х гг. числа абортов среди женщин в возрасте до 20 лет ввели безрецептурный отпуск противозачаточных таблеток с 15 лет и обязательное сексуальное образование во всех школах. В результате, по данным Института общественного здоровья (THL), число абортов среди подростков 19 лет и моложе сократилось на 66% до 722 в 2023 г. в сравнении с 2144 в 2000 г., в то же время среди подростков до 18 лет падение было еще более значимым – 78%. «Мы можем предположить, что сексуальное образование в школах сыграло значительную роль», – заявила агентству Reuters профессор THL М. Гисслер, добавив, что расширение доступа подростков к контрацепции стало еще одной причиной этих изменений⁵.

Е. А. Лупекина и М. С. Бондаренко выполнили свое исследование в 2018–2020 гг. на базе филиала № 8 Гомельской центральной городской поликлиники Республики Беларусь. В нем приняли участие 100 женщин, планировавших прерывание беременности. 23 из них имели среднее образование, 55 – среднее специальное и 22 – высшее (включая неоконченное). В качестве ключевых мотивов прерывания беременности женщины выделяли недостаточную материальную обеспеченность, недостаточную жилищную обеспеченность и наличие в семье маленького ребенка.

⁵ Free contraception helps Finland reduce teenage abortions by 66% // Reuters : [site]. 03.06.2024. URL: <https://www.reuters.com/business/healthcare-pharmaceuticals/free-contraception-helps-finland-reduce-teenage-abortions-by-66-2024-06-03/> (accessed on 13.07. 2024).

Итак, характеристика социального статуса женщин, планирующих прерывание беременности, показывает, что ключевым моментом в принятии решения в ситуации репродуктивного выбора является материальная составляющая, даже при наличии других важных благоприятных условий, в частности опыта материнства и зарегистрированного брака [20].

Б. П. Денисов и В. И. Сакевич воспользовались результатами обследования «Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе», проведенного в 2004 и 2007 гг. Российская анкета позволила оценить количество абортоскопическим путем – вычитая из общего числа беременностей у женщины к моменту опроса число рожденных ею детей. Таким образом оценку числа прерванных беременностей по состоянию на 2007 г. удалось получить для 3305 респонденток⁶.

В качестве детерминант абортивного поведения исследовались семь переменных: число рожденных детей, партнерский статус, уровень образования, тип населенного пункта, в котором проживает женщина, субъективная оценка дохода домохозяйства, отношение к праву на аборт и применение контрацепции. Само абортивное поведение определялось числом сделанных к моменту опроса абортов. Для изучения связи был использован статистический критерий χ^2 . Уточняющий анализ тесноты обнаруженных связей был проведен с помощью статистики *tb* Кендалла.

Анализ с помощью критерия χ^2 не показал наличия статистически значимой связи числа абортов у 40-летних женщин с объясняющими переменными; исключением оказалась связь с числом рожденных детей. Статистика *tb* Кендалла указала на слабую положительную корреляцию числа абортов со степенью несогласия с их законодательным ограничением/запретом (чем несогласнее, тем больше абортов, или, иными словами, чем чаще женщина делает аборт, тем активнее она отстаивает право на аборт). Слабая корреляция выявлена с типом населенного пункта и субъективной оценкой дохода: менее обеспеченные и живущие в более крупных населенных пунктах наиболее склонны к прерыванию беременности.

Аналогичный анализ в когорте 30-летних выявил слабые связи с уровнем образования (чем выше образование, тем меньше абортов) и отношением к праву на аборт (со степенью несогласия с их законодательным ограничением/запретом). Женщины, применяющие современные методы контрацепции, делают меньше абортов, чем применяющие традиционные методы и не применяющие контрацепцию вообще. Связь с доходом отсутствует [3]⁷.

В нашей статье подход к выявлению детерминантов – это коинтеграционный анализ связи уровня абортов с переменными, которые могут соотноситься с уровнем абортов как причина со следствием.

⁶ Поскольку репродуктивная активность большинства женщин в выборке на момент подготовки рукописи продолжалась, авторы сосредоточили свое внимание на женщинах, близких к завершению репродуктивной карьеры, а именно: на когортах 30–39-летних и 40–49-летних, размеры выборки в каждом случае указываются отдельно.

⁷ Российских работ по этой теме гораздо больше, чем может вместить литературный обзор статьи стандартного объема.

Описательная статистика с акцентом на числе абортс на 1000 женщин

Для статистического описания абортс в России и ее регионах публикуемая Росстатом региональная статистика предлагает два коэффициента – число абортс на 100 родов и число абортс на 1000 женщин 15–49 лет⁸. Чтобы определить, какой коэффициент совместим с целью настоящего исследования, выполнен панельный тест Има-Песарана-Шина (IPS) с нулевой гипотезой «Единичный корень – индивидуальный процесс». Нулевая гипотеза опровергается в пользу гипотезы стационарности, если для W -статистики теста $p < 0,05$. Первый коэффициент оказался стационарным и потому бесперспективным с точки зрения поиска долгосрочной, равновесной связи числа абортс с экономическими, социальными и демографическими факторами, которые могут соотноситься с этим числом как причина со следствием (табл. 1). Такая связь – свойство нестационарных переменных с их стохастическим трендом. Удалив тренд ради стационарности, мы, по словам метра эконометрики Г. Г. Канторовича, «отказываемся анализировать долгосрочное поведение переменной и отрицаем возможность существования долгосрочного равновесия для нестационарных переменных» [21, с. 79]. Наша зависимая переменная – нестационарное число абортс на 1000 женщин 15–49 лет (далее – КА1000).

Таблица 1

Результаты IPS-теста

Table 1

Results for IPS test

Переменная	W -статистика (в скобках p -значения)
Число абортс на 100 родов	-14,235 (0,000)
Число абортс на 1 000 женщин 15–49 лет	2,589 (0,995)

Источник: рассчитано по авторским панельным данным

Распределение регионов по темпу снижения КА1000 отдаленно напоминает колоколообразное нормальное распределение – с минимальными значениями в крайних интервалах и максимальными в центральных (рис. 1). Средний темп снижения КА1000 в 2000–2022 гг. равнялся 1,8. Максимальные 2,9 продемонстрировала Амурская область, минимальные 0,1 – Ингушетия, где, как показано ниже, число КА1000 чрезвычайно мало. Три региона в крайне левом интервале (с наибольшим темпом) – это Вологодская и Амурская области, Камчатский край. Топ-два – Ингушетия и Чечня. В 40 регионах КА1000 варьируется в умеренном диапазоне от -2,1 до -1,7.

Распределение регионов по среднему значению КА1000 тоже напоминает колоколообразное нормальное распределение (рис. 2). В среднем за 2000–2022 гг. число КА1000 равнялось 35,3, меняясь от минимальных 8,7 в Ингушетии до максимальных 52,5 в Еврейской автономной области. Пять регионов в крайне левом интервале (с наименьшим КА1000) – это Москва, Республики Дагестан, Ингушетия, Чеченская и Кабардино-Балкарская. Топ-7 – Оренбургская область, Республики

⁸ Регионы России. Социально-экономические показатели // Федеральная служба государственной статистики : [сайт]. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 20.07.2024).

Алтай и Якутия, Амурская, Магаданская и Сахалинская области, Еврейская автономная область. В 46 регионах КА1000 варьируется в умеренном диапазоне (24,9–41,1).

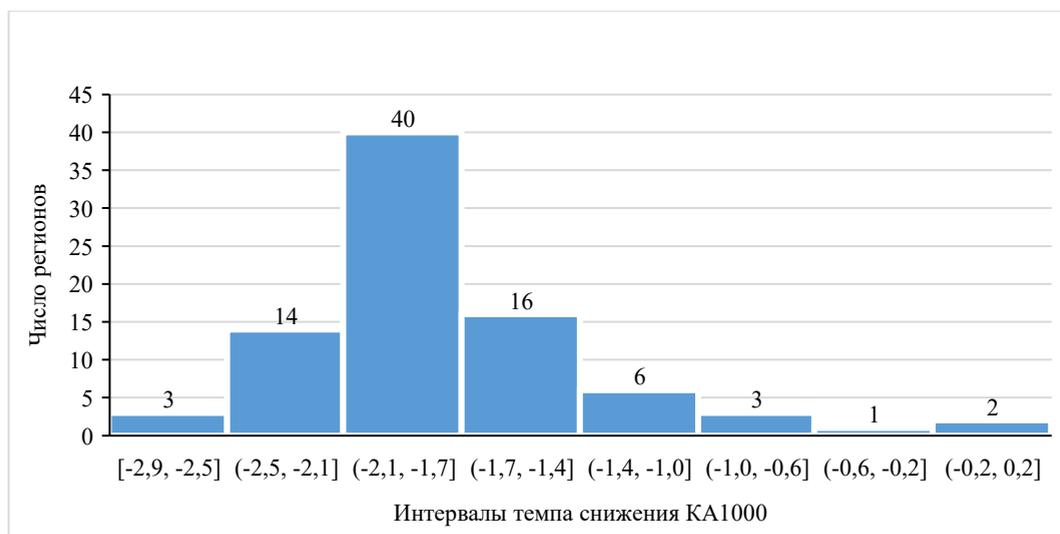


Рис. 1. Распределение регионов по темпу снижения КА1000 в среднем за 2000–2022 гг.

Fig. 1. Distribution of regions by the average rate of decline of KA1000, 2000–2022

Источник: рассчитано автором по данным Росстата⁹

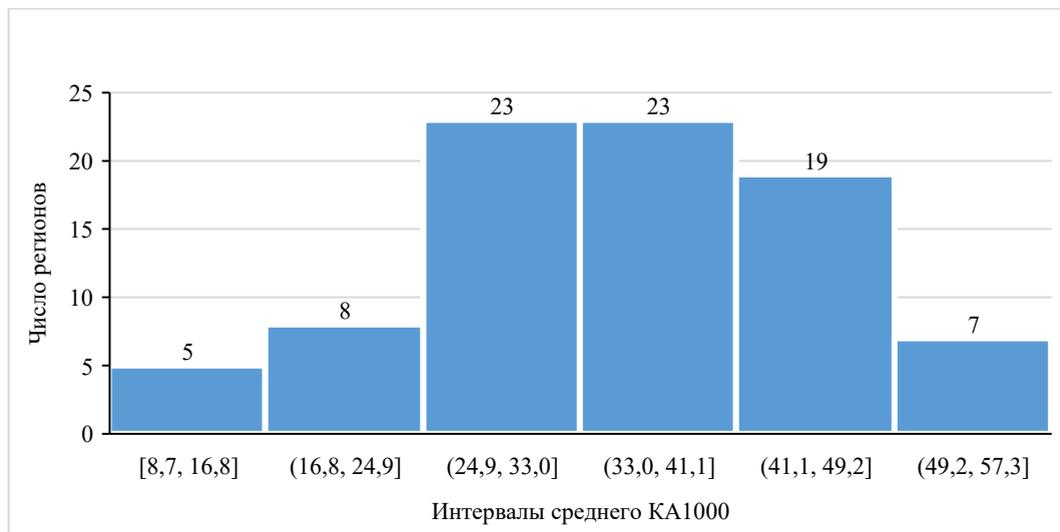


Рис. 2. Распределение регионов по среднему КА1000, 2000–2022 гг.

Fig. 2. Distribution of regions by average KA1000, 2000–2022

Источник: рассчитано автором по данным Росстата¹⁰

⁹ Регионы России. Социально-экономические показатели // Федеральная служба государственной статистики : [сайт]. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 20.07.2024).

¹⁰ Там же.

В северокавказских республиках средний КА1000 и темп его снижения сравнительно малы. Здесь мы также наблюдаем высокие темпы естественного прироста населения, и одна из причин этого – низкое значение КА1000. Этнические мусульмане, т. е. народы, традиционно исповедующие ислам, составляют 98% населения Ингушетии, 96% населения Чечни, 94% населения Дагестана, 70% населения Кабардино-Балкарии¹¹. «Ислам запрещает проводить аборт на любой стадии беременности... Аборт запрещен за исключением единственного случая – если существует подтвержденная угроза жизни матери будущего ребенка», – заявил заместитель главы Духовного управления мусульман России, муфтий Москвы И. Аляутдинов по итогам проведенного в муфтияте Москвы круглого стола «Семья и традиционные семейные ценности в современной России» в апреле 2024 г. «Несомненно, аборт и разводы в России – это острейшая проблема, без ее решения страна окажется в демографической яме, из которой придется вылезать десятилетиями»¹², – считает муфтий. Низкий КА1000 на Северном Кавказе объясняется еще и отторжением такого «provokatora» нежелательной беременности как алкоголь. В исламе запрещено употребление любых алкогольных напитков и даже блюд, в которых они содержатся.

В остальных регионах роль важного ингибитора абортивного поведения выполняет государство, усилия которого по восстановлению демографического потенциала сконцентрированы в рамках национального проекта «Демография». Ежегодно индексируемый на уровень фактической инфляции материнский капитал – главная мера по финансовой поддержке семей с детьми. Государство выплачивает его семьям, в которых с 2007 г. родился или был усыновлен второй ребенок (либо третий ребенок или последующие дети, если на второго ребенка материнский капитал не оформлялся). А с 2020 г. эта мера поддержки распространяется и на первенцев¹³.

Материнский капитал можно направить на приобретение или строительство жилья, образование детей, ежемесячную выплату на ребенка до трех лет, социальную адаптацию детей-инвалидов или формирование накопительной пенсии родителей. Если в семье есть ребенок, родившийся после 1 января 2018 г., даже если он первенец, то можно взять ипотеку по льготной ставке 6% годовых на весь срок действия кредитного договора¹⁴.

Сдерживанию абортивного поведения также способствуют усилия государства по улучшению жилищных условий россиян, сосредоточенные в рамках национального проекта «Жилье и городская среда». Это, в первую очередь, увеличение

¹¹ Религиозный состав населения России // ФАДН России : [сайт]. URL: <https://fadn.gov.ru/otkritoe-agenstvo/opensdata/7708257207-rsnr> (дата обращения: 20.07.2024).

¹² Муфтий Аляутдинов: Ислам запрещает проводить аборт на любой стадии беременности // Российская газета : [сайт]. 23.04.2024. URL: <https://rg.ru/2024/04/23/muftij-alyautdinov-islam-zapreshchaet-provodit-aborty-na-liuboj-stadii-beremennosti.html> (дата обращения: 22.07.2024).

¹³ В Думу внесут законопроект о выплате женщинам за рождение детей до 25 лет // ТАСС : [сайт]. 23.05.2024. URL: <https://tass.ru/obschestvo/20878317> (дата обращения: 22.07.2024).

¹⁴ Помимо материнского капитала для семей предусмотрены ежемесячные выплаты на детей. Размер выплаты зависит от региона – он равен прожиточному минимуму для детей, который установлен в регионе.

объемов ввода жилья, в том числе для расселения аварийного жилья¹⁵. Немного забегая вперед, отметим, что нерешенность «жилищного вопроса» – важнейший консерватор, если не катализатор, абортивного поведения.

Все это положительно сказались на динамике уровня абортс. В 2000–2022 гг. число КА1000 неуклонно снижалось по линейной траектории, сокращаясь за год почти на два аборта (рис. 3). Снижение стало значимым событием, символизирующим то, что эффективность мер по профилактике абортс в современных условиях может быть успешной.

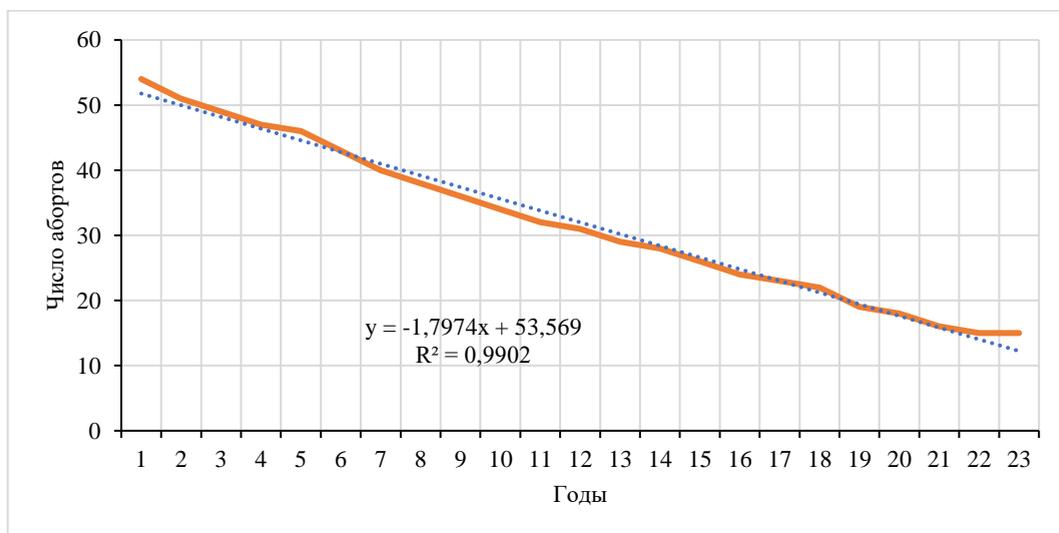


Рис. 3. КА1000 в России

Fig. 3. Number of abortions per 1000 women aged 15–49

Источник: рассчитано автором по данным Росстата¹⁶

Но впереди еще много работы по обеспечению перехода от «абортной культуры» к современному планированию семьи. «Абортная культура, будучи результатом сложной комбинации восприятий, убеждений, отношений и практик, крайне невосприимчива к изменениям», – отмечают М. Хорга и Ф. Лудике [22, с. 109]. «Практически во всех странах Западной Европы число абортс несравнимо ниже, чем в России, – признает психолог Красноярского краевого центра охраны материнства и детства С. Чурсина. – Я думаю, мы пожинаем плоды того, что у нас исторически сформировалось слишком лояльное отношение к абортс, то есть та самая

¹⁵ С 1 июля 2024 г. российские власти завершили программу льготной ипотеки, которая действовала свыше 4 лет. За это время было оформлено более 1,5 млн кредитов. Как признавали Министерство финансов и Банк России, эта программа повышала доступность жилья в начале, но затем привела к разгону цен.

¹⁶ Регионы России. Социально-экономические показатели // Федеральная служба государственной статистики : [сайт]. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 20.07.2024).

абортивная культура. Зачастую в сознании многих людей это можно сравнить с тем, как пошел и вырвал зуб у стоматолога»¹⁷.

Переменные на роль детерминантов

С точки зрения моделирования КА1000, проблема – в том, что число абортотв есть сумма числа искусственных абортов и числа абортов самопроизвольных (выкидышей). Выкидышем заканчивается 10–20% всех зафиксированных беременностей¹⁸. В XXI в. соотношение двух видов менялось в пользу самопроизвольных абортов (табл. 2). Резкий спад их доли сразу после 2015 г. вызван изменениями статистического учета абортов¹⁹. Если исключить этот «выброс» из временного ряда, то останется весьма линейный повышательный тренд.

Таблица 2

Аборты в России

Table 2

Abortions in Russia

Показатели	2005 г.	2010 г.	2015 г.	2020 г.	2022 г.	2023 г.
Все аборты (случаев)	1 501 594	1 054 820	746 736	450 408	395 201	362 383
Самопроизвольные (случаев)	168 140	172 529	236 380	86 412	79 235	73 261
Доля самопроизвольных (%)	11,2	16,4	31,7	19,2	20,0	20,2

Примечание: до 2010 г. – до 28 недель беременности; с 2015 г. – до 22 недель

Источник: составлено авторам по данным Росстата²⁰

Искусственные и самопроизвольные аборты имеют разные детерминанты. Первые тесно связаны с социально-экономической средой. Например, «опросы показывают, что для многих молодых семей нерешенность жилищного вопроса является барьером к рождению детей. Если устранить это препятствие, дать возможность паре сразу въехать в нормальное, современное жилье, а не собирать на него деньги десятилетиями, в будущем это будет способствовать росту рождаемости»²¹, – заявил руководитель Аналитического центра ДОМ.РФ М. Гольдберг в своем материале для ТАСС. В одной из больниц Новокузнецка выяснили, что наиболее частыми причинами добровольного согласия на аборт среди девушек являются:

¹⁷ «Для некоторых аборт – это как сходить вырвать зуб»: большое интервью с перинатальным психологом // Красноярск онлайн : [сайт]. 03.06.2019. URL: <https://ngs24.ru/text/health/2019/06/03/66106462/> (дата обращения: 24.07.2024).

¹⁸ Выкидыш при замершей беременности // Европейский медицинский центр : [сайт]. URL: <https://www.emcmos.ru/articles/vykidysh-pri-zamershey-beremennosti-0/> (дата обращения: 24.07.2024).

¹⁹ Подробно об этих изменениях и их влиянии на число абортов см.: Аборты в России // IQ Media : [сайт]. 07.07.2021. URL: <https://iq-media.ru/archive/484659480.html> (дата обращения: 24.07.2024).

²⁰ Регионы России. Социально-экономические показатели // Федеральная служба государственной статистики : [сайт]. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 20.07.2024).

²¹ Жилищный вопрос в России: реально ли его решить и как это сделать? // ДОМ.РФ : [сайт]. 27.08.2021. URL: <https://дом.рф/media/smi/ZHilishchnyj-vopros-v-Rossii-realno-li-ego-reshit-i-kak-eto-sdelat/> (дата обращения: 24.07.2024).

«незаконченное образование; отсутствие трудоустройства и, как следствие, низкая материальная база; отсутствие отдельного жилья; неготовность к материнству»²².

В большинстве случаев причиной самопроизвольных аборт в первом триместре беременности (до 12 недель) являются генетические факторы, а именно хромосомные нарушения, которые встречаются в 41–50% случаев. Другие «провокаторы» самопроизвольных аборт – возраст, вредные привычки, хронические заболевания и инфекции матери; применение медицинских препаратов, несовместимых с беременностью; самопроизвольное прерывание беременности в анамнезе²³. Злоупотребление алкоголем женщиной вдвое повышает вероятность развития у нее бесплодия, а также почти в пятеро увеличивает риск выкидыша в течение беременности и внутриутробной гибели плода²⁴. Что касается возраста, вот как распределялось число аборт на 1000 женщин 15–49 лет, например, в 2021 г.: до 14 лет – 0,1, 15–17 лет – 1,9, 18–44 года – 19,0 и 45 лет и более – 0,2²⁵.

С точки зрения моделирования КА1000 существуют два ответа на вопрос, что делать с КА1000. Простой ответ – вычесть из числа аборт число самопроизвольных аборт, сложный – включить в эмпирическую модель переменные, отражающие качественное отличие детерминантов искусственных аборт от детерминантов самопроизвольных аборт. В данной работе использован сложный подход как творчески более интересный.

Наше отношение к выбору кандидатов в детерминанты можно описать словами классиков эконометрики Д. Е. Фаррара и Р. Р. Глобера: «Теоретические вопросы обычно фокусируются на малой части набора независимых переменных... Все переменные редко бывают одинаково важными. Только одна или по крайней мере две-три стратегически важные переменные обычно присутствуют в регрессионном уравнении» [23, с. 16, 49]. В данной работе «стратегически важные» переменные выявлены не теоретически, а эмпирически с помощью эконометрических процедур, позволяющих отделить «зерна от плевел».

Для операционализации «стратегически важных» переменных в сборнике Росстата «Регионы России. Социально-экономические показатели» есть некоторые временные ряды в разрезе «число аборт – регион». Это ряды КА1000 и переменных, которые могут быть детерминантами. Упомянутые в литературном обзоре публикации и собственные предположения автора позволили составить следующий список таких переменных для наших эконометрических процедур:

Доход (чем он выше, тем ниже уровень аборт):

– среднедушевые денежные доходы населения региона (рублей в месяц).

²² Вся правда об аборте и контрацепции // Новокузнецкая городская клиническая больница № 29 имени А. А. Луцка : [сайт]. URL: <https://29gkb.ru/profilaktika/profilacticaabortov> (дата обращения: 24.07.2024).

²³ Выкидыш (самопроизвольный аборт) // Клиника высоких медицинских технологий имени Н. И. Пирогова СПбГУ : [сайт]. URL: <https://www.gosmed.ru/lechebnaya-deyatelnost/spravochnik-zabolevaniy/ginekologiya-bolezny/samoproizvolnyy-vykidysh/> (дата обращения: 24.07.2024).

²⁴ Влияние алкоголя на женский организм // ГБУЗ Астраханской области Городская поликлиника № 1 : [сайт]. URL: <https://1gpastra.ru/vliyanie-alkogolya-na-zhenskij-organizm/> (дата обращения: 24.07.2024).

²⁵ Женщины и мужчины России // Федеральная служба государственной статистики : [сайт]. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13215> (дата обращения: 25.07.2024).

Потребление кроме алкоголя (чем оно выше, тем ниже уровень абортотв):

– потребительские расходы на душу населения (рублей в месяц).

Потребление алкоголя (чем оно выше, тем выше уровень абортотв):

– доля алкоголя в потребительских расходах населения (%).

Жилищные условия (чем они лучше, тем ниже уровень абортотв):

– общая жилая площадь на 1 жителя региона (m^2 на конец года).

Образование (чем больше доля населения с образованием ниже высшего, тем выше уровень абортотв):

– доля населения с образованием ниже высшего во всем населении²⁶ (%).

Болезни (с ростом числа заболеваний уровень абортотв растет):

– число регистраций врожденных аномалий, деформаций и хромосомных нарушений (ВАДХН) на 1000 человек населения;

– число заболеваний основными классами болезней на 1000 человек населения (некоторые инфекционные и паразитарные болезни)²⁷.

В этом списке представителями семейства «провокаторов» самопроизвольных абортотв предположительно являются:

– доля алкоголя в потребительских расходах населения (%);

– число регистраций ВАДХН на 1000 человек населения региона;

– число заболеваний основными классами болезней на 1000 человек населения.

К сожалению, сборник Росстата «Регионы России. Социально-экономические показатели» не содержит данных о каких-либо иных «провокаторах» самопроизвольных абортотв, поэтому эффект вышеуказанных представителей может оказаться неадекватным месту самопроизвольных абортотв среди всех абортотв и даже статистически незначимым. Нет в сборнике и данных для нашей панели о распределении женщин по возрастным группам и религиям.

Переменные прологарифмированы, чтобы устранить разнотв единиц измерения и убрать мультипликативные эффекты. Принятый в нашей статье доверительный интервал – 95% (уровень значимости $\alpha = 0,05$). Критерий выбора числа лагов и иных параметров расчетов – информационный критерий Akaike (AIC).

Значения переменных по 82 субъектам Российской Федерации за 2000–2022 гг. находятся в «ячейках» сбалансированной панели. В такой панели для каждого региона имеются значения каждой переменной за каждый год. Если панель содержит N регионов и T лет, то число значений каждой переменной (n) в ней составит $n = N \times T$. В данном случае $n = 82 \times 22 = 1804$. Каждое n – это значение данной переменной в регионе i в году t (табл. 3). Наша панель широкая и короткая.

²⁶ Образование ниже высшего: дошкольное, начальное общее (1–4 классы), основное общее (5–9 классы), среднее общее (10–11 классы), среднее профессиональное.

²⁷ Зарегистрировано заболеваний у пациентов с диагнозом, установленным впервые в жизни.

Таблица 3

Панельная организация данных

Table 3

Panel organization of data

Код региона	Регион	Год	КА1000
1	Республика Адыгея	2000	111
1	Республика Адыгея	2022	24
89	Ямало-Ненецкий автономный округ	2000	172
89	Ямало-Ненецкий автономный округ	2022	41

Примечание: Коды регионов взяты из справочника Федеральной налоговой службы «Субъекты Российской Федерации»

Из-за неполных данных в панель не попали Ненецкий автономный округ (83), Республика Крым (91), г. Севастополь (92), иные территории, включая город и космодром Байконур (99). В панель вошли Тюменская область с Ханты-Мансийским и Ямало-Ненецким автономными округами и эти округа отдельно, а также Архангельская область с Ненецким автономным округом. Данные приведены к административно-территориальному устройству России по состоянию на 2020 г.

Источник: составлено авторам по данным Росстата²⁸.

Коинтеграционный анализ

В эмпирическом смысле настоящая работа представляет собой коинтеграционный анализ связи между КА1000 и кандидатами в его детерминанты. Коинтеграция, теорию и методологию которой предложили нобелевские лауреаты К. Грэнджер и Р. Энгл, – это эконометрическая концепция, имитирующая пребывание нестационарных переменных в долгосрочном равновесии [24]²⁹. Долгосрочная равновесная связь – свойство только коинтегрированных переменных. Коинтеграция – это когда нестационарные регрессоры, «разбежавшись» недалеко и ненадолго в разные стороны, возвращаются в предсказанное теорией равновесие в новой точке. Корреляция коинтегрированных переменных может быть разной, но она всегда подлинная. Корреляция не отвечает на вопрос, какая переменная – причина, какая – следствие, а коинтеграция означает наличие хотя бы односторонней причинно-следственной зависимости.

Для начала надо было определить степень (d) интеграции (I) переменных, краток $I(d)$ ³⁰. Переменная может быть стационарной, $I(0)$, или нестационарной, $I(\geq 1)$. Тренд в ее среднем значении из-за наличия единичного корня – основная причина нарушения стационарности. Поэтому гипотеза единичного корня является нулевой для большинства проверок нарушения стационарности.

Для определения $I(d)$ использованы панельные тесты Има-Песарана-Шина (IPS), расширенный Дики-Фуллера (ADF) и Филлипса-Перрона (PP) с нулевой гипотезой индивидуального единичного корня. Нулевая гипотеза опровергается в

²⁸ Регионы России. Социально-экономические показатели // Федеральная служба государственной статистики : [сайт]. URL: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13204> (дата обращения: 20.07.2024).

²⁹ Экономисты понимают под равновесием равенство фактических трансакций желательным, а эконометристы – любую долгосрочную связь между нестационарными переменными. Коинтеграция не требует, чтобы эту связь генерировали рыночные силы или правила поведения экономических агентов.

³⁰ Степень (d) показывает, сколько раз нужно дифференцировать переменную $I(\geq 1)$, чтобы она стала $I(0)$.

пользу противоположной гипотезы стационарности, если $p < \alpha = 0,05$. Переменная признавалась нестационарной, если хотя бы один тест не опровергал нулевую гипотезу. Пять переменных, включая КА1000, оказались $I(1)$ и пять – $I(0)$ (табл. 4).

Таблица 4

Результаты тестов на единичный корень
(нулевая гипотеза: индивидуальный процесс единичного корня)

Table 4

Results for unit root tests (null hypothesis: individual unit root process)

Логарифм переменной	IPS-тест W	ADF-тест X^2	PP-Fisher-тест X^2	$I(d)$
Общая жилая площадь на 1 жителя	24,264 (1,000)	27,063 (1,000)	48,908 (1,000)	$I(1)$
Доля населения с образованием ниже высшего	1,2445 (0,893)	104,165 (0,999)	139,404 (0,918)	$I(1)$
Уровень женской безработицы	-1,968 (0,024)	220,366 (0,002)	116,424 (0,998)	$I(1)$
Число заболеваний основными классами болезней	4,575 (1,000)	171,366 (0,331)	199,374 (0,031)	$I(1)$
Доля горожан в населении региона	2,688 (0,996)	189,373 (0,056)	251,089 (0,000)	$I(1)$
Среднедушевые денежные доходы	-47,411 (0,000)	1 730,950 (0,000)	2 138,360 (0,000)	$I(0)$
Потребительские расходы на душу населения	-38,931 (0,000)	1 392,490 (0,000)	1 890,780 (0,000)	$I(0)$
Доля алкоголя в потребительских расходах	-6,669 (0,000)	314,876 (0,000)	335,213 (0,000)	$I(0)$
Потребление алкоголя на душу населения	-8,068 (0,000)	326,558 (0,000)	600,808 (0,000)	$I(0)$
Число регистраций ВАДХН	-6,790 (0,000)	324,687 (0,000)	291,848 (0,000)	$I(0)$

Примечание: В скобках p -значения. Sample: 2000 2022. Экзогенные переменные: индивидуальные эффекты. Автоматический выбор порядка лагов по АИС: 0 до 4 включительно. Диапазон Ньюи-Уэста и ядро Бартлетта.

Источник: рассчитано автором по панельным данным

Второй шаг – выяснить, коинтегрированы ли попарно КА1000 и кандидаты в его детерминанты. Две или более переменных коинтегрированы, если каждая переменная – $I(1)$, а их линейная комбинация – $I(0)$ [24]. Стационарная линейная комбинация, именуемая коинтегрирующим уравнением, может рассматриваться как долгосрочное, равновесное отношение между переменными. Любая теория равновесия, использующая нестационарные переменные, «требует» существования такой комбинации, иначе то или иное отклонение от равновесия не будет временным.

Чтобы выяснить, коинтегрирован ли нестационарный КА1000 с каждой из пяти нестационарных переменных, выполнен панельный тест Педрони, реализуемый через ADF-тест и PP-тест с нулевой гипотезой отсутствия коинтеграции. Нулевая гипотеза опровергается в пользу противоположной гипотезы наличия коинтеграции, если $p < \alpha = 0,05$. Тест обнаружил, что три переменных коинтегрированы с КА1000 (табл. 5).

Эмпирический поиск «стратегически важных» переменных завершен. Две первых – общая жилая площадь на 1 жителя, доля населения с образованием ниже высшего и число заболеваний основными классами болезней. Вспомним, что среди прочего выяснили в больнице Новокузнецка у девушек: «незаконченное образование», «отсутствие отдельного жилья». Это, действительно, основополагающие материальные условия перехода от «абортной культуры» к современному планированию семьи. С ростом образовательного уровня приходит семейный достаток, позволяющий рассчитывать на улучшение жилищных условий [25].

Таблица 5

**Результаты панельного теста Педрони на коинтеграцию с КА1000
(нулевая гипотеза: коинтеграция отсутствует)**

Table 5

Results for Pedroni panel cointegration test (null hypothesis: no cointegration)

Логарифм переменной	Статистика тестов	
	PP-тест	ADF-тест
Общая жилая площадь на одного жителя	-5,682 (0,000)	-6,972 (0,000)
Доля населения с образованием ниже высшего	-4,136 (0,000)	-3,491 (0,000)
Уровень женской безработицы	3,388 (0,999)	4,281 (1,000)
Число заболеваний основными классами болезней	-3,300 (0,000)	-2,732 (0,003)
Доля горожан в населении региона	4,894 (1,000)	3,831 (0,999)

Примечание: В скобках p -значения. Выборка: 2000–2022 гг. Использовано наблюдений: 1886, регионов: 82. Предположение о тренде: детерминированный тренд отсутствует. Автоматический выбор порядка лагов по AIC, максимум: 6. Диапазон Ньюи-Уэста и ядро Бартлетта.

Источник: рассчитано автором по панельным данным

Третья «стратегически важная» переменная – число заболеваний основными классами болезней, включая число регистраций ВАДХН. Оно представляет семейство «провокаторов» самопроизвольных абортов. Хотелось бы, чтобы представитель было больше, но из-за отсутствия надлежащей региональной статистики операционализация концепции «провокаторов» оказалось узкой, частичной. Однако не все потеряно. Как показано ниже, между КА1000 и долей алкоголя в потребительских расходах существует положительная краткосрочная связь.

Третий шаг – оценивание параметров коинтегрирующего уравнения. Для этого доступны два метода: непараметрический метод полностью модифицированных наименьших квадратов (FMOLS) и параметрический метод динамических наименьших квадратов (DOLS). Первый метод требует еще и то, чтобы переменные были интегрированы в равной степени, а регрессоры не коинтегрированы между собой. В самом деле, регрессоры «Образование ниже высшего» и «Общая жилая площадь на 1 жителя» коинтегрированы. Метод DOLS этого не требует, потому и был использован для оценивания. Также учтено общее мнение представителей профессии эконометриста: «DOLS может быть более перспективным, чем FMOLS, как метод оценивания параметров коинтегрированных панельных регрессий», – полагают Ч. Као, М-Х. Чян и Б. Чен [26, с. 6].

Као и Чян так описывают метод DOLS с объединенными временными рядами, в котором задействован обычный метод OLS для оценивания параметров коинтегрирующего уравнения для панели с $i = 1, 2, \dots, N$ и t, \dots, T :

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{X}'_{it}\beta + \sum_{j=-q}^r \Delta \tilde{X}'_{it+j} \delta_j - \tilde{v}_{1it}, \quad (1)$$

где \tilde{y}_{it} и \tilde{X}'_{it} – данные, очищенные от индивидуальных детерминированных трендов; $\Delta \tilde{X}'_{it+j}$ – специфические для i коэффициенты краткосрочной динамики.

Пусть Z_{it} – регрессоры, формируемые взаимодействием параметра $\Delta \tilde{X}'_{it+j}$ и кросс-групповых фиктивных переменных, и пусть $\tilde{W}'_{it} = (\tilde{X}'_{it} \tilde{Z}_{it})$. Тогда DOLS-оценка коэффициента с объединенными временными рядами есть

$$\tilde{\beta}_{DP} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{W}_{it} \tilde{W}'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{W}_{it} \tilde{Y}'_{it} \right) \quad (2)$$

Ниже приведены DOLS-оценки уравнения (1) (табл. 6). Следует начать с того, что коэффициенты имеют ожидаемый знак и статистически значимы (*t*-статистика показывает, что стандартные ошибки многократно меньше значений коэффициентов). Судя по скорректированному коэффициенту детерминации R^2 , коинтегрирующее уравнение объясняет 94% вариации КА1000. Напомним: коинтегрирующее уравнение подразумевает равновесие, его коэффициенты показывают уровень долгосрочного влияния регрессоров на КА1000. Равновесие постоянно нарушается из-за шоков в правой части уравнения, но срабатывает механизм, возвращающий систему коинтегрированных переменных в новое равновесие³¹.

Таблица 6

DOLS-оценки параметров уравнения (1)

Table 6

DOLS estimates of parameters of equation (1)

Логарифм переменной	Коэффициенты уравнения (в скобках <i>t</i> -значения)	VIF
«Стратегически важные» переменные		
Общая жилая площадь на 1 жителя	-1,497 (-13,03)	2,635
Доля населения с образованием ниже высшего	1,878 (10,50)	2,748
Число заболеваний основными классами болезней, включая число регистраций ВДХН	0,376 (8,30)	1,706
Объясняющая сила и адекватность уравнения		
R^2	0,970	
R^2 скорректированный на число степеней свободы	0,941	
Стандартная ошибка регрессии	0,126	
<i>F</i> -статистика теста Вальда	677,668 ($p = 0,000$)	

Примечание: Зависимая переменная: КА1000. Метод: панельный DOLS. Скорректированная выборка: 2002–2021 гг. Использовано периодов – 20, регионов – 82. Всего сбалансированных наблюдений: 1640. Панельный метод: объединенная оценка. Детерминированная переменная коинтегрирующего уравнения: свободный член. Фиксированные опережения и лаги: 1 и 1. Долгосрочная дисперсия (ядро Бартлетта и фиксированный диапазон Ньюи-Уэста) использована как ковариат коэффициентов.

Источник: рассчитано автором по панельным данным

Мощными детерминантами уровня абортс оказались пресловутый «жилищный вопрос» и незаконченное образование женщин. С ростом общей жилой площади на 1 жителя на 1% КА1000 уменьшался на 1,50%, а с ростом доли населения с образованием ниже высшего на 1% КА1000 повышался на 1,88%. Можно предположить, что женщины только со школьным (начальным, основным общим или средним общим) образованием с большей вероятностью предпочитают иметь детей, чем женщины, вложившие свои ресурсы в накопление своего человеческого капитала через высшее образование и нуждающиеся в зарплатке, чтобы оправдать эти вложения.

³¹ Как работает этот механизм, см. [27].

Попытка подобрать детерминанты для самопроизвольного сегмента КА1000 имела скромный успех из-за недостатка нужных данных в региональной статистике. Положительная эластичность КА1000 по числу заболеваний основными классами болезней, включая число регистраций ВДХН, равнялась 0,38% (на 1% роста КА1000).

Мы выполнили два теста коинтегрирующего уравнения. Тест Вальда проверяет гипотезу «никчемности» модели. Если приравнять коэффициенты регрессоров к нулю, то тест Вальда определит, насколько далеко их расчетное коллективное значение от нуля, чтобы быть значимым. Если статистика теста с достаточной вероятностью отвергает нулевую гипотезу, то модель считается адекватной. В нашем случае F -статистика имеет $p < \alpha = 0,05$, следовательно, коинтегрирующее уравнение адекватно.

Второй тест – на мультиколлинеарность регрессоров. Две переменные совершенно коллинеарны, если между ними есть точная линейная зависимость, так что их корреляция равна 1 или -1. Совершенная коллинеарность встречается редко и обнаруживается популярными эконометрическими пакетами, бывает трудноуловимой, «почти совершенной». Для выявления трудноуловимой, «почти совершенной» коллинеарности использован метод факторов инфляции дисперсии (variance inflation factors – VIF). $VIF_j = 1/(1 - R_j^2)$, где R_j^2 – коэффициент множественной корреляции регрессора j и других регрессоров. Минимальное возможное значение VIF равно 1. Значения больше 10 принято считать сигналом о наличии мультиколлинеарности. VIF всех коэффициентов далек от 10, что указывает на отсутствие в правой части уравнения этого опасного свойства (табл. 6).

Влияние стационарных детерминантов

Среди детерминантов есть стационарные (табл. 4). Они не могут быть объясняющими переменными по отношению к нестационарному КА1000. Но если лишить КА1000 стохастического тренда путем взятия первой разности и тем самым превратить его в стационарную переменную, то можно прибегнуть к регрессии КА1000 по стационарным факторам, чтобы выявить краткосрочную связь между ними. В отличие от долгосрочной (коинтеграционной) связи краткосрочная связь обрывается по причине отсутствия динамического механизма краткосрочной ликвидации дисбаланса между зависимой переменной и независимыми переменными, возникающего всякий раз, когда какое-то событие вызывает шок к правой части регрессии. Зависимая переменная не реагирует на шок. В матричной нотации регрессия имеет следующую форму:

$$\Delta y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

где Δ – разностный оператор, y_{it} – T -размерный вектор, содержащий наблюдения КА1000, X_{it} – $T \times k$ матрица независимых переменных, β – k -вектор коэффициентов, ε_{it} – остаточный член. T – число наблюдений и k – число независимых переменных.

Для оценивания параметров регрессии (3) использован панельный взвешенный метод наименьших квадратов (WLS). Судя по скорректированному коэффициенту детерминации R^2 , регрессия объясняет почти 80% вариации перворазностного КА1000 (табл. 7). Среди стационарных детерминантов только душевые

потребительские расходы находились в отрицательной краткосрочной связи с уровнем аборт. С их ростом на 1% перворазностный КА1000 снижался на 0,53%. Остальные стационарные детерминанты вызывали рост уровня аборт: от 0,05% с ростом потребления алкоголя на душу населения на 1% (вспомним о «провокаторах» самопроизвольных аборт) до 0,55% с ростом числа регистраций ВАДХН на 1%.

Таблица 7

WLS-оценки параметров регрессии (3)

Table 7

WLS estimates of parameters of regression (3)

Логарифм переменной	Коэффициенты уравнения (в скобках <i>t</i> -статистика)
Потребительские расходы на душу населения	-0,530 (-12,42)***
Потребление алкоголя на душу населения	0,049 (2,93)***
Среднедушевые денежные доходы	0,247 (6,12)***
Доля алкоголя в потребительских расходах	0,298 (10,76)***
Число регистраций ВАДХН	0,547 (1,80)***
Свободный член	3,693 (32,79)***
Статистика, полученная по взвешенным данным	
R^2	0,796
R^2 скорректированный на число степеней свободы	0,795
Стандартная ошибка регрессии	0,981

Примечание: Зависимая переменная: логарифм разности КА1000. Использовано наблюдений – 1886, регионов – 82. Веса основаны на дисперсии ошибок на каждый регион. *** – коэффициент значим на 1-процентном уровне

Источник: рассчитано автором по панельным данным

Заклучение

В нашем исследовании для реализации идеи о наличии долгосрочной, равновесной связи между КА1000 и его детерминантами задействован коинтеграционный анализ. Результатом является коинтегрирующее уравнение КА1000, которое подразумевает равновесие. Равновесие постоянно нарушается из-за шоков в правой части уравнения, однако срабатывает механизм, возвращающий систему коинтегрированных переменных в новое равновесие. Используя данные 82 российских регионах за 2000–2022 гг., мы пришли к выводу о том, что мощными детерминантами уровня аборт были общая жилая площадь на 1 жителя, доля населения с образованием ниже высшего и (в гораздо меньшей степени) число заболеваний основными классами болезней, включая число регистраций ВАДХН. Эти нестационарные детерминанты являются партнерами КА1000 по коинтеграции.

Некоторые детерминанты оказались стационарными. Превратив КА1000 в стационарную переменную путем взятия первой разности, мы регрессировали КА1000 по этим детерминантам, чтобы выявить краткосрочную связь между ними. Только подушевые потребительские расходы находились в отрицательной краткосрочной связи с уровнем аборт. Остальные стационарные детерминанты вызывали рост уровня аборт в краткосрочном плане.

Список литературы

1. Bearak, J. M. Country-Specific Estimates of Unintended Pregnancy and Abortion Incidence: A Global Comparative Analysis of Levels in 2015–2019 / J. M. Bearak, A. Popinchalk, C. Beavin [et al.] // *BMJ Global Health*. 2022. Vol. 7, No. 3. Pp. 24–53. DOI [10.1136/bmjgh-2021-007151](https://doi.org/10.1136/bmjgh-2021-007151).
2. Репродуктивное здоровье населения России, 2011 : итоговый отчет, май, 2013 / Федеральная служба гос. статистики (Росстат), М-во здравоохранения Российской Федерации, Фонд ООН в обл. народонаселения (ЮНФПА), Отд. Репродуктивного Здоровья, Центр по контролю и профилактике заболеваний (DRH/CDC, Атланта, США) ; [пер. с англ.: Н. Елагина, Ю. Лазарева]. Москва : Статистика России, 2013. 343 с.
3. Денисов, Б. П. Аборты в России (по материалам выборочного обследования) / Б. П. Денисов, В. И. Сакевич // *Доказательная медицина и клиническая эпидемиология*. 2009. Т. 2, № 2. С. 32–37. EDN [LLROSU](https://doi.org/10.1136/bmjgh-2021-007151).
4. Рязанцев, С. В. Аборты и абортивное поведение в контексте поиска резервов демографического развития в России / С. В. Рязанцев, Т. К. Ростовская, Е. П. Сигарева, С. Ю. Сивоплясова // *Экология человека*. 2019. № 7. С. 17–23. DOI [10.33396/1728-0869-2019-7-17-23](https://doi.org/10.33396/1728-0869-2019-7-17-23). EDN [VFJSRT](https://doi.org/10.1136/bmjgh-2021-007151).
5. Davis, K. Social Structure and Fertility: An Analytic Framework / K. Davis, J. Blake // *Economic Development and Cultural Change*. 1956. Vol. 4. No. 4. Pp. 211–235. DOI [10.1086/449714](https://doi.org/10.1086/449714).
6. Trent, K. Structural Determinants of the Abortion Rate: A Cross-Societal Analysis / K. Trent, A. W. Hoskin // *Social Biology*. 1999. Vol. 46, No. 1–2. Pp. 62–81.
7. Llorente-Marrón, M. Contextual Determinants of Induced Abortion: A Panel Analysis / M. Llorente-Marrón, M. Díaz-Fernández, P. Méndez-Rodríguez // *Revista de Saúde Pública*. 2016. Vol. 50, No. 8. Pp. 30–45. DOI [10.1590/S1518-8787.2016050005917](https://doi.org/10.1590/S1518-8787.2016050005917).
8. Bonnen, K.I. Determinants of First and Second Trimester Induced Abortion – Results from a Cross-Sectional Study Taken Place 7 Years after Abortion Law Revisions in Ethiopia / K. I. Bonnen, D. N. Tuijje, V. Rasch // *BMC Pregnancy Childbirth*. 2014. Vol. 14, No. 416. Pp. 58–70. DOI [10.1186/s12884-014-0416-9](https://doi.org/10.1186/s12884-014-0416-9).
9. Huneus, A. Induced Abortion According to Socioeconomic Status in Chile / A. Huneus, D. Capella, B. Cabieses, G. Cavada // *Journal of Pediatric and Adolescent Gynecology*. 2020. Vol. 33, No. 4. Pp. 415–420. DOI [10.1016/j.jpag.2020.03.003](https://doi.org/10.1016/j.jpag.2020.03.003).
10. Hosseini, H. Factors Associated with Incidence of Induced Abortion in Hamedan / H. Hosseini, A. Erfani, M. Nojomi // *Archives of Iranian Medicine*. 2017. Vol. 20, No. 5. Pp. 282–287.
11. Korejo, R. Sociocultural Determinants of Induced Abortion / R. Korejo, K. J. Noorani, S. Bhutta // *Journal of College of Physicians and Surgeons Pakistan*. 2003. Vol. 13, No. 5. Pp. 260–262.
12. Elul, B. Determinants of Induced Abortion: An Analysis of Individual, Household and Contextual Factors in Rajasthan, India // *Journal of Biosocial Science*. 2011. Vol. 43, No. 1. Pp. 1–17. DOI [10.1017/s0021932010000490](https://doi.org/10.1017/s0021932010000490).
13. Ahmed, S. Determinants of Pregnancy and Induced and Spontaneous Abortion in a Jointly Determined Framework: Evidence from a Country-Wide, District-Level Household Survey in India / S. Ahmed, R. Ray // *Journal of Biosocial Science*. 2014. Vol. 46, No. 4. Pp. 480–517. DOI [10.1017/S0021932013000369](https://doi.org/10.1017/S0021932013000369).
14. Kant, S. Induced Abortion in Villages of Ballabgarh HDSS: Rates, Trends, Causes and Determinants / S. Kant, R. Srivastava, S. K. Rai [et al.] // *Reproductive Health*. 2015. Vol. 12, No. 51. Pp. 1–7. DOI [10.1186/s12978-015-0040-9](https://doi.org/10.1186/s12978-015-0040-9).
15. Gil-Lacruz A.I. Socio-Economic Determinants of Abortion Rates / A. I. Gil-Lacruz, M. Gil-Lacruz, E. B. Cuenca // *Sexuality Research and Social Policy*. 2010. Vol. 9, No. 2. Pp. 1–28. DOI [10.1007/s13178-011-0056-z](https://doi.org/10.1007/s13178-011-0056-z).
16. Sousa, A. Exploring the Determinants of Unsafe Abortion: Improving the Evidence Base in Mexico / A. Sousa, R. Lozano, E. Gakidou // *Health Policy Plan*. 2010. Vol. 25, No. 4. Pp. 300–310. DOI [10.1093/heapol/czp061](https://doi.org/10.1093/heapol/czp061).
17. Moscelli, G. Socioeconomic Inequality of Access to Healthcare: Does Choice Explain the Gradient? / G. Moscelli, L. Siciliani, N. Gutacker, R. Cookson // *Journal of Health Economics*. 2018. Vol. 57. Pp. 290–314. DOI [10.1016/j.jhealeco.2017.06.005](https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.06.005).
18. Alamneh, T. S. Socioeconomic Inequality in Barriers for Accessing Health Care among Married Reproductive Aged Women in Sub-Saharan African Countries: A Decomposition Analysis / T. S. Alamneh,

A. B. Teshale, Y. Yeshaw [et al.] // BMC Women's Health. 2022. Vol. 22, No. 1. Pp. 3–25. DOI [10.1186/s12905-022-01716-y](https://doi.org/10.1186/s12905-022-01716-y).

19. *Dehlendorf, C.* Disparities in Abortion Rates: A Public Health Approach / C. Dehlendorf, L. H. Harris, T. A. Weitz // American Journal of Public Health. 2013. Vol. 103, No. 10. Pp. 1772–1779. DOI [10.2105/AJPH.2013.301339](https://doi.org/10.2105/AJPH.2013.301339).

20. *Лупекина, Е. А.* Социальные и личностные особенности женщин, планирующих прерывание беременности / Е. А. Лупекина, М. С. Бондаренко // Право. Экономика. Психология. 2022. № 2(26). С. 64–70. EDN [IZZTAV](https://edn.ru/IDN/IZZTAV).

21. *Канторович, Г. Г.* Анализ временных рядов // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2003. Т. 7, № 1. С. 79–103. EDN [YYSZVZ](https://edn.ru/IDN/YYSZVZ).

22. *Horga, M.* How Can the Rates of Induced Abortion Be Reduced? / M. Horga, F. Ludicke // Towards Better Reproductive Health in Eastern Europe. Budapest : Central European University Press, 1999. Pp. 99–128. DOI [10.1515/9789633865064-010](https://doi.org/10.1515/9789633865064-010).

23. *Farrar, D. E.* Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited / D. E. Farrar, R. R. Glauber // The Review of Economics and Statistics. 1967. Vol. 49, No. 1. Pp. 92–107. DOI [10.2307/1937887](https://doi.org/10.2307/1937887).

24. *Engle, R.* Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing / R. Engle, C. W. J. Granger // Econometrica. 1987. Vol. 55, No. 2. Pp. 251–276. DOI [10.2307/1913236](https://doi.org/10.2307/1913236).

25. *Алехин, Б. И.* Монегарная бедность и образование в России // Финансовый журнал. 2023. Т. 15, № 4. С. 43–62. DOI [10.31107/2075-1990-2023-4-43-62](https://doi.org/10.31107/2075-1990-2023-4-43-62). EDN [MUCBLP](https://edn.ru/IDN/MUCBLP).

26. *Kao, C.* International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration / C. Kao, M.-H. Chiang, B. Chen // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1999. Vol. 61, No. S1. Pp. 691–709. DOI [10.1111/1468-0084.0610s1691](https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1691).

27. *Алехин, Б. И.* Человеческий капитал и рост региональных экономик // Пространственная экономика. 2021. Т. 17, № 2. С. 57–80. DOI [10.14530/se.2021.2.057-080](https://doi.org/10.14530/se.2021.2.057-080). EDN [BQCTHT](https://edn.ru/IDN/BQCTHT).

Сведения об авторе

Алехин Борис Иванович, доктор экономических наук, профессор.

Контактная информация: e-mail: b.i.alekhin@gmail.com; ORCID ID: [0000-0002-9571-4836](https://orcid.org/0000-0002-9571-4836); РИНЦ SPIN-код: [85407080](https://www.rincc.ru/author/85407080); Web of Science Researcher ID: [LKO-3051-2024](https://orcid.org/LKO-3051-2024); Scopus Author ID: [57230335400](https://orcid.org/57230335400).

Статья поступила в редакцию 24.07.2024; принята в печать 27.09.2024.

Автор прочитал и одобрил окончательный вариант рукописи.

DETERMINANTS OF ABORTION BEHAVIOR OF THE POPULATION OF RUSSIAN REGIONS

Boris I. Alekhin

E-mail: b.i.alekhin@gmail.com

For citation: Alekhin, Boris I. Determinants of Abortion Behavior of the Population of Russian Regions. DEMIS. Demographic Research. 2024. Vol. 4, No. 4. Pp. 115–138. DOI [10.19181/demis.2024.4.4.7](https://doi.org/10.19181/demis.2024.4.4.7).

Abstract. Induced abortion remains among main methods of birth control. This method, called “abortive (abortion) behavior”, is one of the reasons for the low birth rate in Russia in the late 20th century and the first quarter of the 20th century. The relevance of this study is due to the need, firstly, to constantly focus public discourse on abortive behavior as a threat to Russia’s demographic security and, secondly, to search for reserves for Russia’s demographic development in the context of a decrease in the number of women of reproductive age. This article, written by an economist, is devoted to the determinants of the abortion rate in Russia and its regions. To econometrically test the author’s assumptions about the determinants from official statistics, a panel of 82 regions for 2000–2022 was formed. Some determinants turned out to be non-stationary. To test the idea of a long-term, equilibrium relationship between the non-stationary abortion rate

(the number of abortions per 1,000 women aged 15–49) and non-stationary determinants, a cointegration analysis was used. The result is a cointegrating equation for the abortion rate, which showed that conservatives, if not catalysts, of the abortion rate were the growth in the share of the population with less than a college education and (to a lesser extent) the growth in the incidence of major disease classes, while the inhibitor was the growth in total living space per capita. Among the determinants selected by the author, there are stationary ones. Having transformed the abortion rate into a stationary variable by taking the first difference, the author regressed it on these determinants to identify the short-term relationship between them. Per capita consumer spending had the greatest short-term effect. As it increased, the abortion rate decreased. Per capita cash income, the volume of paid services to the population, the share of the population with cash income below the poverty line and the share of alcohol in consumer spending turned out to be stimulators of abortion behavior in the short term.

Keywords: abortive behavior, abortion behavior, induced abortion, determinants, region, Russia

References

1. Bearak, J. M. Country-Specific Estimates of Unintended Pregnancy and Abortion Incidence: A Global Comparative Analysis of Levels in 2015-2019 / J. M. Bearak, A. Popinchalk, C. Beavin [et al.] *BMJ Global Health*. 2022. Vol. 7, No. 3. Pp. 24–53. DOI [10.1136/bmjgh-2021-007151](https://doi.org/10.1136/bmjgh-2021-007151).
2. *Reproduktivnoye zdorov'ye naseleniya Rossii, 2011 [Reproductive health of the population of Russia, 2011]*: final report, May, 2013 / Federal State Statistics Service (Rosstat), Ministry of Health of the Russian Federation, United Nations Population Fund (UNFPA), Division of Reproductive Health, Centers for Disease Control and Prevention (DRH/CDC, Atlanta, USA); [translated from English by N. Elagina, Yu. Lazareva]. Moscow: Statistics of Russia, 2013. 343 p. (In Russ.).
3. Denisov, B. P. Aborty v Rossii (po materialam vyborochnogo obsledovaniya) [Abortions in Russia (based on a sample survey)] / B. P. Denisov, V. I. Sakevich. *Dokazatel'naya meditsina i klinicheskaya epidemiologiya [Evidence-Based Medicine and Clinical Epidemiology]*. 2009. Vol. 2, No. 2. Pp. 32–37. (In Russ.).
4. Ryazantsev S. V. Abortions and Abortive Behavior in the Context of Searching for Demographic Development / S. V. Ryazantsev, T. K. Rostovskaya, E. P. Sigareva, S. Yu. Sivoplyasova. *Human Ecology*. 2019. No. 7. Pp. 17–23. DOI [10.33396/1728-0869-2019-7-17-23](https://doi.org/10.33396/1728-0869-2019-7-17-23). (In Russ.).
5. Davis, K. Social Structure and Fertility: An Analytic Framework / K. Davis, J. Blake. *Economic Development and Cultural Change*. 1956. Vol. 4. No. 4. Pp. 211–235. DOI [10.1086/449714](https://doi.org/10.1086/449714).
6. Trent, K. Structural Determinants of the Abortion Rate: A Cross-Societal Analysis / K. Trent, A. W. Hoskin. *Social Biology*. 1999. Vol. 46, No. 1–2. Pp. 62–81.
7. Llorente-Marrón, M. Contextual Determinants of Induced Abortion: A Panel Analysis / M. Llorente-Marrón, M. Díaz-Fernández, P. Méndez-Rodríguez. *Revista de Saúde Pública*. 2016. Vol. 50, No. 8. Pp. 30–45. DOI [10.1590/S1518-8787.2016050005917](https://doi.org/10.1590/S1518-8787.2016050005917).
8. Bonnen, K.I. Determinants of First and Second Trimester Induced Abortion – Results from a Cross-Sectional Study Taken Place 7 Years after Abortion Law Revisions in Ethiopia / K. I. Bonnen, D. N. Tuijje, V. Rasch. *BMC Pregnancy Childbirth*. 2014. Vol. 14, No. 416. Pp. 58–70. DOI [10.1186/s12884-014-0416-9](https://doi.org/10.1186/s12884-014-0416-9).
9. Huneeus, A. Induced Abortion According to Socioeconomic Status in Chile / A. Huneeus, D. Cappella, B. Cabieses, G. Cavada. *Journal of Pediatric and Adolescent Gynecology*. 2020. Vol. 33, No. 4. Pp. 415–420. DOI [10.1016/j.jpag.2020.03.003](https://doi.org/10.1016/j.jpag.2020.03.003).
10. Hosseini, H. Factors Associated with Incidence of Induced Abortion in Hamedan / H. Hosseini, A. Erfani, M. Nojomi. *Archives of Iranian Medicine*. 2017. Vol. 20, No. 5. Pp. 282–287.
11. Korejo, R. Sociocultural Determinants of Induced Abortion / R. Korejo, K. J. Noorani, S. Bhutta. *Journal of College of Physicians and Surgeons Pakistan*. 2003. Vol. 13, No. 5. Pp. 260–262.
12. Elul, B. Determinants of Induced Abortion: An Analysis of Individual, Household and Contextual Factors in Rajasthan, India. *Journal of Biosocial Science*. 2011. Vol. 43, No. 1. Pp. 1–17. DOI [10.1017/s0021932010000490](https://doi.org/10.1017/s0021932010000490).
13. Ahmed, S. Determinants of Pregnancy and Induced and Spontaneous Abortion in a Jointly Determined Framework: Evidence from a Country-Wide, District-Level Household Survey in India / S. Ahmed, R. Ray. *Journal of Biosocial Science*. 2014. Vol. 46, No. 4. Pp. 480–517. DOI [10.1017/S0021932013000369](https://doi.org/10.1017/S0021932013000369).
14. Kant, S. Induced Abortion in Villages of Ballabgarh HDSS: Rates, Trends, Causes and Determinants / S. Kant, R. Srivastava, S. K. Rai [et al.] *Reproductive Health*. 2015. Vol. 12, No. 51. Pp. 1–7. DOI [10.1186/s12978-015-0040-9](https://doi.org/10.1186/s12978-015-0040-9).

15. Gil-Lacruz A.I. Socio-Economic Determinants of Abortion Rates / A. I. Gil-Lacruz, M. Gil-Lacruz, E. B. Cuenca. *Sexuality Research and Social Policy*. 2010. Vol. 9, No. 2. Pp. 1–28. DOI [10.1007/s13178-011-0056-z](https://doi.org/10.1007/s13178-011-0056-z).
16. Sousa, A. Exploring the Determinants of Unsafe Abortion: Improving the Evidence Base in Mexico / A. Sousa, R. Lozano, E. Gakidou. *Health Policy Plan*. 2010. Vol. 25, No. 4. Pp. 300–310. DOI [10.1093/heapol/czp061](https://doi.org/10.1093/heapol/czp061).
17. Moscelli, G. Socioeconomic Inequality of Access to Healthcare: Does Choice Explain the Gradient? / G. Moscelli, L. Siciliani, N. Gutacker, R. Cookson. *Journal of Health Economics*. 2018. Vol. 57. Pp. 290–314. DOI [10.1016/j.jhealeco.2017.06.005](https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2017.06.005).
18. Alamneh, T. S. Socioeconomic Inequality in Barriers for Accessing Health Care among Married Reproductive Aged Women in Sub-Saharan African Countries: A Decomposition Analysis / T. S. Alamneh, A. B. Teshale, Y. Yeshaw [et al.] *BMC Women's Health*. 2022. Vol. 22, No. 1. Pp. 3–25. DOI [10.1186/s12905-022-01716-y](https://doi.org/10.1186/s12905-022-01716-y).
19. Dehlendorf, C. Disparities in Abortion Rates: A Public Health Approach / C. Dehlendorf, L. H. Harris, T. A. Weitz. *American Journal of Public Health*. 2013. Vol. 103, No. 10. Pp. 1772–1779. DOI [10.2105/AJPH.2013.301339](https://doi.org/10.2105/AJPH.2013.301339).
20. Lupekina, E. A. Social and Personal Characteristics of Women Who Plan to Terminate Their Pregnancy / E. A. Lupekina, M. S. Bondarenko. *Law. Economics. Psychology*. 2022. No. 2(26). Pp. 64–70. (In Russ.).
21. Kantorovich, G. G. Time Series Analysis. *HSE Economic Journal*. 2003. Vol. 7, No. 1. Pp. 79–103. (In Russ.).
22. Horga, M. How Can the Rates of Induced Abortion Be Reduced? / M. Horga, F. Ludicke. *Towards Better Reproductive Health in Eastern Europe*. Budapest : Central European University Press, 1999. Pp. 99–128. DOI [10.1515/9789633865064-010](https://doi.org/10.1515/9789633865064-010).
23. Farrar, D. E. Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited / D. E. Farrar, R. R. Glauber. *The Review of Economics and Statistics*. 1967. Vol. 49, No. 1. Pp. 92–107. DOI [10.2307/1937887](https://doi.org/10.2307/1937887).
24. Engle, R. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing / R. Engle, C. W. J. Granger. *Econometrica*. 1987. Vol. 55, No. 2. Pp. 251–276. DOI [10.2307/1913236](https://doi.org/10.2307/1913236).
25. Alekhin B. I. Monetary Poverty and Education in Russia. *Financial Journal*. 2023. Vol. 15, No. 4. Pp. 43–62. DOI [10.31107/2075-1990-2023-4-43-62](https://doi.org/10.31107/2075-1990-2023-4-43-62). (In Russ.).
26. Kao, C. International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration / C. Kao, M.-H. Chiang, B. Chen. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1999. Vol. 61, No. S1. Pp. 691–709. DOI [10.1111/1468-0084.0610s1691](https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1691).
27. Alekhin B. I. Human Capital and Regional Economic Growth in Russia. *Spatial Economics*. 2021. Vol. 17, No. 2. Pp. 57–80. DOI [10.14530/se.2021.2.057-080](https://doi.org/10.14530/se.2021.2.057-080). (In Russ.).

Bio note

Boris I. Alekhin, Doctor of Economic Sciences, Professor.

Contact information: e-mail: b.i.alekhin@gmail.com; ORCID ID: [0000-0002-9571-4836](https://orcid.org/0000-0002-9571-4836); RSCI SPIN code: [8540-7080](https://www.rsci.spin.gov.ru/8540-7080); Web of Science Researcher ID: [LKO-3051-2024](https://orcid.org/LKO-3051-2024); Scopus Author ID: [57230335400](https://orcid.org/57230335400).

Received on 24.07.2024; accepted for publication on 27.09.2024.

The author has read and approved the final manuscript.