

# Влияние мужской и женской безработицы и брачности на снижение рождаемости: оценки для Турции и Греции с использованием ССR-модели

Горан Миладинов<sup>1</sup>

1 Университет Святых Кирилла и Мефодия в Скопье, Скопье, 1000, Северная Македония

Получено 27 May 2021 ◆ Принято в печать 01 September 2021 ◆ Опубликовано 30 September 2021

**Цитирование**: G Miladinov (2021) Impact of unemployment by sex and marriage rate on fertility decline: Estimates for Turkey and Greece using CCR model. Population and Economics 5(3): 76-89. https://doi.org/10.3897/popecon.5.e69189

#### Аннотация

В статье анализируется влияние безработицы по полу и брачности на изменение рождаемости в Греции и Турции. Эмпирическая часть исследования основана на использовании годовых данных Всемирного банка и национальных статистических агентств Турции и Греции за 1991–2019 гг. Модель канонической коинтеграционной регрессии (ССК) применяется для двух стран отдельно, что позволяет количественно оценить влияние детерминант (общего коэффициента брачности и уровней безработицы по полу) на изменение коэффициента рождаемости. ССК-модели показывают, что данные детерминанты являются наиболее значимыми факторами динамики рождаемости в обеих странах. Результаты тестов Энгла — Грейнджера и Филлипса — Улиариса подтверждают наличие коинтеграции, то есть долгосрочной взаимосвязи между переменными, только для турецкой ССК-модели. В то же время в Греции безработица среди женщин отрицательно влияет на уровень рождаемости, а безработица среди мужчин — положительно; для Турции моделирование показывает обратную взаимосвязь. Результаты исследования показывают, что экономическая неопределенность может быть одним из факторов, способствующих снижению рождаемости в этих странах в долгосрочной перспективе или в ближайшие голы.

#### Ключевые слова

суммарный коэффициент рождаемости; общий коэффициент брачности; уровень безработицы по полу; каноническая коинтеграционная регрессия; Турция; Греция

**Коды JEL:** J11, J12, J13, J16, C51, C87, E24

#### Введение

Политическая и социально-экономическая среда в стране формируется важными национальными и международными силами, такими как развитие рыночной экономики или глобализация, которые по-разному влияют на различные страны и общества [Leridon, 2015]. Снижение рождаемости, наблюдаемое исторически и в недавнее время, является общей тенденцией в эмпирических исследованиях [Burger and DeLong, 2016]. Как показано в этих работах, в современном обществе модернизация не приводит к мгновенному переходу от высокой рождаемости к низкой. Кроме того, Леридон [Leridon, 2015] указывает, что высокая рождаемость оставалась предпочтительной для некоторых членов отдельных обществ, которые способны адаптироваться к новым моделям социальной организации и экономического производства (например, отправление детей на работу в город с требованием возвращать часть заработной платы в семью). Однако Леридон считает, что в большинстве случаев родители должны тратить деньги на воспитание и обучение своих детей, не ожидая от них какого-либо возврата денег в будущем. Используя термин «гендерное равенство», Леридон [Leridon, 2015: 334] утверждает, что большее равенство в семье, в которой женщина может определять свои репродуктивные планы, является предпосылкой для перехода от высокой рождаемости к низкой. Экономическая неопределенность в отношении будущей занятости и снижение доходов также могут быть факторами, объясняющими изменения в демографическом поведении [Klärner, 2015]. Стремительные экономические изменения, происходящие за короткий промежуток времени, новые рынки труда и уменьшающаяся способность государств поддерживать систему социального обеспечения привели к усилению экономической неопределенности на индивидуальном уровне [Klärner, 2015; Matysiak, Sobotka and Vignoli, 2021; Clark and Lepinteur, 2020].

Целью данного исследования является проведение независимого анализа для двух средиземноморских стран (Турции и Греции) с точки зрения изменений рождаемости в связи с динамикой безработицы и брачности за последние три десятилетия. Две названные страны представляют разные модели перехода рождаемости. Турция и Греция различаются более, чем по одному параметру: изменения в динамике рождаемости в этих странах пришлись на разное время, трансформация модели рождаемости проходила различными путями и темпами, и на текущий момент в данных странах наблюдаются разные темпы снижения рождаемости. В Турции первый эпизод снижения рождаемости пришелся на 1950-е гг., а к концу двадцатого века показатели в этой стране уже приближались к уровню простого воспроизводства [D'Addato et al., 2007]. Изменение основных показателей в этой стране происходило стремительно и почти непрерывно с 1950-х по 1980-е гг. Таким образом, пример Турции интересен для исследования, поскольку рождаемость в данной стране остается ниже уровня простого воспроизводства и по сей день, несмотря на произошедшие с 1950-х гг. социально-экономические перемены и модернизацию. В Греции коэффициенты рождаемости стремительно снижались во всех возрастных группах начиная с 1980 г. Всего за десять лет суммарный коэффициент рождаемости (СКР) упал с 2,22 до 1,42 ребенка в расчете на женщину [Tragakis and Bagavos, 2019]. Согласно Трагакису и Багавосу [там же], незначительное восстановление рождаемости в начале ХХІ века в Греции длилось менее 8 лет и закончилось с наступлением экономического кризиса 2009 г. Нет сомнений в том, что в обеих странах, Турции и Греции, сложилась особая модель общественного уклада,

<sup>1</sup> Греческий экономический кризис развернулся в 2009 г. после мирового финансового кризиса. В 2010–2016 гг. в Греции была реализована серия программ бюджетно-налоговой и структурной перестройки, главной из которых стала реформа рынка труда под влиянием неолиберальных экономических моделей [Tourtouri, Papatheodorou and Pavlopoulos, 2018]. Выводы указанного исследования указывают, что реформы в основном касались коллективного трудового законодательства, по большей части предполагавшего ограничение централизации и сдерживание трудовых норм, в значительной степени переместивших власть в руки работодателей.

в которой семья по-прежнему играет ключевую роль в отношении брачности и деторождении. Кроме того, в них не наблюдается сколько-нибудь сильного процесса конвергенции гражданских и официальных браков — скорее можно говорить о сохраняющейся однородности структуры брачности в обеих странах. В частности, в Турции до сих пор сохраняется самый низкий уровень рождений вне брака в Европе (3%), а в Греции данный показатель составляет 10,3% по сравнению с более 50% в большинстве стран ЕС в 2017 г. [Eurostat, 2020]. В дополнение к этому, в обществах Южной Европы модель нуклеарной семьи основана на понимании того, что вероятность распада семейной пары или развода низка; изменение коэффициентов рождаемости происходит в формате поколенческих изменений; считается, что муж несет ответственность за семейный доход, то есть сохраняет роль «кормильца», в то время как жене желательно не быть столь занятой, чтобы быть полностью доступной для осуществления семейного ухода [Вегtani, 2013]. Согласно Морено [Могепо, 2006], в Средиземноморском регионе такие нормы имеют глубокие исторические корни, и в настоящее время их роль не ослабевает.

Цель данной статьи — изучить, может ли снижение рождаемости, наблюдаемое в Турции и Греции (страны рассматриваются отдельно, без сравнения), быть связано с взаимодействием между неопределенностью на рынке труда и динамикой рождаемости. Практическая значимость данного исследования может возрастать по мере трансформации института брака параллельно с глобальными структурными перестройками в сфере экономики и демографии (например, в процессе урбанизации, индустриализации и модернизации стран в более широкой перспективе). Представленный в статье анализ касается нескольких вопросов о рождаемости, экономической неопределенности и рынке труда. В частности, автор задается следующими вопросами: была ли экономическая неопределенность менее важным фактором рождаемости десятилетия назад, чем сейчас? Уменьшилось ли гендерное неравенство на рынке труда? Является ли брачный статус по-прежнему важным фактором рождаемости?

Статья организована следующим образом: второй раздел содержит теоретические основы исследования; в третьем разделе представлены данные и методология исследования; в четвертом разделе рассматриваются эмпирические результаты исследования; в пятом разделе приводится обсуждение и резюмируются основные заключительные положения работы.

## Теоретические основы

Большинство демографических теорий стремятся объяснить основные изменения в области рождаемости — например, отвечая на вопросы о том, почему со временем происходит снижение рождаемости, что заставляет женщин рожать и почему существует отрицательная связь между рождаемостью и семейным доходом [Андреев, 2019]. Экономическая теория рождаемости по версии Новой экономической теории семьи утверждает, что тенденции рождаемости 1990-х годов можно полностью понять, только если рассматривать их как единую часть изменений в структуре семьи, происходящих с 1960-х годов [Расі, 1999]. Кроме того, Пачи [там же] объясняет экономическую теорию семьи и ее основные последствия, указывая, что ключевым фактором, влияющим на решения женщин о деторождении и трудоустройстве, является сравнительное преимущество мужчин и женщин на рынке труда. Существуют разногласия по поводу того, какая из теорий — модернизационная или теория воспроизводства — лучше объясняет национальные тенденции или межстрановые различия в отношении воспроизводства и социального неравенства [Маrks, 2009]. Теория воспроизводства предлагает множество разнообразных объяснений, однако все они основываются на предположении, что воспроизводство социально-экономического неравенства при переходе от одного поколения к другому существует и проявляется достаточно сильно. Согласно Марксу

[Marks, 2009], такие процессы, как урбанизация и увеличение охвата населения образованием, все еще происходят, и со временем они, вероятно, уменьшат социально-экономическое неравенство. Модернизационная теория в целом считается более подходящей концепцией для объяснения социального неравенства, поскольку ее основной интерес — это рынок труда. Социально-экономический успех мужчин был положительно связан с репродуктивным успехом во множестве «традиционных» доиндустриальных обществ. В современных обществах ожидаемые положительные связи между социально-экономическим и репродуктивным успехом населения ослаблены или даже приобрели обратную направленность [Goodman et al., 2015]. Это изменение все еще недостаточно объяснено, однако Гудман и соавторы [там же] упоминают, что существует концепция, объясняющая снижение рождаемости в процессе модернизации за счет увеличения затрат на воспитание детей. Опираясь на эту позицию, многие исследования показывают, что образование и благосостояние детей в современных обществах в значительной степени способствуют низкой рождаемости. Кроме того, Хубер и соавторы [Huber et al., 2010] отмечают, что женщины должны адаптировать свое репродуктивное поведение в соответствии с имеющимися у них ресурсами и отдавать предпочтение партнерам, которые могут предложить доступ к большему количеству ресурсов. Следовательно, статистические показатели сельских или аграрных сообществ, а также современных обществ показывают, что для мужского населения связь между социально-экономическим статусом и воспроизводством является положительной. В то же время для современных женщин связь между социально-экономическим статусом и количеством детей — отрицательная. Вероятно, это связано с несовместимостью обучения, работы и воспитания детей.

Ссылаясь на теорию структурации Гидденса, Клернер и Кнабе [Klärner and Knabe, 2017] отмечают, что воспроизводство общества происходит в основном за счет определенного повторения традиционных поведенческих паттернов, а процессы модификации могут происходить, когда есть противоречия между традиционным и альтернативным поведением. Данные ученые отмечают, что такие конфликты могут заставлять людей задуматься о традиционных моделях. Финансовые ресурсы, доступные человеку в целом, рассматриваются как показатель чьего-либо материального уровня жизни. Нейер и Рик [Neyer and Rieck, 2009] рассматривают их с гендерной точки зрения как показатель доступного кому-либо объема альтернатив, его/ее возможностей выбора и его/ее потенциала в достижении благополучия. Таким образом, финансовые ресурсы — это не просто характеристика собственности или показатель богатства, но также индикатор способности действовать, способности принимать участие в активной жизни общества и определять собственный жизненный путь [Neyer and Rieck, 2009: 143]. После обсуждения Фидером и Хубером [Fieder and Huber, 2007] теории возникновения жизни и эволюционных объяснений человеческого поведения в современных обществах, ученые сообщили о положительной взаимосвязи между доходом и количеством детей, наблюдаемой у современных мужчин. Аналогичная положительная ассоциация для мужчин была обнаружена при анализе американского обследования General Social Survey (GSS). Анализируя часть более широкой группы общества, Фидер и Хубер [Fieder and Huber, 2007] продемонстрировали положительную связь между формальным статусом и числом детей у мужчин, а также отрицательную связь — у женщин. Данные результаты подтверждают значимость некоторых определенных когорт при изучении человеческого поведения.

# Данные, переменные и методология

Эмпирическая часть данного исследования основана на годовых данных, полученных из базы показателей Всемирного банка [World Bank, 2020] за период 1991–2019 гг. Кроме того, оценки суммарных коэффициентов рождаемости (СКР) в Турции и Греции за 2019 г. и данные об об-

щем коэффициенте брачности (ОКБ) в Турции за весь период исследования были получены из национальных статистических агентств указанных стран: Турецкого статистического института [Turkish Statistical Institute, 2020, 2014] и Греческого статистического управления [Hellenic Statistical Authority, 2020]. Для обеспечения методологической сопоставимости данных были использованы оценки СКР Всемирного банка, основанные прежде всего на следующих источниках: база данных Организации Объединенных Наций; отчеты о переписи населения и другие статистические публикации национальных статистических управлений; База данных Евростата и международная база данных Бюро переписи населения США.

Относительно методологической сопоставимости данных по двум рассматриваемым странам необходимо сделать ряд уточнений. Ряд СКР для Турции представляет собой среднее значение, полученное на основе экспертных оценок и моделирования, то есть значений, полученных косвенными методами. Ряд СКР для Греции — это результаты прямого расчета, основанного на официальной статистике регистрации рождений и ежегодных оценках количества женщин в однолетних возрастных группах. Следовательно, несмотря на то, что данные взяты из одной базы данных (Всемирного банка), это не обеспечивает их методологической сопоставимости. По этой причине страновой анализ в данном исследовании проводится независимо, автор избегает сравнения стран.

Основная аналитическая переменная в этой работе — это *суммарный коэффициент рождаемости*, измеряемый как число живорождений на одну женщину.

В число независимых переменных вошел общий коэффициент брачности (ОКБ), который измеряется как количество браков на 1 000 человек. В демографии анализ брачности используется как индикатор процессов формирования семьи и/или семейного поведения. Семейное положение является важным источником информации о семье [Bartolini, Bilancini and Pugno, 2013], а брак считается важным институтом [Potančoková et al., 2008]. Мнение о том, что брак является важным косвенным фактором, определяющим рождаемость, частично основывается на предположении, что рождаемость в браке устойчива во времени [Fukuda, 2020]. Уровень брачности и рождаемость тесно связаны, поэтому периоды повышения брачной активности положительно влияют на динамику рождаемости, а снижение рождаемости, напротив, может быть результатом снижения брачности [Potančoková et al., 2008]. Соответственно, рост числа браков рассматривается как важный фактор, влияющий на тенденции рождаемости.

Другой независимой переменной является уровень безработицы, дифференцированный по полу. Ощущение финансовой безопасности рассматривается как важная предпосылка для рождения детей [Potančoková et al., 2008]. Неопределенность, связанная со стабильностью домашнего хозяйства, является лишь одним из многих потенциальных факторов, влияющих на рождаемость [Расі, 1999]. Одним из наиболее распространенных показателей экономического спада является безработица. Комолли [Comolli, 2017] указывает на отрицательный средний эффект в -0,5 зачатий на 1000 женщин на каждый процентный пункт увеличения безработицы для когорт американских женщин в период с 2007 по 2011 гг. Другие исследования, изучающие взаимосвязь между безработицей и рождаемостью в Европе, показали, что безработица снизила рождаемость во время Великой рецессии, и особенно заметная взаимосвязь была выявлена между уровнем долгосрочной мужской безработицы и коэффициентом первых рождений [Comolli, 2017]. Кроме того, автор указывает на сильное негативное влияние безработицы на шансы рождения первого ребенка у мужчин и женщин в возрасте до 30 лет, особенно у лиц с высшим образованием. Следовательно, с учетом данных объяснений, гипотеза настоящего исследования может быть сформулирована следующим образом: «Существует коинтеграция, то есть долгосрочная взаимосвязь между уровнем безработицы и брачности и вариациями в суммарном коэффициенте рождаемости, в Греции и Турции».

Чтобы понять влияние экономических и демографических показателей на суммарный коэффициент рождаемости и объяснить вариации коэффициента рождаемости в Турции и Греции, автор применяет коинтегрирующую регрессию. На рисунках 1-3 наглядно представлены тенденции СКР, ОКБ и уровней безработицы в Турции и Греции за период 1991-2019 гг.

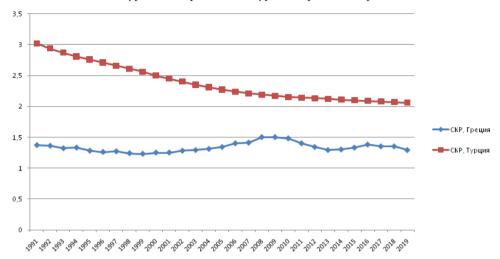


Рис. 1. Суммарный коэффициент рождаемости, Греция и Турция, 1991–2019 гг. Источник: расчеты автора на основе различных источников.

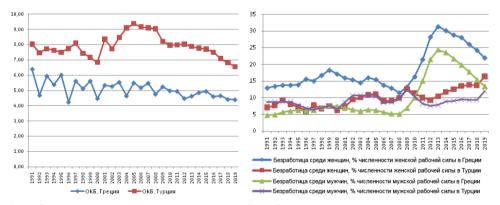


Рис. 2. Общий коэффициент брачности на Рис. 3. Уровень безработицы в Греции и Тур-1000 человек, Греция и Турция, 1991-2019 гг. ции, 1991-2019 гг. ных источников.

Источник: расчеты автора на основе различ- Источник: расчеты автора на основе различ-

Что касается коинтегрирующих отношений, Энгл и Грейнджер отметили, что линейная комбинация двух или более интегрированных 1-порядка (I(1)) временных рядов может быть стационарной, или интегрированной нулевого порядка (I(0)), и в этом случае можно сказать, что временные ряды коинтегрированы [IHS, 2017]. Данный вид линейной комбинации определяет уравнение коинтеграции с коинтегрирующими векторами весов, указывающими на долгосрочную взаимосвязь между переменными. В данном исследовании применяется каноническая коинтеграционная регрессия (Canonical Cointegrating Regression, CCR), которая представляет те же коинтеграционные отношения, что и исходные модели. В любом случае, ССК-модели построены

ных источников.

таким образом, что оценки, полученные стандартным методом наименьших квадратов, и тесты хи-квадрат получаются асимптотически эффективными [Park, 1992]. Причина, по которой в данной работе применяется каноническая коинтеграционная регрессия, — несмотря на то, что ССR тесно связана с полностью модифицированным методом наименьших квадратов (FMOLS) — это хорошо известный факт, что ССR использует стационарные преобразования данных ( $y_{1t}$ ,  $X_t'$ ) для получения оценок методом наименьших квадратов, чтобы устранить долгосрочную зависимость между уравнением коинтеграции и изменениями стохастических регрессоров, то есть инновациями [IHS, 2017]. Следовательно, преобразования ССR устраняют эндогенность, порожденную долгосрочной корреляцией ошибок коинтеграционного уравнения и инновациями стохастического регрессора. Необходимые преобразования включают простую настройку интегрированных процессов с использованием стационарных компонентов в коинтеграционных моделях [Рагк, 1992]. Таким образом, каноническая коинтеграционная регрессия — это эффективный метод оценки для проверки наличия коинтеграции и, следовательно, долгосрочной взаимосвязи между переменными [IHS, 2017].

Если одна из наших объясняющих переменных коррелирует с ошибкой, то предположение о том, что  $E = (\varepsilon x) = 0$  неверно [Thomsen et al., 2013]. Проблема эндогенности может сделать нашу оценку несостоятельной и смещенной. Лучший способ решить эту проблему — найти оценку, которая будет состоятельной и несмещенной даже при наличии эндогенности. Одним из распространенных способов избежать эндогенности модели является использование инструментальных переменных. В данном исследовании была применена оценка ССР. Кроме того, полезность применения метода ССЯ проявляется в том, что в то же время преобразования ССЯ исправляют асимптотическое смещение, возникающее из существующей корреляции между регрессией и ошибками стохастического регрессора. Соответственно, оценки, основанные на ССР, полностью эффективны и имеют такое же несмещенное нормальное распределение, которое не содержит нескалярных интерференционных параметров и допускает асимптотическое тестирование хи-квадрат, равно как и полностью модифицированный метод наименьших квадратов (FMOLS). Таким образом, данный метод исключает долгосрочную корреляцию; долгосрочная ковариация вычисляется с помощью процедуры предварительного отбеливания (удаление автокорреляции временных рядов). Следовательно, эмпирические результаты ССЯ-модели соответствуют требованиям статистической значимости и направления связи. Кроме того, удалось избежать негативных последствий того, что модель может иметь систематическую ошибку спецификации, не быть гомоскедастичной или не иметь стандартного нормального распределения, а также проблемы стационарности [Hdom and Fuinhas, 2020].

Согласно рекомендациям IHS [IHS, 2017: 276], первое, что нужно сделать при использовании ССR-модели, — это получить оценки инноваций  $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \, \hat{u}_{2t}')'$  и соответствующие постоянные оценки долгосрочной ковариационных матриц  $\hat{\Omega}$  и  $\hat{\Lambda}$ . В отличие от полностью модифицированного метода наименьших квадратов (FMOLS), ССR дополнительно требует согласованной оценки одновременной ковариационной матрицы  $\hat{\Sigma}$ . Столбцы  $\hat{\Lambda}$ , которые соответствуют односторонней матрице долгосрочной ковариации  $\hat{u}_t$ , а также уровням и лагам  $\hat{u}_{2t}$ , удалены.

$$\hat{\Lambda}_2 = \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12} \\ \hat{\Lambda}_{22} \end{bmatrix} \tag{1}$$

Преобразование  $(y_{1t}, X'_t)$  было выполнено по формулам из (2) и (3) соответственно:

$$X_t^* = X_t - \left(\hat{\Sigma}^{-1}\hat{\Lambda}_2\right)'\hat{u}_t \tag{2}$$

$$y_t^* = y_t - \left(\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2 \hat{\beta} + \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Omega}_{21}^{-1} \hat{\Omega}_{21} \end{bmatrix} \hat{u}_t$$
 (3)

где  $\hat{\beta}$  являются оценками коэффициентов коинтеграционного уравнения; таким образом, это обычно стандартные МНК-оценки, используемые для получения остатков  $\hat{u}_{1t}$  [IHS, 2017]. Следовательно, оценки ССR можно определить как оценки, полученные стандартным методом наименьших квадратов, примененным к преобразованным данным.

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left( \sum_{t=1}^T Z_t^* Z_t^{*'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t^* y_t^* \tag{4}$$

где 
$$Z_t^* = (Z_t^{*\prime}, D_{1t}^{*\prime})'$$
.

При оценке ССR-модели для Турции были применены предварительно отбеленные квадратично-спектральные ядерные оценки долгосрочных ковариационных матриц. Таким образом, был изменен метод расчета и определена модель VAR(1) (с фиксированным лагом) для метода предварительного отбеливания, поэтому форма ядра была изменена на квадратичную спектральную. Первое, что было отмечено, — предварительное отбеливание VAR в турецкой модели ССR оказало более сильное влияние на первый шаг расчетов долгосрочных ковариаций. Кроме того, в результате предварительного отбеливания оценка условной долгосрочной дисперсии значительно изменилась. Помимо различий, это способствовало уменьшению стандартных ошибок коэффициентов оцененной ССR-модели. Все это было невозможно сделать при оценке ССR-модели для Греции. Вместо этого для греческой модели ССR использовалась оценка ядра Бартлетта для матриц долгосрочной ковариации, а лаг не был специфицирован в расчетах. Оценки уравнений регрессоров представлены в форме разностей.

## Эмпирические результаты исследования

Была оценена модель канонической коинтеграционной регрессии (ССR), которая включает дополнительные факторы в уравнениях коинтеграционных регрессий, то есть константа и @TREND. Наши эмпирические результаты получены с использованием агрегированных годовых данных для суммарного коэффициента рождаемости (СКР) и общего коэффициента брачности (ОКБ), а также уровня безработицы среди женщин и уровня безработицы среди мужчин в процентах от численности женской и мужской рабочей силы, соответственно, для Греции и Турции с 1991 по 2019 гг. Оценки коэффициентов, стандартные ошибки, значения *t*-статистики и критических значений для оцененных коэффициентов, значения константы и тренда, а также сводная статистика представлены в таблицах 1 и 2. Описательная статистика и статистика соответствия также рассчитаны с использованием преобразованных данных ССR.

Общий коэффициент брачности не оказывает статистически значимого влияния на суммарный коэффициент рождаемости согласно ССR-модели, построенной для Греции, но другие переменные действительно оказывают значимое влияние на коэффициент рождаемости на уровне значимости 5% и 1%. В Греции уровень женской безработицы оказывает наиболее значимое (негативное) влияние на уровень рождаемости. Влияние мужской безработицы также значимо, но положительно. Все переменные в ССR-модели для Турции значимы на 5% и 1% уровнях. Наиболее значимое (положительное) влияние на рождаемость оказывает уровень женской безработицы. В турецкой ССR-модели как уровень безработицы среди мужчин, так и общий уровень брачности оказывают статистически значимое (отрицательное) влияние на коэффициент рождаемости.

Следовательно, наша гипотеза об отсутствии коинтеграции против альтернативной гипотезы — о наличии коинтеграции — согласуется с тестом на наличие нестационарности против альтернативы — стационарности. В соответствии с нашей ССR-моделью для СКР и ОКБ, а также для безработицы с разбивкой по полу, тесты Энгла — Грейнджера и Филлипса — Улиариса

Таблица 1. Спецификация ССК-модели для Греции

_	•					
Переменная	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	р-значение		
Общий коэффициент брачности	- 0,0090	0,0390	- 0,2301	0,8201		
Уровень безработицы среди женщин	- 0,0560	0,0080	- 6,9909	0,0000		
Уровень безработицы среди мужчин	0,0468	0,0079	5,9335	0,0000		
Константа	1,8544	0,2534	7,3165	0,0000		
@TREND	0,0053	0,0018	2,9493	0,0072		
Сводные статистические данные						
R-квадрат	0,7739					
Скорректированный R-квадрат	0,7346					
Стандартная ошибка регрессии	0,0386					
Долгосрочная дисперсия	0,0014					
Средняя зависимая переменная	1,3332					
Стандартное среднее квадратическое	0,0748					
отклонение зависимой переменной						
Сумма квадратов остатков	0,0342					
Коинтеграционные тесты						
Значение т-статистики Энгла —	- 3,5130					
Грейнджера						
р-значение	0,4091					
Значение z-статистики Энгла —	- 17,8216					
Грейнджера						
р-значение	0,3801					
Значение т-статистики Филлипса —	- 3,4653					
Улиариса						
р-значение	0,4298					
Значение т-статистики Филлипса —	15,7760					
Улиариса						
р-значение	0,5166					

Примечания: \*\* Оценка долгосрочной ковариации для Греции (ядро Бартлетта, фиксированная ширина окна по Ньюи — Уэсту = 4,0000). Зависимая переменная: суммарный коэффициент рождаемости (СКР). Метод: каноническая коинтеграционная регрессия (ССR). Выборка (скорректированная): 1992–2019 гг. Включенных наблюдений: 28 после корректировок. Факторы уравнения коинтеграции: константа, @TREND.

Источник: расчеты автора.

были проведены на основе расчетного уравнения, в котором детерминированные регрессоры включают константу и коэффициент линейного тренда. Тесты Энгла — Грейнджера и Филлипса — Улиариса вычисляются с использованием константы и @TREND в качестве детерминирующих регрессоров, а возможность включения лага в ADF-регрессию была автоматически определена с использованием информационного критерия Шварца [IHS, 2017]. По этой причине асимптотические распределения Энгла — Грейнджера и Филлипса — Улиариса т- и z-статистики нестандартны и зависят от спецификации детерминирующих регрессоров, поэтому критические значения статистики получаются из результатов моделирования. Два этих теста

Таблица 2. Спецификация ССР-модели для Турции

Переменная	Коэффициент	Ст. ошибка	t-Статистика	р-значение			
Общий коэффициент брачности	- 0,0580	0,0100	- 5,7918	0,0000			
Уровень безработицы среди женщин	0,0637	0,0080	8,0077	0,0000			
Уровень безработицы среди мужчин	- 0,0469	0,0080	- 5,8920	0,0000			
Константа	3,2741	0,0738	44,377	0,0000			
@TREND	- 0,0464	0,0016	- 28,378	0,0000			
Сводные статистические данные							
R-квадрат	0,9837						
Скорректированный R-квадрат	0,9808						
Стандартная ошибка регрессии	0,0384						
Долгосрочная дисперсия	0,0008						
Средняя зависимая переменная	2,3593						
Стандартное среднее квадратическое	0,2772						
отклонение зависимой переменной							
Сумма квадратов остатка	0,0339						
Коинтеграционные тесты							
Значение т-статистики Энгла —	- 5,2844						
Грейнджера							
р-значение	0,0286						
Значение $z$ -статистики Энгла —	- 20,2056						
Грейнджера							
р-значение	0,2447						
Значение т-статистики Филлипса —	- 5,3259						
Улиариса							
р-значение	0,0265						
Значение т-статистики Филлипса —	- 20,7365						
Улиариса							
р-значение	0,2191						

Примечания: \*\* Оценка долгосрочной ковариации для Турции (предварительное отбеливание с лагами = 1, квадратичное спектральное ядро, автоматическая ширина окна по Ньюи — Уэсту = 4,6742, автоматическая длина лага по Ньюи — Уэсту = 3). Зависимая переменная: суммарный коэффициент рождаемости (СКР). Метод: каноническая коинтеграционная регрессия (ССR). Выборка (скорректированная): 1992–2019 гг. Включенных наблюдений: 28 после корректировок. Факторы уравнения коинтеграции: константа, @TREND.

Источник: расчеты автора.

противоречат методу интерпретации серийной корреляции в ряду остатков. В связи с этим в тесте Энгла-Грейнджера используется параметрический расширенный подход Дики — Фуллера (ADF), а в тесте Филлипса — Улиариса используется непараметрический метод Филлипса — Перрона (PP). Результаты наших тестов показали, что т-статистика Энгла — Грейнджера отклонила нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции (единичный корень в остатках) на уровне 5% только для Турции. Соответственно, т-статистика не отвергла нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции для Греции. Нормализованный коэффициент автокорреляции

(который называют *z*-статистикой) не отвергает нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции (единичный корень в остатках) на уровне 5% для обеих стран. Следовательно, данные этих тестов ясно показывают, что СКР и ОКБ, а также уровень безработицы в разбивке по полу ко-интегрированы для Турции, но не для Греции (табл. 1 и 2). Тесты Филлипса — Улиариса отвергают нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции на уровне значимости 5% для Турции, но не для Греции. Также результаты теста Филлипса — Улиариса, полученные с помощью т-статистики, действительно, отвергли нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции, но результаты теста с *z*-статистикой не отвергли нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции.

## Обсуждение результатов и заключение

Представленная статья подчеркивает важность исследований снижения рождаемости в связи с уровнем безработицы по полу и брачностью. В работе проведена оценка для двух стран, Турции и Греции, и полученные результаты в целом свидетельствует о том, что экономическая среда и неравенство играют значительную роль в процессе снижения рождаемости.

В нашем случае т-статистика Энгла — Грейнджера для Турции показала, что нулевая гипотеза о наличии коинтеграции отвергается. Для Греции в результате проведенных тестов ни одна гипотеза не была отвергнута. Эти результаты указывают на отсутствие коинтеграционной связи между переменными модели для Турции. Таким образом, гипотеза исследования подтверждается частично, то есть долгосрочная коинтеграция между переменными модели была обнаружена только для Турции, но не для Греции.

Результаты, полученные для Турции, предполагают, что в долгосрочной перспективе между временными рядами рождаемости и регрессоров модели существует некое взаимодействие, поскольку обнаруживается процесс конвергенции. Это указывает на наличие значимого коэффициента долгосрочной связи между включенными в анализ переменными и подчеркивает валидность метода ССR для изучения взаимосвязи и коинтеграции между данными временными рядами. Другими словами, изменения в картине брачности и безработицы с разбивкой по полу вследствие динамики суммарного коэффициента рождаемости отражаются в нашей модели коинтеграции, что определяет возможные взаимодействия между всеми переменными, включенными в модель. Данные результаты подтверждают предположение о том, что ССR-модель является мощным средством исследования процесса снижения рождаемости в Турции.

В Таблице 2 показано, что в Турции для переменных общего коэффициента брачности и мужской безработицы коэффициенты прямого воздействия отрицательны. Иными словами, в долгосрочной перспективе коэффициенты оказываются абсолютно эластичными к изменениям СКР в Турции. Это означает, что в Турции повышение брачности влечет снижение СКР. Это довольно неожиданный результат. Похоже, что в рассматриваемый период брак все еще играл роль в турецком обществе, но его влияние на СКР было отрицательным. В этом отношении Виндцио и Айбек [Windzio and Aybek, 2015] подчеркивают, что роль семьи с точки зрения автономии и зависимости отдельных членов семьи в турецком обществе отличается от моделей, установленных в северных или западноевропейских обществах (например, в турецком контексте совместное и автономное проживание до брака было очень редким явлением). Как бы то ни было, известно, что Турция претерпела серьезные социально-экономические изменения за последние десятилетия, и это повлияло на уклад семейной жизни. Указанные изменения были вызваны процессами модернизации, влиянием западных ценностей и социально-экономическими трансформациями [Caarls and de Valk, 2018]. Здесь можно упомянуть роль модернизационной теории, в соответствии с которой происходящие изменения способствуют снижению рождаемости за счет увеличения затрат на воспитание детей. Другими словами,

ожидается, что замужние женщины адаптируют свое репродуктивное поведение в соответствии с имеющимися у них ресурсами и будут отдавать предпочтение партнерам, которые могут предложить им доступ к большему количеству ресурсов [Hubert, 2010]. Кроме того, по мнению Карлса и де Валка [Caarls and de Valk, 2018], специфику этого кейса определяют огромные региональные различия: как с точки зрения экономического развития, так и с точки зрения распространения более современных ценностей в отношении семейной жизни. Например, если говорить о СКР, в некоторых регионах Турции эти показатели приближаются к уровню европейских стран, в то время как в других регионах СКР остается высоким. Поскольку рост разводов в Турции произошел недавно, это можно рассматривать как новое демографическое явление в турецком контексте [Caarls and de Valk, 2018]. Согласно данным Евростата [Eurostat, 2021], общий уровень разводов в Турции с 2004 г. немного увеличился: статистика зафиксировала более 1,3 разводов на 1 000 человек, в то время как в предыдущие годы этот показатель был ниже 1 на 1 000 человек. Теории распространения инноваций предполагают, что новые модели поведения сначала возникают в городах и крупных поселках между людьми с более высоким социально-экономическим статусом. Исследование Карлса и де Валка [Caarls and de Valk, 2018] предполагает, что, вероятно, для Турции модернизация и распространение новых семейных норм связаны с ростом разводов.

Результаты этого исследования имеют несколько прикладных следствий в экономическом и социально-демографическом поле. Во-первых, статус безработной женщины на рынке труда в Турции исключительно сильно влияет на решение завести ребенка. Кроме того, тот факт, что Турция является очень неоднородным обществом, может стать одной из ключевых проблем для политиков, которые хотят разработать альтернативную стратегию улучшения качества жизни людей. Как показывают полученные результаты, важно снизить риск неопределенности на рынке труда в долгосрочной перспективе, поскольку это необходимо для более высоких уровней занятости и, как следствие, может вызвать увеличение СКР. В обществе, где существуют контрасты между обычным и альтернативным поведением, как было заявлено Клернером и Кнабе [Klärner and Knabe, 2017], наиболее вероятно, что такие конфликты могут заставить многих людей повторять поведение, свойственное традиционным моделям и размышлять о традиционных моделях. Описанные последствия можно также объяснить незавершенностью демографического перехода в Турции: после 2000-х годов эта страна вступила в последнюю фазу демографического перехода [Yüksel 2015], и, согласно свежим демографическим данным, пребывает в этой фазе до настоящего времени.

Модель ССR, оцененная для Греции, не показала какой-либо коинтеграционной взаимосвязи между переменными (табл. 1). Тем не менее, мы наблюдаем отрицательную связь женской безработицы с динамикой рождаемости в этой стране. Интересно, что уровень женской безработицы оказывает значимое (отрицательное) влияние, в то время как мужская безработица оказывает значимое (положительное) влияние на уровень рождаемости в Греции. Кроме того, было обнаружено, что общий коэффициент брачности не оказывает существенного влияния на уровень рождаемости в Греции. Эти результаты также могут лечь в основу прикладных выводов для Греции.

Итоги моделирования показывают взаимосвязь, которую мы не можем игнорировать — даже несмотря на то, что выявленное разнонаправленное влияние безработицы мужчин и женщин на рождаемость требует подбора более точной методологии и дальнейших исследований. Возможно, среди эндогенных факторов, объясняющих полученные результаты, могут быть анонсированные в Греции реформы в сфере структурных экономических инвестиций и социальной защиты.

Рассуждая дальше, можно отметить, что полученные в работе результаты указывают на известные трудности балансирования реализации репродуктивных установок и социально-экономической жизнью в современном обществе [Marks, 2009; Goodman et al., 2015]. С эволюционной точки зрения отрицательная связь между безработицей и рождаемостью среди женщин, обнаруженная в Греции, может быть связана со *страмегией жизненного цикла* [Fieder

and Huber, 2007]. Кроме того, модернизационная теория [Goodman et al., 2015] может быть применена к греческому случаю: согласно этой концепции, в современных обществах ожидаемые положительные связи между социально-экономическими и репродуктивными результатами населения ослаблены. Эмпирические результаты показали именно такую ситуацию в Греции. С политической и экономической точек зрения на основе полученных результатов можно сделать вывод, что различные пути увеличения СКР или его стабилизации, например, для Греции, сложны, а механизмы, подразумевающие его восстановление, нуждаются в дальнейшем уточнении. На индивидуальном уровне возможный подход может состоять в развитии навыка управления финансовыми ресурсами [Neyer and Rieck, 2009], а на государственном уровне — в более эффективном перераспределении национальных финансовых ресурсов.

## Использованная литература

- Andreev E.M. (2019) Reflections on demographic theories // Population and Economics; 3(2): 1–9. https://doi.org/10.3897/popecon.3.e37965
- Bartolini S., Bilancini E., Pugno M. (2013) Did the Decline in Social Connections Depress Americans' Happiness? // Social Indicators Research: 110(3): 1033–59. https://doi.org/10.1007/s11205-011-9971-x
- Bertani M. (2013) Families in Italy in the face of the crisis of 'Mediterranean' welfare // Italian Sociological Review: 3 (2): 85–100. http://dx.doi.org/10.13136/isr.v3i2.53
- Burger O., DeLong J.P. (2016) What if fertility decline is not permanent? The need for an evolutionarily informed approach to understanding low fertility // Philosophical Transactions of the Royal Society B. Biological Sciences: 371(1692): 20150157. https://doi.org/10.1098/rstb.2015.0157
- Caarls K., de Valk H.A.G. (2018) Regional Diffusion of Divorce in Turkey // European Journal of Population: 34: 609–36. https://doi.org/10.1007/s10680-017-9441-5
- Clark A.E., Lepinteur A. (2020) A Natural Experiment on Job Insecurity and Fertility in France / Centre for Economic Performance / Discussion Paper No 1686. London School of Economics and Political Science, London. URL: http://eprints.lse.ac.uk/108429/1/dp1686.pdf
- Comolli C.L. (2017) The fertility response to the Great Recession in Europe and the United States: Structural economic conditions and perceived economic uncertainty // Demographic Research: 36(51): 1549–600. https://doi.org/10.4054/DemRes.2017.36.51
- D'Addato A.V., Vignoli D., Yavuz S. (2007) Towards smaller family size in Egypt, Morocco and Turkey: overall change over time or socio-economic compositional effect? // MPIDR Working paper, WP 2007-012. https://doi.org/10.4054/MPIDR-WP-2007-012
- Fieder M., Huber S. (2007) The effects of sex and childlessness on the association between status and reproductive output in modern society // Evolution and Human Behavior: 28(6): 392–8. https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2007.05.004
- Fukuda S. (2020) Marriage will (continue to) be the key to the future of fertility in Japan and East Asia / Vienna Yearbook of Population Research: 18: 71–9. http://dx.doi.org/10.1553/populationyearbook2020.deb07
- Goodman A., Koupil I., Lawson D.W. (2012) Low fertility increases descendant socioeconomic position but reduces long-term fitness in a modern post-industrial society // Proceedings of the Royal Society B. Biological Sciences: 279: 4342–51. https://doi.org/10.1098/rspb.2012.1415
- Hdom H.A.D., Fuinhas J.A. (2020) Energy production and trade openness: Assessing economic growth, CO2 emissions and the applicability of the cointegration analysis // Energy Strategy Reviews: 30: 100488. https://doi.org/10.1016/j.esr.2020.100488
- Huber S., Bookstein F.L., Fieder M. (2010) Socioeconomic status, education, and reproduction in modern women: an evolutionary perspective // American Journal of Human Biology: 22(5): 578–87. https://doi.org/10.1002/ ajhb.21048
- Klärner A. (2015) The low importance of marriage in eastern Germany social norms and the role of peoples' perceptions of the past // Demographic Research: 33(9): 239–72. https://doi.org/10.4054/DemRes.2015.33.9
- Klärner A., Knabe A. (2017) On the normative foundations of marriage and cohabitation: Results from group discussions in eastern and western Germany // Demographic Research: 36(53): 1637–66. http://doi.org/10.4054/DemRes.2017.36.53
- Leridon H. (2015) The Development of Fertility Theories: A Multidisciplinary Endeavour // Population: 70 (2): 309–48. https://doi.org/10.3917/popu.1502.0331

- Marks G.N. (2009) Modernization Theory and Changes Over Time in the Reproduction of Socioeconomic Inequalities in Australia // Social Forces: 88 (2): 917–44. URL: http://www.jstor.org/stable/40645828
- Matysiak A., Sobotka T., Vignoli D. (2021) The Great Recession and Fertility in Europe: A Sub-national Analysis // European Journal of Population: 37: 29–64. https://doi.org/10.1007/s10680-020-09556-y
- Moreno L. (2006) The model of social protection in southern Europe: enduring characteristics? // Revue Française des Affaires Sociales 1(5): 73–95. https://doi.org/10.3917/rfas.en605.0073
- Neyer G., Rieck D. (2009) Moving towards gender equality. In: How generations and gender shape demographic change: towards policies based on better knowledge. UNECE Conference "How Generations and Gender Shape Demographic Change", Geneva, May 2008 United Nations, Geneva, 139–54. URL: https://unece.org/DAM/pau/\_ docs/ggp/2008/GGP\_2008\_GGConf\_Publ\_1\_Chapter-7.pdf
- Paci P. (1999) A bundle of joy or an expensive luxury: a comparative analysis of the economic environment for family formation in Western Europe / Social protection discussion paper No. 9903. The World Bank Group, Washington, D.C. URL: http://documents.worldbank.org/curated/en/320561468761049482/A-bundle-ofjoy-or-an-expensive-luxury-a-comparative-analysis-of-the-economic-environment-for-family-formation-in-Western-Europe
- Park Y.J. (1992) Canonical Cointegrating Regressions // Econometrica: 60 (1): 119–43. https://doi.org/10.2307/2951679Potančoková M., Vaňo B., Pilinská V., Jurčová D. (2008) Slovakia: Fertility between tradition and modernity // Demographic Research: 19 (25): 973–1018. https://doi.org/10.4054/DemRes.2008.19.25
- Thomsen A., Sandager R., Logerman A.V., Johanson J.S., Andersen S.H. (2013) Introduction to EViews 6.0/7.0. AARHUS University, Analytic group. URL: https://studerende.au.dk/fileadmin/www.medarbejdere.au.dk/it/BSS\_Analysevaerktoejer/Eviews/Eviews\_7.0\_Manual.pdf
- Tourtouri M., Papatheodorou C., Pavlopoulos D. (2018) The Greek labor market liberalization trajectory. / Political economy of labour income distribution & exclusion / Papatheodorou C, Çevik S, Paitaridis D, Yilmaz G (Eds). IJOPEC publication No. 2018/42, London & Istanbul, 31–40. URL: https://www.researchgate.net/publication/335892655\_The\_Greek\_Labour\_Market\_Liberalization\_Trajectory
- Tragaki A., Bagavos C. (2019) Fertility variations in the recession context: the case of Greece // Genus: 75(18): 1–15. https://doi.org/10.1186/s41118-019-0066-x
- Windzio M., Aybek C. (2015) Marriage, Norm Orientation and Leaving the Parental Home: Turkish Immigrant and Native Families in Germany // Comparative Population Studies: 40(2): 105–30. https://doi.org/10.12765/CPoS-2015-07en
- Yüksel Y. (2015) In Search for a Pronatalist Population Policy for Turkey // Gaziantep University Journal of Social Sciences: 14 (1): 19–38. http://doi.org/10.21547/jss.256785

#### Other sources of information

- Eurostat (2020) Marriage and divorce statistics. Eurostat, Statistical bureau of the European Commission. URL: https://ec.europa.eu/eurostat/data/database (дата обращения 09.07.2020)
- Eurostat (2021) Divorce indicators: Crude divorce rate. Eurostat, Statistical bureau of the European Commission. URL: https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo\_ndivind&dang=en (дата обращения 21.04.2021)
- Hellenic Statistical Authority (2020) Population and Social Conditions: Demography-Marriages. URL: https://www.statistics.gr/en/statistics/-/publication/SPO06/- (дата обращения 27.10. 2020)
- IHS Global Inc. (2017) EViews 10 User's Guide II. Irvine: IHS Markit. URL: https://www3.nd.edu/~nmark/FinancialEconometrics/EViews10\_Manuals/EViews%2010%20Users%20Guide%20II.pdf
- Turkish Statistical Institute (2020) Vital Statistics: Marriage and divorce statistics. https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Marriage-and-Divorce-Statistics-2019-33708 (дата обращения 27.10.2020)
- Turkish Statistical Institute (2014) Statistical Indicators 1923-2013. Publication number 4361. Ankara: TUIK. URL: https://biruni.tuik.gov.tr/yayin/views/visitorPages/english/publicationView.zul?yayin\_no=160
- World Bank (2020) World Bank Open Data, open access to global development data: Indicators. URL: https://data. worldbank.org/indicator (дата обращения 30.10. 2020)

# Информация об авторе

■ Горан Миладинов — независимый исследователь, PhD (Демография), факультет экономики, Университет Святых Кирилла и Мефодия в Скопье. Email: miladinovg@aol.com