

Оценка влияния уровня государственного долга субъектов РФ на темпы регионального экономического роста

Анастасия Михайловна Матевосова

E-mail: nastya.m.2003@yandex.ru, ORCID: 0009-0004-7490-5248

Институт экономики РАН, г. Москва, Российская Федерация

Аннотация

В данной статье производится моделирование влияния уровня государственного долга субъектов Российской Федерации на темпы регионального экономического роста в разрезе социально-экономического развития регионов. Представленные в работе результаты являются важными для определения оптимального уровня (относительного размера) государственного долга субъектов РФ, рассматриваемого как отношение государственного долга субъекта к его ВРП, с целью повышения эффективности региональной бюджетной политики.

Для учета гетерогенности регионов в процессе моделирования была произведена кластеризация субъектов на основе показателей их социально-экономического развития с помощью метода *k*-средних. В рамках кластеризации субъекты РФ были разделены на три кластера — с высоким, средним и низким уровнями социально-экономического развития. В дальнейшем результаты кластеризации были использованы при построении эконометрических моделей для выявления различий в степени влияния относительного размера государственного долга субъектов на региональный экономический рост в зависимости от их уровня социально-экономического развития. С помощью моделей на панельных данных по субъектам РФ было выявлено отрицательное влияние показателя государственного долга на темпы регионального экономического роста для регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития. В результате проведения процедуры Хансена для субъектов этих кластеров был найден пороговый уровень регионального государственного долга, составивший 2,36% от ВРП, после превышения которого нейтральный характер влияния государственного долга на экономический рост сменяется отрицательным. Для регионов с высоким уровнем социально-экономического развития было выявлено, что изменение относительного размера государственного долга не влияет на региональный экономический рост. Полученные результаты позволили сформулировать рекомендации относительно региональной бюджетной политики.

Ключевые слова: государственный долг, экономический рост, кластеризация, модели на панельных данных, пороговая регрессия, региональная бюджетная политика

JEL: H63, C38, C33, O47

Благодарности: автор выражает благодарность за консультативную помощь организаторам, экспертам и жюри конкурса исследовательских проектов Счетной палаты Российской Федерации и Финансового университета при Правительстве Российской Федерации среди студентов, аспирантов и молодых исследователей «Применение доказательного подхода к оценке государственных программ, проектов, мер».

Для цитирования: Матевосова А. М. Оценка влияния уровня государственного долга субъектов РФ на темпы регионального экономического роста // Финансовый журнал. 2024. Т. 16. № 4. С. 61–81. <https://doi.org/10.31107/2075-1990-2024-4-61-81>.

© Матевосова А. М., 2024

<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2024-4-61-81>

The Impact of the Regional Public Debt Level on Regional Economic Growth Rates in Russia

Anastasia M. Matevosova

Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences, Moscow, Russian Federation
nastya.m.2003@yandex.ru, <https://orcid.org/0009-0004-7490-5248>

Abstract

This article estimates the impact of the level of regional public debt on the rate of regional economic growth in the context of socio-economic development of Russian regions. The results obtained are important for determining the optimal level of regional public debt in order to increase the efficiency of the Russian regional budget policy. The level of regional public debt is understood in this study as the ratio of regional public debt to its GRP. Considering the heterogeneity of regions in the modeling process, the subjects were clustered by the level of socio-economic development using the k-means algorithm. Further, the results of clustering were used in econometric models to identify differences in the level of regional public debt impact on the economic growth of regions depending on the level of their socio-economic development. Using panel data models for the subjects of the Russian Federation, the negative impact of the public debt level on regional economic growth rates was revealed for regions with a low and medium levels of socio-economic development. By implementing the Hansen procedure for the subjects of these clusters, the threshold level of regional public debt was found. It is equal to 2.36% of GRP, above which the neutral impact of public debt on economic growth is replaced by a negative one. For regions with a high level of socio-economic development it was found that changes in the level of public debt are neutral in relation to regional economic growth. These results allowed us to formulate recommendations for regional budget policy.

Keywords: public debt, economic growth, clustering, panel data model, threshold regression, regional budget policy

JEL: H63, C38, C33, O47

Acknowledgments: The author is grateful for the advisory assistance to the organizers, experts and jury of the research projects competition of the Accounting Chamber of the Russian Federation and the Financial University under the Government of the Russian Federation among students, postgraduates and young researchers "Applying an evidence-based approach to the evaluation of government programs, projects, measures".

For citation: Matevosova A.M. (2024). The Impact of the Regional Public Debt Level on Regional Economic Growth Rates in Russia. *Financial Journal*, 16 (4), 61–81 (In Russ.).
<https://doi.org/10.31107/2075-1990-2024-4-61-81>.

© Matevosova A.M., 2024

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время особую актуальность приобрела проблема финансирования бюджетного дефицита. Реализация нацпроектов, обеспечение госбезопасности, развитие новых регионов, социальные обязательства, а также необходимость модернизации отраслей российской экономики в условиях новых реалий требуют больших объемов государственных расходов. Для повышения степени сбалансированности государственного бюджета разрабатываются меры по оптимизации и приоритизации направлений государственных расходов. Однако возможности сокращения незащищенных статей бюджета ограничены, а слишком сильное секвестирование бюджетных расходов может отрицательно повлиять на процессы восстановления и структурной трансформации российской экономики, замедлив экономический рост. К аналогичным последствиям может привести и значительное повышение налоговой нагрузки для увеличения доходной части бюджета. Осуществление бесконтрольной денежной эмиссии для покрытия бюджетного дефицита на фоне эпизодов ослабления курса рубля и усиления проинфляционных рисков может еще сильнее разогнать инфляцию. Еще одной мерой для покрытия дефицита бюджета является использование средств ФНБ, однако она носит ограниченный характер в связи с необходимостью поддержания долгосрочной макроэкономической устойчивости российской экономики. В данной ситуации альтернативной и неизбежной мерой для покрытия бюджетного дефицита является наращивание государственного долга. Этот способ также имеет свои ограничения, поэтому определение оптимального уровня государственного долга становится актуальным для повышения эффективности управления бюджетом, в том числе на региональном уровне.

Целью данного исследования является оценка влияния относительного размера государственного долга субъектов на темпы регионального экономического роста в разрезе социально-экономического развития регионов для выявления оптимального уровня регионального государственного долга. Стоит отметить, что под темпами экономического роста в данном исследовании подразумевается не долгосрочная, а краткосрочная динамика, которую отражают темпы роста реального валового регионального продукта (ВРП). Для достижения сформулированной цели в работе поставлены и решены следующие задачи.

1. Проанализирована существующая экономическая литература по проблеме влияния государственного долга на экономический рост.
2. С помощью моделей на панельных данных по всем субъектам РФ оценено влияние относительного размера государственного долга субъекта на темпы регионального экономического роста.
3. Произведена кластеризация регионов РФ по уровню их социально-экономического развития с помощью метода k-средних.
4. Построены модели с фиктивными переменными для выявления различий в степени влияния уровня государственного долга субъектов на региональный экономический рост.
5. Проведена процедура Хансена для выявления порогового относительного размера государственного долга на выделенных по уровню социально-экономического развития кластерах регионов.

ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

Проблема оценки влияния уровня государственного долга на экономический рост широко обсуждается в экономической литературе, так как ее решение позволит определить оптимальный уровень государственного долга и повысить эффективность бюджетной политики страны. В некоторых научных работах отмечается наличие отрицательной связи между этими показателями, в других — положительной, также существуют исследования, в которых подчеркивается нелинейный характер взаимосвязи. В некоторых научных работах

и вовсе говорится об отсутствии воздействия государственного долга на экономический рост [Panizza et al., 2014] либо подтверждается наличие двунаправленной связи [Gómez-Puig et al., 2015]. Отсутствие научного консенсуса по данному вопросу объясняется тем, что государственный долг связан с экономическим ростом посредством различных механизмов и каналов, в силу чего его влияние на экономический рост имеет неоднозначный характер и зачастую зависит от специфики рассматриваемых в исследовании объектов. С одной стороны, наращивание государственного долга помогает финансировать государственные расходы, которые в краткосрочной перспективе оказывают стимулирующее и стабилизирующее воздействие на экономику. В периоды кризисов и структурной трансформации экономики увеличение государственных расходов за счет наращивания государственного долга становится неизбежным и необходимо для обеспечения и поддержания не только краткосрочной стабильности, но и долгосрочного экономического роста. Однако в результате увеличения заимствований со стороны государства усиливается эффект вытеснения частных инвестиций государственными, что негативно влияет на экономический рост. Большие размеры государственного долга сопряжены также с рисками дефолта и финансовой нестабильностью. Наращивание государственного долга ведет к росту расходов на его обслуживание и в долгосрочной перспективе снижает эффективность государственных расходов. Таким образом, большой размер государственного долга может стать критичным для экономической и финансовой стабильности страны, перспектив и темпов роста ее экономики. Поэтому во многих исследованиях предполагается, что отрицательный эффект влияния государственного долга на экономический рост проявляется после достижения некоторого порога. Определение данного порогового уровня является актуальной проблемой, так как полученные в исследованиях оценки значительно разнятся, что связано с неоднородностью исследуемых объектов, сложностью учета других факторов и проблемой эндогенности. Распространенными методами для выявления порогового уровня государственного долга является включение в уравнение регрессии квадрата государственного долга [Afonso, 2014] или проведение процедуры Хансена для пороговых моделей [Égert, 2015].

Методологической базой для большинства эконометрических исследований служат подходы на временных рядах или панельных данных. Первые применяются преимущественно при оценке влияния государственного долга на экономический рост для конкретной страны в целом. Например, с помощью авторегрессионной модели с распределенным лагом (ARDL) было выявлено, что государственный долг оказывает положительное влияние на экономический рост Малайзии [Burhanudin et al., 2017]. В большинстве работ используются модели на панельных данных, которые позволяют преодолеть некоторые аспекты проблемы эндогенности и носят межстрановой характер. Поэтому полученные в них оценки относятся к группам стран, сформированным на основе применяемой классификации. Так, в исследовании ЕФСР [Винокуров и др., 2020] критерием для классификации служит качество институтов, поэтому оценки для России получаются в результате отнесения ее к конкретной группе стран по этому признаку. Зачастую в исследованиях на панельных данных осуществляется получение оценок в отдельности для развитых и развивающихся стран [Law, 2021]. В экономической литературе по рассматриваемой теме распространены исследования на панельных данных для групп стран Европы [Afonso et al., 2014] и ОЭСР [Mencinger et al., 2015].

Выделяется некоторый класс исследований, в которых моделирование влияния государственного долга на экономический рост базируется на региональных панельных данных, а не на межстрановых. В исследовании [Yang et al., 2022] были применены модели на панельных данных для определения влияния государственного долга провинций КНР на их экономический рост и экономические колебания с учетом региональной неоднородности. В результате была выявлена нелинейная квадратичная зависимость между

экономическим ростом и государственным долгом провинции. Однако было показано, что колебания государственного долга провинций усиливают их экономическую нестабильность. Зависимость между региональным долгом и экономическим ростом также моделировалась и на данных по федеральным землям Германии, в результате чего был установлен отрицательный характер зависимости [Mitze, Matz, 2015].

Проблема влияния государственного долга на региональный экономический рост слабо изучена в российской экономической литературе. Существующие исследования носят в основном описательный характер, не содержат эконометрических подтверждений и оценок на данных по российским регионам. Единственной в этой области работой, включающей эконометрические модели, является исследование [Наумов, Никулина, 2021], в котором построены панельные модели для выявления влияния объема государственного долга субъектов РФ на номинальный ВРП в рамках групп (субъектов РФ), выделенных на основе направлений динамики их государственного долга. В результате было выявлено, что для Москвы и Московской области государственный долг отрицательно влияет на динамику их ВРП, в то время как другие две группы регионов продемонстрировали наличие положительного влияния. Но в данном исследовании отсутствовали какие-либо контрольные переменные, что ставит под сомнение корректность полученных оценок. Также стоит отметить, что в рассматриваемом исследовании используются абсолютные объемы государственного долга субъектов, а группировка регионов произведена по направлению динамики их государственного долга. Однако субъекты РФ значительно различаются по объемам региональных экономик, что ведет к соответствующим различиям в абсолютных объемах государственного долга субъектов и не учтено в рамках группировки. Поэтому корректнее было бы рассматривать показатель уровня (относительного размера) государственного долга, измеряющий отношение государственного долга субъекта к его ВРП, вместо абсолютного размера государственного долга. Такой подход являлся бы адаптацией к региональным данным распространенного подхода страновых исследований, рассматривающих показатель отношения государственного долга к ВВП.

ДАННЫЕ И МЕТОДОЛОГИЯ

В настоящем исследовании рассматривается влияние уровня (относительного размера) государственного долга субъектов РФ на темпы регионального экономического роста. Применяемые методы на панельных данных, помогающие преодолеть некоторые аспекты проблемы эндогенности, позволяют получить на российских данных индивидуальные оценки влияния уровня государственного долга субъектов на их экономический рост. Несмотря на большое количество исследований в сфере выявления взаимосвязи государственного долга и экономического роста, большинство из них является зарубежными и носит межстрановой характер. Поэтому полученные во многих исследованиях оценки относятся к группам стран и не учитывают особенности конкретной страны. Однако в силу федеративной структуры России становится возможным проведение исследования на панельных данных для определения оптимального уровня государственного долга субъектов РФ.

Источниками используемых в работе данных являются открытые базы Минфина России, Росстата и ЕМИСС. В исследовании используются панельные данные по 85 субъектам РФ за период с 2011 по 2021 г. с ежегодной частотой. Было принято решение не расширять границы рассматриваемого временного промежутка за счет кризисных периодов 2008–2009 гг. и 2022 г., а также 2010 г. — периода начального восстановления экономики после кризиса. Дело в том, что включение этих периодов может сместить оценки из-за наличия сильных шоков различной природы, неравномерно повлиявших на российские регионы. Добавление фиктивных переменных времени в модель не гарантирует устранения проблемы эндогенности при оценивании модели на расширенном временном

промежутке в силу наличия значительных гетерогенных эффектов в указанные периоды 2008–2010 гг. и 2022 г. Поэтому во избежание значимого смещения получаемых оценок в данной работе было решено ограничиться периодом 2011–2021 гг.

Как было указано ранее, в настоящем исследовании рассматриваются краткосрочные темпы регионального экономического роста. При рассмотрении долгосрочных темпов роста могут быть выявлены проявление или усиление таких каналов воздействия, как долгосрочные эффекты государственных инвестиций, положительно влияющие на темпы регионального экономического роста, а также негативные долгосрочные эффекты вытеснения частных инвестиций и проблем обслуживания государственного долга. Поэтому результирующее воздействие государственного долга на долгосрочный экономический рост российских регионов остается открытым вопросом, требующим дальнейших исследований. Однако для изучения этого вопроса пока что отсутствуют достаточно длинные временные ряды по используемым в работе переменным. В случае их получения в будущем возможно построение моделей по общей методологии, аналогичной этому исследованию, с той поправкой, что в качестве зависимой переменной необходимо будет использовать ее трендовую компоненту, выделенную с помощью фильтра Ходрика — Прескотта.

Исследование можно условно разделить на четыре этапа. На первом этапе моделирование влияния уровня государственного долга на темпы регионального экономического роста осуществляется при помощи эконометрических моделей на панельных данных по всем субъектам РФ. При помощи построенных панельных моделей: FE, RE и объединенной модели регрессии тестируются линейная и квадратичная формы зависимости темпов регионального экономического роста от уровня государственного долга субъекта РФ. На втором этапе с помощью метода *k*-средних производится кластеризация субъектов РФ по уровню социально-экономического развития, для чего используются наборы основных социально-экономических и демографических показателей, а также показателей, характеризующих темпы экономического развития. На третьем этапе в двунаправленную модель с фиксированными эффектами добавляются фиктивные переменные наклона, означающие принадлежность к кластеру и относящиеся к переменной уровня государственного долга. На заключительном этапе проводится процедура Хансена: вначале для каждого кластера регионов с низким, средним и высоким уровнями социально-экономического развития в отдельности, а затем на объединенном кластере из регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития. Так как исследование ставит перед собой задачу определения оптимального уровня государственного долга в зависимости от социально-экономического развития регионов, то основной блок моделей строится в уровнях, включая пороговые модели. А построение моделей в первых разностях осуществляется для проверки устойчивости выводов линейных моделей по влиянию уровня государственного долга на темпы регионального экономического роста.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ УРОВНЯ ГОСУДАРСТВЕННОГО ДОЛГА НА ТЕМПЫ РЕГИОНАЛЬНОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО РОСТА

В первой части исследования для эконометрического моделирования используется весь набор панельных данных по 85 субъектам РФ за период с 2011 по 2021 г. с ежегодной частотой.

Тестируемые спецификации имеют следующий вид:

$$(c1) \ln y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 debt_{i,t} + \sum \beta_j control_{i,t}^{(j)} + \mu_i + time_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$(c2) \ln y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 debt_{i,t} + \beta_2 debt_{i,t}^2 + \sum \beta_j control_{i,t}^{(j)} + \mu_i + time_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

В качестве зависимой переменной выбран логарифм реального ВРП ($\ln y$). Переменной интереса выступает $debt$ — уровень государственного долга субъекта РФ на начало года, рассчитанный как отношение номинального размера государственного долга субъекта РФ на начало года к его номинальному ВРП за предыдущий год. Предполагается, что уровень государственного долга субъекта на начало года влияет на его реальный ВРП, который сложится к концу года. Это, в свою очередь, помогает смягчить проблему эндогенности, связанную с возможной двусторонней причинно-следственной связью между уровнем государственного долга и экономическим ростом. Также в качестве регрессора в одну из спецификаций включен квадрат уровня государственного долга субъекта ($debt^2$) для проверки возможной нелинейности в характере влияния государственного долга субъекта на его экономический рост и проверки гипотезы о наличии некоторого порогового уровня государственного долга субъекта. Абсцисса вершины параболы рассчитывается по формуле: $debt^* = -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$. Если $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, то зависимость имеет форму параболы ветвями вниз с положительной абсциссой вершины параболы. В таком случае абсциссу вершины параболы ($debt^*$) можно считать пороговым уровнем долга субъекта РФ, после достижения которого положительное влияние уровня государственного долга субъекта на темпы регионального экономического роста сменяется отрицательным.

В качестве итогового набора контрольных переменных используются данные Росстата и ЕМИСС о доле инвестиций в ВРП региона ($investP$) (%), коэффициенте обновления фондов (FR) и приросте производительности труда (LPI) (%) по регионам. Также в качестве контрольных переменных в модель включены логарифм численности рабочей силы ($\ln L$) и логарифм дотаций на выравнивание бюджетной обеспеченности субъектов Российской Федерации ($\ln Sub$). Изначально при формировании набора контрольных переменных рассматривались регрессоры, отражающие инвестиционные и трудовые характеристики региона, а также характеристики финансирования регионального бюджета. В итоговый набор контрольных переменных включены регрессоры, которые демонстрировали свою значимость в тестируемых моделях или добавление которых вело к существенным изменениям коэффициентов. Поэтому полное использование итогового набора контрольных переменных призвано устранить потенциальную проблему эндогенности из-за пропуска существенной переменной. В случае же использования всех перечисленных регрессоров в качестве контрольных переменных коэффициенты демонстрируют устойчивость к изменениям спецификации модели, не сужающим набор контрольных переменных.

Представленные модели содержат также индивидуальные эффекты субъектов РФ (μ_i) и фиктивные переменные времени ($time_t$). Включение в модели ненаблюдаемой переменной μ_i , характеризующей особенности субъектов, необходимо для учета региональной неоднородности, что может помочь устранить один из аспектов проблемы эндогенности. Добавление в модели фиктивных переменных времени ($time_t$) поможет учесть общие для Российской Федерации факторы, влияющие на темпы регионального экономического роста. Их совместная значимость подтверждена тестом Вальда для каждой модели.

Данные спецификации тестировались с помощью следующих подходов на панельных данных:

1) модель с фиксированными эффектами (FE), оцененная с помощью внутригруппового преобразования;

2) модель со случайными эффектами (RE), оцененная с помощью доступного ОМНК.

Результаты оценок моделей приведены в табл. 1:

Модели I и II — это модели с фиксированными эффектами для спецификаций (с1), (с2) соответственно. Модель III — модель со случайными эффектами для спецификации (с1).

Предварительно стоит отметить, что во всех моделях данного исследования используются состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции стандартные ошибки (HAC).

Как видно из результатов оценивания моделей (табл. 1), в моделях I–III коэффициент при регрессоре *debt* значим и отрицателен. Для выбора между моделями будем использовать спецификационные тесты. В таблицах с результатами оценивания регрессий приведены *p*-value соответствующих тестов. Необходимость тестирования модели с фиксированными эффектами вместо объединенной модели регрессии обусловлена наличием региональной неоднородности, которая приводит к возникновению эндогенности и несостоятельности оценок в объединенной регрессии. Робастный тест на различие констант в группах отвергает нулевую гипотезу о том, что они имеют общую константу, и подтверждает необходимость включения в модели I–II фиксированных эффектов регионов. В тесте Бреуша – Пагана для модели III нулевая гипотеза о том, что дисперсия случайных эффектов равна нулю ($\sigma_{\mu}^2 = 0$), также отвергается, что говорит о том, что вместо объединенной модели регрессии стоит тестировать RE-модель. Для сравнения модели с фиксированными эффектами и модели со случайными эффектами используется тест Хаусмана. Нулевая гипотеза этого теста состоит в том, что оценки модели со случайными эффектами, полученные с помощью доступного ОМНК, являются состоятельными. Для RE-модели (модель III) нулевая гипотеза этого теста отвергается, что говорит о несостоятельности ОМНК-оценок, вследствие чего между моделями I и III стоит сделать выбор в пользу FE-модели (модель I).

Таблица 1

Результаты моделирования влияния уровня государственного долга на темпы регионального экономического роста

Зависимая переменная: <i>lny</i> <i>n</i> = 921	Модели		
	I	II	III
	FE: Внутригрупповая		RE: GLS
<i>const</i>	10,49*** (0,61)	10,61*** (0,58)	8,90*** (0,50)
<i>debt</i>	-0,446* (0,248)	-1,15*** (0,41)	-0,418* (0,239)
<i>lnSub</i>	-0,0007 (0,0014)	-0,0008 (0,0013)	-0,0019 (0,0015)
<i>lnL</i>	0,38*** (0,09)	0,37*** (0,09)	0,63*** (0,08)
<i>investP</i>	0,00016 (0,00060)	0,0002 (0,0006)	0,00006 (0,0006)
<i>FR</i>	0,0020** (0,0007)	0,0020*** (0,0007)	0,0022*** (0,0007)
<i>LPI</i>	0,0017*** (0,0003)	0,0017*** (0,0003)	0,0018*** (0,0004)
<i>dept</i> ²		3,44*** (1,29)	
Временные эффекты	да	да	да
Региональные эффекты	да	да	да
Тест Вальда на совместную значимость временных эффектов (χ^2)	7,9e-112	3,7e-114	3e-110
Робастный тест на различие констант в группах	1,5e-307	2,8e-269	
Тест Бреуша – Пагана			0
Тест Хаусмана			5,1e-14
R^2_{within}	0,525	0,536	
<i>lnL</i>	1568	1578	-904

Источник: составлено автором.

Таким образом, по результатам проведенных тестов предпочтение отдается результатам оценивания двунаправленной модели с фиксированными эффектами (I). В данной модели коэффициент при регрессоре *debt* значим на 10%-ном уровне и отрицателен. Его можно интерпретировать следующим образом: увеличение уровня государственного долга субъекта на начало года на 0,01 (то есть на 1 п. п.) в среднем при прочих равных ведет к снижению темпов регионального экономического роста на $(e^{-0,446 \cdot 0,01} - 1) \cdot 100\% = -0,45\%$ в текущем году. Однако в целом оценки коэффициента при регрессоре *debt* в моделях I и III схожи. 90%-ный доверительный интервал для коэффициента при регрессоре *debt* в модели I: (-0,859; -0,032), в модели III: (-0,812; -0,025). То есть на уровне 10% в обеих моделях данный коэффициент отрицателен и значим, а также значительно отличается от -1. Таким образом, из этих моделей на уровне значимости 10% можно сделать вывод, что увеличение объема государственного долга субъекта на начало года на 0,01 (то есть на 1 п. п.) ведет к снижению темпов регионального экономического роста в текущем году на величину, меньшую 1%.

Дополнительно для проверки устойчивости результатов и рассмотрения данной зависимости в динамике в двунаправленную модель с фиксированными эффектами спецификации (с1) были добавлены лаги регрессоров до второго включительно. С целью сокращения записи в уравнении ниже приведены только оценки коэффициентов при переменной интереса и ее лагах, а также значимые коэффициенты при контрольных переменных. Незначимые коэффициенты при контрольных переменных не приведены в записи уравнения, хотя учитываются при его оценке. Также стоит отметить, что $debt_{i,t}$ обозначает уровень государственного долга субъекта на начало *t*-го года.

$$\begin{aligned} \widehat{\ln y}_{i,t} = & \frac{11,0}{(0,739)^{***}} - \frac{0,444}{(0,135)^{***}} debt_{i,t} - \frac{0,020}{(0,103)} debt_{i,t-1} - \\ & - \frac{0,096}{(0,169)} debt_{i,t-2} + \frac{0,291}{(0,073)^{***}} \ln L_{i,t} + \frac{0,001}{(0,0007)^*} FR_{i,t-2} + \\ & + \frac{0,004}{(0,0005)^{***}} LPI_{i,t} + \frac{0,003}{(0,0006)^{***}} LPI_{i,t-1} + \frac{0,0009}{(0,0003)^{***}} LPI_{i,t-2} \end{aligned} \quad (3)$$

Результаты модели, представленной в формуле 3, подтверждают полученные ранее оценки и свидетельствуют об отрицательном влиянии уровня государственного долга на темпы роста реального ВРП. При этом сама величина оценки данного коэффициента схожа с моделями I и III, что также демонстрирует их устойчивость.

С помощью модели II, результаты оценивания которой приведены в табл. 1, дополнительно проверяется квадратичная форма зависимости темпов роста реального ВРП от уровня государственного долга субъекта РФ. Модель II представляет собой двунаправленную модель с фиксированными эффектами, дополнительно включающую квадрат уровня государственного долга $debt^2$. По результатам оценивания модели II выявлено, что коэффициент при регрессоре $debt^2$ значим на уровне 5% и положителен. Исходя из значений коэффициентов получается, что зависимость имеет вид параболы ветвями вверх, абсцисса вершины которой составляет 0,167. Однако из этого нельзя сделать вывод о наличии возрастающего участка зависимости, то есть положительного влияния на темпы экономического роста после достижения вершины параболы, так как почти все наблюдения находятся на убывающем участке параболы. Поэтому значимость положительного коэффициента при $debt^2$ и отрицательного коэффициента при *debt* также свидетельствует об отрицательной зависимости темпов регионального экономического роста от уровня государственного долга. Однако стоит отметить, что при добавлении в модель квадрата уровня государственного долга возникает заметная частичная мультиколлинеарность, поэтому в дальнейшем было решено использовать процедуру Хансена для нахождения порогового уровня и выявления направленности зависимости до и после его достижения.

Кластеризация субъектов РФ по уровню социально-экономического развития

Влияние государственного долга на региональный экономический рост может иметь неоднородный характер и различаться в зависимости от уровня социально-экономического развития региона. В целях последующей проверки этой гипотезы в настоящем подразделе проводится кластеризация субъектов РФ на основе характеристик их социально-экономического развития. Объединение исследуемых объектов в группы на основе схожести по некоторым критериям является распространенным приемом для учета их гетерогенности [Винокуров и др., 2020]. Кластеризация исследуемых объектов позволяет строить эконометрические модели в разрезе сформированных согласно определенному принципу групп и выявлять различия между ними. Именно поэтому задача кластеризации субъектов РФ является актуальной и затрагивается в работах российских исследователей. Принципы кластеризации регионов Российской Федерации различны в зависимости от интересующих характеристик: уровень социально-экономического развития [Протасов, Юров, 2022], качество жизни и населения [Локосов и др., 2019] и др. В данном исследовании производится кластеризация субъектов РФ по уровню их социально-экономического развития, для чего используются следующие показатели:

- основной набор социально-экономических показателей: ВРП на душу населения, среднегодовой уровень инфляции, уровень безработицы, среднедушевые денежные доходы населения, средняя доля городского населения, уровень бедности;
- набор показателей, характеризующих темпы экономического развития: среднегодовой прирост ВРП, коэффициент обновления фондов, среднегодовой прирост производительности труда, доля инвестиций в ВРП;
- набор демографических показателей: общий коэффициент рождаемости, общий коэффициент смертности, коэффициент миграционного прироста, средняя ожидаемая продолжительность жизни, также используемых для кластеризации в работах [Протасов, Юров, 2022; Локосов и др., 2019].

Для каждого из перечисленных выше показателей рассчитывается среднее за максимальный период доступности данных по показателю в рамках периода исследования (2011–2021 гг.), которое и используется для кластеризации. Отметим, что все отобранные для кластеризации переменные являются показателями социально-экономического развития регионов и измерены в относительном или среднедушевом выражении. Использование относительных и среднедушевых показателей обуславливается необходимостью исключения фактора общего масштаба территорий, населения и экономики региона при кластеризации субъектов по уровню социально-экономического развития.

Для кластеризации применяется метод *k*-средних, относящийся к классу методов машинного обучения без учителя (*unsupervised learning*). Он представляет собой итеративный алгоритм, на каждом шаге которого происходит распределение объектов по кластерам по принципу отнесения объекта к кластеру ближайшего центроида, после чего центры масс кластеров (центроиды) пересчитываются. Алгоритм завершается, когда центры кластеров перестают меняться. В качестве метрики расстояния в алгоритме используется евклидова метрика.

$$\frac{1}{nk} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k (x_i - \mu_j)^2 I(a(x_i) = j) \rightarrow \min \quad (4)$$

Метод *k*-средних представляет собой классический алгоритм кластеризации и относится к наиболее популярным методам кластеризации. Он является базовым алгоритмом, на котором основываются некоторые другие распространенные методы, к примеру спектральная кластеризация. Метод *k*-средних имеет удобный и четко интерпретируемый гиперпараметр в виде числа кластеров (*k*), который можно определить

эвристически. Данный метод позволяет провести высокоуровневый анализ геометрии расположения объектов в признаковом пространстве и является хорошо интерпретируемым. Стоит отметить, что задача кластеризации является творческой, она не имеет единственно верного решения, поэтому однозначно наилучшего алгоритма не существует. Даже такие наиболее популярные методы кластеризации, как DBSCAN, иерархическая кластеризация и *k*-средних, решают задачи с разной степенью успешности в зависимости от геометрии исходной задачи. Кроме того, существенное влияние на результаты оказывают выбранные значения гиперпараметров и инициализация. Тем не менее метод *k*-средних часто применяется и демонстрирует неплохие результаты, в том числе в различных задачах кластеризации объектов в признаковом пространстве экономических показателей.

Так как принцип работы алгоритма *k*-средних основан на минимизации суммы расстояний от объектов до соответствующих центроидов, то перед кластеризацией необходимо стандартизовать все признаки, чтобы обеспечить их соизмеримость. При реализации алгоритма *k*-средних необходимо заранее задать число кластеров. Для определения оптимального числа кластеров можно применить метод силуэта, основанный на расчете такой метрики качества кластеризации, как коэффициент силуэта. Изначально этот коэффициент определяется для каждого объекта в отдельности:

$$S(x_i) = \frac{B(x_i) - A(x_i)}{\max(A(x_i), B(x_i))}, \quad (5)$$

где $A(x_i)$ — среднее расстояние между объектом x_i и объектами его кластера, $B(x_i)$ — среднее расстояние между x_i и объектами другого ближайшего кластера.

Коэффициент силуэта для произведенной кластеризации объектов определяется как среднее из индивидуальных коэффициентов силуэта. Показатель силуэта измеряется в пределах от -1 до 1 , и чем ближе показатель силуэта к 1 , тем лучше качество кластеризующей модели. Поэтому выбирается то оптимальное число кластеров, при котором коэффициент силуэта максимален. Как видно из графика (рис. 1), значения коэффициента силуэта при числе кластеров $k = 2$ и $k = 3$ значительно больше значений соответствующего коэффициента при другом числе кластеров. Так как коэффициент силуэта для двух кластеров немного ниже соответствующего коэффициента для трех кластеров, а целью осуществления кластеризации в данном исследовании является снижение гетерогенности внутри групп объектов и построение моделей в разрезе кластеров для выявления различий, в качестве оптимального числа кластеров было принято выбрать большее из двух наилучших, то есть $k = 3$.

Рисунок 1



Источник: рисунок автора.

Результаты кластеризации субъектов РФ по уровню социально-экономического развития с помощью метода k-средних для трех кластеров представлены в табл. 2.

Таблица 2

**Кластеризация субъектов РФ
по уровню социально-экономического развития**

Кластеры	Субъекты РФ
Кластер 1	11 регионов: г. Москва; г. Санкт-Петербург; Ненецкий автономный округ; Республика Татарстан; Ханты-Мансийский автономный округ – Югра; Ямало-Ненецкий автономный округ; Республика Саха (Якутия); Камчатский край; Магаданская область; Сахалинская область; Чукотский автономный округ
Кластер 2	8 регионов: Республика Калмыкия; Республика Дагестан; Республика Ингушетия; Кабардино-Балкарская Республика; Карачаево-Черкесская Республика; Чеченская Республика; Республика Алтай; Республика Тыва
Кластер 3	66 регионов: остальные

Источник: составлено автором.

Выделение кластеров регионов в целом логично и согласуется с их социально-экономическими характеристиками (см. Приложение 1). По результатам кластеризации был выделен обширный кластер 3, включающий 66 регионов и характеризующий средний уровень социально-экономического развития. Другие два кластера включают меньшее число субъектов и отражают высокий и низкий уровни социально-экономического развития. 11 регионов первого кластера объединяют такие показатели, как высокие среднедушевые денежные доходы населения и высокий ВРП на душу населения, большая доля городского населения, относительно низкий уровень безработицы и бедности. Таким образом, кластер 1 характеризуется высоким уровнем социально-экономического развития. Для регионов кластера 2 характерны следующие черты: низкие показатели ВРП на душу населения и среднедушевых денежных доходов, очень высокий уровень безработицы, довольно низкая доля городского населения, высокий общий коэффициент рождаемости и уровень бедности. Можно заключить, что отнесенные к кластеру 2 восемь регионов обладают низким уровнем социально-экономического развития.

Моделирование влияния уровня государственного долга на экономический рост с учетом уровня социально-экономического развития регионов

Определим различия в степени влияния государственного долга субъекта на региональный экономический рост в зависимости от уровня социально-экономического развития. Для этого используются результаты кластеризации регионов РФ по уровню социально-экономического развития, полученные в предыдущем подразделе. В табл. 3 представлены описательные статистики для переменной уровня (относительного размера) государственного долга *debt* по всей выборке в целом и отдельно по кластерам.

При моделировании влияния уровня государственного долга субъекта на региональный экономический рост на данных по всем регионам РФ наилучшей моделью среди рассматриваемых была признана двунаправленная модель с фиксированными эффектами (модель I). Теперь в данную модель будут добавлены фиктивные переменные наклона для регрессора *debt*. Таким образом, рассматривается следующая спецификация:

$$\ln y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 debt_{i,t} + \beta_2 Cluster1_i * debt_{i,t} + \beta_3 Cluster2_i * debt_{i,t} + \sum \beta_j control_{i,t}^{(j)} + \mu_i + time_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

где *Cluster1* – фиктивная переменная принадлежности региона к кластеру 1, *Cluster2* – фиктивная переменная принадлежности региона к кластеру 2. Наиболее обширный кластер 3, включающий 66 регионов со средним уровнем социально-экономического развития, выбран в качестве эталонного.

Таблица 3

**Описательные статистики переменной
уровня государственного долга (debt)**

debt	Вся выборка	Кластер 1	Кластер 2	Кластер 3
count	921	121	88	712
mean	0,0488	0,0399	0,038	0,0516
std	0,0398	0,0549	0,0205	0,0382
min	0	0	0,0015	0
25%	0,0192	0,0044	0,0204	0,0228
50%	0,043	0,0154	0,037	0,0471
75%	0,0675	0,055	0,0556	0,0705
max	0,3005	0,3005	0,0786	0,2288

Источник: составлено автором.

Результаты оценивания двунаправленной модели с фиксированными эффектами, а также *p*-value спецификационных тестов приведены в табл. 4 в столбце с моделью I. По результатам теста Вальда на совместную значимость временных эффектов нулевая гипотеза отвергается, а значит, временные эффекты значимы и их необходимо включать в модель. Аналогично по результатам робастного теста на различие констант в группах можно сделать вывод, что индивидуальные эффекты регионов значимы. При сравнении моделей RE и FE с временными эффектами стоит сделать выбор в пользу двунаправленной модели с фиксированными эффектами (модели I), так как тест Хаусмана отклоняет нулевую гипотезу о состоятельности ОМНК-оценок модели со случайными эффектами. Тем самым двунаправленная модель с фиксированными эффектами по результатам спецификационных тестов снова показала себя лучше остальных моделей: RE-модели, объединенной регрессии, однонаправленной FE-модели.

В модели I коэффициент при регрессоре *debt* значим на уровне 1% и отрицателен, поэтому для эталонного кластера 3 уровень государственного долга субъекта отрицательно влияет на региональный экономический рост (оценка соответствующего коэффициента $\widehat{\beta}_1 = -0,83$). Коэффициент при регрессоре *Cluster1 * debt* положителен и значим на уровне 1%, то есть степень влияния уровня государственного долга субъекта на региональный экономический рост для кластера 1 с высоким уровнем социально-экономического развития значительно отличается в положительную сторону от степени соответствующего влияния для кластера 3 со средним уровнем социально-экономического развития. Для регионов кластера 1 (*Cluster1* = 1) оценка коэффициента при регрессоре *debt* в приведенной модели на самом деле составляет $\widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 = 0,24$. Нулевая гипотеза $H_0: \beta_1 + \beta_2 = 0$ не отклоняется (соответствующее *p*-value = 0,13). Следовательно, наличие влияния уровня государственного долга субъекта на экономический рост в рамках кластера 1, состоящего из регионов с высоким уровнем социально-экономического развития, не выявлено (соответствующий коэффициент незначим). Для кластера 2, объединяющего регионы с низким уровнем социально-экономического развития, отсутствуют значимые отличия в степени влияния уровня государственного долга на экономический рост по сравнению с эталонным кластером 3, состоящим из регионов со средним уровнем социально-экономического развития (коэффициент при регрессоре *Cluster2 * debt* незначим).

**Результаты оценивания двунаправленной модели
с фиксированными эффектами и фиктивными переменными наклона,
а также соответствующей модели в первых разностях**

Зависимая переменная:	$\ln y$	$\Delta \ln y$
Регрессоры (или их первая разность для модели II)	Модель I	Модель II
<i>const</i>	10,55*** (0,58)	0,042*** (0,003)
<i>debt</i>	-0,83*** (0,27)	-0,19* (0,11)
<i>Cluster1 * debt</i>	1,06*** (0,28)	0,44*** (0,12)
<i>Cluster2 * debt</i>	-0,097 (0,939)	0,72 (0,56)
<i>lnSub</i>	-0,0009 (0,001)	0,0004 (0,0006)
<i>lnL</i>	0,38*** (0,09)	0,171*** (0,049)
<i>investP</i>	0,0002 (0,0006)	0,0004** (0,0002)
<i>FR</i>	0,0019*** (0,0007)	0,00063* (0,00033)
<i>LPI</i>	0,0016*** (0,0003)	0,0020*** (0,0006)
Временные эффекты	Да	Да
Региональные эффекты	Да	Да
Тест Вальда на совместную значимость временных эффектов (χ^2)	2,7e-115	3,3e-57
Робастный тест на различие констант в группах	1,3e-229	3,6e-11
Тест Хаусмана	4,8e-20	4,9e-07
<i>n</i>	921	836
R^2_{within}	0,5426	0,4259
<i>lnL</i>	1585	1928

Источник: составлено автором.

Устойчивость выводов также подтверждается моделью в первых разностях (см. модель II из табл. 4). Зависимой переменной в этой модели выступает логарифмический темп прироста реального ВРП: $\Delta \ln y_t = \ln y_t - \ln y_{t-1} = \ln \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right) = \ln(1 + g_t) \approx g_t$. Эта модель содержит первые разности регрессоров модели I, константу, временные и региональные эффекты. Коэффициент при регрессоре $\Delta debt$ значим на уровне 10% и отрицателен, это подтверждает, что увеличение прироста уровня государственного долга субъекта отрицательно влияет на темпы роста реального ВРП для группы регионов со средним уровнем социально-экономического развития (эталонного кластера 3). Коэффициент при регрессоре $\Delta(Cluster2 * debt)$ незначим, что подтверждает отсутствие значительных различий в степени этого влияния на регионы со средним и низким уровнями социально-экономического развития. Также можно наблюдать положительный и значимый на уровне 1% коэффициент при регрессоре $\Delta(Cluster1 * debt)$.

Таким образом, для регионов с высоким уровнем социально-экономического развития (кластер 1) влияния относительного размера государственного долга на темпы

регионального экономического роста не обнаружено. Для регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития (кластеры 2 и 3) выявлено отрицательное влияние уровня государственного долга на темпы регионального экономического роста, которое в целом имеет схожий для двух кластеров характер. Однако все же возникает предположение о существовании некоторого порогового уровня государственного долга для регионов со средним и низким уровнями социально-экономического развития, после превышения которого характер влияния меняется.

Нахождение порогового уровня государственного долга в зависимости от уровня социально-экономического развития регионов

С целью определения порогового уровня государственного долга субъектов РФ была проведена процедура Хансена [Hansen, 2000] по построению панельной пороговой регрессии для каждого кластера в отдельности. Значения порогового уровня государственного долга субъектов перебирались по сетке в пределах между 0,15 и 0,85 квантилями эмпирического распределения с шагом в 0,0001 (то есть 0,01%). Для каждого значения порогового уровня оценивалась панельная модель с фиксированными эффектами следующего вида:

$$\ln y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{debt}_{i,t} * I(\text{debt}_{i,t} \leq \text{thr}) + \beta_2 \text{debt}_{i,t} * I(\text{debt}_{i,t} > \text{thr}) + \sum \beta_j \text{control}_{i,t}^{(j)} + \mu_i + \text{time}_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (6)$$

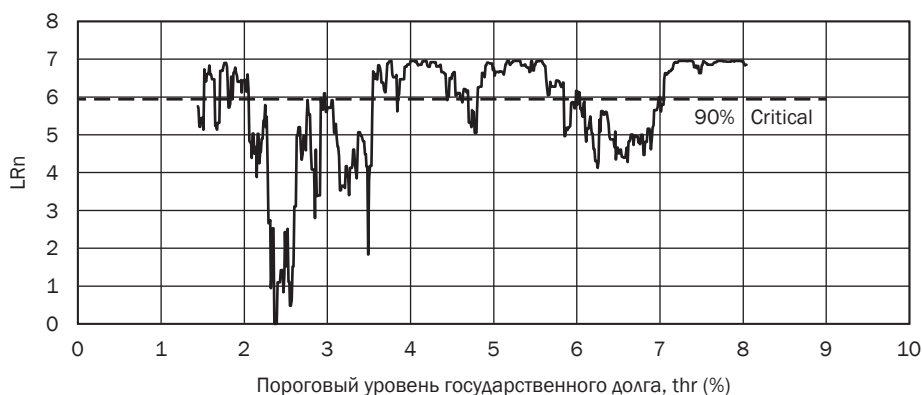
Затем был применен предложенный в работе [Hansen, 2000] метод нахождения асимптотического доверительного интервала для параметра порогового уровня (thr^*) на основе построения графика статистики отношения правдоподобия: $LR_n(\text{thr}) = n \frac{S_n(\text{thr}) - S_n(\text{thr}^*)}{S_n(\text{thr}^*)}$.

Согласно данному графическому методу нахождения доверительного интервала проводится горизонтальная линия, соответствующая асимптотическому критическому значению требуемого уровня из работы [Hansen, 2000]. Описанный метод был реализован для каждого из трех кластеров, его результаты представлены на графиках Приложения 2. Как следует из графика для кластера 1, пороговый уровень государственного долга для регионов с высоким уровнем социально-экономического развития отсутствует. На графиках для кластера 2 и кластера 3 видно, что 90%-ные доверительные интервалы потенциального порогового уровня (thr^*) для этих кластеров пересекаются между собой и оба отстоят от нуля. Полученные результаты свидетельствуют о том, что потенциальные пороговые уровни государственного долга для двух групп регионов — с низким и средним уровнями социально-экономического развития — значимо отличаются от нуля. При этом сами значения потенциального порогового уровня для этих двух кластеров между собой схожи. Так как кластер 2 включает лишь восемь регионов, то построение отдельной пороговой модели на регионах этого кластера базировалось бы на недостаточно большом наборе наблюдений. В силу схожести найденных пороговых уровней для регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития, а также незначимости фиктивной переменной наклона для кластера 2 в линейной модели предыдущего подраздела было принято решение о построении пороговой модели на объединенном кластере регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития. Тем самым была проведена процедура Хансена на объединенном кластере регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития (рис. 2). Среди построенных моделей была выбрана модель с наименьшей суммой квадратов остатков. Соответствующий ей уровень государственного долга $\text{thr}^* = 0,0236$ (2,36%) рассматривался дальше в качестве претендента на пороговый уровень. Затем была протестирована гипотеза $H_0: \beta_1 - \beta_2 = 0$ для

проверки значимости отличия в степени влияния переменной интереса на зависимую переменную до и после достижения порогового уровня. Данная гипотеза была отвергнута на уровне значимости 10%, что свидетельствует о наличии значимого порогового уровня государственного долга субъектов, равного 2,36% от ВРП. Асимптотический доверительный интервал для порогового уровня государственного долга (рис. 2) лежит правее нуля. Кроме того, около трети всех наблюдений имеют уровень государственного долга ниже порогового, что достаточно много. В совокупности с представленным статистическим методом это демонстрирует значимость отличия найденного порогового уровня от нуля.

Рисунок 2

График LRn статистики в зависимости от значения порогового уровня государственного долга при проведении процедуры Хансена на объединенном кластере регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития



Источник: рисунок автора.

Результаты оценивания пороговой двунаправленной модели с фиксированными эффектами на регионах со средним и низким уровнями социально-экономического развития приведены в табл. 5. При относительном размере государственного долга ниже порогового уровня, составляющего 2,36% от ВРП, увеличение государственного долга не влияет на темпы регионального экономического роста (соответствующий коэффициент при регрессоре $debt * I(debt \leq thr^*)$ незначим). При превышении порогового уровня наращивание государственного долга отрицательно влияет на темпы роста реального ВРП (соответствующий коэффициент при регрессоре $debt * I(debt > thr^*)$ значим и отрицателен $\widehat{\beta}_2 = -0,752$).

Стоит отметить, что примерно две трети субъектов из объединенного кластера регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития имели государственный долг выше порогового уровня по состоянию на начало 2021 г.

Таблица 5

Результаты оценивания пороговой двунаправленной модели с фиксированными эффектами для регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития

Зависимая переменная:	lny
Пороговый уровень: thr^*	0,0236
$const$	9,93*** (0,58)
$debt * I(debt \leq thr^*)$	0,017 (0,547)

Зависимая переменная:	lny
$debt * I(debt > thr^*)$	-0,752*** (0,262)
$lnSub$	-0,0013 (0,0014)
lnL	0,450*** (0,090)
$investP$	0,0007 (0,0005)
FR	0,00130* (0,00065)
LPI	0,0015*** (0,0003)
Временные эффекты	Да
Региональные эффекты (χ^2)	Да
Тест Вальда на совместную значимость временных эффектов	8,8e-151
Робастный тест на различие констант в группах	5,3e-210
n	800
R^2_{within}	0,5815
lnL	1454

Источник: составлено автором.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

По результатам исследования можно сделать вывод, что относительный размер государственного долга субъекта РФ в целом отрицательно влияет на региональный экономический рост. Было оценено, что повышение уровня государственного долга субъекта на 1 п. п. в среднем при прочих равных ведет к снижению темпов регионального экономического роста на 0,45%. При этом одной из моделей отмечен возможный нелинейный характер влияния.

В результате кластеризации субъекты РФ были разделены на три группы по уровню социально-экономического развития: средний уровень — 66 регионов, высокий уровень — 11 регионов, низкий уровень — 8 регионов. Было выявлено наличие отрицательного влияния уровня государственного долга на темпы регионального экономического роста для регионов с низким и средним уровнями социально-экономического развития, что согласуется с оценками на общероссийских данных. Однако с помощью пороговой модели было уточнено, что отрицательное влияние относительного размера государственного долга на темпы регионального экономического роста для субъектов с низким и средним уровнями социально-экономического развития наблюдается только после достижения порогового уровня государственного долга в 2,36% от ВРП, в то время как до этого уровня влияния государственного долга на темпы регионального экономического роста не выявлено. Для субъектов с высоким уровнем социально-экономического развития влияние относительного размера государственного долга на региональный экономический рост не было выявлено.

Перечисленные выше оценки для российских регионов впервые были получены в этом исследовании, что отражает его новизну. Таким образом, по результатам исследования можно дать рекомендации относительно региональной бюджетной политики: для регионов, характеризующихся низким и средним уровнями социально-экономического развития, — увеличение государственного долга для покрытия дефицита бюджета возможно

до уровня 2,36% от ВРП без негативного воздействия на темпы регионального экономического роста. Но превышение этого уровня нежелательно, поскольку оно отрицательно влияет на темпы регионального экономического роста. Для регионов с высоким уровнем социально-экономического развития изменение относительного размера государственного долга имеет нейтральный характер по отношению к региональному экономическому росту, а значит, государственный долг в случае необходимости может быть увеличен.

Список источников

1. Винокуров Е., Лаврова Н., Петренко В. Оптимальный долг и качество институтов / Рабочий документ Евразийского фонда стабилизации и развития РД/20/4, 2020.
2. Локосов В. В., Рюмина Е. В., Ульянов В. В. Кластеризация регионов России по показателям качества жизни и качества населения // *Народонаселение*. 2019. Т. 22. № 4. С. 4–17.
3. Наумов И. В., Никулина Н. Л. Сценарное моделирование влияния динамики государственного долга на валовой региональный продукт субъектов России // *Финансы: теория и практика*. 2021. Т. 25. № 6. С. 68–84. <https://doi.org/10.26794/2587-5671-2021-25-6-68-84>.
4. Протасов Ю. М., Юров В. М. Кластеризация регионов РФ по уровню их социально-экономического развития // *Вестник Московского государственного областного университета. Серия: Экономика*. 2022. № 2. С. 95–103. <https://doi.org/10.18384/2310-6646-2022-2-95-103>.
5. Afonso A., Alves J. The Role of Government Debt in Economic Growth // *Lisboa School of Economics and Management Working Paper*. 2014. № 16.
6. Égert B. The 90% public debt threshold: the rise and fall of a stylized fact // *Applied Economics*. 2015. Vol. 47. Iss. 34–35. P. 3756–3770. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2468805>.
7. Burhanudin M. D. et al. Real effects of government debt on sustainable economic growth in Malaysia // *Journal of International Studies*. 2017. Vol. 10. № 3. P. 161–172. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2017/10-3/12>.
8. Gómez-Puig M., Sosvilla-Rivero S. The Causal Relationship between Debt and Growth in EMU Countries // *Journal of Policy Modeling*. 2015. № 37. P. 974–989. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.09.004>.
9. Hansen B. Sample splitting and threshold estimation // *Econometrica*. 2000. Vol. 68 (3). P. 575–603. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124>.
10. Law S. H. et al. Public debt and economic growth in developing countries: Nonlinearity and threshold analysis // *Economic Modelling*. 2021. Vol. 98. P. 26–40. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.02.004>.
11. Mencinger J. et al. Revisiting the Role of Public Debt in Economic Growth: the Case of OECD Countries // *Engineering Economics*. 2015. Vol. 26 (1). P. 61–66. <http://dx.doi.org/10.5755/j01.ee.26.1.4551>.
12. Mitze T., Matz F. Public debt and growth in German federal states: What can Europe learn? // *Journal of Policy Modeling*. 2015. Vol. 37 (2). P. 208–228. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.02.003>.
13. Panizza U., Presbitero A. F. Public debt and economic growth: Is there a causal effect? // *Journal of Macroeconomics* 2014. Vol. 41 (C). P. 21–41. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.03.009>.
14. Yang W., Zhang Z. et al. Impact of China's Provincial Government Debt on Economic Growth and Sustainable Development // *Sustainability*. 2022. Vol. 14 (3). Art. 1474. <https://doi.org/10.3390/su14031474>.

References

1. Vinokurov E., Lavrova N., Petrenko V. (2020). Optimal debt and quality of institutions. Working document of the Eurasian Fund for Stabilization and Development (In Russ.).
2. Lokosov V., Ryumina E., Ulyanov V. (2019). Clustering of Russian regions in terms of quality of life and quality of population. *Narodonaselenie – Population*, 22 (4), 4–17 (In Russ.).
3. Naumov I.V., Nikulina N.L. (2021). Scenario modelling of the impact of the dynamics of public debt on the gross regional product of Russian regions. *Finansy: teoriya i praktika – Finance: Theory and Practice*, 25 (6), 68–84. <https://doi.org/10.26794/2587-5671-2021-25-6-68-84>.
4. Protasov Yu.M., Yurov V.M. (2022). Clusterization of the Regions of the Russian Federation by Their Level Socio-Economic Development. *Vestnik Moskovskogo gosudarstvennogo oblastnogo universiteta. Seriya: E`konomika – Bulletin of Moscow Region State University. Series: Economics*, 2, 95–103 (In Russ.). <https://doi.org/10.18384/2310-6646-2022-2-95-103>.
5. Afonso A. and Alves J. (2014). The Role of Government Debt in Economic Growth. *Lisboa School of Economics and Management Working Paper*, 16. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2468805>.
6. Égert B. (2015). The 90% public debt threshold: the rise and fall of a stylized fact. *Applied Economics*, 47, 34–35, 3756–3770. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2274628>

7. Burhanudin M.D. et al. (2017). Real effects of government debt on sustainable economic growth in Malaysia. *Journal of International Studies*, 10 (3), 161–172. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2017/10-3/12>.
8. Gómez-Puig M., Sosvilla-Rivero S. (2015). The Causal Relationship between Debt and Growth in EMU Countries. *Journal of Policy Modeling*, 37, 974–989. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.09.004>.
9. Hansen B. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68 (3), 575–603. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124>
10. Law S.H. et al. (2021). Public debt and economic growth in developing countries: Nonlinearity and threshold analysis. *Economic Modelling*, 98, 26–40. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.02.004>.
11. Mencinger J. et al. (2015). Revisiting the Role of Public Debt in Economic Growth: the Case of OECD Countries. *Engineering Economics*, 26 (1), 61–66. <http://dx.doi.org/10.5755/j01.ee.26.1.4551>.
12. Mitze T. Matz F. (2015). Public debt and growth in German federal states: What can Europe learn? *Journal of Policy Modeling*, 37 (2), 208–228. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.02.003>.
13. Panizza Ugo & Presbitero Andrea F. (2014). Public debt and economic growth: Is there a causal effect? *Journal of Macroeconomics*, 41 (C), 21–41. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.03.009>.
14. Yang W., Zhang Z. et al. (2022). Impact of China's Provincial Government Debt on Economic Growth and Sustainable Development. *Sustainability*, 14 (3), 1474. <https://doi.org/10.3390/su14031474>.

Информация об авторе

Анастасия Михайловна Матевосова, студент бакалавриата экономического факультета МГУ имени М. В. Ломоносова, старший лаборант Центра исследований международной макроэкономики и внешнеэкономических связей Института экономики РАН, г. Москва

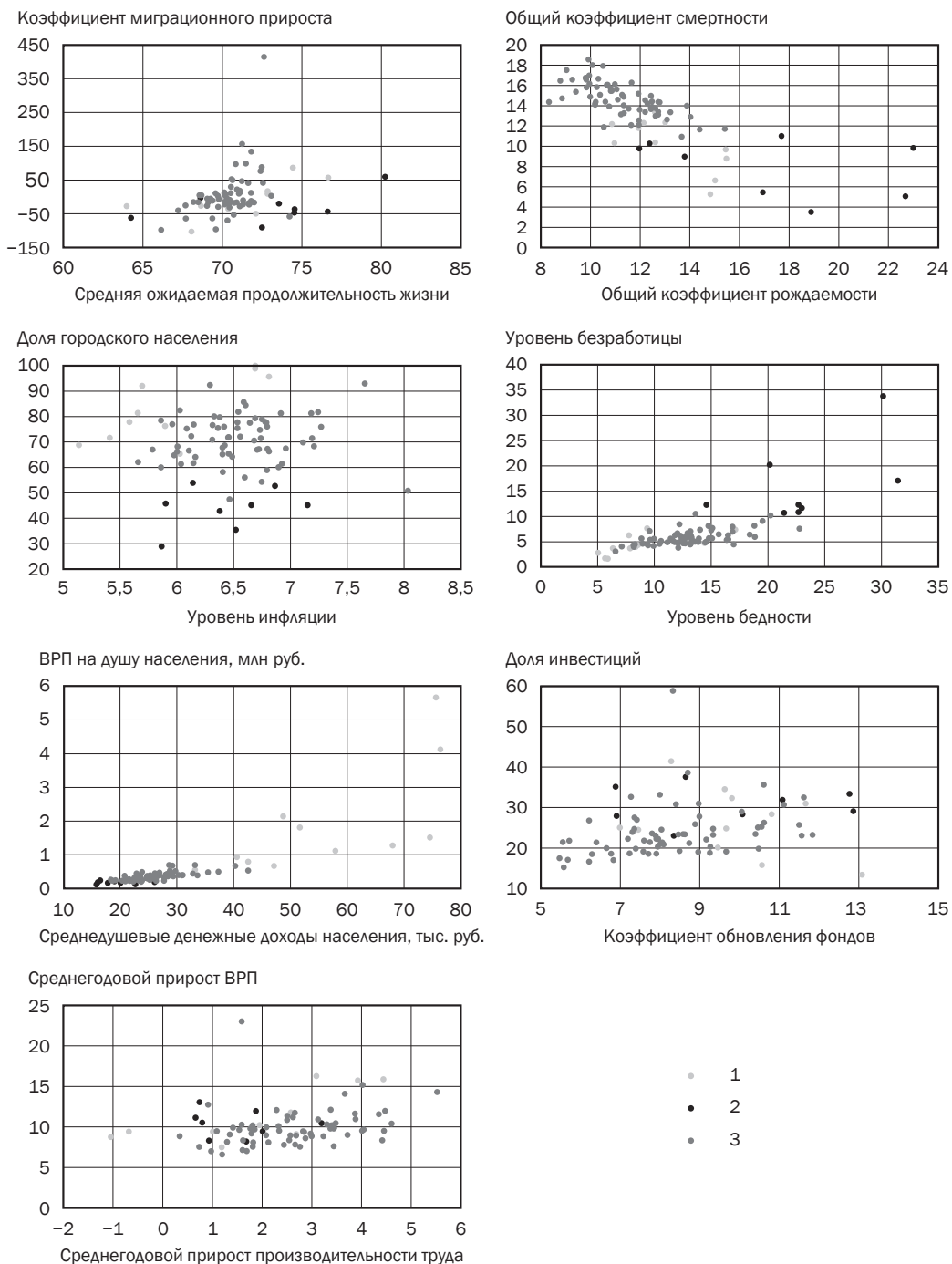
Information about the author

Anastasia M. Matevosova, Student of the Faculty of Economics of Lomonosov Moscow State University, Senior Laboratory Assistant at the Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences, Moscow

Статья поступила в редакцию 02.05.2024
Одобрена после рецензирования 19.07.2024
Принята к публикации 08.08.2024

The article submitted May 2, 2024
Approved after reviewing July 19, 2024
Accepted for publication August 8, 2024

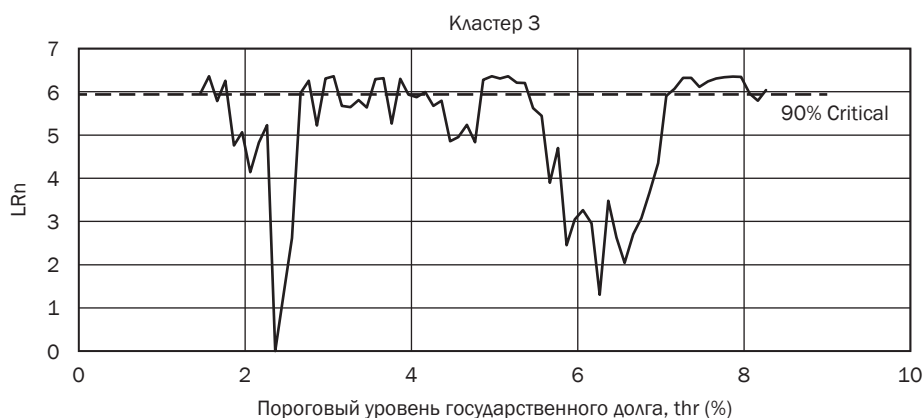
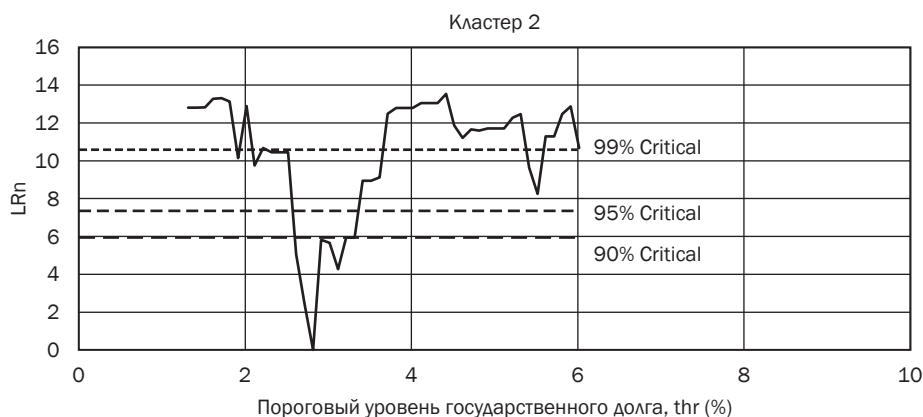
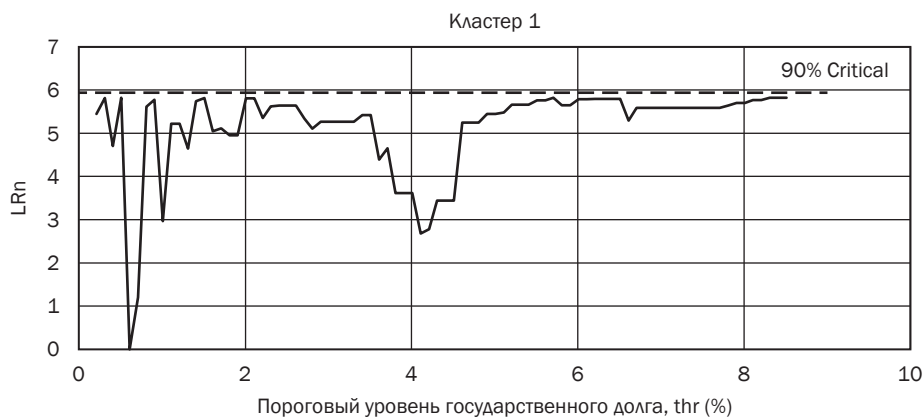
**Социально-экономические характеристики,
используемые при кластеризации регионов**



Источник: расчеты автора.

ПРИЛОЖЕНИЕ 2

Графики LRn статистики в зависимости от значений порогового уровня государственного долга при проведении процедуры Хансена для каждого кластера



Источник: рисунок автора.