

DOI: [10.14515/monitoring.2023.6.2473](https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.6.2473)



Л. С. Засимова, А. Г. Хусаинова

## НЕРАВЕНСТВО В РАСХОДАХ НА ЛЕКАРСТВА И БАД В РОССИИ: ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

### Правильная ссылка на статью:

Засимова Л. С., Хусаинова А. Г. Неравенство в расходах на лекарства и БАД в России: эмпирический анализ // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2023. № 6. С. 118—143. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.6.2473>.

### For citation:

Zasimova L. S., Khusainova A. G. (2023) Inequality in Spending on Medicines and Dietary Supplements in Russia: An Empirical Analysis. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*. No. 6. P. 118–143. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.6.2473>. (In Russ.)

Получено: 15.08.2023. Принято к публикации: 23.11.2023.

## НЕРАВЕНСТВО В РАСХОДАХ НА ЛЕКАРСТВА И БАД В РОССИИ: ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

*ЗАСИМОВА Людмила Сергеевна — кандидат экономических наук, доцент, заместитель декана факультета экономических наук, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия*  
E-MAIL: [lzasimova@hse.ru](mailto:lzasimova@hse.ru)  
<https://orcid.org/0000-0002-1278-9091>

*ХУСАИНОВА Алиса Глебовна — младший специалист по развитию операционных систем, ООО «Яндекс», Москва, Россия*  
E-MAIL: [alicekhusainova@gmail.com](mailto:alicekhusainova@gmail.com)  
<https://orcid.org/0000-0001-7265-9179>

**Аннотация.** В статье исследуются проблемы доступности лекарств и биологически активных добавок (БАД) в российских семьях с разным уровнем дохода в 2010—2021 гг. С помощью регрессионного анализа авторы изучают как факторы отказа от покупки лекарств и БАД, так и сумму расходов на них. Обосновывается необходимость рассмотрения расходов на лекарства по квинтильным доходным группам. Эмпирический анализ опирается на данные РМЭЗ НИУ ВШЭ. Используются модели Хекмана, модели бинарного выбора, а также модели со случайным эффектом для анализа панельных данных. Среди исследуемых факторов, помимо среднедушевого дохода домохозяйств, оценивается роль показателей здоровья (мультиморбидность, самооценка здоровья, посещения врача), образования, состава домохозяйства (наличие несовершеннолетних детей и пенсионеров), места проживания. Показано, что наблюда-

## INEQUALITY IN SPENDING ON MEDICINES AND DIETARY SUPPLEMENTS IN RUSSIA: AN EMPIRICAL ANALYSIS

*Liudmila S. ZASIMOVA<sup>1</sup> — Cand. Sci. (Econ.), Assistant Professor, Deputy Dean at the Faculty of Economic Sciences*  
E-MAIL: [lzasimova@hse.ru](mailto:lzasimova@hse.ru)  
<https://orcid.org/0000-0002-1278-9091>

*Alisa G. KHUSAINOVA<sup>2</sup> — Junior Operating Systems Development Specialist*  
E-MAIL: [alicekhusainova@gmail.com](mailto:alicekhusainova@gmail.com)  
<https://orcid.org/0000-0001-7265-9179>

<sup>1</sup> HSE University, Moscow, Russia

<sup>2</sup> Yandex LLC, Moscow, Russia

**Abstract.** The article examines access to medicines and dietary supplements in Russian families with different income levels in 2010—2021. Using regression analysis, the authors study both factors of refusal to purchase medicines and dietary supplements and the amount of expenses for them, justifying the need to estimate these indicators by quintile income groups. The empirical analysis is based on the RLMS-HSE data and employs Heckman models, binary choice models, and random effect models for panel data. Along with per capita household income, the authors include other relevant factors that can impact family expenditures on medicines and dietary supplements, namely: health status (multimorbidity, self-assessment of health, doctor visits), education, household composition (the presence of children and pensioners), and place of residence. The study reveals a significant difference in the per capita expenditures on medicines and dietary supple-

ется статистически значимая разница в среднедушевых расходах на лекарства и БАД у семей из разных доходных квинтилей: в 2021 г. она составила 2,8 раз между двумя крайними квинтилями. Семьи из нижнего доходного квинтиля могут отказываться от покупки лекарств и БАД по причине низкого дохода, что нехарактерно для других доходных квинтилей. Факторы здоровья значимы для всех доходных квинтилей, но их влияние растёт с переходом в более высокий доходный квинтиль, тогда как для самого нижнего квинтиля доход важнее факторов здоровья. Семьи из нижнего доходного квинтиля в 2020—2021 г. существенно сокращали расходы на лекарства и БАД, несмотря на возросшую потребность в лечении из-за пандемии COVID-19. В заключении среди прочего делается вывод о необходимости проработки дополнительных механизмов лекарственного обеспечения, позволяющих реагировать на непредвиденное ухудшение финансового положения семей в периоды кризисов.

**Ключевые слова:** лекарственные средства, биологически активные добавки, здоровье, доходы, неравенство, пандемия COVID-19

**Благодарность.** Статья подготовлена при поддержке Факультета экономических наук НИУ ВШЭ в рамках работы Исследовательской рабочей группы по оценке результативности программ и мер социальной политики.

## Введение

Всемирная организация здравоохранения (ВОЗ) отмечает, что недоступность лекарственной терапии является одной из самых серьезных проблем здравоохранения в глобальном масштабе, усугубляющейся как региональным, так и внутри-

ments in different income quintiles: in 2021 this difference reached 2.8 times between the fifth and the first quintiles. Families from the lowest income quintile may refuse to purchase medicines and dietary supplements due to low income, which is not typical for other income quintiles. Health factors are significant for all income quintiles, but their impact increases in higher income quintiles. On the contrary, for the lowest income quintile, income is more important than health factors. Families from the lowest income quintile experienced significant cuts in real spending on medicines and dietary supplements in 2020—2021, despite the increased need for treatment due to the COVID-19 pandemic. In conclusion, among other things, the authors highlight a necessity to develop additional mechanisms for drug provision to respond to unforeseen deterioration in the financial situation of families during periods of crisis.

**Keywords:** medicines, dietary supplements, health, income, inequality, COVID-19 pandemic

**Acknowledgments.** The paper was prepared within the Research Working Group on the Evaluation of Social Policy Programs' and Measures' Effectiveness funded by the Faculty of Economic Sciences, HSE University.

страновым неравенством [WHO, 2004]. Доступность лекарственных средств (ЛС), витаминов и биологически активных добавок (БАД) напрямую влияет на здоровье населения, поскольку лекарственная терапия и профилактика дефицита витаминов и минеральных веществ составляет основу лечения многих заболеваний. По этой причине так важно, чтобы люди с любым уровнем дохода могли приобрести необходимые им лекарства и БАД.

В большинстве развитых стран расходы населения на ЛС и некоторые БАД покрываются за счет средств частного или общественного медицинского страхования. В отличие от них, в России Программой государственных гарантий бесплатного оказания гражданам медицинской помощи лекарственные препараты предоставляются бесплатно либо при лечении в условиях стационара, либо отдельным категориям граждан в рамках льготного лекарственного обеспечения в амбулаторных условиях. Однако льготное лекарственное обеспечение распространяется не более чем на 10 % населения России [Gerry, Kaneva, Zasimova, 2017]. В результате значительная часть бремени расходов на лекарства и БАД ложится непосредственно на домохозяйства.

В этом плане неудивительно, что предыдущие исследования потребления лекарств в России увязывают расходы на них с уровнем благосостояния домохозяйств [Засимова, Коссова, 2016; Blam, Kovalev, 2003; Zazdravnykh, Aistov, Aleksandrova, 2021]. Более того, исследования последних лет отмечают все возрастающую роль доходов в принятии решений о покупке лекарств и о величине расходов на них [Засимова, Хусаинова, 2022; Zazdravnykh, Aistov, Aleksandrova, 2021]. При этом, однако, в упомянутых исследованиях не уточняется, для каких групп населения доход является значимым сдерживающим фактором покупки ЛС и БАД и каковы различия в доступности лекарственной терапии между низкодоходными и высокодоходными группами населения.

В данной статье анализируются факторы, повлиявшие на расходы российских семей на ЛС и БАД в 2010—2021 гг., в том числе в разных квинтильных группах. Эмпирический анализ опирается на данные РМЭЗ НИУ ВШЭ, позволяющие оценить вероятность отказа от покупки лекарств и БАД, а также разницу в расходах на них у семей с разным уровнем дохода. Кроме того, исследуемый период охватывает два года пандемии COVID-19, характеризовавшийся повышенным спросом на лекарства и БАД. Это позволяет проследить, насколько устойчивы факторы, влияющие на решения о расходах на ЛС и БАД разных групп населения в относительно благополучные годы и во время пандемии COVID-19.

Статья построена следующим образом. В первой части приводится краткий обзор исследований, посвященных влиянию доходов на покупку ЛС и БАД. Во второй части работы поясняется выбор методологии исследования, дается характеристика данным и переменным, отобранным для эмпирического анализа. В третьей части приводятся основные результаты, которые также соотносятся с предыдущими исследованиями. Выводы и рекомендация содержатся в заключении.

## Обзор литературы

Связь доходов, здоровья, и расходов на лечение достаточно хорошо изучена. Значительное число исследований фокусируется на механизмах взаимосвязи

здоровья и доходов, а также на их эмпирическом подтверждении [Карцева, Кузнецова, 2023]. Тот факт, что благосостояние людей должно оказывать влияние на расходы на медицинские товары и услуги, подкрепляется экономической теорией. Начиная с Майкла Гроссмана [Grossman, 1972, 2000] принято считать, что инвестиции в здоровье сокращают количество пропусков работы из-за болезни, и потому более высокие доходы должны стимулировать людей расходовать больше средств на улучшение своего здоровья. В последующих эмпирических исследованиях расходы на лекарства и БАД, как правило, отдельно не рассматривались, а учитывались в совокупных расходах на лечение. Однако в двух работах внимание было уделено непосредственно расходам на лекарства. Так, Элис Санвальд и Энгельберт Тойрль [Sanwald, Theurl, 2017] отдельно оценивали эластичность по доходу для рецептурных и безрецептурных ЛС в Австрии. Как и ожидалось, расходы на безрецептурные препараты увеличивались с ростом дохода, поскольку люди платили за них из своего кармана, тогда как расходы на лекарства по рецепту покрывались за счет средств медицинского страхования. В исследовании, проведенном в Казахстане [Sari, Langenbrunner, 2001], отмечалось, что группы населения с более высокими доходами тратили на лекарства больше средств в абсолютном выражении, однако часть населения с низкими доходами расходовала на них более высокую долю своего дохода. Помимо доходов расходы на лекарства были связаны со здоровьем, наличием хронических заболеваний и проживанием в сельской местности.

Для более точного учета доходного фактора исследователи часто обращаются к анализу поведения домохозяйств из разных доходных групп, в том числе к более бедному населению. Так, Кэтрин Пэз и коллеги [Paez, Zhao, Hwang, 2009] рассмотрели связь между расходами на лекарства и медицину в 2005 г. среди жителей США и сравнили результаты с основанной на аналогичных данных работой 1996 г. За этот период расходы с поправкой на инфляцию увеличились на 39,4 % на человека, при условии, что распространенность хронических заболеваний оставалась примерно одинаковой. Авторы отмечают, что личные медицинские расходы в значительной степени выросли среди бедного населения. При этом расходы на ЛС составили большую долю среди всех расходов на медицину для людей с мультиморбидностью (несколькими хроническими заболеваниями).

В работе Дженнифер Пра Ружер и Хак-чу Ким [Ruger, Kim, 2007] на основе данных по Южной Корее за 1998 г. исследуют личные расходы семей на лекарства и медицину и приходят к выводу, что индивиды, находящиеся в различных квинтилях, характеризовались разными возможностями по оплате медицинских товаров и услуг. Так, семьи, принадлежащие квинтилю с низким уровнем дохода, тратили на медицину 12,5 % от своего дохода, следующие четыре квинтиля тратили суммарно 14 % от дохода, а квинтиль с самым высоким уровнем дохода тратил всего 2 % от дохода. Кроме того, авторы отмечали, что относительные расходы на лекарства (в процентах от дохода) увеличиваются с ростом числа хронических заболеваний. Индивиды с тремя и более неинфекционными заболеваниями в нижнем квинтиле тратят на лекарства 19,5 % от дохода, а индивиды в верхнем квинтиле — 3,5 %.

Результаты обследования 4400 семей из Китая также показали, что личные расходы на медицину увеличиваются с ростом дохода [You, Kobayashi, 2011]. При разделении индивидов на квинтили по доходу оказалось, что домохозяйства, находящиеся в самом верхнем квинтиле, тратят существенно больше, чем семьи, находящиеся в самом нижнем квинтиле. В другом исследовании на китайских данных также было показано, что расходы на здравоохранение в высокодоходной группе находятся под более сильным влиянием медицинских факторов, таких как плохое состояние здоровья, и более слабым влиянием социально-экономических факторов. И наоборот, расходы на здравоохранение в нижних доходных группах сильнее подвержены социально-экономическим факторам и слабее — факторам состояния здоровья [Zhao, Zhong, 2015].

Исследования, посвященные оценке расходов на ЛС в России, пока немногочисленны. В работе Людмилы Засимовой и Елены Коссовой [Засимова, Коссова, 2016], посвященной анализу факторов расходов на лекарства в России в 2014 г., обосновывается использование двухшаговых методов анализа расходов на ЛС и БАД. При помощи эконометрического оценивания методом Хекмана они подтвердили увеличение вероятности покупки лекарственных средств при росте дохода россиян, однако величина этого эффекта была невелика по сравнению с прочими факторами: увеличение дохода на 1 % приводило к увеличению вероятности покупки ЛС всего на 0,04 %. Возможно, столь низкий вклад фактора дохода в принятие решений о покупке ЛС был связан с тем, что авторы не изучали отдельно разные доходные группы, так как выборка была недостаточно велика для деления респондентов на квинтили. Позднее Евгений Заздравных и коллеги рассмотрели эластичность расходов российских домохозяйств на медицинские услуги (включая ЛС и БАД) по доходам за период 2006—2017 гг. и сделали вывод, что для бедных слоев населения платное лечение можно рассматривать как товары роскоши, в то время как для высокодоходных групп оно характеризуется низкой эластичностью по доходу [Zazdravnykh, Aistov, Aleksandrova, 2021]. Авторы показали, что значения эластичности по доходу не менялись в рассматриваемый период.

Непосредственно расходы на лекарства у разных доходных групп в России исследовались в работе Инны Блам и Сергея Ковалева [Blam, Kovalev, 2003], проводивших дескриптивный анализ на основе данных РМЭЗ НИУ ВШЭ с 1994 по 2000 г. В работе отмечается, что до 1998 г. расходы домохозяйств на ЛС варьировались в пределах 2—2,4 % от дохода, а к 2000 г. они составили уже 8,1 % от дохода. При этом авторы указывают на разрыв в расходах на здравоохранение между верхними и нижним квинтилями: в рублях расходы домохозяйств из верхнего квинтиля были в два раза выше, чем у семей из нижнего квинтиля, но составляли гораздо менее существенную долю их доходов. В этом исследовании не анализировались факторы, влияющие на покупку ЛС и БАД в разных квинтилях, однако наличие ощутимых различий в расходах на них позволяет предположить, что спрос на лекарства и БАД в разных квинтильных группах формируется под воздействием различных факторов.

Таким образом, работы, выполненные на российских данных, фиксируют различия в расходах на лекарства разных доходных группах, но не объясняют, с чем

они связаны. Кроме того, все перечисленные работы выполнены на допандемийных данных. Данная статья дополняет проведенные ранее исследования: мы проверили, действительно ли факторы, влияющие на принятие решений о покупке ЛС и БАД и о величине расходов на них, различаются для разных доходных групп, и проанализировали, менялись ли эти факторы во время пандемии COVID-19.

## Данные и методология исследования

### Данные

В исследовании используются данные «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (РМЭЗ НИУ ВШЭ) за период с 2010 по 2021 г. Поскольку информация о расходах на ЛС и БАД содержится в семейном опроснике, в качестве единицы наблюдения выступают домохозяйства. Число домохозяйств в рассматриваемый период варьировалось от 4821 в 2018 г. до 6514 в 2012 г. Общее число наблюдений за весь период — 64 125.

В исследовании использовались две зависимые переменные:

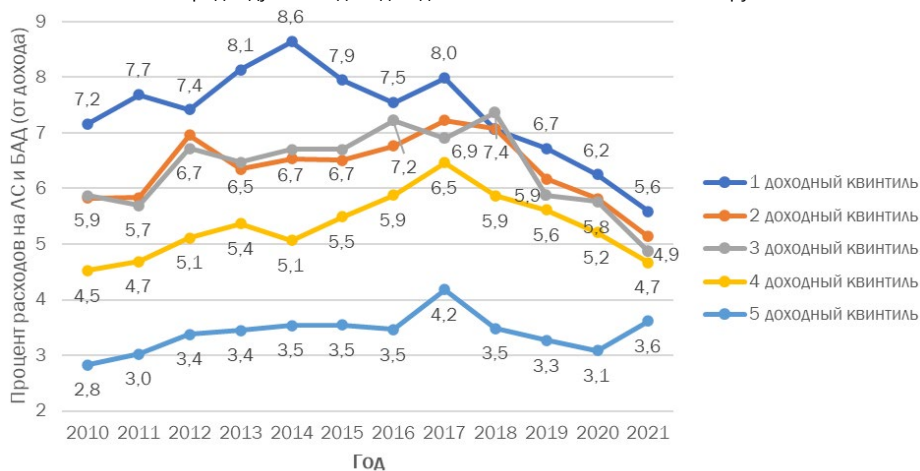
— *наличие расходов на ЛС, витамины и БАД*. Бинарная переменная, принимающая значение 1, если в течение месяца, предшествующего опросу, у домохозяйства были расходы на них, и 0 — если нет;

— *величина среднедушевых расходов на ЛС, витамины и БАД, в рублях на члена домохозяйства*. Данная переменная была скорректирована на инфляцию при помощи индекса цен на лекарства, рассчитанного на данных Росстата, и взята в логарифм.

Для исследования зависимости расходов на ЛС и БАД от доходов была построена переменная, характеризующая среднедушевые доходы домохозяйств (в рублях на члена домохозяйства). Среднедушевые доходы скорректированы на инфляцию при помощи индекса потребительских цен Росстата и взяты в логарифм. Помимо среднедушевого дохода были построены бинарные переменные, позволяющие отнести каждую семью к одному из пяти доходных квинтилей — *квинтиль 1, квинтиль 2, квинтиль 3, квинтиль 4, квинтиль 5*. Одна и та же семья в зависимости от ее текущего уровня дохода могла в один год оказаться в одной квинтильной группе, а в другой год — в другой. Границы квинтильных групп для каждого года представлены в приложении 1.

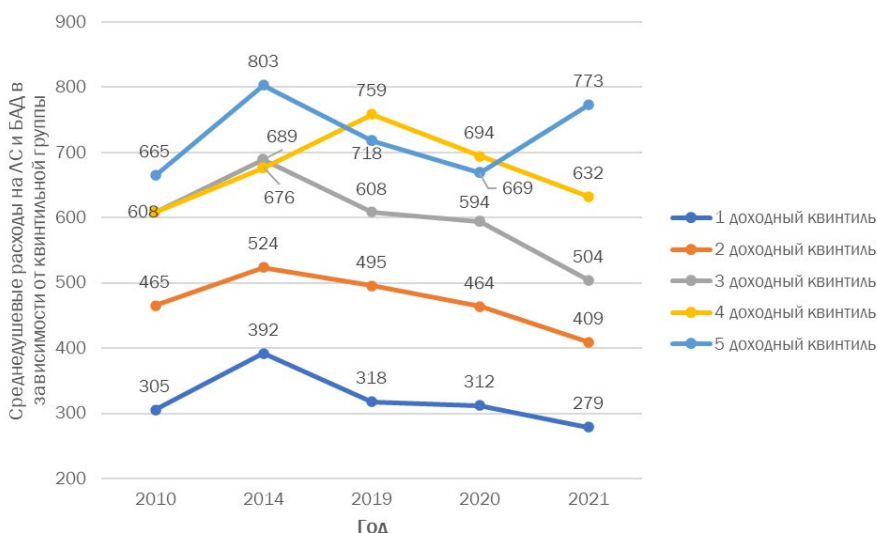
На рисунке 1 отображено, какой процент составляли среднедушевые расходы на ЛС и БАД от среднедушевых доходов домохозяйств в разных квинтильных группах. Как видно из графика, самый высокий процент наблюдался в наиболее бедных семьях, однако с 2010 по 2021 г. разрыв между верхним и нижним квинтилем сокращался, что стало особенно заметно в период пандемии COVID-19. В абсолютных значениях мы видим обратную ситуацию: высокодоходные группы тратили на ЛС намного больше низкодоходных (рис. 2). Разница в расходах между верхним и нижним квинтилями составила 2,8 раза в 2021 г., что выше, чем в предыдущие годы. Также видно, что верхний квинтиль — единственный, для которого наблюдался рост расходов на ЛС и БАД в течение всего рассматриваемого периода, в том числе в 2021 г.

Рис. 1. Среднедушевые расходы на ЛС и БАД, в % от среднедушевых доходов домохозяйств по квинтильным группам<sup>1</sup>



Примечание: 1 — первый квинтиль с самыми низкими доходами, 2, 3, 4, 5 — последующие квинтили, где 5 — с самыми высокими доходами.

Рис. 2. Среднедушевые расходы домохозяйств на ЛС и БАД по квинтильным группам, руб. в ценах 2010 г.<sup>2</sup>

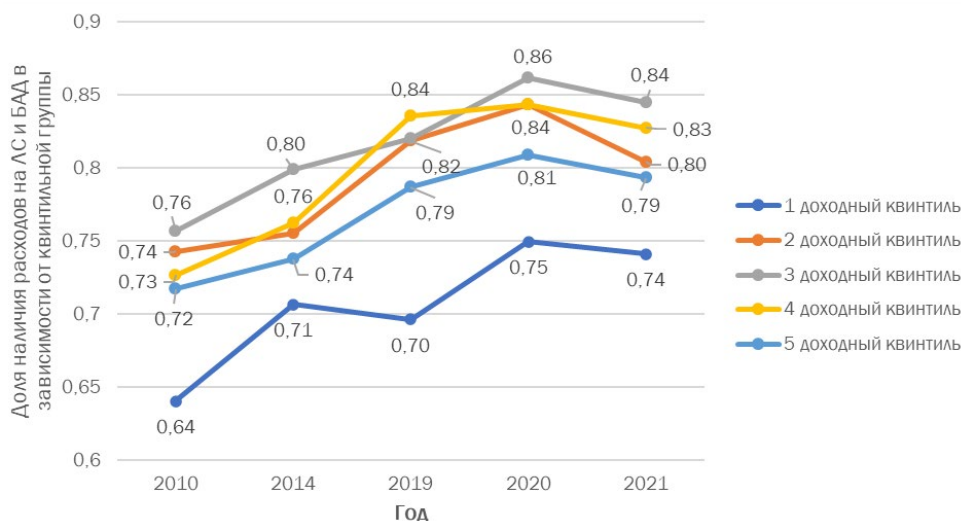


Примечание: 1 — первый квинтиль с самыми низкими доходами, 2, 3, 4, 5 — последующие квинтили, где 5 — с самыми высокими доходами.

<sup>1</sup> Источник: Рассчитано авторами на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ.

<sup>2</sup> Источник: Рассчитано авторами на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ.



Рис. 3. Распределение доли семей, приобретавших ЛС и БАД, по квинтилям<sup>3</sup>

Примечание: 1 — первый квинтиль с самыми низкими доходами, 2, 3, 4, 5 — последующие квинтили, где 5 — с самыми высокими доходами.

Важно еще отметить, что семьи из нижних квинтилей реже приобретали ЛС и БАД (у них чаще наблюдаются нулевые расходы). На рисунке 3 мы видим, что в верхних четырех квинтилях доля семей, которые покупали лекарства и витамины была выше, чем в самом низком. Таким образом, можно предположить, что низший квинтиль не только меньше тратит на ЛС и БАД, но и чаще отказывается от их покупки. Чтобы подтвердить данное предположение, необходимо провести регрессионный анализ и проконтролировать на прочие важные факторы. Выбор последних основан на обзоре литературы.

Для контроля на здоровье членов домохозяйства были построены дополнительные переменные, позволяющие учесть наличие в домохозяйстве людей с мультиморбидностью, плохой самооценкой здоровья, а также тех, кто регулярно посещает врача. Необходимость учета этих факторов подтверждается предыдущими исследованиями. Так, положительная связь между низкой самооценкой здоровья и расходами на ЛС была выявлена во многих странах, в том числе в Казахстане, Китае и России [Sari, Langenbrunner, 2001; You, Kobayashi, 2011; Засимова, Косова, 2016]. В последнее время вместо наличия хотя бы одного хронического заболевания все чаще используется показатель мультиморбидности, фиксирующий наличие двух и более хронических заболеваний у одного человека, что ассоциируется с приемом ЛС [Kaneva, Gerry, Baidin, 2018; Gerry, Kaneva, 2021; Sum et al., 2018; Засимова, Хусаинова, 2022]. Посещение врача также связывают с более высокой вероятностью покупки ЛС и БАД, так как визит к врачу часто заканчивается назначением ЛС или витаминов [Sanwald, Theurl, 2017; Brinda et al., 2012;

<sup>3</sup> Источник: Рассчитано авторами на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Засимова, Коссова, 2016]. В РМЭЗ НИУ ВШЭ показатели здоровья содержатся в базе данных по индивидам, а не домохозяйствам. По этой причине мы сначала проанализировали данные индивидуальных ответов на вопросы о самооценке здоровья, наличии хронических заболеваний и посещении врача, а затем создали переменные для характеристики домохозяйств:

— *мультиморбидность* — бинарная переменная, отвечающая за наличие в семье хотя бы одного человека с несколькими хроническими заболеваниями (1 — имеется, 0 — отсутствует);

— *плохое здоровье* — бинарная переменная, отвечающая за наличие в семье хотя бы одного человека, оценивающего свое здоровье как плохое или совсем плохое (1 — имеется, 0 — отсутствует);

— *частое посещение врача* — бинарная переменная, отвечающая за наличие в семье хотя бы одного человека, посещающего врача ежемесячно или чаще (1 — имеется, 0 — отсутствует).

Помимо состояния здоровья, в предыдущих исследованиях было выявлено, что социально-демографические характеристики оказывают влияние на расходы на ЛС и БАД. В частности, чаще всего обнаруживалась положительная связь между расходами на лекарства и наличием пожилых людей в домохозяйстве [Gerdtham, Johannesson, 1999; Mueller, Schur, O'Connell, 1997; Засимова, Коссова, 2016], уровнем образования [Gerdtham, Johannesson, 1999; Leibowitz, 2004; Yue, Hong, 2012]. Проживание в сельской местности могло и увеличивать расходы на ЛС, как это было в Казахстане [Sari, Langenbrunner, 2001] и Вьетнаме [Van Minh et al., 2013], и снижать их, как в Швеции [Gerdtham, Johannesson, 1999], Китае [You, Kobayashi, 2011] и России [Засимова, Коссова, 2016]. Также в ряде исследований расходы на ЛС были связаны с такими характеристиками, как пол индивида и наличие детей [Gerdtham, Johannesson, 1999; Засимова, Коссова, 2016; Zazdravnykh, Aistov, Aleksandrova, 2021]. Для учета всех этих факторов были созданы следующие переменные:

— *начальное образование* — бинарная переменная, принимающая значение 1 — если в семье самый высокий уровень образования из всех ее членов — начальное образование, и 0 — если иначе;

— *среднее образование* — бинарная переменная, принимающая значение 1, если в семье самый высокий уровень образования из всех ее членов — средний, и 0 — если иначе;

— *высшее образование* — бинарная переменная, отвечающая за наличие в семье хотя бы одного человека с высшим образованием (оконченным или неоконченным) и/или научной степенью, и 0 — если иначе;

— *наличие пенсионера* — бинарная переменная, отвечающая за наличие в семье хотя бы одного пенсионера, для 2010—2019 гг. пенсионный возраст для мужчины равен 60 лет и для женщины — 55 лет, для 2020 г. — для женщин 56 лет, для мужчин 61 год, для 2021 г. — для женщин 58 лет, для мужчин 63 года;

— *наличие ребенка* — бинарная переменная, отвечающая за наличие в семье хотя бы одного ребенка до 14 лет включительно;

— *проживание в городе* — бинарная переменная, отражающая проживание в городской (1) или сельской (0) местности.

Поскольку в 2020—2021 гг. пандемия COVID-19 оказала серьезное влияние на здоровье людей, их доходы, образ жизни, было необходимо учесть вклад данного фактора. По данным исследователей из других стран, во время пандемии спрос на ЛС и БАД был подвержен воздействию разнонаправленных факторов. С одной стороны, сократились посещения врачей, и, соответственно, выписывалось меньше ЛС, люди откладывали лечение [Czeisler et al., 2020; Muschol, Gissel, 2021]. С другой стороны, появлялась информация о пользе тех или иных ЛС и БАД, что стимулировало их продажи [Ahn, Kim, Koh, 2022]. Кроме того, в годы пандемии COVID-19 росла заболеваемость как непосредственно коронавирусной инфекцией, так и спровоцированными ею болезнями [Jiang, McCoy, 2020]. В целом, в большинстве исследований отмечается, что суммарный эффект пандемии привел к росту расходов на ЛС и БАД. Для контроля на эффект пандемии были созданы две переменные для 2020 и 2021 гг. соответственно.

Также в модели была включена техническая количественная переменная — *ИПЦ региона* для учета регионального эффекта. Она отражает региональный индекс потребительских цен в зависимости от региона проживания домохозяйства и года наблюдения и позволяет таким образом контролировать региональные отличия.

Описательные статистики переменных представлены в Приложениях 2 и 3. В среднем с 2010 по 2021 г. 76% семей покупали лекарства и витамины в течение 30 дней, предшествовавших опросу, и тратили по 600 руб. на одного члена домохозяйства в ценах 2010 г. При этом среднедушевой доход домохозяйства составлял 12 500 руб. в ценах 2010 г. Несмотря на большую долю семей, в составе которых были люди с мультиморбидностью, только 26% семей имели в своем составе людей, оценивавших свое состояние здоровья как плохое и очень плохое. И всего лишь в 21% семей были люди, посещавшие врача на регулярной основе. Чаще всего встречались семьи, в которых самый высокий уровень образования их членов соответствовал среднему образованию. В 55% семей был хотя бы один пенсионер, тогда как лишь в 29% семей имелся хотя бы один ребенок до 14 лет включительно.

## Методология исследования

Представляемое исследование состояло из нескольких этапов.

1. Оценка вероятности и величины расходов на ЛС и БАД в зависимости от принадлежности к квинтильной группе для каждого года отдельно при помощи модели Хекмана. В разделе «Результаты» представлены оценки для 2010 г. как самого первого года, 2014 г. как года кризиса, 2019 г. как года перед пандемией и 2020—2021 гг. как лет пандемии.

2. Оценка вероятности расходов на ЛС и БАД в зависимости от принадлежности к квинтильной группе на панельных данных (2010—2021 гг.) при помощи логит-модели со случайными эффектами.

3. Оценка модели со случайными эффектами для величины расходов на ЛС и БАД в зависимости от принадлежности к квинтильной группе на панельных данных (2010—2021 гг.) на подвыборке из тех домохозяйств, что имели расходы на ЛС и БАД.

4. Оценка вероятности расходов на ЛС и БАД в зависимости от среднедушевых доходов для каждой из пяти квинтильных групп на панельных данных (2010—2021 гг.) при помощи логит-модели со случайными эффектами.

5. Оценка модели со случайными эффектами для величины расходов на ЛС и БАД в зависимости от среднедушевых доходов на панельных данных (2010—2021 гг.) на подвыборке из тех домохозяйств, что имели расходы на ЛС и БАД.

Поясним подробнее выбранную методологию. На первом этапе исследования необходимо было убедиться, что нахождение семьи в том или ином доходном квинтиле оказывает значимое влияние на решение о покупке ЛС и БАД. Поэтому сначала были оценены модели, где в качестве независимых переменных включались квинтильные группы. Эти модели были построены для каждого года отдельно, чтобы можно было проследить изменения, произошедшие в годы пандемии COVID-19. Для оценивания использовалась модель Хекмана [Hekman, 1976, 1979], позволяющая учесть большое число нулевых ответов на вопрос о покупке ЛС. Как видно из рисунка 3, в каждый год примерно 20% семей не покупали ЛС, таким образом, имеется смещение выборки. Модель Хекмана учитывает это смещение: на первом этапе оценивается вероятность покупки ЛС и БАД (уравнение отбора), а на втором — величина расходов на них с учетом корректировки на нулевые ответы (уравнение результата).

Помимо оценок, проведенных для каждого года, мы рассмотрели, сохраняются ли полученные выводы для всего периода в целом, но уже без применения модели Хекмана. Для этого на панельных данных были построены логистические регрессии для всей выборки (оценка вероятности расходов на ЛС) и рассчитаны значения отношения шансов для всех коэффициентов.

Далее во избежание смещения оценок коэффициентов, а также для фокуса только на тех семьях, что имели расходы на ЛС и БАД, были оценены модели со случайными эффектами на данной подвыборке, позволяющие определить зависимость расходов на ЛС и БАД от нахождения в той или иной квинтильной группе. Модель со случайными эффектами оказалась предпочтительнее модели с фиксированными эффектами, поскольку последняя приводит к серьезному истощению выборки. Кроме того, мы предпочли модель со случайными эффектами, так как объект наблюдения (домохозяйство) изменчив во времени (меняется его состав, статусы членов семьи и распределение ролей внутри семьи).

Забегая вперед, отметим, что во всех моделях коэффициенты при переменных, отвечающих за квинтили, оказались значимы, поэтому на втором этапе были оценены модели расходов на ЛС отдельно для каждой квинтильной группы. Оценивалась как вероятность расходов (при помощи панельных логит-моделей на панельных данных), так и величина расходов на ЛС и БАД (при помощи моделей со случайными эффектами). Расчеты проводились в статистическом пакете Stata 14.

## Результаты

В таблице 1 представлены результаты оценки расходов на ЛС и БАД при помощи модели Хекмана. Для экономии места мы приводим оценки за отдельные годы (за другие годы, находящиеся в фокусе нашего внимания, они принципиально не отличаются). Заметно, что во все годы наблюдений принадлежность семьи

к той или иной квинтильной группе была связана с величиной расходов на ЛС. При этом величина коэффициента при переменных, отвечающих за квинтильные группы, увеличивалась при переходе от группы с низкими доходами к группе с более высокими доходами. Так, например, в 2021 г. нахождение семьи во второй квинтильной группе увеличивало среднедушевые расходы на ЛС и БАД на 16% по сравнению с первой, самой низкодходной группой; нахождение в третьей группе — на 27%; в четвертой — на 43%; а пятой, с самыми высокими доходами, — на 58%. Показатели при коэффициентах за рассматриваемые годы варьировались несильно. Это означает, что нахождение в низкодходных группах в любые годы, в том числе в годы пандемии COVID-19, ассоциировалось с более низкими расходами на ЛС и БАД.

Следует отметить, что факторы здоровья (наличие в домохозяйстве людей с мультиморбидностью, низкой самооценкой здоровья и/или регулярно посещающих врача) положительно связаны с величиной расходов на лекарства. Среди других значимых факторов — наличие в семье лиц пенсионного возраста (приводит к росту расходов на ЛС и БАД) и наличие среднего или высшего образования хотя бы у одного из членов домохозяйства (снижает величину расходов на ЛС и БАД), что соответствует теоретическим положениям модели М. Гроссмана [Grossman, 1972]. Уровень урбанизации был значимым фактором только в 2021 г.: городское население больше тратило на ЛС и БАД по сравнению с сельским во второй год пандемии (2021 г.). Это может быть связано с доступностью лекарственного обеспечения и врачебной помощью, которая лучше развита в городах, предоставляющих больше возможностей для интернет-торговли ЛС и БАД.

В таблице 2 приведены результаты анализа двух моделей. В столбце (1) даны коэффициенты, полученные при оценивании панельной логит-модели для вероятности покупки ЛС и БАД. Поскольку по коэффициентам можно судить лишь о направлении связи, но не о ее величине, в столбце (2) даны значения отношения шансов. В третьем столбце таблицы 2 приведены показатели коэффициентов при переменных в модели со случайными эффектами, оценивающей величину расходов на ЛС и БАД. Таким образом, можно сравнить, какие факторы влияли на наличие расходов на ЛС и БАД, а какие — на размер расходов.

Как видно из таблицы 2, нахождение в более высоких квинтильных группах способствовало покупке ЛС и БАД. Так, для семей из второй квинтильной группы вероятность покупки ЛС и БАД была в 1,26 раза выше, чем у семей из самого низкодходного квинтиля. А для семей из 3—5 квинтилей вероятность покупки в сравнении с первым квинтилем была выше примерно в 1,5 раза. Следует отметить, что на вероятность покупки ЛС и БАД гораздо сильнее, чем принадлежность к квинтильной группе, влияли факторы, характеризующие здоровье членов домохозяйства. Например, при наличии в семье человека с мультиморбидностью или плохой самооценкой здоровья вероятность покупки ЛС и БАД возрастала в 2,46 и 2,25 раза соответственно по сравнению с семьями, в которых таковых не было.

Таблица 1. Результаты регрессионного анализа взаимосвязи среднедушевых расходов на лекарства и БАД и принадлежности к квинтильным доходным группам (коэффициенты уравнения результата модели Хекмана)

Название переменной	2010 г.		2014 г.		2019 г.		2020 г.		2021 г.	
	Уравнение результата	Уравнение отбора	Уравнение отбора	Уравнение отбора	Уравнение результата	Уравнение отбора	Уравнение результата	Уравнение отбора	Уравнение результата	Уравнение отбора
Квинтиль 2	0,173*** (0,0531)	0,171*** (0,0533)	0,101* (0,0590)	0,057 (0,0670)	0,178*** (0,0593)	0,261*** (0,0729)	0,182*** (0,0562)	0,158** (0,0746)	0,161*** (0,0621)	0,124 (0,0808)
Квинтиль 3	0,383*** (0,0563)	0,229*** (0,0571)	0,304*** (0,0600)	0,223*** (0,0694)	0,354*** (0,0595)	0,265*** (0,0737)	0,339*** (0,0561)	0,285*** (0,0757)	0,265*** (0,0599)	0,247*** (0,0787)
Квинтиль 4	0,461*** (0,0589)	0,189*** (0,0589)	0,352*** (0,0606)	0,0815 (0,0693)	0,525*** (0,0599)	0,287*** (0,0752)	0,448*** (0,0570)	0,226*** (0,0757)	0,433*** (0,0594)	0,107 (0,0777)
Квинтиль 5	0,666*** (0,0603)	0,252*** (0,0597)	0,593*** (0,0629)	0,157** (0,0711)	0,641*** (0,0628)	0,232*** (0,0766)	0,565*** (0,0611)	0,206** (0,0800)	0,580*** (0,0618)	0,099 (0,0799)
Мультиморбидность	0,106** (0,0431)	0,475*** (0,0417)	0,138** (0,0544)	0,601*** (0,0477)	0,151*** (0,0499)	0,600*** (0,0500)	0,206*** (0,0424)	0,495*** (0,0512)	0,210*** (0,0450)	0,446*** (0,0500)
Плохое здоровье	0,146*** (0,0456)	0,392*** (0,051)	0,263*** (0,0455)	0,403*** (0,0604)	0,215*** (0,0440)	0,508*** (0,0714)	0,206*** (0,0419)	0,385*** (0,0728)	0,200*** (0,0440)	0,608*** (0,0777)
Частое посещение врача	0,199*** (0,0431)	0,265*** (0,0499)	0,298*** (0,0449)	0,219*** (0,0602)	0,301*** (0,0413)	0,240*** (0,0643)	0,167*** (0,0448)	0,163** (0,0738)	0,241*** (0,0436)	0,263*** (0,0726)
Среднее образование	-0,20*** (0,0590)	-0,072 (0,0632)	-0,22*** (0,0636)	-0,074 (0,0801)	-0,27*** (0,0667)	-0,080 (0,0942)	-0,27*** (0,0673)	0,112 (0,0955)	-0,24*** (0,0678)	0,0814 (0,0955)
Высшее образование	-0,24*** (0,0631)	0,044 (0,0679)	-0,29*** (0,0679)	0,025 (0,0854)	-0,38*** (0,0698)	0,148 (0,0995)	-0,3*** (0,0705)	0,258** (0,100)	-0,28*** (0,0708)	0,248** (0,0995)
Региональный ИПЦ	0,0130 (0,0190)	-0,04** (0,0193)	0,026* (0,0144)	0,0314* (0,0163)	-0,0685* (0,0362)	-0,0100 (0,0476)	-0,0467* (0,0249)	0,0358 (0,0345)	-0,0217 (0,0165)	-0,0166 (0,0230)
Наличие пенсионера	0,0471 (0,0414)	0,197*** (0,0414)	0,161*** (0,0447)	0,280*** (0,0490)	0,225*** (0,0433)	0,359*** (0,0525)	0,210*** (0,0413)	0,492*** (0,0539)	0,199*** (0,0413)	0,436*** (0,0516)
Наличие ребенка	-0,36*** (0,0429)	0,295*** (0,0424)	-0,39*** (0,0452)	0,36*** (0,0514)	-0,552*** (0,0446)	0,32*** (0,0585)	-0,59*** (0,0431)	0,30*** (0,0588)	-0,50*** (0,0435)	0,26*** (0,0572)
Проживание в городе	0,0638 (0,0427)	0,050 (0,0429)	0,0574 (0,0442)	0,0346 (0,0506)	-0,0517 (0,0417)	0,114** (0,0532)	0,0135 (0,0402)	-0,001 (0,0558)	0,131*** (0,0391)	-0,122** (0,0545)
Константа	4,335** (2,040)	4,124** (2,087)	2,875* (1,601)	-3,642** (-2,01)	12,79*** (3,772)	0,791 (4,963)	10,5*** (2,620)	-3,861 (3,620)	7,831*** (1,788)	1,823 (2,499)
rho = 0: chi2(1) =	12,59		9,51		9,55		21,57		6,78	
prob > chi2 =	0,0004		0,0020		0,0020		0,0000		0,0092	
Число наблюдений	5871		4640		4595		4526		4566	

Примечание. \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ . Стандартные ошибки в скобках.

Источник: расчеты авторов на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2010—2021 гг.

**Таблица 2. Результаты регрессионного анализа вероятности и величины среднедушевых расходов на лекарства в зависимости от принадлежности к квинтильным доходным группам**

Название переменной	(1)	(2)	(3)
	Вероятность расходов (логит-регрессия)	Отношение шансов для вероятности расходов	Модель со случайными эффектами
Квинтиль 2	0,235*** (0,0393)	1,264*** (0,0497)	0,130*** (0,0150)
Квинтиль 3	0,419*** (0,0419)	1,520*** (0,0637)	0,265*** (0,0157)
Квинтиль 4	0,345*** (0,0431)	1,411*** (0,0608)	0,356*** (0,0164)
Квинтиль 5	0,384*** (0,0453)	1,468*** (0,665)	0,485*** (0,0177)
Мультиморбидность	0,901*** (0,0289)	2,462*** (0,0711)	0,235*** (0,0114)
Плохое здоровье	0,812*** (0,0394)	2,253*** (0,0887)	0,258*** (0,0115)
Частое посещение врача	0,538*** (0,0375)	1,712*** (0,0642)	0,263*** (0,0111)
Среднее образование	-0,0943* (0,0564)	0,910* (0,0512)	-0,221*** (0,0217)
Высшее образование	0,145** (0,0611)	1,156** (0,0706)	-0,248*** (0,0237)
Региональный ИПЦ	-0,0164*** (0,00384)	0,983*** (0,0037)	-0,00187 (0,00135)
Наличие пенсионера	0,608*** (0,0342)	1,835*** (0,0628)	0,220*** (0,0136)
Наличие ребенка	0,504*** (0,0353)	1,656*** (0,0584)	-0,327*** (0,0138)
Проживание в городе	0,0842* (0,0434)	1,087* (0,0471)	0,104*** (0,0191)
Год 2020	0,495*** (0,0481)	1,641*** (0,0789)	-0,00200 (0,0149)
Год 2021	0,420*** (0,0468)	1,522*** (0,0712)	-0,0229 (0,0152)
Константа	0,495*** (0,0481)		-0,00200 (0,0149)
Число наблюдений	60 731	60 731	46 042
R-квадрат			0,2141
Число уникальных д/х	10 183	10 183	9 299

Примечание. \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ . Стандартные ошибки в скобках.

Источник: расчеты автора на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2010—2021 гг.

Столбец (3) таблицы 2 подтверждает закономерности, обнаруженные для каждого изученного года: в целом за весь период наблюдений принадлежность к разным квинтильным группам была важным фактором, определявшим величину расходов на ЛС и БАД. В среднем за исследуемый период семьи из второй квинтильной группы тратили на ЛС и БАД на 13 % больше, чем самые низкодоходные домохозяйства, из третьей — на 26,5 %, из четвертой — на 35,6 %, из пятой — на 48,5 %.

Как видно из таблиц 1 и 2, нахождение домохозяйств в разных квинтильных группах связано с величиной расходов на ЛС и БАД, и потому целесообразно рассмотреть, как формируются расходы на ЛС и БАД отдельно в каждой квинтильной группе. Ниже (табл. 3) представлены отношения шансов для моделей панельных

логистических регрессий для каждого доходного квинтиля. Они показывают, какие факторы влияли на вероятность покупки ЛС и БАД в разных доходных группах. По результатам регрессионного анализа, среднедушевой доход оказывает значимое влияние на вероятность покупки ЛС и БАД только в самом нижнем доходном квинтиле: чем ниже доход в бедных домохозяйствах, тем выше вероятность отказа от покупки лекарственных средств. Если пересчитать значения дохода из логарифма в абсолютные значения ( $e^{\ln(1,557) \cdot \ln(1,01)} = 1,0044$ ), получим, что рост дохода в нижнем квинтиле на 1 % увеличивает шансы на покупку ЛС и БАД на 0,44 %.

Таблица 3. **Результаты регрессионного анализа вероятности расходов на лекарства и БАД для квинтильных доходных групп (отношения шансов, рассчитанные для панельных логит-моделей)**

Название переменной	Квинтиль 1	Квинтиль 2	Квинтиль 3	Квинтиль 4	Квинтиль 5
Натуральный логарифм среднедушевых доходов домохозяйства	1,557*** (0,0999)	0,764 (0,2569)	1,534 (0,6330)	1,719 (0,5750)	1,100 (0,0837)
Мультиморбидность	2,391*** (0,1438)	2,660*** (0,1766)	2,986*** (0,2100)	2,979*** (0,2049)	2,836*** (0,1754)
Плохое здоровье	2,371*** (0,1875)	2,400*** (0,2021)	2,220*** (0,1976)	2,626*** (0,2461)	2,415*** (0,2522)
Частое посещение врача	1,781*** (0,1479)	1,850*** (0,1613)	1,620*** (0,1407)	1,755*** (0,1530)	1,833*** (0,1526)
Среднее образование	0,974 (0,0946)	0,892 (0,1019)	0,739** (0,0933)	0,965 (0,1310)	1,227 (0,2044)
Высшее образование	1,155 (0,1324)	1,048 (0,1312)	1,009 (0,1352)	1,098 (0,1538)	1,729*** (0,2902)
Региональный ИПЦ	0,984* (0,0080)	0,977*** (0,0090)	0,988 (0,0094)	0,982* (0,0094)	0,991 (0,0088)
Наличие пенсионера	1,502*** (0,1078)	2,057*** (0,1569)	2,065*** (0,1593)	1,991*** (0,1491)	1,664*** (0,1113)
Наличие ребенка	1,812*** (0,1166)	1,689*** (0,1291)	1,809*** (0,1465)	1,947*** (0,1632)	1,869*** (0,1566)
Проживание в городе	1,168** (0,0815)	1,049 (0,0817)	1,075 (0,0902)	1,052 (0,0981)	1,056 (0,1041)
Год 2020	1,532*** (0,1646)	1,798*** (0,2101)	1,871*** (0,2203)	1,670*** (0,0981)	1,385*** (0,1498)
Год 2021	1,575*** (0,1889)	1,692*** (0,2069)	1,759*** (0,1991)	1,452*** (0,1507)	1,184* (0,1155)
Число наблюдений	12 168	12 131	12 124	12 154	12 154
Число уникальных д/х	3 860	4 868	5 131	5 008	4 347

Примечание. \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ . Стандартные ошибки в скобках.

Источник: расчеты авторов на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2010—2021 гг.

Из таблицы 3, где представлены оценки моделей для каждой доходной группы в отдельности, мы также видим, что на вероятность покупки ЛС и БАД сильное влия-



ние оказывает состояние здоровья членов домохозяйства: для семей из всех квинтилей самые высокие значения отношения шансов получены для факторов множественности и наличия членов семьи с плохой самооценкой здоровья. Кроме того, как и ожидалось, в 2020—2021 гг. вероятность расходов на ЛС и БАД была выше во всех доходных группах. Важными предикторами расходов на ЛС и БАД можно считать наличие пенсионеров и детей в семье, а также регулярные обращения к врачу. Высшее образование способствует росту вероятности покупки ЛС только у самого высокого доходного квинтиля, тогда как проживание в городе является значимым фактором лишь среди семей, принадлежащих первому квинтилю.

**Таблица 4. Результаты регрессионного анализа среднедушевых расходов на лекарства и БАД для квинтильных доходных группы (оценки коэффициентов для моделей со случайными эффектами)**

Название переменной	Квинтиль 1	Квинтиль 2	Квинтиль 3	Квинтиль 4	Квинтиль 5
Натуральный логарифм среднедушевых доходов домохозяйства	0,218*** (0,0298)	0,543*** (0,113)	0,197 (0,132)	0,0223 (0,112)	0,250*** (0,0290)
Мультиморбидность	0,204*** (0,0253)	0,253*** (0,0250)	0,277*** (0,0253)	0,235*** (0,0257)	0,279*** (0,0251)
Плохое здоровье	0,233*** (0,0269)	0,240*** (0,0236)	0,264*** (0,0238)	0,320*** (0,0248)	0,323*** (0,0294)
Частое посещение врача	0,301*** (0,0277)	0,304*** (0,0242)	0,288*** (0,0233)	0,271*** (0,0240)	0,224*** (0,0259)
Среднее образование	-0,0643 (0,0415)	-0,230*** (0,0405)	-0,215*** (0,0416)	-0,362*** (0,0465)	-0,377*** (0,0710)
Высшее образование	-0,0345 (0,0489)	-0,313*** (0,0450)	-0,261*** (0,0447)	-0,414*** (0,0484)	-0,344*** (0,0712)
Региональный ИПЦ	0,00204 (0,00320)	-0,00383 (0,00295)	-0,00151 (0,00297)	-0,00411 (0,00307)	0,000946 (0,00333)
Наличие пенсионера	0,165*** (0,0296)	0,228*** (0,0285)	0,297*** (0,0292)	0,277*** (0,0284)	0,155*** (0,0269)
Наличие ребенка	-0,294*** (0,0276)	-0,334*** (0,0281)	-0,370*** (0,0292)	-0,321*** (0,0304)	-0,238*** (0,0323)
Проживание в городе	0,0544* (0,0317)	0,00843 (0,0311)	0,0555* (0,0326)	0,0848** (0,0360)	0,0569 (0,0425)
Год 2020	-0,0885** (0,0383)	0,0188 (0,0326)	0,0152 (0,0317)	-0,00253 (0,0324)	-0,00560 (0,0375)
Год 2021	-0,110** (0,0439)	-0,0451 (0,0378)	-0,0573* (0,0330)	0,0171 (0,0318)	-0,0110 (0,0354)
Константа	3,077*** (0,430)	1,011 (1,065)	3,882*** (1,267)	6,004*** (1,117)	3,361*** (0,466)
Число наблюдений	8 252	9 305	9 699	9 525	9 261
Число уникальных д/х	3 186	4 137	4 395	4 270	3 683
R-квадрат	0,1480	0,1930	0,2124	0,2011	0,1208

Примечание. \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ . Стандартные ошибки в скобках.

Источник: расчеты авторов на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2010—2021 гг.

Таким образом, можно предположить, что низкий доход является фактором отказа от покупки ЛС и БАД только в самом нижнем квинтиле. При этом он может оказывать сдерживающее влияние на сумму расходов на ЛС и БАД и в других квинтилях. Об этом, в частности, свидетельствуют результаты анализа моделей со случайными эффектами, рассчитанные для всех доходных квинтилей (см. табл. 4).

Анализ среднедушевых расходов домохозяйств на ЛС и БАД показывает, что фактор дохода оказывает влияние как на семьи из двух низших доходных квинтилей, так и, наоборот, на семьи из пятого квинтиля: чем выше среднедушевые доходы в этих группах, тем больше семьи готовы тратить на ЛС и БАД. Таким образом, семьи из первого квинтиля чаще отказываются от покупки лекарств и БАД при совсем низких доходах, а если все-таки их покупают, то платят в соответствии со своими доходами (они могут приобретать только самые необходимые ЛС, либо самые доступные аналоги). Семьи из второго квинтиля не отказываются от покупки ЛС при снижении дохода, однако, так же, как и семьи из первого квинтиля, при покупке ЛС и БАД вынуждены экономить. Средние квинтили (3 и 4) не подвержены влиянию дохода на расходы на ЛС. Что касается самого высокодоходного квинтиля, то с ростом среднедушевых доходов растут и расходы на ЛС и БАД. Можно предположить, что самые обеспеченные семьи начинают наращивать данную статью расходов за счет дорогостоящих БАД, тогда как ЛС приобретаются по мере необходимости. Однако данное предположение нуждается в дополнительном изучении.

Важно отметить, что в период пандемии COVID-19 семьи из первого квинтиля были вынуждены сократить расходы на ЛС и БАД. Ранее мы отмечали, что вероятность покупки ЛС и БАД выросла во всех группах, однако только в первом квинтиле она сопровождалась снижением расходов на них. Это означает, что при росте потребности в лекарственной терапии в 2020—2021 гг. самые бедные домохозяйства сокращали данную статью расходов, так как сильнее других испытали на себе экономические последствия кризиса, вызванного пандемией COVID-19.

Наличие проблем со здоровьем у членов домохозяйства на протяжении всего периода является стабильным фактором роста расходов на ЛС и БАД, так же, как и проживание в домохозяйстве лиц пенсионного возраста. В среднем, если в домохозяйстве имеются индивиды с мультиморбидностью, это увеличивает расходы на ЛС и БАД на 20—28 п. п. в зависимости от квинтиля, а при наличии индивидов с плохой самооценкой здоровья — на 23—32,3 п. п. Причем чем выше квинтиль, тем выше вклад факторов здоровья. Регулярное посещение врача оказывает существенное влияние на расходы на ЛС и БАД, особенно оно заметно в нижних квинтильных группах.

Наличие образования снижает расходы на ЛС и БАД во всех доходных группах, кроме нижнего квинтиля. Это связывается с тем фактом, что образованные люди лучше обрабатывают информацию и принимают более эффективные решения, покупая необходимые им ЛС и БАД по оптимальной цене.

Хотя ранее было получено, что наличие детей в домохозяйстве повышает вероятность покупки ЛС и БАД (табл. 3), мы видим, что эта статья расходов в семьях с детьми ниже, чем в семьях без детей. Скорее всего в семьях с детьми в целом более молодые и, соответственно, более здоровые взрослые члены домохозяйства, не нуждающиеся в дорогостоящей лекарственной терапии.

Таким образом, факторы, характеризующие состояние здоровья и состав домохозяйств, действуют в одном направлении в семьях с разным уровнем дохода, однако вклад этих факторов выше в домохозяйствах из более высоких доходных квинтилей. При этом мы наблюдаем различия в отношении таких факторов, как доходы и образование, значимость которых проявляется по-разному для разных квинтильных групп. Кроме того, пандемия COVID-19 лишь усугубила эти различия.

## Заключение

В данной статье мы рассматривали факторы, влияющие на вероятность и величину среднедушевых расходов на ЛС и БАД в зависимости от среднедушевых доходов домохозяйств. В статье проанализированы данные за отдельные годы, а также за весь исследуемый период с 2010 по 2021 г., затрагивающий кризис, вызванный пандемией COVID-19. Мы стремились понять, насколько устойчивы факторы, объясняющие расходы на ЛС во времени для разных квинтильных групп, и каким образом пандемия COVID-19 повлияла на поведение домохозяйств на рынке ЛС и БАД.

Наше предположение состояло в том, что доходы будут играть существенную роль для семей, находящихся в низших доходных квинтилях, однако мы не ожидали обнаружить столь большую разницу между квинтильными группами. Так, семьи из первого квинтиля вынуждены чаще отказываться от покупки ЛС и БАД, а их расходы на лекарства существенно ниже расходов других домохозяйств и гораздо больше подвержены влиянию фактора дохода. Проблема доступности лекарственной терапии стоит и перед семьями, находящимися во втором квинтиле. Они хоть и не отказываются совсем от покупки ЛС из-за низких доходов, но так же, как и семьи из первого квинтиля, вынуждены экономить, выбирая ЛС и БАД. Как и ожидалось, вероятность покупки ЛС и БАД во время пандемии выросла у семей с любым уровнем дохода. Это наблюдение соответствует общемировым тенденциям [Ahn, Kim, Koh, 2022; Jiang, McCoy, 2020]. Между тем, для самых бедных российских семей 2020 и 2021 гг. оказались временем, когда они были вынуждены существенно сокращать расходы на ЛС и БАД, даже несмотря на возросшую потребность в лечении.

Анализ по годам лишь подтвердил сохранение проблемы неравного доступа к ЛС и БАД, которая усугубилась в период пандемии COVID-19. В 2010—2021 гг. семьи из самой низкой доходной группы чаще приобретали лекарства, но были вынуждены экономить на них гораздо сильнее, чем в прошлые годы, снижая размер среднедушевых расходов на них. Это могло происходить как за счет отказа от каких-либо видов ЛС и БАД в пользу только самых необходимых, так и за счет выбора наиболее дешевых аналогов.

В ходе изучения роли доходов в принятии решения о покупке ЛС и БАД было замечено, что факторы, характеризующие состояние здоровья семей в разных квинтилях, действуют однонаправленно: чем хуже здоровье по разным показателям, тем выше вероятность покупки ЛС и выше расходы на них. При этом чем выше квинтиль, тем сильнее вклад факторов состояния здоровья, тогда как для самого нижнего квинтиля доход является наиболее важным сдерживающим фактором расходов на ЛС и БАД. Этот вывод хорошо согласуется с результатами ис-

следования, проведенного в Китае, где также утверждается, что для низкодоходных групп расходы на медицину определяются не столько состоянием здоровья, сколько доходами [Zhao, Zhong, 2015].

Данное исследование имеет несколько ограничений. Первое состоит в том, что зависимая переменная включает в себя и лекарственные препараты, и биологически активные добавки. При наличии соответствующих данных было бы полезным разделить эти две группы товаров и отдельно оценить факторы спроса на них. Второе ограничение связано с тем, что данные о расходах на ЛС и БАД содержатся в базе данных домохозяйств, что не позволяет отследить, кто именно из членов домохозяйства является потребителем ЛС и БАД. Это существенно снижает возможности для анализа по разным группам индивидов и учета ряда индивидуальных факторов, таких как возраст, профессия и т. д. Наконец, изучение расходов на ЛС и БАД по доходным квинтилям на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ ограничено структурой самой выборки, которая смещена в сторону низкодоходных групп. Это затрудняет исследование расходов на ЛС и БАД в верхних квинтилях, но довольно хорошо отражает ситуацию с нижними и средними квинтилями. Кроме того, при разделении домохозяйств на квинтильные группы мы не нормировали их доходы на региональный прожиточный минимум. Последнее могло привести к тому, что в высокодоходном квинтиле было бы больше домохозяйств из богатых регионов. Данное ограничение частично сглажено за счет включения в эконометрические модели региональных ИПЦ и места проживания.

Учитывая перечисленные выше ограничения, можно обозначить ряд важных практических выводов из проведенного исследования. Так, на протяжении всего рассматриваемого периода наблюдалось неравенство в доступе к ЛС и БАД в зависимости от дохода, и это неравенство усугубилось в период пандемии COVID-19. Мы не можем безоговорочно утверждать, что семьи из низших доходных квинтилей, расходуя меньше средств на ЛС и БАД, обязательно потребляют их в недостаточном объеме или покупают продукцию худшего качества. Многие ЛС и БАД представлены разными производителями и цены на препараты-дженерики могут отличаться от стоимости оригинальных препаратов в несколько раз. Возможно, высокодоходные группы покупают ЛС и БАД более дорогих производителей, переплачивая одновременно за бренд и качество. Поэтому важным дополнением к нашему исследованию было бы проведение опроса, позволяющего оценить неудовлетворенную потребность в ЛС и БАД семей из низкодоходных групп. Чтобы обезопасить семьи с низкими доходами от вынужденного отказа от лекарственной терапии, важно предусмотреть механизмы поддержки, такие как бесплатное лекарственное обеспечение, например, за счет расширения сферы охвата льготного лекарственного обеспечения. Также, учитывая роль фактора образования, важно предусмотреть программы, повышающие грамотность населения в отношении применения лекарственной терапии и использования БАД для профилактики заболеваний. В целом, учитывая высокий вклад факторов, характеризующих состояние здоровья, принятие решений о расходах на ЛС и БАД важно проводить в разрезе не только домохозяйств, но и индивидов, с тем, чтобы можно было изучить расходы на ЛС и БАД в зависимости от индивидуальных факторов, учитывающих группы заболеваний, риск-факторы им сопутствующие, а также индиви-

дуальные социально-экономические факторы. Это поможет оценить потребность в лекарственной терапии домохозяйств из низкодоходных квинтилей и рассчитать необходимый бюджет для ее удовлетворения.

## Список литературы (References)

Засимова Л. С., Коссова Е. В. Расходы населения России на лекарственные средства: эмпирический анализ // Прикладная эконометрика. 2016. Т. 42. № 2. С. 75—99. URL: <https://ideas.repec.org/a/ris/apltrx/0292.html> (дата обращения: 20.12.2023).

Zasimova L. S., Kossova E. V. (2016) Expenditures of the Russian Population on Medicines: An Empirical Analysis. *Applied Econometrics*. Vol. 42. No. 2. P. 75—99. URL: <https://ideas.repec.org/a/ris/apltrx/0292.html> (accessed: 20.12.2023). (In Russ.)

Засимова Л. С., Хусаинова А. Г. Медицинские и экономические факторы расходов населения на лекарственные средства и биологически активные добавки во время пандемии COVID-19 // Социальные аспекты здоровья населения. 2022. № 6. <https://doi.org/10.21045/2071-5021-2022-68-6-3>.

Zasimova L. S., Khusainova A. G. (2022) Medical and Economic Factors of Household Spending on Medicines and Dietary Supplements during the COVID-19 Pandemic. *Social Aspects of Public Health*. No. 6. <https://doi.org/10.21045/2071-5021-2022-68-6-3>. (In Russ.)

Карцева М. А., Кузнецова П. О. Здоровье, доходы, возраст: эмпирический анализ неравенства в здоровье населения России // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. 2023. № 2. С. 160—185. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.2.2355>.

Kartseva M. A., Kuznetsova P. O. (2023) Health, Income, Age: Empirical Analysis of Health Inequality in Russia. *Monitoring of Public Opinion: Economic and Social Changes*. No. 2. P. 160—185. <https://doi.org/10.14515/monitoring.2023.2.2355>. (In Russ.)

Ahn S., Kim S., Koh K. (2022) Associations of the COVID-19 Pandemic with Older Individuals' Healthcare Utilization and Self-Reported Health Status: A Longitudinal Analysis from Singapore. *BMC Health Services Research*. Vol. 22. Art. 66. <https://doi.org/10.1186/s12913-021-07446-5>.

Blam I., Kovalev S. (2003) Commercialization of Medical Care and Household Behavior in Transitional Russia. Geneva: United Nations Research Institute for Social Development.

Brinda E. M., Rajkumar A. P., Enemark U., Prince M., Jacob K. S. (2012) Nature and Determinants of Out-of-Pocket Health Expenditure among Older People in a Rural Indian Community. *International Psychogeriatrics*. Vol. 24. No. 10. P. 1664—1673. <https://doi.org/10.1017/S104161021200083X>.

Czeisler M. É., Marynak K., Clarke K. E.N., Salah Z., Shakya I., Thierry J. M., Ali N., McMillan H., Wiley J. F., Weaver M. D., Czeisler C. A., Rajaratnam S. M.W., Howard M. E. (2020) Delay or Avoidance of Medical Care Because of COVID-19-Related Concerns — United

States, June 2020. *Morbidity and Mortality Weekly Report*. Vol. 69. No. 36. P. 1250—1257. <https://doi.org/10.15585/mmwr.mm6936a4>.

Gerdtham U.-G., Johannesson M. (1999) New Estimates of the Demand for Health: Results Based on a Categorical Health Measure and Swedish Micro Data. *Social Science & Medicine*. Vol. 49. No. 10. P. 1325—1332. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(99\)00206-3](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(99)00206-3).

Gerry C. J., Kaneva M. (2021) Adapting to the Challenges of Chronic Non-Communicable Diseases: Evidence from Russia. *Applied Research in Quality of Life*. Vol. 16. No. 4. P. 1537—1553. <https://doi.org/10.1007/s11482-020-09831-4>.

Gerry C. J., Kaneva M., Zasimova L. (2017) Reforming Voluntary Drug Insurance in Russian Healthcare: Does Social Solidarity Matter? *Health Policy*. Vol. 121. No. 11. P. 1177—1185. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2017.09.001>.

Grossman M. (1972) On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*. Vol. 80. No. 2. P. 223—255. <https://doi.org/10.1086/259880>.

Grossman M. (2000) The Human Capital Model. In: Culyer A. J., Newhouse J. P. (eds.) *Handbook of Health Economics*. Vol. 1. Part A. Amsterdam: Elsevier. P. 347—408. [https://doi.org/10.1016/S1574-0064\(00\)80166-3](https://doi.org/10.1016/S1574-0064(00)80166-3).

Heckman J. J. (1976) The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. *Annals of Economic and Social Measurement*. Vol. 5. No. 4. P. 475—492.

Heckman J. J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*. Vol. 47. No. 1. P. 153—161. <https://doi.org/10.2307/1912352>.

Jiang D. H., McCoy R. G. (2020) Planning for the Post-COVID Syndrome: How Payers Can Mitigate Long-Term Complications of the Pandemic. *Journal of General Internal Medicine*. Vol. 35. No. 10. P. 3036—3039. <https://doi.org/10.1007/s11606-020-06042-3>.

Kaneva M., Gerry C. J., Baidin V. (2018) The Effect of Chronic Conditions and Multi-Morbidity on Self-Assessed Health in Russia. *Scandinavian Journal of Public Health*. Vol. 46. No. 8. P. 886—896. <https://doi.org/10.1177/1403494817746283>.

Leibowitz A. A. (2004) The Demand for Health and Health Concerns after 30 Years. *Journal of Health Economics*. Vol. 23. No. 4. P. 663—671. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2004.04.005>.

Mueller C., Schur C., O'Connell J. (1997) Prescription Drug Spending: The Impact of Age and Chronic Disease Status. *American Journal of Public Health*. Vol. 87. No. 10. P. 1626—1629. <https://doi.org/10.2105/ajph.87.10.1626>.

Muschol J., Gissel C. (2021) COVID-19 Pandemic and Waiting Times in Outpatient Specialist Care in Germany: An Empirical Analysis. *BMC Health Services Research*. Vol. 21. No. 1. P. 1—10. <https://doi.org/10.1186/s12913-021-07094-9>.

Paez K. A., Zhao L., Hwang W. (2009) Rising Out-Of-Pocket Spending for Chronic Conditions: A Ten-Year Trend. *Health Affairs*. Vol. 28. No. 1. P. 15—25. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.28.1.15>.

Ruger J. P., Kim H.-J. (2007) Out-of-Pocket Healthcare Spending by the Poor and Chronically Ill in the Republic of Korea. *American Journal of Public Health*. Vol. 97. No. 5. P. 804—811. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2005.080184>.

Sanwald A., Theurl E. (2017) Out-of-Pocket Expenditures for Pharmaceuticals: Lessons from the Austrian Household Budget Survey. *The European Journal of Health Economics*. Vol. 18. No. 4. P. 435—447. <https://doi.org/10.1007/s10198-016-0797-y>.

Sari N., Langenbrunner J. C. (2001) Consumer Out-of-Pocket Spending for Pharmaceuticals in Kazakhstan: Implications for Sectoral Reform. *Health Policy and Planning*. Vol. 16. No. 4. P. 428—434. <https://doi.org/10.1093/heapol/16.4.428>.

Sum G., Hone T., Atun R., Millett C., Suhrcke M., Mahal A., Choon-Haut Koh G., Lee J. (2018) Multimorbidity and Out-of-Pocket Expenditure on Medicines: A Systematic Review. *BMJ Global Health*. Vol. 3. No. 1. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2017-000505>.

Van Minh H., Kim Phuong N. T., Saksena P., James C. D., Xu K. (2013) Financial Burden of Household Out-of-Pocket Health Expenditure in Viet Nam: Findings from the National Living Standard Survey 2002—2010. *Social Science & Medicine*. Vol. 96. P. 258—263. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.11.028>.

WHO (2004) Equitable Access to Essential Medicines: A Framework for Collective Action. Geneva: World Health Organization.

You X., Kobayashi Ya. (2011) Determinants of Out-of-Pocket Health Expenditure in China: Analysis Using China Health and Nutrition Survey Data. *Applied Health Economics and Health Policy*. Vol. 9. No. 1. P. 39—49. <https://doi.org/10.2165/11530730-000000000-00000>.

Yue Y. R., Hong H. G. (2012) Bayesian Tobit Quantile Regression Model for Medical Expenditure Panel Survey Data. *Statistical Modelling*. Vol. 12. No. 4. P. 323—346. <https://doi.org/10.1177/1471082X1201200402>.

Zazdravnykh E. A., Aistov A. V., Aleksandrova E. A. (2021) Total Expenditure Elasticity of Healthcare Spending in Russia. *Russian Journal of Economics*. Vol. 7. No. 4. P. 326—353. <https://doi.org/10.32609/j.ruje.7.76219>.

Zhao J., Zhong H. (2015) Medical Expenditure in Urban China: A Quantile Regression Analysis. *International Journal of Health Economics and Management*. Vol. 15. No. 4. P. 387—406. <https://doi.org/10.1007/s10754-015-9174-0>.

**Приложение 1****Границы квинтильных групп, руб. в ценах 2010 г.**

	<b>1 квинтиль</b>	<b>2 квинтиль</b>	<b>3 квинтиль</b>	<b>4 квинтиль</b>	<b>5 квинтиль</b>
2010	100—6713	6720—9102	9116—11708	11719—15965	15990—1590000
2011	62—6704	6715—9106	9111—11708	11719—15976	15986—833365
2012	295—6699	6717—9109	9115—11709	11718—15972	15990—221543
2013	136—6713	6718—9108	9110—11704	11712—15949	15986—249198
2014	99—6714	6736—9105	9113—11700	11712—15964	16039—134278
2015	132—6709	6717—9108	9110—11707	11727—15967	15983—2345460
2016	354—6708	6716—9101	9111—11702	11711—15977	15986—181802
2017	97—6712	6725—9109	9112—11709	11711—15962	15982—849264
2018	153—6706	6716—9103	9109—11708	11720—15966	15987—703949
2019	101—6711	6717—9108	9112—11708	11717—15947	15991—697173
2020	95—6710	6715—9108	9116—11710	11712—15971	15980—263644
2021	501—6708	6733—9103	9111—11710	11714—15970	15995—435902

Источник: рассчитано авторами на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ.



**Приложение 2****Дескриптивные статистики непрерывных переменных за 2010—2021 гг.**

<b>Название переменной</b>	<b>Число наблюдений</b>	<b>Среднее значение</b>	<b>Стандартное отклонение</b>	<b>Минимальное значение</b>	<b>Максимальное значение</b>
Среднедушевые расходы домохозяйства на ЛС и БАД	48111	602,20	916,12	2	38322
Среднедушевые доходы домохозяйства	61444	12565,58	17552,96	62	2345460

Источник: рассчитано авторами на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ.

### Приложение 3

#### Дескриптивные статистики бинарных переменных за 2010—2021 гг.

Название переменной	Число наблюдений, всего	% от общего числа наблюдений
<i>Наличие расходов на ЛС и БАД</i> (домохозяйства, имевшие расходы на ЛС и БАД в течение месяца, предшествующего опросу)	64078	76
<i>Мультиморбидность</i> (наличие в семье хотя бы одного человека с несколькими хроническими заболеваниями)	64096	61
<i>Плохое здоровье</i> (наличие в семье хотя бы одного человека, оценивающего свое здоровье как плохое или совсем плохое)	63947	26
<i>Частое посещение врача</i> (наличие в семье хотя бы одного человека, посещающего врача ежемесячно или чаще)	63693	21
<i>Начальное образование</i> (семьи, в которых самый высокий уровень образования ее членов — начальное образование)	64012	9
<i>Среднее образование</i> (семьи, в которых самый высокий уровень образования ее членов — среднее)	64012	52
<i>Высшее образование</i> (семьи, в которых хотя бы у одного человека имеется высшее образование и/или научная степень)	64012	39
<i>Наличие пенсионера</i> (семьи, в которых имеется хотя бы один пенсионер)	64124	55
<i>Наличие ребенка</i> (семьи, в которых имеется хотя бы один ребенок до 14 лет включительно)	64125	29
<i>Проживание в городе</i> (семьи, проживающие в городской местности на момент проведения опроса)	64125	76

Источник: рассчитано авторами на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ.