

М.А. Карцева

Институт социального анализа и прогнозирования РАНХиГС, Москва

П.О. Кузнецова

Институт социального анализа и прогнозирования РАНХиГС, Москва

Было бы здоровье, а остальное приложится? Эмпирическая оценка отдачи от здоровья в России¹

Аннотация. В статье представлены результаты эмпирического исследования отдачи от здоровья в России в 2012–2019 гг., выполненного на данных обследования РМЭЗ НИУ ВШЭ. В качестве меры отдачи рассматривается почасовая заработная плата. Здоровье оценивается с помощью данных о самооценке. В основе анализа лежит уравнение заработной платы минсеровского типа. Для учета селективности занятости используется процедура Хекмана, ненаблюдаемая гетерогенность контролируется с помощью анализа панельных данных. Влияние здоровья на почасовую заработную плату в России значимо, но не велико: высокая самооценка здоровья соответствует росту заработков на 2–5% по сравнению со средним здоровьем у мужчин и на 1–3% у женщин. Плохое здоровье значимо снижает заработную плату, но при учете селективности занятости его влияние становится незначимым. Влияние здоровья на заработную плату заметно усиливается для групп с низким уровнем образования, что, на наш взгляд, может свидетельствовать о большей значимости здоровья для неквалифицированного и физического труда. Устойчивость полученных результатов была протестирована с использованием альтернативного источника данных.

Ключевые слова: *здоровье, заработная плата, образование, гендер, РМЭЗ НИУ ВШЭ.*

Классификация JEL: J11, J16, J24.

Для цитирования: **Карцева М.А., Кузнецова П.О.** (2022). Было бы здоровье, а остальное приложится? Эмпирическая оценка отдачи от здоровья в России // *Журнал Новой экономической ассоциации*. № 5 (57). С. 55–70. DOI: 10.31737/2221-2264-2022-57-5-4

1. Введение

Существует ли взаимосвязь между здоровьем и индивидуальными успехами на рынке труда? Ответ на этот вопрос не очевиден. Есть эмпирические свидетельства заметного влияния характеристик здоровья на заработную плату, а также его отсутствия или невысокой значимости. Нет полной ясности и в вопросе о гендерных и возрастных различиях в отдаче от здоровья, а оценки для разных стран, периодов и методов оценивания существенно различаются.

Так, например, расчеты, проведенные на данных для стран Евросоюза, свидетельствуют как о значимости проблем со здоровьем как фактора заработной платы (Rodriguez-Alvarez, Rodriguez-Gutierrez, 2018), так и о снижении и потере значимости влияния здоровья на заработную плату в посткризисный период с 2008–2010 гг. (Flores, Fernández, Pena-Boquete, 2020). Отсутствие влияния самооценки здоровья на почасовую заработную плату в развитых странах было выявлено в работах (Contoyannis, Rice, 2001) — для мужчин; (Jäckle, Himmler, 2010; Cai, 2020) — для женщин. Также следует отметить, что отдача от здоровья в развитых странах, как

¹ Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС. Авторы выражают благодарность А.А. Пересецкому и анонимному рецензенту за чрезвычайно полезные комментарии и замечания.

правило, невелика, особенно по сравнению с отдачей от образования, причем для женщин она ниже и чаще оказывается незначимой (Gambin, 2005; Flores et al., 2020).

В развивающихся странах отдача от здоровья в целом заметнее, хотя эмпирических свидетельств этого существует не так много (Thomas, Strauss, 1997; Gao, Smyth, 2010; Wahyuni, 2016; Dou et al., 2020). В отличие от развитых стран отдача от здоровья у женщин сопоставима с отдачей для мужчин, а иногда и превосходит ее (Xie, Huang, Zang, 2020; Alcan, Özsoy, 2020), хотя в более ранней работе был описан случай незначимости влияния здоровья на заработную плату женщин (Swaminathan, Lillard, 2001).

К кому с точки зрения отдачи от здоровья ближе Россия, к постиндустриальным экономикам Запада или развивающимся странам? Исследования, проведенные на российских данных, свидетельствуют о том, что отдача от здоровья в России несильно отличается от европейских оценок. Авторы работы (Кузьмич, Рощин, 2008), используя данные РМЭЗ НИУ ВШЭ с 2000 г. по 2004 г., оценивают предельный эффект хорошего здоровья на почасовую заработную плату по сравнению с нормальным как 6,2% и нормального здоровья по сравнению с плохим как 12,6% для мужчин. Для женщин аналогичные показатели составляют соответственно 6,2 и 7,3%. Р. Мельников в исследовании на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2012–2017 гг. оценивает эффект прироста почасовой заработной платы при повышении самооценки здоровья для мужчин примерно втрое выше, чем для женщин, отмечая гендерные различия каналов влияния состояния здоровья на размер доходов от трудовой деятельности (Мельников, 2020).

Отдельный вопрос, важный для нашего исследования, составляет гетерогенность отдачи от здоровья в разрезе отдельных социально-экономических групп. Есть работы, в которых показано, что влияние здоровья на заработную плату снижается при росте социально-экономического статуса, в частности при росте трудовых доходов (Xie et al., 2020) и при повышении уровня образования (Contoyannis, Rice, 2001).

Неоднозначность оценок отдачи от здоровья во многом является следствием присутствия ряда проблем, влияющих на качество анализа. В данной работе мы попытались максимально широко представить существующие методы оценки отдачи от здоровья, располагая их от простого к сложному. Другой задачей нашего исследования является изучение неоднородности отдачи от здоровья, ее возможной зависимости от уровня образования. Эмпирической основой работы являются данные РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2012–2019 гг.

Структура статьи устроена следующим образом. Сначала представлен краткий обзор современных исследований отдачи от здоровья, использующих различные методы решения проблем, возникающих при оценке. Затем приводится описание данных и построения переменных, а также методология количественного исследования. Далее представлены основные результаты исследования и краткая дискуссия.

2. Отдача от здоровья: проблемы оценки

Оценка отдачи от здоровья сопряжена с рядом методологических сложностей. Практически первое, с чем сталкивается исследователь, — это выбор переменной, характеризующей здоровье. В большинстве эмпирических работ в качестве

показателя состояния здоровья используется его самооценка (например, Jäckle, Himmler, 2010, Cai, 2020; Flores et al., 2020; Кузьмич, Роцин, 2008). Данный показатель часто подвергается критике, однако в литературе доказано, что, несмотря на субъективность, самооценка здоровья является важным предиктором заболеваемости и смертности (Idler, Benyamini, 1997; Wu et al., 2013). Особенную значимость самооценка здоровья имеет для людей трудоспособного возраста (Miilunpalo et al., 1997), что во многом объясняет использование этого показателя здоровья в эмпирических исследованиях взаимосвязи здоровья человека с его трудовыми доходами. Кроме того, данный показатель здоровья проще и дешевле с точки зрения сбора данных по сравнению, например, с такими объективными характеристиками здоровья, как число обращений за медицинской помощью, данные об инвалидности, история болезни и сведения о биомаркерах (Xie et al., 2020).

Помимо самооценки здоровья (и, как правило, в дополнение к ней), в исследованиях часто используются различные объективные характеристики здоровья, например наличие и число хронических и острых заболеваний (Кузьмич, Роцин, 2008; Xie et al., 2020); показатели физического и ментального состояния, а также различные индексы, построенные на основе подобных характеристик (например, четырехступенчатый индекс здоровья, построенный на основе сведений о наличии и степени хронических заболеваний (Xie et al., 2020); глобальный индекс ограничения активности (GALI) (Flores et al., 2020) и др.). В каждой конкретной работе выбор индикатора здоровья осуществляется с учетом задач исследования, а также имеющихся в распоряжении исследователя эмпирических данных.

Выбор эконометрического подхода к оценке влияния здоровья на заработную плату связан с определенными сложностями, обусловленными спецификой задачи. В частности, существует проблема селективности занятости, которая в ранних исследованиях по данной теме либо игнорировалась, либо преодолевалась за счет рассмотрения только мужской выборки. Проблема селективности в данном случае возникает из-за того, что состояние здоровья определяет не только заработную плату индивидов, но и является важным фактором вероятности занятости. При этом очевидно, что заработной платой располагают только те, кто имеет работу. Игнорирование селективности может приводить к смещению результатов при регрессионном оценивании. В современных исследованиях, как правило, при оценках отдачи от здоровья используется процедура Хекмана (Jäckle, Himmler, 2010, Cai, 2020; Flores et al., 2020; Кузьмич, Роцин, 2008; Мельников, 2020).

Помимо селективности, при эмпирическом анализе отдачи следует учитывать статистическую эндогенность (Barna, 2016), которая возникает вследствие ненаблюдаемой гетерогенности, источником которой являются факторы, влияющие одновременно и на здоровье, и на успехи человека на рынке труда, и те, которые мы не в состоянии включить в модель, — например степень неприятия риска и другие индивидуальные предпочтения, а также генетические особенности, в том числе способности (Cai, 2020). К факторам ненаблюдаемой гетерогенности также относятся и характеристики родительской семьи (Flores et al., 2020), влияние которых на взрослую жизнь индивидов во многом формирует неравенство возможностей в доходах и здоровье. Ненаблюдаемая гетерогенность в эмпи-

рических работах, как правило, учитывается с помощью анализа панельных данных (Contoyannis, Rice, 2001; Jäckle, Himmler, 2010; Flores et al., 2020) и др.

Также следует отметить, что взаимосвязь заработной платы со здоровьем может иметь двусторонний характер. Наличие обратной связи между здоровьем и заработной платой может приводить к смещенным оценкам отдачи от здоровья (структурная эндогенность). Для решения данной проблемы в современных работах, как правило, применяются модели с инструментальными переменными (Jäckle, Himmler, 2010; Flores et al., 2020; Rodriguez-Alvarez, Rodriguez-Gutierrez, 2018).

3. Данные и построение переменных

Для оценки отдачи от здоровья в работе используются данные 22–29 волн Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ НИУ ВШЭ), проведенных в 2012–2019 гг.² Выбор эмпирической базы обусловлен тем, что данные РМЭЗ НИУ ВШЭ содержат как информацию о занятости респондента, так и показатели, характеризующие его здоровье. Также немаловажным фактором выбора является панельная структура данных РМЭЗ НИУ ВШЭ.

Для проверки устойчивости оценок отдачи от здоровья были использованы данные выборочного наблюдения использования населением суточного фонда времени Росстата (ВНИСФВ) за 2019 г. — единственного национального обследования, за исключением РМЭЗ, где одновременно имеются данные о состоянии здоровья респондента и их статусе на рынке труда и заработной плате.

Основным фокусом нашей работы являются взрослые респонденты трудоспособного возраста, т.е. женщины 18–54 лет и мужчины 18–59 лет. Из выборки исследования были исключены учащиеся, пенсионеры, женщины, находящиеся в декретном отпуске и в отпуске по уходу за ребенком, и инвалиды, поскольку их жизненные обстоятельства могут существенно влиять на трудовое поведение. Также из выборки были исключены самозанятые респонденты — занятость этой группы лиц часто является нестабильной с точки зрения распределения трудовой нагрузки и доходов во времени и с трудом поддается формализации в рамках неспециализированного исследования. Подобные ограничения выборки являются типичными для исследований отдачи от здоровья (например, (Jäckle, Himmler, 2010)). Всего объем объединенной выборки за 2012–2019 г. составляет 59 107 человек, из них — 27 613 мужчин и 31 494 женщины. Средний возраст респондентов в выборке — 37,8 лет. Оплачиваемую работу на рынке труда имеют 80,1% мужчин и 75,1% женщин (табл. 1).

В качестве основного показателя трудовых доходов в работе рассматривается показатель почасовой заработной платы, который был построен на основе информации о средней заработной плате за 12 месяцев и информации о продолжительности обычных рабочего дня/рабочей недели на основном месте работы. В случае отсутствия эта информация дополнялась данными о заработной плате и фактически отработанных часах за последние 30 дней. Показатели заработной платы были скорректированы с учетом регионального уровня цен и приведены к ценам 2012 г. с помощью данных о региональной стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг за 2012–2019 гг., публикуемых Росстатом. В среднем по объединенной выборке уровень заработной платы в ценах 2012 г. составил 29,4 тыс. руб. для мужчин и 21,6 тыс. руб. для женщин (табл. 1).

² Подробно ознакомиться с описанием РМЭЗ НИУ ВШЭ и получить микроданные обследования можно на сайте НИУ ВШЭ (www.hse.ru/rims/).

Таблица 1

Описательные статистики основных показателей занятости и здоровья мужчин и женщин 18–59 (54) лет, 2012–2019 гг.

Показатель	Мужчины	Женщины
<i>Занятость</i>		
Заняты на рынке труда, %	80,1	75,1
Почасовая заработная плата (среднее для занятых), тыс. руб. в ценах 2012 г.	29,4	21,6
<i>Здоровье</i>		
Самооценка здоровья, среднее	2,5	2,4
Плохое здоровье, %	2,9	3,7
Хорошее здоровье, %	52,5	45,7

Источник данных: расчеты авторов на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ, 2012–2019 гг.

В данной работе ключевая характеристика здоровья человека – самооценка здоровья. В рамках РМЭЗ НИУ ВШЭ используется пятибалльная шкала оценки собственного здоровья (от очень хорошего до совсем плохого). Для целей исследования в силу крайней малочисленности группы людей, оценивающих свое здоровье как совсем плохое, мы переходим к четырехступенчатой шкале здоровья, объединяя категории «плохое» и «очень плохое». Таким образом, показатель самооценки здоровья, используемый в работе, принимает следующие значения: 1 – плохое здоровье; 2 – среднее, не хорошее, но и не плохое; 3 – хорошее и 4 – очень хорошее. Средний показатель самооценки здоровья в объединенной выборке составляет 2,5 для мужчин и 2,4 – для женщин (см. табл. 1), что в целом для обеих групп соответствует среднему состоянию здоровья.

Дополнительно в работе рассматриваются индикаторы хорошего и плохого здоровья респондента. Индикатор хорошего здоровья принимает значение 1, если респондент оценивает свое здоровье как хорошее или очень хорошее, и 0 – в противном случае. Индикатор плохого здоровья принимает значение 1, если респондент оценивает свое здоровье как плохое или очень плохое, и 0 – в противном случае. Согласно проведенным расчетам 52,5% мужчин и 45,7% женщин в выборке имеют хорошее здоровье (см. табл. 1). Распространение плохого здоровья составляет 2,9 и 3,7% соответственно.

4. Методология исследования

Оценка отдачи от здоровья в терминах почасовой заработной платы проводится в работе с помощью уравнения минсеровского типа (Mincer, 1974), где в список объясняющих переменных включен показатель здоровья человека. В качестве показателя здоровья используются самооценка здоровья (ранговая переменная, принимающая значения 1–4) и набор трех дамми-переменных (хорошее, удовлетворительное, плохое здоровье). В общем виде оцениваемое в работе уравнение заработной платы может быть записано как

$$\ln wage_i = \alpha_0 + \alpha_1 health_i + \alpha_2 age_i + \alpha_3 agesq_i + edu_i \beta + work_i \gamma + place_i \theta + year_i \vartheta + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где $\ln wage_i$ – зависимая переменная, логарифм почасовой заработной платы индивида i ; $health_i$ – показатель здоровья индивида i (категориальная самоо-

ценка здоровья, или индикаторы хорошего/плохого здоровья (базовая категория – удовлетворительное)); age_i и $agesq_i$ – возраст и квадрат возраста; edu_i – вектор дамми-переменных, характеризующих наивысший уровень образования; $work_i$ – вектор характеристик работы (индикатор частичной занятости, индикаторы вида экономической деятельности, формы собственности предприятия); $place_i$ – вектор индикаторов типа места проживания (региональный центр, прочие города, поселок городского типа, село); $year_i$ – набор дамми-переменных года наблюдения. В уравнение не входит показатель пола респондента, так как анализ проводится отдельно для мужчин и женщин.

Для получения оценок отдачи на здоровье в рамках уравнения (1) в работе было проанализировано пять моделей, использующих различные эконометрические подходы.

На первом этапе работы на объединенной выборке данных за 2012–2019 гг. уравнение заработной платы (1) было оценено с помощью метода наименьших квадратов (модель М1).

Однако, как обсуждалось в разд. 2, оценивание уравнения заработной платы (1) с помощью простого МНК может дать некорректные оценки отдачи от здоровья в силу существования проблем, связанных с селективностью занятости. В работе для коррекции смещенности оценок отдачи от здоровья в результате селективности занятости в работе используется процедура Хекмана (Heckman, 1979), в которой уравнение участия включает факторы, определяющие потенциальную и резервную заработные платы (показатели здоровья, возраста, образования респондента, уровня его образования, брачного статуса и наличия детей в возрасте 0–2, 3–6 и 7–17 лет) (модель М2).

Далее для учета ненаблюдаемой гетерогенности в работе были использованы панельные методы оценивания. Данные РМЭЗ НИУ ВШЭ имеют значительную панельную составляющую, которая позволяет проследить социально-экономические и демографические характеристики индивида в течение длительного времени и позволяет использовать панельные методы регрессионного анализа. В случае использования панельных данных уравнение заработной платы (1) можно записать следующим образом:

$$\ln wage_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 health_{it} + \alpha_2 age_{it} + \alpha_3 agesq_{it} + edu_{it}\beta + work_{it}\gamma + place_{it}\theta + year_{it}\vartheta + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где зависимая и объясняющие переменные содержательно совпадают с переменными, используемыми в уравнении (1); i – индикатор индивида; t – год проведения обследования (т.е. x_{it} – значение переменной x для индивида i в году t). Для оценки отдачи от здоровья в работе с учетом ненаблюдаемых индивидуальных различий используются модель панельных данных со случайными эффектами (модель М3) и модель панельных данных с фиксированными эффектами (модель М4). Оценивание моделей М3 и М4 проводится с помощью МНК.

Далее в работе уравнение заработной платы было оценено на панельных данных с помощью процедуры Хекмана (модель М5). Этот эконометрический подход позволяет одновременно учесть селективность занятости и ненаблюдаемую гетерогенность.

Также в ходе исследования предпринималась попытка учета структурной эндогенности с помощью метода инструментальных переменных. При отборе инструментов показателей здоровья мы опирались на опыт аналогичных иссле-

дований (Jäckle, Himmler, 2010; Cai, 2020; Flores et al., 2020), где в качестве инструментов использовались показатели объективного состояния здоровья (наличие хронических заболеваний), наличие ограничений в повседневной деятельности, а также индикаторы наличия вредных привычек (курение). Однако проведенные тесты (тест Ву–Хаусмана на проверку эндогенности) не подтвердили эндогенного характера самооценки здоровья и валидности использованных инструментов. Частично данное наблюдение может объясняться тем, что хорошие инструменты не были найдены в силу ограничения базы данных. В данной работе было принято решение сфокусироваться на анализе пяти моделей, описанных выше, а поиск инструментов выделить в отдельную задачу, требующую привлечения дополнительных эмпирических ресурсов.

Все расчеты в работе выполнены с использованием статистического пакета Stata 17.

5. Результаты

5.1. Отдача от здоровья для мужчин

Результаты эконометрической оценки отдачи от здоровья для мужчин в 2012–2019 гг. суммированы в табл. 2. Как видно из представленных данных, улучшение самооценки здоровья приводит к значимому увеличению почасовой заработной платы. Этот эффект устойчиво проявляется во всех используемых моделях. Он несколько снижается при учете селективности занятости в случае использования процедуры Хекмана и ненаблюдаемой гетерогенности при переходе к панельной выборке. Отдача от здоровья снижается, но не теряет значимости при использовании панельной модели с фиксированными эффектами. Проведенные нами тесты показывают большую эффективность модели с фиксированными эффектами М4 по сравнению со случайными М3 (значения теста Хаусмана составили 591,7 ($p = 0,000$) для варианта моделей с категориальной самооценкой здоровья и 597,4 ($p = 0,000$) для варианта с индикаторами плохого и хорошего здоровья).

С учетом селективности занятости и ненаблюдаемой гетерогенности (модель М5) рост почасовой заработной платы мужчин при улучшении категориальной оценки здоровья на 1 балл составляет чуть больше 2%.

В табл. 2 представлены результаты оценивания моделей М1–М5, в которых в качестве показателя здоровья используются индикаторы хорошего/плохого здоровья. Проведенный анализ свидетельствует о наличии положительной премии за хорошее здоровье. Мужчины, имеющие хорошее здоровье, в среднем получают на 2–5% больше, чем мужчины со средним здоровьем. Плохое здоровье, напротив, значительно снижает заработную плату. Мужчины с плохим или очень плохим здоровьем зарабатывали на 4–12% меньше мужчин со средним уровнем здоровья. Учет селективности занятости делает влияние плохого здоровья на заработную плату незначимым (модели М2 и М5). Данное снижение значимости с большой вероятностью определяется тем, что плохое здоровье в большей степени влияет на вероятность занятости, чем размер заработной платы. Действительно, анализ уравнений отбора в моделях М2 и М5 показывает, что вероятность занятости мужчин значительно снижается с ухудшением здоровья.

Таблица 2

Результаты эконометрического анализа уравнения заработной платы, коэффициенты, мужчины, 2012–2019 гг. (зависимая переменная – логарифм почасовой заработной платы)

Показатель здоровья	M1	M2		M3	M4	M5	
	Объединенная выборка			Панельная выборка			
	МНК	Процедура Хекмана		МНК, случайные эффекты	МНК, фиксированные эффекты	Процедура Хекмана	
		уравнение заработной платы	уравнение отбора			уравнение заработной платы	уравнение отбора
<i>Показатель здоровья – самооценка, 4 степени (1 – плохое, 4 – очень хорошее)</i>							
Самооценка здоровья	0,049*** [0,006]	0,038*** [0,006]	0,115*** [0,016]	0,029*** [0,005]	0,015*** [0,006]	0,022*** [0,005]	0,117*** [0,016]
Коэффициент корреляции ошибок уравнения здоровья и уравнения отбора (процедура Хекмана)		-0,501*** [0,027]				-0,542*** [0,033]	
<i>Показатели здоровья – плохое и хорошее здоровье (базовая категория – среднее здоровье)</i>							
Плохое здоровье	-0,121*** [0,023]	-0,034 [0,024]	-0,740*** [0,048]	-0,071*** [0,018]	-0,041** [0,020]	-0,014 [0,019]	-0,741*** [0,048]
Хорошее здоровье	0,048*** [0,007]	0,044*** [0,007]	0,018 [0,020]	0,028*** [0,006]	0,015** [0,006]	0,027*** [0,006]	0,020 [0,020]
Коэффициент корреляции ошибок уравнения здоровья и уравнения отбора (процедура Хекмана)		-0,493*** [0,028]				-0,542*** [0,033]	
Число наблюдений	22 128	27 613		22 128	22 128	27 613	

Примечание. ***, **, * – значимость на 1, 5 и 10% уровне соответственно. В скобках указаны стандартные ошибки. В модель также включались переменные, значения которых в целях краткости изложения не приводятся: фиктивные переменные для раундов обследования, типа поселений, а также отрасли занятости, вида собственности и размера предприятия. Подробные результаты регрессионного анализа могут быть предоставлены по запросу.

Источники: данные РМЭЗ НИУ ВШЭ, 2012–2019 гг., расчеты авторов.

5.2. Отдача от здоровья для женщин

Эконометрические оценки зависимости заработной платы от здоровья и образования для женщин в 2012–2019 гг. представлены в табл. 3. Помимо основной модели, для самооценки здоровья по четырехбалльной шкале также приводится информация о регрессионных коэффициентах в модели с переменными

Таблица 3

Результаты эконометрического анализа уравнения заработной платы, коэффициенты, женщины, 2012–2019 гг. (зависимая переменная – логарифм почасовой заработной платы)

Показатель здоровья	M1	M2		M3	M4	M5	
	Объединенная выборка			Панельная выборка			
	МНК	Процедура Хекмана		МНК, случайные эффекты	МНК, фиксированные эффекты	Процедура Хекмана	
уравнение заработной платы		уравнение отбора	уравнение заработной платы			уравнение отбора	
<i>Показатель здоровья – самооценка, 4 ступени (1 – плохое, 4 – очень хорошее)</i>							
Самооценка здоровья	0,030*** [0,006]	0,029*** [0,006]	0,034** [0,014]	0,020*** [0,005]	0,009* [0,006]	0,018*** [0,005]	0,030** [0,014]
Коэффициент корреляции ошибок уравнения здоровья и уравнения отбора (процедура Хекмана)		-0,267*** [0,057]				-0,537*** [0,032]	
<i>Показатели здоровья – плохое и хорошее здоровье (базовая категория – среднее здоровье)</i>							
Плохое здоровье	-0,053*** [0,019]	-0,021 [0,020]	-0,589*** [0,040]	-0,028* [0,015]	-0,010 [0,017]	0,018 [0,016]	-0,575*** [0,040]
Хорошее здоровье	0,029*** [0,007]	0,033*** [0,007]	-0,079 [0,078]	0,020*** [0,006]	0,011* [0,006]	0,026*** [0,006]	-0,080 [0,077]
Коэффициент корреляции ошибок уравнения здоровья и уравнения отбора (процедура Хекмана)		-0,246*** [0,057]				-0,511** [0,035]	
Число наблюдений	23647	31494		23647	23647	31494	

Примечание. ***, **, * – значимость на 1, 5 и 10% уровне соответственно. В скобках указаны стандартные ошибки. В модель также включались переменные, значения которых в целях краткости изложения в таблице не приводятся: фиктивные переменные для раундов обследования, типы поселений, а также отрасли занятости, виды собственности и размеры предприятия. Подробные результаты регрессионного анализа могут быть предоставлены по запросу.

Источники: данные РМЭЗ НИУ ВШЭ, 2012–2019 гг., расчеты авторов

плохого и хорошего здоровья. Согласно полученным нами результатам отдача от здоровья для женщин сопоставима с отдачей для мужчин. Отдача от здоровья у женщин на объединенной выборке ниже, чем для мужской выборки (модели М1–М2). Переход от панельной модели со случайными эффектами к модели с фиксированными эффектами дополнительно способствует снижению оценки отдачи, сохра-

няя, тем не менее, ее значимость. Тест Хаусмана показывает большую эффективность оценок модели с фиксированными эффектами. Для варианта модели с категориальной самооценкой здоровья его значение составило 535,10 ($p = 0,000$), для варианта с индикаторами хорошего и плохого здоровья – 535,06 ($p = 0,000$).

В модели М5, учитывающей селективность занятости и ненаблюдаемую гетерогенность, отдача от здоровья для женщин составляет 1,8% при увеличении категориальной самооценки на 1 балл. Плохое здоровье для большинства моделей оказалось незначимым, а прибавка к заработной плате для имеющих хорошее здоровье составляет 1–3% по сравнению с тем, кто оценивает здоровье как среднее. Отметим, что так же, как и для мужчин, для женщин здоровье является важным фактором занятости – вероятность наличия оплачиваемой работы снижается при ухудшении здоровья.

Сравнивая полученные результаты с другими странами, можно отметить, что оценки отдачи от здоровья, измеренного с помощью данных о самооценке, в развитых странах для женщин часто оказываются незначимыми (Jäckle, Himmler, 2010; Flores et al., 2018; Cai, 2020). Объяснение может в том числе состоять в том, что для женщин влияние здоровья на заработную плату по-разному зависит от их квалификации и вида труда. В частности, оно может быть больше для работников с низким уровнем образования, которые чаще бывают заняты неквалифицированным, в том числе физическим, трудом. Гипотеза о возможной зависимости отдачи от здоровья от уровня образования будет нами проверена далее.

5.3. Влияние образования на отдачу от здоровья

Добавив в число факторов заработной платы перекрестные переменные здоровья и образования, можно проверить гипотезу о влиянии образования на отдачу от здоровья. В табл. 4 представлены результаты оценок для двух характеристик здоровья (индикаторов хорошего/плохого здоровья) для мужчин и женщин. Оценивание проводилось с помощью модели, наиболее полно учитывающей проблемы, возникающие при определении отдачи от здоровья, а именно модели М5 (процедура Хекмана, панельные данные). Она позволяет одновременно учесть селективность занятости и ненаблюдаемую гетерогенность.

Результаты оценивания показали, что для мужчин положительный эффект хорошего здоровья на заработную плату не меняется в зависимости от образования. Однако влияние плохого здоровья существенно различается в зависимости от образования. Для мужчин с профессиональным образованием (высшим, средним или начальным) плохое здоровье не формирует статистически значимого влияния на уровень заработной платы. Однако плохое здоровье на 16% снижает почасовую заработную плату работников-мужчин без профессионального образования, т.е. тех, кто нигде, кроме школы, не учился. В большой степени этот результат можно объяснить относительно широким распространением физического труда среди мужчин с низким уровнем образования – если у человека плохое здоровье, то производительность его физического труда снижается.

Для женщин отдача от хорошего здоровья для имеющих высшее профессиональное образование положительна, но статистически незначима. Однако для групп с более низким уровнем образования есть значимая и заметная отдача

Таблица 4

Результаты эконометрического анализа уравнения заработной платы с перекрестными членами (произведение показателей здоровья и образования), панельная модель Хекмана (M5), коэффициенты 2012–2019 гг., мужчины и женщины (зависимая переменная – логарифм почасовой заработной платы)

Показатель здоровья	Мужчины	Женщины
Плохое здоровье	0,043 [0,038]	0,015 [0,027]
Плохое здоровье× общее среднее и ниже	-0,173*** [0,060]	-0,047 [0,048]
Плохое здоровье× начальное профессиональное	-0,051 [0,046]	0,022 [0,039]
Плохое здоровье× среднее профессиональное	-0,055 [0,054]	0,012 [0,040]
Хорошее здоровье	0,020* [0,011]	0,004 [0,009]
Хорошее здоровье× общее среднее и ниже	-0,021 [0,018]	0,063*** [0,018]
Хорошее здоровье× начальное профессиональное	0,017 [0,014]	0,032** [0,015]
Хорошее здоровье× среднее профессиональное	0,016 [0,016]	0,033** [0,014]
Коэффициент корреляции ошибок уравнения здоровья и уравнения отбора (процедура Хекмана)	-0,525 *** [0,035]	-0,514*** [0,034]
Число наблюдений	27613	31494

Примечание. ***, **, * – значимость на 1-, 5- и 10%-ном уровне соответственно. В скобках указаны стандартные ошибки. В модель также включались переменные, значения которых в целях краткости изложения в таблице не приводятся: фиктивные переменные для раундов обследования, типа поселений, а также отрасли занятости, вида собственности и размера предприятия. Подробные результаты регрессионного анализа могут быть предоставлены по запросу.

Источники: данные РМЭЗ НИУ ВШЭ, 2012–2019 гг., расчеты авторов.

от здоровья, причем наибольшая отдача наблюдается в группе женщин без профессионального образования. Эффект плохого здоровья не значим для женщин вне зависимости от уровня их образования.

5.4. Проверка устойчивости результатов на данных другого репрезентативного обследования

Для проверки устойчивости полученных результатов были использованы данные другого национально репрезентативного обследования, содержащего сведения о заработной плате и здоровье респондентов, а именно выборочного наблюдения использования суточного фонда времени населением Росстата (ВНИСФВ) за 2019 г. В связи с непанельной структурой ВНИСФВ при расчетах учитывалась селективность занятости, но не учитывалась ненаблюдаемая гетеро-

Таблица 5

Результаты эконометрического анализа уравнения заработной платы, коэффициенты, мужчины, Модель М2 (процедура Хекмана), 2019 г. (зависимая переменная – логарифм почасовой заработной платы)

Показатель здоровья	Мужчины	Женщины
<i>Показатель здоровья – самооценка, 4 ступени (1 – плохое, 4 – очень хорошее)</i>		
Здоровье, самооценка (4 категории)	0,049*** [0,008]	0,048*** [0,007]
Коэффициент корреляции ошибок уравнения здоровья и уравнения отбора	-0,486*** [0,066]	-0,426*** [0,042]
<i>Показатели здоровья – плохое и хорошее здоровье (базовая категория – среднее здоровье)</i>		
Плохое здоровье	-0,038 [0,043]	-0,085*** [0,037]
Хорошее здоровье	0,053*** [0,020]	0,042*** [0,009]
Коэффициент корреляции ошибок уравнения здоровья и уравнения отбора	-0,474*** [0,066]	-0,427*** [0,042]
Число наблюдений	14932	18319

Примечание. ***, **, * – значимость на 1-, 5- и 10%-ном уровне соответственно. В скобках указаны стандартные ошибки. В модель также включались переменные, значения которых для краткости изложения в таблице не приводятся: фиктивные переменные, типы поселений, а также отрасли занятости. Подробные результаты регрессионного анализа могут быть предоставлены по запросу.

Источники: данные ВНИСФВ, 2019 г., расчеты авторов.

генность, что делает полученные оценки в наибольшей степени сопоставимыми с результатами модели М2 для РМЭЗ НИУ ВШЭ (см. табл. 3).

Проведенные расчеты (табл. 5) показывают, что существует значимая отдача от здоровья в терминах заработной платы как для мужчин, так и для женщин – коэффициент при ранговой переменной здоровья положителен и статистически значим. Анализ влияния плохого и хорошего здоровья свидетельствует о том, что работники-мужчины, имеющие хорошее здоровье в среднем получают в час на 5,4% больше, чем мужчины, оценивающие свое здоровье как среднее. Для женщин хорошее здоровье также дает значимую прибавку в заработной плате, но ее размер немного меньше, чем для мужчин, – 4,3%. Плохое здоровье снижает уровень заработной платы для женщин на 8,9%. Для мужчин эффект плохого здоровья отрицателен, но статистически незначим.

Проведенный на основе данных ВНИСФВ анализ подтверждает наличие статистически значимой отдачи на здоровье для российских работников, что свидетельствует об устойчивости результатов. Полученные результаты имеют особенное значение с учетом того, что все предыдущие оценки были получены с использованием одной и той же эмпирической базы, РМЭЗ НИУ ВШЭ (Кузьмич, Рошин, 2008; Мельников 2020). Непосредственное сопоставление величины оценок отдачи от здоровья, полученных на данных РМЭЗ НИУ ВШЭ и ВНИСФВ, затруднительно в силу различий в методологии обследований (разные цели и задачи, выборка, вопросы).

6. Выводы

В работе были получены количественные оценки влияния здоровья на почасовую заработную плату в России. Для этого на данных национального репрезентативного обследования РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2012–2019 гг. был построен ряд регрессионных моделей, учитывающих проблемы, возникающие при оценке отдачи от здоровья.

Отдача от здоровья в России для мужчин и женщин значима и положительная. В 2012–2019 гг. мужчины с хорошим или очень хорошим здоровьем получали на 2–5% больше, чем те, кто оценивал свое здоровье как среднее. У женщин отдача на хорошее здоровье составляла 1–3%. Оценки изменяются в зависимости от используемого эконометрического подхода: отдача снижается при переходе к моделям, учитывающим селективность занятости и ненаблюдаемую гетерогенность; для панельной модели Хекмана она составила около 3% для мужчин и женщин. Подобный эффект (снижение оценок отдачи при учете селективности занятости и ненаблюдаемой гетерогенности) неоднократно упоминается в научной литературе (Contoyannis, Rice, 2001; Cai, 2020; Jäckle, Himmler, 2010).

Плохое здоровье, напротив, значительно снижает заработную плату. Мужчины с плохим или очень плохим здоровьем зарабатывали на 4–12% меньше, чем мужчины со средним уровнем здоровья. Для женщин сокращение заработной платы в случае плохого здоровья составляло 3–6%. Однако учет селективности занятости в данном случае делает оценки влияния плохого здоровья на почасовую заработную плату незначимыми. Мы предполагаем, что во многом это вызвано тем, что плохое здоровье является важнейшим фактором, снижающим вероятность занятости.

Устойчивость полученных оценок была проведена нами на альтернативных данных – выборочном наблюдении использования суточного фонда времени населением Росстата за 2019 г. Отдача от здоровья для мужчин и женщин, рассчитанная на данных этого обследования, также оказалась значимой и положительной.

Полученные результаты на качественном уровне согласуются с оценками, полученными для более ранних исследований на российских данных: отдача от здоровья значима для мужчин и женщин (Кузьмич, Рошин, 2008; Мельников 2020). К сожалению, сравнить размеры эффекта с двумя другими работами на российских данных не представляется возможным из-за методологических различий: в работе (Кузьмич, Рошин, 2008) рассматриваются данные за совершенно иной период и лагированные значения самооценки здоровья, а в статье (Мельников, 2020) используется другой показатель здоровья – искусственная переменная, отражающая помимо самооценки другие характеристики здоровья (наличие разнообразных хронических заболеваний, индекса массы тела (ИМТ) и др.).

Мы не обнаружили существенной гендерной вариации в отдаче от здоровья – при учете селективности и ненаблюдаемой гетерогенности отдача от хорошего здоровья составляет 3% как для мужчин, так и для женщин. Похожие результаты (отсутствие гендерных различий в отдаче от хорошего здоровья) были получены в работе (Кузьмич, Рошин, 2008). В исследовании (Flores et al., 2020) также было показано, что отдача от здоровья, снижаясь после рецессии 2008 г., остается примерно одинаковой для мужчин и женщин. В то же время в работах (Cai, 2020; Jäckle, Himmler, 2010; Мельников, 2020) был показан меньший размер отдачи для женщин.

Отличительной особенностью нашей работы является изучение отдачи от здоровья в зависимости от уровня образования работников. Как показывает проведенный нами анализ, отдача от здоровья зависит от образования, причем эта зависимость имеет существенные гендерные различия. Негативное влияние плохого здоровья на заработную плату для мужчин отмечается только для работников с низким уровнем образования (общее среднее и ниже). Для остальных групп работников-мужчин плохое здоровье незначимо. Для женщин, в свою очередь, максимальная отдача от хорошего здоровья также наблюдается для группы работниц без профессионального образования. На наш взгляд, это может быть следствием большего распространения физического и неквалифицированного труда среди групп работников с невысоким уровнем образования.

Похожие выводы были получены в других исследованиях. В работе (Contoyannis, Rice, 2001) были представлены эмпирические подтверждения отрицательной корреляции между уровнем академической успеваемости и индивидуальными характеристиками, влияющими на заработную плату. Наличие отрицательной взаимосвязи между уровнем образования и отдачей от здоровья косвенно подтверждается результатами для других показателей, связанных с уровнем образования: так, в работе на китайских данных было показано, что с ростом доходов отдача от здоровья снижается (Xie et al., 2020).

Полученные нами результаты имеют некоторые ограничения. В частности, в работе не учитывается структурная эндогенность, обусловленная возможной взаимозависимостью между здоровьем и трудовыми доходами. Поиск «хороших» инструментов является самостоятельной сложной задачей, решение которой требует привлечения дополнительных эмпирических источников, содержащих более подробную информацию о здоровье индивидов – возможности данных РМЭЗ НИУ ВШЭ содержат ограниченный спектр показателей здоровья респондентов.

ЛИТЕРАТУРА / REFERENCES

- Кузьмич О.С., Рощин С.Ю.** (2008). Лучше ли быть здоровым? Экономическая отдача от здоровья в России // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. № 12 (1). С. 29–55. [**Kuzmich O.S., Roshchin S. Yu.** (2008). Is it better to be healthy? The economic returns of health in Russia. *HSE Economic Journal*, 12 (1), 29–56 (in Russian).]
- Мельников Р.М.** (2020). Оценка отдачи от капитала здоровья в российской экономике // *Аудит и финансовый анализ*. № 2. С. 35–42. [**Melnikov R.M.** (2020). Evaluation of the return on health capital in the Russian economy. *Audit and Financial Analysis*, 2, 35–42 (in Russian).]
- Alcan S., Özsoy O.** (2020). Relation between health and wages in Turkey. *Panoeconomicus*, 67 (1), 111–126.
- Barnay T.** (2016). Health, work and working conditions: A review of the European economic literature. *The European Journal of Health Economics*, 17 (6), 693–709.
- Cai L.** (2020). The effects of health on the wages of Australian workers: Gender differences and the impacts of macroeconomic conditions. *International Journal of Manpower*, 42 (5), 842–865.
- Contoyannis P., Rice N.** (2001). The impact of health on wages: Evidence from the British household panel survey. *Empirical Economics*, 26 (4), 599–622.

- Dou J., Du L., Wang K., Sun H., Zhang C.** (2020). Wage penalties or wage premiums? A socioeconomic analysis of gender disparity in obesity in urban China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17 (19), 7004.
- Flores M., Fernández M., Pena-Boquete Y.** (2020). The impact of health on wages: Evidence from Europe before and during the Great Recession. *Oxford Economic Papers*, 72 (2), 319–346.
- Gambin L.M.** (2005). The impact of health on wages in Europe – does gender matter. *HEDG WP*, 5 (03), 1–32.
- Gao W., Smyth R.** (2010). Health human capital, height and wages in China. *The Journal of Development Studies*, 46 (3), 466–484.
- Heckman J.** (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153–161.
- Idler E.L., Benyamini Y.** (1997). Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38 (1), 21–37.
- Jäckle R., Himmler O.** (2010). Health and wages panel data estimates considering selection and endogeneity. *Journal of Human Resources*, 45 (2), 364–406.
- Miilunpalo S., Vuori I., Oja P., Pasanen M., Urponen H.** (1997). Self-rated health status as a health measure: The predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population. *Journal of Clinical Epidemiology*, 50 (5), 517–528.
- Mincer J.** (1974). *Schooling, experience and earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Rodriguez-Alvarez A., Rodriguez-Gutierrez C.** (2018). The impact of health on wages: Evidence for Europe. *The European Journal of Health Economics*, 19 (8), 1173–1187.
- Swaminathan S., Lillard L.** (2001). *Health and labor market outcomes: Evidence from Indonesia*. Santa Monica: RAND.
- Thomas D., Strauss J.** (1997). Health and wages: Evidence on men and women in urban Brazil. *Journal of Econometrics*, 77 (1), 159–185.
- Wahyuni H.** (2016). The impact of health status and smoking behaviour on Indonesian labor wage. *Economic Journal of Emerging Markets*, 8 (1), 1–12.
- Wu S., Wang R., Zhao Y., Ma X., Wu M., Yan X., He J.** (2013). The relationship between self-rated health and objective health status: A population-based study. *BMC Public Health*, 13 (1), 1–9.
- Xie M., Huang Z., Zang W.** (2020). The inequality of health-income effect in employed workers in China: A longitudinal study from China family panel studies. *International Journal for Equity in Health*, 19 (1), 1–15.

Поступила в редакцию 10.01.2022

Received 10.01.2022

M.A. Kartseva

Institute for Social Analysis and Forecasting at RANEPА, Moscow, Russia

P.O. Kuznetsova

Institute for Social Analysis and Forecasting at RANEPА, Moscow, Russia

Stay healthy – will the rest follow? The impact of health on wages in Russia³

Abstract. In this article, we analyze the impact of health on wages in Russia in 2012–2019, using the data from the RLMS-HSE survey. As a measure of health impact we consider hour wages. Health is estimated by means of self-assessed health data. We use a Mincer-type wage equation. To take into account self-selection, we use the Heckman procedure to deal with the unobservable heterogeneity; we employ the panel structure of the RLMS-HSE data. The impact of health on hour wages in Russia is significant, but not great: good and very good health corresponds to an increase in earnings of 2–5% compared to average health for men and 1–3% for women. Bad health significantly reduces wages, but when self-selection is taken into account, its effect becomes insignificant. The impact of health on wages is markedly increased for groups with a low level of education, which, in our opinion, may indicate a greater importance of health for unskilled and physical labor. The robustness of our results was tested using an alternative data source.

Keywords: *health, wages, education, gender, RLMS-HSE.*

JEL Classification: I1, J16, J24.

For reference: **Kartseva M.A., Kuznetsova P.O.** (2022). Stay healthy and – will the rest follow? The impact of health on wages in Russia. *Journal of the New Economic Association*, 5 (57), 55–70. DOI: 10.31737/2221-2264-2022-57-5-4

³ The article was prepared as part of the research work of the state assignment for the RANEPА. The authors are grateful to A.A. Peresetsky and to an anonymous reviewer for extremely helpful comments and remarks.