

УДК 332.14+330.43+614.2

Регион: экономика и социология, 2021, № 1 (109), с. 72–96

М.А. Канева

ОЦЕНКИ КАПИТАЛА ЗДОРОВЬЯ ДЛЯ РОССИЙСКИХ РЕГИОНОВ В 2004–2018 гг.

Целью настоящей работы являются выбор индикатора капитала здоровья и оценка капитала здоровья на уровне регионов РФ на основе эконометрического моделирования для периода 2004–2018 гг. В статье используются данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения. На основе двух спецификаций порядковых логистических моделей и панельных логистических регрессий со случайными эффектами определены социально-экономические, демографические, поведенческие и медицинские детерминанты здоровья россиян. Используются предсказанные значения самооценки здоровья в эконометрических моделях для формирования индекса капитала здоровья для российских мужчин и женщин. Представлены оценки капитала здоровья для России в целом и восьми макрорегионов, которые выявили существенные различия между регионами в запасе капитала здоровья.

Результаты могут использоваться для включения оценок капитала здоровья в модели мезо- и макроуровня, в том числе для дополнения социального фильтра в модели экономического роста с эндогенным техническим прогрессом для регионов РФ. Выявленные региональные различия в оценках капитала здоровья также указывают на необходимость дифференцированной региональной политики в сфере здравоохранения, направленной на сокращение неравенства при сохранении государственных гарантий предоставления бесплатной медицинской помощи.

Ключевые слова: капитал здоровья; самооценка здоровья; региональные различия; эконометрическое моделирование; панельная логистическая регрессия

Для цитирования: *Канева М.А.* Оценки капитала здоровья для российских регионов в 2004–2018 гг. // Регион: экономика и социология. – 2021. – № 1 (109). – С. 72–96. DOI: 10.15372/REG20210103.

КАПИТАЛ ЗДОРОВЬЯ И ЕГО ИНДИКАТОРЫ НА МАКРО-, МЕЗО- И МИКРОУРОВНЕ

В экономической теории здоровье человека оценивается в рамках модели капитала здоровья М. Гроссмана [17], которая является частью более общей концепции человеческого капитала [12]. Гроссман предложил модель спроса на здоровье в рамках неоклассического подхода к исследованию человеческого капитала [17]. Капитал здоровья определяется как актив, позволяющий индивиду в течение определенного периода времени использовать по назначению свой человеческий капитал. Производством и накоплением капитала здоровья занимаются медицина и здравоохранение. Здоровье выступает товаром длительного пользования, а вложения в капитал здоровья рассматриваются с точки зрения выбора рационального индивида. Инвестиции в капитал здоровья способны обеспечить более высокие темпы экономического роста, во-первых, за счет увеличения человеко-часов на рабочем месте и повышения производительности труда самих индивидов, во-вторых, за счет высвобождения человеко-часов вследствие отсутствия необходимости заботиться о больных родственниках [21].

Среди альтернативных теоретических концепций капитала здоровья, анализ которых проведен в докторской диссертации автора¹, доминирующими в современной экономике здравоохранения являются концепция производственной функции здоровья (ПФЗ) [32] и подход к измерению капитала здоровья К. Эрроу, П. Дасгупты и К. Мамфорда [10], разработанный в рамках расчета инклюзивного благосостояния отделением ООН. ПФЗ указывает на прямую связь между капиталом здоровья и частными расходами на здравоохранение. Государственные расходы на здравоохранение в модели ПФЗ позволяют контролировать общую эпидемиологическую ситуа-

¹ См.: *Канева М.А.* Влияние инновационного развития и капитала здоровья населения на экономический рост регионов РФ: Автореф. дисс. ... д-ра экон. наук. 08.00.05. – Новосибирск, 2019. – 38 с.

цию, снижая вероятность перехода индивида из состояния «здоровый» в состояние «больной» в микроэкономической модели межвременного выбора. Концепция Эрроу и его соавторов, в свою очередь, обосновывает теоретическую взаимосвязь между ожидаемой продолжительностью жизни и капиталом здоровья, поскольку стоимость дополнительной единицы здоровья при этом раскладывается на три компонента: стоимость прямого повышения благосостояния индивида, стоимость повышения полезности в результате роста производительности труда и стоимость повышения полезности в результате увеличения продолжительности жизни.

Вместе с тем вопрос об индикаторе² капитала здоровья остается открытым. При поиске доступного индикатора важно различать уровни моделирования. На макро- или мезоуровне эмпирическое моделирование основывается на необходимости выбора индикатора капитала здоровья среди доступных статистических показателей, таких как ожидаемая продолжительность жизни (ОПЖ), ожидаемая продолжительность здоровой жизни (ОПЗЖ) [2], расходы на здравоохранение³. Показатель расходов на здравоохранение используется как индикатор капитала здоровья в общей модели экономического роста с эндогенным техническим прогрессом (см., например, [29]). В то же время в моделях микроуровня, использующих индивидуальные данные опросов, капитал здоровья не связан ни с одним из возможных индикаторов макро-/мезоуровня, поскольку опросы не содержат информации ни об ОПЖ, ни об ОПЗЖ, а показатели типа доли здорового населения (и, наоборот, доли инвалидов) и среднего уровня расходов на здравоохранение относятся только к группе населения, а не к конкретному индивиду.

² В настоящей работе под индикатором понимается доступная измерению и изучению характеристика изучаемого объекта. Согласно Экономико-социологическому словарю индикатор является частным случаем показателя, и «в экспериментальной ситуации индикаторы замещают, обнаруживают, представляют другие характеристики, обычно недоступные наблюдению» (*Экономико-социологический словарь* / Сост. Г.Н. Соколова, О.В. Кобяк; науч. ред. Г.Н. Соколова. – Минск: Беларус. наука, 2013. – С. 181). Индикатор является частным случаем показателя, который может быть как количественным, так и качественным.

³ См.: Канева М.А. Влияние капитала здоровья населения на экономический рост регионов РФ // Регион: экономика и социология. – 2019. – № 1 (101). – С. 47–70.

Целью настоящей работы являются обоснование выбора индикатора капитала здоровья и получение оценок капитала здоровья с помощью эконометрического моделирования самооценки здоровья для 2004–2018 гг. На основе полученных оценок проведены межрегиональные сравнения уровней накопленного капитала здоровья в регионах РФ и их отклонений от общероссийского уровня. Научная новизна исследования связана с решением методологической проблемы сопоставления данных индивидуальных опросов населения и возможного использования этих данных для эконометрических моделей на мезоуровне. В настоящее время нет работ, в которых бы рассматривалась возможность соединения двух уровней моделирования (микро- и мезо-/макро-) для оценки капитала здоровья. Последнее обуславливает актуальность нашего исследования.

МЕТОДОЛОГИЯ ФОРМАЛИЗАЦИИ КАПИТАЛА ЗДОРОВЬЯ НА ИНДИВИДУАЛЬНОМ УРОВНЕ

Вопрос о поисках индикатора капитала здоровья на федеральном и региональном уровнях в настоящее время, как уже отмечалось, остается открытым. О.С. Кузьмич и С.Ю. Рошин отмечают, что несмотря на интуитивное представление индивида о своем здоровье, трудно дать здоровью количественную оценку [3]. Дж. Курри и Б. Мадриан предлагают восемь вариантов оценки здоровья на индивидуальном уровне для моделей рынка труда, включая самооценку здоровья, а также оценки, учитывающие наличие хронических заболеваний, наличие каких-либо ограничений в состоянии здоровья, алкоголизм как диагноз [13]. Оценки не состояния здоровья, но *капитала здоровья* должны характеризоваться возможностью обобщения индикатора с индивидуального уровня (микроуровня) на мезо- и макроуровень. Хотя ранее был опубликован ряд исследований капитала здоровья для России [3; 5; 6]⁴, методологический вопрос о поиске индикатора капитала здоровья для страны и ее регионов в этих работах не поднимался. Исследователи выбирали один из вариантов

⁴ См. также: *Канева М.А.* Влияние капитала здоровья населения на экономический рост регионов РФ.

оценки здоровья, например оценку вероятности заболеть хроническим неинфекционным заболеванием (ХНИЗ) [5], ожидаемую продолжительность жизни [6] или самооценку здоровья [3] без обоснования собственной методологии.

Показатель «самооценка здоровья» – это субъективная оценка состояния здоровья, позволяющая респондентам выбрать ответ на вопрос «Скажите, пожалуйста, как вы оцениваете свое здоровье?» среди пяти категорий: «очень хорошее», «хорошее», «среднее», «плохое» и «очень плохое». Простота вопроса и возможность оценить уровень здоровья индивида без непосредственного участия медицинского работника определили широкое распространение данной субъективной оценки на практике. Всемирная организация здравоохранения в 1996 г. рекомендовала к использованию показатель самооценки здоровья как один из основных индикаторов для мониторинга здоровья [18].

В рамках Российского мониторинга экономического положения и здоровья НИУ-ВШЭ (РМЭЗ) собранные данные по самооценке здоровья представлены также в региональном разрезе. Это позволяет рассчитать количественные оценки капитала здоровья на мезоуровне на основе предсказанных значений эконометрических моделей самооценки здоровья. Предложенная автором методология объединения уровней моделирования обосновывает возможность использования самооценки здоровья как индикатора капитала здоровья в эмпирических исследованиях.

В экономике здравоохранения постулируется зависимость здоровья от ряда социально-экономических, демографических и медицинских характеристик индивида. Базовыми характеристиками согласно теории капитала здоровья считаются возраст, доход, образование [17]. Дополнительными социально-экономическими и демографическими характеристиками, традиционно включаемыми в модели самооценки здоровья и имеющими устойчивые корреляционные связи с этим показателем, являются семейное положение [28], наличие детей, вероисповедание [20], тип занятости [4], регион проживания [27].

Самооценка здоровья естественным образом зависит от наличия у индивида хронических неинфекционных заболеваний [22], вклю-

чая психические расстройства [19]. Рисковые практики (употребление алкоголя и табакокурение) способны значительно ухудшить состояние респондента [14; 25], этот факт подтвержден и для РФ [6]. Физическая активность [8] и полноценное питание [15] положительно влияют на здоровье.

Для оценки капитала здоровья в настоящей работе используются предсказанные значения \hat{Y} регрессий самооценки здоровья⁵, которые масштабируются от 0 до 100 умножением значений на 100. Затем рассчитывается средняя по РФ и по восьми макрорегионам оценка капитала здоровья, вычисляются и анализируются отклонения региональных оценок от общероссийской⁶.

ЭМПИРИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ОЦЕНКИ КАПИТАЛА ЗДОРОВЬЯ

В настоящем исследовании представлены две эмпирические модели самооценки здоровья как индикатора капитала здоровья на индивидуальном уровне. Использование двух моделей позволяет с помощью сравнительного анализа результатов моделирования проверить устойчивость (робастность) выбранных на основе статистической значимости в каждой из моделей детерминант самооценки здоровья.

Модель 1. Объединенная порядковая логистическая регрессия

Пусть Y_i – это категориальная переменная «самооценка здоровья» с тремя категориями y_c , $c = 1, \dots, 3$, где $y_1 = 1$ = хорошее здоровье, $y_2 = 2$ = среднее здоровье и $y_3 = 3$ = плохое здоровье для индивида i .

Модель порядковой регрессии для трех категорий ($c = 3$) определяется через набор $c - 1$ (т.е. двух) уравнений, в которых кумулятивные вероятности задаются формулой

⁵ На основе команды *predict* в Stata14.

⁶ В РМЭЗ определено восемь макрорегионов: Москва и Санкт-Петербург; Поволжский и Волго-Вятский; Северный и Северо-Западный; Центральный и Центрально-Черноземный; Уральский; Западно-Сибирский; Восточно-Сибирский и Дальневосточный; Северо-Кавказский. Разделение на регионы соответствует принципам экономического районирования.

$$g_{ic} = \Pr(Y_i = y_c | \vec{x}_i), c = 1, \dots, 3, \quad (1)$$

где \vec{x}_i – это вектор ковариат (независимых переменных) в порядковой логистической модели.

Для логистической функции $\text{logit}(g_{ic})$ справедливо уравнение

$$\text{logit}(g_{ic}) = \log \frac{g_{ic}}{(1 - g_{ic})}. \quad (2)$$

Модель порядковой логистической регрессии с учетом (1)–(2) можно записать как

$$\log \frac{g_{ci}}{(1 - g_{ci})} = c \left(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_j x_{ji} \right) + \gamma_c \vec{x}_i, \quad (3)$$

где γ_c – это константа порогового разграничения [16]. При этом предполагается, что $\beta_0 > 0$.

В основе порядковой логистической модели (1)–(3) лежит предположение о параллельности сдвигов (proportional odds assumption), что соответствует независимости констант пороговых разграничений от факторов модели [1]. Модель оценивается методом максимального правдоподобия. Обобщенная логистическая регрессия является более общим случаем, в ней ослаблено предположение о параллельности сдвигов, а константы пороговых разграничений зависят от коэффициентов β_j .

Модель 2. Панельная логистическая регрессия со случайными эффектами

Данная модель является вариантом панельной регрессии для бинарной переменной в предположении, что зависимая переменная Y имеет логистическое распределение. Модель со случайными эффектами выбрана, поскольку в ее основе лежит предположение о случайном выборе индивидов из генеральной совокупности, что соответствует логике включения респондентов в состав РМЭЗ [11].

Для бинарной зависимой переменной y_{it} , где i – индекс индивида, а t – индекс времени, панельную логистическую регрессию со случайными эффектами можно записать следующим образом:

$$\Pr(y_{it} = 0 | \bar{x}_{it}) = P(\bar{x}_{it} - \beta_i), \quad (4)$$

где ϵ_{it} – случайная ошибка, $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$, и

$$P(z) = \{1 + \exp(-z)\}^{-1}. \quad (5)$$

В основе этой модели лежит латентная модель компонентов дисперсии

$$y_{it} = 0 + \bar{x}_{it} + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

где ϵ_{it} имеет логистическое распределение с нулевым математическим ожиданием и дисперсией

$$\sigma^2 = \frac{\pi^2}{3}. \quad (7)$$

При этом ϵ_{it} не зависит от \bar{x}_{it} .

При расчете панельной логистической регрессии со случайными эффектами используется кластеризация ошибок по индивидам.

Обе модели традиционно для моделей самооценки рассчитываются отдельно для мужчин и для женщин, поскольку выявлены значимые гендерные различия в оценке собственного здоровья мужчинами и женщинами [7; 30].

С логистической регрессией связано понятие «отношение шансов» (odds ratio, OR)⁷. Отношение шансов, равное единице, указывает на отсутствие различий между сравниваемыми группами (референтной и изучаемой). Если $OR > 1$, то шансы для первой группы выше, чем шансы для второй. Если $OR < 1$, то шансы для первой группы ниже, чем шансы для второй.

⁷ OR – отношение шансов, статистический показатель. Термин «шанс» означает отношение числа случаев, когда событие наступило, к числу случаев, когда оно не наступило. Пусть среди независимых переменных есть одна независимая переменная X (предиктор) и группа дополнительных предикторов Z_1, \dots, Z_p , которые могут принимать какие угодно значения. Зависимая переменная Y бинарная, так же как и предиктор X . Тогда отношение шансов записывается как

$$OR = \frac{\Pr(Y = 1 | X = 1, Z_1, \dots, Z_p) / \Pr(Y = 0 | X = 1, Z_1, \dots, Z_p)}{\Pr(Y = 1 | X = 0, Z_1, \dots, Z_p) / \Pr(Y = 0 | X = 0, Z_1, \dots, Z_p)}.$$

В настоящей работе оцениваются две модели самооценки здоровья: базовая и расширенная. Базовая модель строится только по основным социально-экономическим характеристикам: возраст, семейное положение, наличие детей, образование, тип занятости, доход, тип населенного пункта и регион проживания. Преимуществом базовой модели является доступность данных с начала рассматриваемого периода – с 2004 по 2018 г. Расширенная модель позволяет наиболее полно учесть все возможные детерминанты самооценки здоровья как индикатора капитала здоровья. К дополнительным возможным предикторам самооценки здоровья в расширенной модели относятся: вероисповедание, физическая активность, соблюдение диеты, вероятность депрессивного состояния, табакокурение, потребление алкоголя, число ХНИЗ. Расширенная модель построена для 2013–2018 гг.⁸

ДАННЫЕ

В работе использовались данные РМЭЗ – негосударственного лонгитюдного обследования домохозяйств⁹ для 2004–2018 гг. Анализ проводился для взрослых респондентов. Выборка была основана на предположении о том, что в нее войдут 4 тыс. домохозяйств [24]. Данные, собранные в Москве, Московской области и Санкт-Петербурге, являются репрезентативными на уровне городов и области.

Автором выбран период 2004–2018 гг., так как он совпадает с периодом многоаспектного анализа, позволяющего оценить разработан-

⁸ Результаты расчета моделей не могут быть объединены, поскольку модели строятся для одних и тех же зависимых переменных, но предсказанные значения по каждой из моделей могут сравниваться друг с другом для проверки их робастности. В случае логистических панельных регрессий со случайными эффектами результаты базовых моделей для 2004–2018 гг. могут использоваться для получения альтернативных оценок капитала здоровья по сравнению с оценками, представленными в табл. 3.

⁹ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ-ВШЭ (РМЭЗ, RLMS-HSE) проводится Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ЗАО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел-Хилле (США) и Института социологии РАН.

ную совместно с д.э.н. Г.А. Унтурой модель экономического роста с эндогенным техническим прогрессом для российских регионов (2005–2018 гг.) с лагом независимых переменных для учета эндогенности модели [23]. Оценки капитала здоровья в настоящем исследовании будут включены в социальный фильтр модели эндогенного экономического роста регионов РФ. В полной модели в связи с доступностью данных расширенной модели временной период сокращается до 2013–2018 гг.

Для целей эконометрического моделирования были созданы две зависимые переменные.

Переменная *sah_b* – категориальная переменная «ухудшающаяся самооценка здоровья». Она имеет три категории: «1 = хорошее здоровье», «2 = среднее здоровье», «3 = плохое здоровье». Образована путем объединения категории «плохое и очень плохое» в категорию «плохое» и категории «хорошее и очень хорошее» в категорию «хорошее». Объединение категорий производилось с целью упрощения результатов интерпретации модели объединенного порядкового логита, в которой *sah_b* является зависимой переменной.

Переменная *badh* – бинарная переменная «плохое здоровье», принимает значения 1 и 0, где «1 = плохое здоровье» и «0 = хорошее здоровье». Бинарная переменная используется в панельной логистической регрессии со случайными эффектами.

Общее число респондентов в базовой модели составило 88 134 для мужчин и 121 529 для женщин. В полной модели число респондентов равнялось 23 490 и 27 012 соответственно¹⁰.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

В таблицах 1 и 2 представлены базовые и расширенные модели самооценки здоровья.

В базовых моделях возраст является предиктором самооценки здоровья для обоих полов и здоровье ухудшается по мере перехода в более старшую группу. Холостые мужчины чаще сообщают о крепком здоровье, нежели женатые, в то время как вероятность плохого

¹⁰ Описательные статистики переменных предоставляются автором по запросу.

Таблица 1

Базовые модели для 2004–2018 гг. для самооценки здоровья (OR)

Независимая переменная	Объединенная порядковая логистическая регрессия для <i>sah_b</i>		Панельная логистическая регрессия со случайными эффектами для <i>badh</i>	
	Мужчины, N = 88 134	Женщины, N = 121 529	Мужчины, N = 88 134	Женщины, N = 121 529
Возраст: 18–34 года	3,046***	1,715***	6,451***	2,736***
Возраст: 35–49 лет	6,872***	4,256***	22,963***	10,427***
Возраст: 50–64 года	15,324***	9,768***	61,881***	31,535***
Возраст: старше 65 лет	23,837***	20,361***	143,439***	99,368***
Холост / не замужем	0,756***	0,806***	0,548***	0,902
Разведен(а)	1,184***	1,153***	1,759***	1,521***
Вдовец/вдова	1,224***	1,320***	1,898***	2,079***
Наличие детей	1,060**	0,969	1,089	0,816**
Начальное образование	1,400***	1,974***	2,569***	4,454***
Неполное среднее образование	1,235***	1,196***	1,308	1,630***
Среднее профессиональное образование	0,977	0,926***	0,848**	0,854**
Высшее образование	0,885***	0,796***	0,768**	0,556***
Пенсионер(ка)	3,098***	2,280***	8,040	3,568***
Не работает и не ищет работу	2,276***	1,152***	12,866***	2,308***
Безработный/безработная	1,153***	1,032	2,305***	1,944***
Первый квинтиль дохода	1,202***	0,997	1,598***	0,783**
Второй квинтиль дохода	1,355***	1,148***	1,546***	1,007
Третий квинтиль дохода	1,249***	1,130***	1,368***	1,059
Четвертый квинтиль дохода	1,173***	1,122***	1,376***	1,079
ПГТ	0,658***	0,698***	0,735**	0,828
Село, деревня	0,774***	0,924***	0,596***	0,899

Продолжение табл. 1

Независимая переменная	Объединенная порядковая логистическая регрессия для <i>sah_b</i>		Панельная логистическая регрессия со случайными эффектами для <i>badh</i>	
	Мужчины, N = 88 134	Женщины, N = 121 529	Мужчины, N = 88 134	Женщины, N = 121 529
Город (кроме областных центров)	0,965**	1,029*	1,037	1,094
Северный и Северо-Западный	1,427***	1,490***	1,437**	1,948***
Центральный и Центрально-Черноземный	1,217***	1,312***	0,995	1,429***
Поволжский и Волго-Вятский	1,114***	1,202***	0,925	1,183
Северо-Кавказский	0,797***	0,795***	0,720**	0,756**
Уральский	1,068**	1,100***	0,854	1,046
Западно-Сибирский	1,199***	1,309***	0,890	1,275**
Восточно-Сибирский и Дальневосточный	1,169***	1,228***	0,782*	1,119
Год 2005	0,954	0,873***	1,134	0,819**
Год 2006	1,009	0,959	1,149	0,872*
Год 2007	0,965	0,846***	1,152	0,785**
Год 2008	0,981	0,853***	1,411**	0,933
Год 2009	1,027	0,838***	1,582***	0,904
Год 2010	0,952	0,756***	1,342**	0,797**
Год 2011	0,910**	0,682***	1,501***	0,825**
Год 2012	0,813***	0,640***	1,164	0,661***
Год 2013	0,858***	0,668***	1,314**	0,780**
Год 2014	0,812***	0,602***	1,229*	0,648***
Год 2015	0,815***	0,597***	1,291**	0,643***
Год 2016	0,778***	0,561***	1,280**	0,626***
Год 2017	0,777***	0,531***	1,382**	0,639***
Год 2018	0,928*	0,638***	1,840***	0,810**

Окончание табл. 1

Независимая переменная	Объединенная порядковая логистическая регрессия для <i>sah_b</i>		Панельная логистическая регрессия со случайными эффектами для <i>badh</i>	
	Мужчины, N = 88 134	Женщины, N = 121 529	Мужчины, N = 88 134	Женщины, N = 121 529
Константа	–	–	0,000	0,001
Cut 1	1,726	0,462		
Cut 2	5,001	4,016		
Число наблюдений	88 134	121 529	88 134	121 529
Wald χ^2 (43) (p-value)	26 023,03 [0,0000]	47 317,22 [0,0000]	4 061,23 [0,0000]	6 543,34 [0,0000]
Тест на адекватность спецификации со случайными эффектами ($\sigma^2 = 0$) χ^2 (01) (p-value)			7 134,22 [0,0000]	16 000 [0,0000]
Pseudo R^2	0,1568	0,1973		

Примечания: ***, **, * – значимость на уровне 1, 5 и 10% соответственно; стандартные ошибки предоставляются автором по запросу.

Таблица 2

Дополнительные переменные расширенной модели для 2013–2018 гг. для самооценки здоровья (OR)

Независимая переменная	Объединенная порядковая логистическая регрессия для <i>sah_b</i>		Панельная логистическая регрессия со случайными эффектами для <i>badh</i>	
	Мужчины, N = 23 490	Женщины, N = 27 012	Мужчины, N = 23 490	Женщины, N = 27 012
Умеренно занимается физкультурой	1,532***	1,248***	1,495**	0,956
Редко занимается физкультурой	1,010	1,005	0,677	0,637**

Окончание табл. 2

Независимая переменная	Объединенная порядковая логистическая регрессия для <i>sah_b</i>		Панельная логистическая регрессия со случайными эффектами для <i>badh</i>	
	Мужчины, N = 23 490	Женщины, N = 27 012	Мужчины, N = 23 490	Женщины, N = 27 012
Потребление алкоголя 1 раз за последний месяц	0,831***	0,881**	0,733**	0,632***
Потребление алкоголя 2–3 раза за последний месяц	0,796***	0,888**	0,500***	0,721**
Потребление алкоголя 1 раз в неделю	0,931*	0,958	0,653**	0,663**
Потребление алкоголя чаще 1 раза в неделю	1,051	1,103	0,844	1,298
Курит	1,026	1,110**	1,136	1,286*
Удовлетворен жизнью	0,519***	0,542***	0,435***	0,448***
Сидит на диете	1,623***	1,366***	2,119***	1,956***
Депрессия или нервное расстройство	2,109***	2,005***	3,254***	2,843***
Одно хроническое заболевание	3,200***	2,774***	9,982***	7,851***
Два хронических заболевания	6,010***	5,163***	24,247***	19,280***
Три хронических заболевания	9,135***	8,198***	37,169***	43,186***
Более трех хронических заболеваний	17,973***	16,778***	100,004***	107,520***
Cut 1	2,024	0,776		
Cut 2	6,269	5,358		
<i>Wald</i> χ^2 (51) (p-value)			1 133,88 [0,0000]	1 345,95 [0,0000]
Тест на адекватность спецификации со случайными эффектами ($\chi^2 = 0$) (01) (p-value)			649,34 [0,0000]	1 155,15 [0,0000]
<i>Pseudo R</i> ₂	0,2538	0,2540		

Примечания: ***, **, * – значимость на уровне 1, 5 и 10% соответственно; стандартные ошибки предоставляются автором по запросу.

здоровья выше для разведенных и овдовевших мужчин и женщин. Для обоих полов регрессия обнаруживает градиент здоровья в образовании (health gradient in education) [26], согласующийся с моделью Гроссмана. В модели референтной категорией является среднее образование, при этом более образованные респонденты сообщают о более крепком здоровье. Для обоих полов здоровье у работающих респондентов лучше, нежели у пенсионеров, безработных и экономически неактивного населения.

Во всех базовых моделях, кроме панельной логистической регрессии со случайными эффектами для женщин, доход является предиктором самооценки здоровья, а в наиболее обеспеченную доходную группу (пятый квинтиль дохода) входят респонденты с наибольшим запасом здоровья. Проживание в поселках городского типа связано с вероятностью снижения отношения шансов плохого здоровья. Наконец, респонденты, проживающие на Северном Кавказе, имеют более крепкое здоровье, чем индивиды из любого другого региона РФ ($OR < 1$).

В целом модели робастны, не имеют существенных различий в значимых коэффициентах и в устойчивых корреляционных связях. Для панельных моделей тесты на адекватность спецификации со случайными эффектами подтверждают выбор модели со случайными эффектами (RE), а не модели с фиксированными эффектами (FE).

В таблице 2 представлены дополнительные переменные расширенных моделей самооценки здоровья (в модель также входили все переменные из моделей в табл. 1). Активное занятие физкультурой приводит к улучшению здоровья, в то время как курение отрицательно влияет на здоровье женщин. Респонденты, удовлетворенные жизнью, в 2 раза чаще сообщают о хорошем или среднем здоровье, нежели те, кто не удовлетворен жизнью. Как и в более ранних исследованиях [30]¹¹, потребление алкоголя раз в месяц или 2–3 раза в месяц не было связано с более низкой самооценкой здоровья, а ухудшение здоровья для лиц, потребляющих алкоголь чаще 1 раза в не-

¹¹ См. также: *Канева М.А.* Социально-экономические, поведенческие и психологические детерминанты самооценки здоровья россиян // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. – 2016. – № 12 (6). – С. 158–171.

делю, не было статистически значимо. Диета не являлась детерминантой хорошего здоровья, а наоборот, увеличивала шансы сообщить о проблемах со здоровьем, из чего можно было сделать вывод, что диета была назначена по медицинским показаниям и была связана с хроническими заболеваниями. У мужчин депрессия увеличивала шансы сообщить о плохом здоровье в 2 раза, у женщин – в 2,8–3 раза. Хронические неинфекционные заболевания являлись детерминантами плохого здоровья, максимальное отношение шансов составило $OR = 107,52$ для трех и более ХНИЗ в панельной логистической регрессии со случайными эффектами для женщин.

Построенные базовые и расширенные модели предоставили убедительные доказательства зависимости состояния здоровья россиян от широкого набора социально-экономических, демографических, поведенческих и медицинских факторов. Предсказанные оценки состояния здоровья используются автором в следующем разделе для оценки капитала здоровья в РФ и ее регионах.

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ЗАПАСА КАПИТАЛА ЗДОРОВЬЯ В РЕГИОНАХ РОССИИ

Оценка капитала здоровья проводилась по предсказанным значениям панельных логистических регрессий со случайными эффектами. Поскольку зависимая переменная *badh* являлась вероятностью (от 0 до 1) сообщить о плохом здоровье, на основе команды *predict* рассчитывалась обратная переменная, а именно вероятность сообщить о хорошем или среднем здоровье *goodh*. Полученные оценки капитала здоровья были масштабированы таким образом, чтобы предсказанные значения по РФ для мужчин и женщин имели среднее 10 и стандартное отклонение 50, а сама переменная представляла собой индекс от 0 до 100. Более высокие значения индекса соответствовали большему запасу капитала здоровья. По регрессиям для мужчин был рассчитан индекс для мужчин, а по регрессиям для женщин – индекс для женщин. Наконец, информация о проживании индивидов в различных регионах РФ позволяет провести региональные сравнения полученных оценок капитала здоровья (табл. 3).

Таблица 3

Оценки капитала здоровья и их различия для регионов РФ

Регион	Оценки капитала здоровья				
	Среднее	Ст. отклонение	Минимум	Максимум	N
<i>Мужчины</i>					
РФ	52,10	9,55	19,59	75,47	23 653
Москва и Санкт-Петербург	50,54	9,89	23,97	75,47	2 438
Северный и Северо-Западный	49,96	9,34	19,81	67,41	1 453
Центральный и Цент- рально-Черноземный	51,78	9,36	19,59	70,04	4 449
Поволжский и Волго-Вятский	53,13	9,52	24,49	73,39	4 325
Северо-Кавказский	54,60	9,56	26,13	73,94	2 752
Уральский	51,87	9,34	24,89	69,75	3 556
Западно-Сибирский	51,72	9,54	22,39	71,45	2 317
Восточно-Сибирский и Дальневосточный	51,44	9,26	21,59	72,19	2 270
<i>Женщины</i>					
РФ	48,77	10,27	17,22	70,77	27 153
Москва и Санкт-Петербург	47,57	10,35	21,04	70,51	3 347
Северный и Северо-Западный	46,19	10,15	17,22	66,40	1 980
Центральный и Цент- рально-Черноземный	47,34	10,37	17,73	67,52	5 284
Поволжский и Волго-Вятский	49,67	10,14	20,83	69,50	4 480
Северо-Кавказский	51,82	9,78	22,36	70,77	2 559
Уральский	48,94	10,08	21,50	68,55	4 075
Западно-Сибирский	49,78	9,99	23,18	69,46	2 613
Восточно-Сибирский и Дальневосточный	49,26	10,22	20,45	69,37	2 715

В таблице 3 представлены оценки капитала здоровья для восьми макрорегионов РФ, а также в целом по стране. Среди мужчин наименьшим капиталом здоровья обладают проживающие в Центральном и Центрально-Черноземном и в Северном и Северо-Западном районах. В Центральном и Центрально-Черноземном районе значение индекса капитала здоровья соответствует 19,59 и совпадает с общероссийским минимумом. Индекс в Северном и Северо-Западном районе имеет наименьшее среднее значение. Значениями индекса выше среднего по РФ характеризуются Северный Кавказ (54,60), а также Поволжский и Волго-Вятский район (53,13). При этом на Северном Кавказе минимальное значение индекса составляет 26,13 и является максимальным среди всех регионов.

Самый большой запас капитала здоровья у женщин также приходится на Северный Кавказ. Среднее значение индекса капитала здоровья для женщин выше общероссийского также наблюдается на Урале и в Западной Сибири. Самым низким запасом капитала здоровья характеризуются женщины, проживающие в Северном и Северо-Западном районе.

Полученные оценки иллюстрируют региональные неравенства в запасах здоровья, которые являются следствием как индивидуальных характеристик, связанных с отношением к собственному здоровью (в том числе с физической активностью и рисковыми практиками) и с поведением на рынке здравоохранения [9], так и различий в организации и доступности медицинской помощи в разных регионах РФ. Значимыми являются и гендерные различия, связанные с разницей в восприятии возможных изменений в организме и разными психосоматическими реакциями [31]. Кроме того, полученные эмпирические оценки указывают на необходимость устранения неравенств в здоровье на основе приоритизации населением здорового образа жизни.

В заключение автор хотела бы привлечь внимание к ограничениям предложенной методологии. Данные РМЭЗ, репрезентативные на уровне страны, а также на уровне Москвы, в настоящее время из-за недостаточного большого объема выборки не являются репрезентативными на уровне остальных регионов. Автор надеется, что указанное

ограничение выборки РМЭЗ будет преодолено в будущем, как это было сделано не так давно для Москвы.

ВЫВОДЫ

Настоящая статья развивает методологию оценки капитала здоровья для России и ее регионов. Обоснован выбор самооценки здоровья в качестве индикатора капитала здоровья на индивидуальном уровне. Показано, что самооценка здоровья как индикатор капитала здоровья зависит от широкого набора индивидуальных характеристик, включая возраст, семейное положение, активность на рынке труда, доход, тип населенного пункта. Самооценка здоровья выше у тех, кто занимается физкультурой, не курит, удовлетворен жизнью и не страдает хроническими заболеваниями.

На основе эконометрического моделирования самооценки здоровья проведена оценка запасов капитала здоровья для обоих полов в региональном разрезе. Выявлены значительные региональные различия, указывающие на больший запас капитала здоровья у жителей Северного Кавказа, наименьший – у мужчин, проживающих в Центральном и Центрально-Черноземном и в Северном и Северо-Западном районах, и у женщин, проживающих в Северном и Северо-Западном районе.

Полученные оценки являются первыми оценками капитала здоровья в регионах РФ и имеют важное эмпирическое значение. Они могут быть использованы в моделях мезо- и макроуровня как прокси-переменные капитала здоровья. Эти оценки капитала здоровья будут включены в состав социального фильтра – индекса, описывающего социально-экономические особенности регионов в модели эндогенного роста [23].

Представленные результаты демонстрируют существенные региональные различия и должны быть приняты во внимание при разработке региональных стратегий здравоохранения. Стратегии должны быть направлены в том числе на преодоление региональных различий при сохранении текущих гарантий предоставления бесплатной медицинской помощи.

Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект 20-010-00205 «Роль капитала здоровья в социально-экономическом развитии регионов РФ»)

Список источников

1. *Канева М.А., Байдин В.М.* Гетерогенность ответов при самооценке здоровья россиян // Прикладная эконометрика. – 2018. – № 51. – С. 125–126.
2. *Куделина О.В., Канева М.А.* Выбор индикатора капитала здоровья в российских регионах // Экология человека. – 2020. – № 9. – С. 18–27.
3. *Кузьмич О.С., Роцин С.Ю.* Влияние здоровья на заработную плату и занятость: эмпирические оценки отдачи от здоровья. – М.: ГУ ВШЭ, 2007. – 60 с. (Препринт WP15/2007/02).
4. *Назарова И.Б.* Здоровье российского населения: факторы и характеристики (90-е годы) // Социологические исследования. – 2003. – № 11. – С. 57–69.
5. *Розмаинский И.* Почему капитал здоровья накапливается в развитых странах и «продается» в современной России? // Вопросы экономики. – 2011. – № 10. – С. 113–131.
6. *Роцина Я.М.* Отдача от позитивных и негативных инвестиций в здоровье. – М.: ГУ ВШЭ, 2008. – 88 с. (Препринт WP3/2008/05).
7. *Шальнова С.А., Имаева А.Э., Капустина А.В., Муромцева Г.А., Баланова Ю.А., Школьников В.М.* Самооценка здоровья москвичей 55 лет и старше, традиционные факторы риска и их прогностическое значение // Российский кардиологический журнал. – 2019. – № 6. – С. 27–33.
8. *Abu-Omar K., Rütten A., Robine J.M.* Self-rated health and physical activity in the European Union // Social and Preventive Medicine. – 2004. – No. 49 (4). – P. 235–242.
9. *Andersen R.M.* Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? // Journal of Health and Social Behavior. – 1995. – No. 36 (1). – P. 1–10.
10. *Arrow K., Dasgupta P., Mumford K.* Health capital // Inclusive Wealth Report: Measuring Progress Towards Sustainability. – Delhi: UNDP&UNEP, 2014. – P. 123–134.
11. *Baltagi B.* Econometric Analysis of the Panel Data. – 5th ed. – New Jersey: John Wiley and Sons, 2013. – 388 p.
12. *Becker G.S.* Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education. – N.Y.: Columbia University Press, 1964. – 402 p.
13. *Currie J., Madrian B.C.* Health, health insurance and the labor market // Handbook of Labor Economics. – 1999. – No. 3. – P. 3309–3416.
14. *Dissing A.S., Gil A., Keenan K., McCambridge J.* Alcohol consumption and self-reported (SF12) physical and mental health among working-aged men in a typical Russian city: a cross-sectional study // Addiction. – 2013. – No. 108 (11). – P. 1905–1914.
15. *El Ansari W., Suominen S., Berg-Beckhoff G.* Is healthier nutrition behaviour associated with better self-reported health and less health complaints? Evidence from Turku, Finland // Nutrients. – 2015. – Vol. 7 (10). – P. 8478–8490.

16. *Grilli L., Rampichini C.* Ordered logit model // Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research / Ed. by A.C. Michalos. – Dordrecht: Springer Netherlands, 2014. – 7347 p.

17. *Grossman M.* On the concept of health capital and the demand for health // Journal of Political Economy. – 1972. – No. 80 (2). – P. 223–255.

18. *Health Interview Surveys: Towards International Harmonization of Methods and Instruments* / Ed. by A. Bruin, H.S.J. Picavet, A. Nossikov. – Copenhagen: WHO Regional Office for Europe, 1996. – 170 p.

19. *Heistaro S., Laatikainen T., Vartiainen E., Puska P.* Self-reported health in the Republic of Karelia, Russia and in north Karelia, Finland in 1992 // The European Journal of Public Health. – 2001. – No. 11 (1). – P. 74–80.

20. *Huijts T., Kraaykamp G.* Religious involvement, religious context, and self-assessed health in Europe // Journal of Health and Social Behavior. – 2011. – No. 52 (1). – P. 91–106.

21. *Jack W.* Principles of Health Economics for Developing Countries. – Washington, D.C.: World Bank Institute Development Studies, 1999. – 308 p.

22. *Kaneva M., Gerry C.J., Baidin V.* The effect of chronic conditions and multi-morbidity on self-assessed health in Russia // Scandinavian Journal of Public Health. – 2018. – Vol. 46, No. 8. – P. 886–896.

23. *Kaneva M., Untura G.* The impact of R&D and knowledge spillovers on the economic growth of Russian regions // Growth and Change. – 2019. – Vol. 50, No. 1. – P. 301–334.

24. *Kozyreva P., Kosolapov M., Popkin B.M.* Data resource profile: The Russia longitudinal monitoring Survey – Higher School of Economics (RLMS-HSE) phase II: Monitoring the economic and health situation in Russia, 1994–2013 // International Journal of Epidemiology. – 2016. – No. 45 (2). – P. 395–401.

25. *Kuehnle D., Wunder C.* The effects of smoking bans on self-assessed health: Evidence from Germany // Health Economics. – 2017. – No. 26 (3). – P. 321–337.

26. *Lokshin M., Ravallion M.* Testing for an economic gradient in health status using subjective data // Health Economics. – 2008. – No. 17 (11). – P. 1237–1259.

27. *Lyytikäinen L., Kemppainen T.* Regional inequalities in self-rated health in Russia: What is the role of social and economic capital? // Social Science and Medicine. – 2016. – No. 161. – P. 92–99.

28. *Monden C.W.S., Uunk W.J.G.* For better and for worse: The relationship between union dissolution and self-assessed health in European panel data // European Journal of Population. – 2013. – No. 29 (1). – P. 103–125.

29. *Mukhamediyev B., Spankulova L.* The impact of innovation, knowledge spillovers and oil prices on economic growth of the regions of Kazakhstan // International Journal of Energy Economics and Policy. – 2020. – No. 10 (4). – P. 78–84.

30. *Perlman F., Bobak M.* Determinants of self-rated health and mortality in Russia – are they the same? // International Journal for Equity in Health. – 2008. – No. 7. DOI: 10.1186/1475-9276-7-19.

31. *Van Wijk C.M.T.G., Kolk A.M.* Sex differences in physical symptoms: the contribution of symptom perception theory // *Social Science and Medicine*. – 1997. – No. 45 (2). – P. 231–246.

32. *Zweifel P., Breyer P., Kifmann M.* *Health Economics*. – Berlin: Springer, 1997. – 550 p.

Информация об авторе

Канева Мария Александровна (Россия, Москва) – доктор экономических наук, ведущий научный сотрудник Института экономической политики им. Е.Т. Гайдара (125993, Москва, Газетный пер., 3-5, стр. 1); старший научный сотрудник Института экономики и организации промышленного производства СО РАН (630090, Новосибирск, просп. Акад. Лаврентьева, 17). E-mail: kaneva@ier.ru.

DOI: 10.15372/REG20210103

Region: Economics & Sociology, 2021, No. 1 (109), p. 72–96

M.A. Kaneva

HEALTH CAPITAL ESTIMATES FOR RUSSIAN REGIONS IN 2004–2018

The study aims to select a health capital indicator and provide health capital estimates at a regional level in Russia based on econometric modeling for 2004–2018. The article uses data from The Russia Longitudinal Monitoring Survey. Relying on two specifications of ordinal logistic models and random effects panel logistic regressions, we find the socio-economic, demographic, behavioral and medical characteristics defining the health of the Russian population. The values for the self-reported health predicted from the regression models are used for the estimation of a health capital index for Russian men and women. We present health capital estimates for Russia and its eight macro-regions that reveal significant disparities in health capital among regions.

This article's results may provide more precise health capital estimates in meso- and macro-level models and add a social filter in economic endoge-

nous growth models for Russian regions. The revealed regional disparities in health capital estimates also call for a differentiated regional health policy designed to mitigate inequality while maintaining state guarantees of free and universal healthcare.

Keywords: health capital; self-reported health; regional disparities; econometric modeling; panel logistic regression

For citation: Kaneva, M.A. (2021). Otsenki kapitala zdorovya dlya rossiyskikh regionov v 2004–2018 gg. [Health capital estimates for Russian regions in 2004–2018]. Region: ekonomika i sotsiologiya [Region: Economics and Sociology], 1 (109), 72–96. DOI: 10.15372/REG20210103.

The publication is prepared within the framework of the project No. 20-010-00205 (“The role of health capital in the socio-economic development of Russian regions”) supported by funding from the Russian Foundation for Basic Research

References

1. Kaneva, M.A. & V.M. Baidin. (2018). Geterogennost otvetov pri samootsenke zdorovya rossiyan [Heterogeneity in reporting self-assessed health of the Russians]. *Prikladnaya ekonometrika* [Applied Econometrics], 51, 125–126.
2. Kudelina, O.V. & M.A. Kaneva. (2020). Vybór indikatora kapitala zdorovya v rossiyskikh regionakh [Choice of human capital indicator for Russian regions]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology], 9, 18–27.
3. Kuzmich, O.S. & S.Yu Roshchin. (2007). Vliyanie zdorovya na zarabotnuyu platu i zanyatost: empiricheskie otsenki otdachi ot zdorovya [Health influence on wage and employment: empirical estimates of health returns]. Moscow, Higher School of Economics, 60. (Working Paper WP15/2007/02).
4. Nazarova, I.B. (2003). Zdorovye rossiyskogo naseleniya: faktory i kharakteristiki (90-e gody) [Health of the Russian population: factors and characteristics (the 1990s)]. *Sotsiologicheskie issledovaniya* [Sociological Studies], 11, 57–69.
5. Rozmainskiy, I. (2011). Pochemu kapital zdorovya nakaplivaetsya v razvitykh stranakh i «proedaetsya» v sovremennoy Rossii? [Why does health capital increase in the developed countries and decrease in post-Soviet Russia?]. *Voprosy ekonomiki* [Problems of Economics], 10, 113–131.
6. Roshchina, Ya.M. (2008). Otdacha ot pozitivnykh i negativnykh investitsiy v zdorovye [Returns on positive and negative health investments]. Moscow, Higher School of Economics, 88. (Working Paper WP15/2007/02).

7. *Shalnova, S.A., A.E. Imaeva, A.V. Kapustina, G.A. Muromtseva, Yu.A. Balanova & V.M. Shkolnikov.* (2019). Samoootsenka zdorovya moskvichey 55 let i starshe, traditsionnye faktory riska i ikh prognosticheskoe znachenie [Self-assessed health of the Moscovites over 55 years: traditional risk factors and their prognostic value]. *Rossiyskiy kardiologicheskii zhurnal [Russian Journal of Cardiology]*, 6, 27–33.
8. *Abu-Omar, K., A. Rütten & J.M. Robine.* (2004). Self-rated health and physical activity in the European Union. *Social and Preventive Medicine*, 49(4), 235–242.
9. *Andersen, R.M.* (1995). Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1), 1–10.
10. *Arrow, K., P. Dasgupta & K. Mumford.* (2014). Health capital. In: *Inclusive Wealth Report: Measuring Progress Towards Sustainability*. Delhi, UNDP&UNEP, 123–134.
11. *Baltagi, B.* (2013). *Econometric Analysis of the Panel Data*. 5th Edition. New Jersey, John Wiley and Sons, 388.
12. *Becker, G.S.* (1964). *Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York, Columbia University Press, 402.
13. *Currie, J. & B.C. Madrian.* (1999). Health, health insurance and the labor market. *Handbook of Labor Economics*, 3, 3309–3416.
14. *Dissing, A.S., A. Gil, K. Keenan & J. McCambridge.* (2013). Alcohol consumption and self-reported (SF12) physical and mental health among working-aged men in a typical Russian city: a cross-sectional study. *Addiction*, 108(11), 1905–1914.
15. *El Ansari, W., S. Suominen & G. Berg-Beckhoff.* (2015). Is healthier nutrition behaviour associated with better self-reported health and less health complaints? Evidence from Turku, Finland. *Nutrients*, 7 (10), 8478–8490.
16. *Grilli, L. & C. Rampichini.* (2014). Ordered logit model. In: *Michalos, A.C. (Ed.). Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research*. Dordrecht, Springer Netherlands, 7347.
17. *Grossman, M.* (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80 (2), 223–255.
18. *Bruin, A., H.S.J. Picavet & A. Nossikov* (Eds.). (1996). *Health Interview Surveys: Towards International Harmonization of Methods and Instruments*. Copenhagen, WHO Regional Office for Europe, 170.
19. *Heistaro, S., T. Laatikainen, E. Vartiainen & P. Puska.* (2001). Self-reported health in the Republic of Karelia, Russia and in north Karelia, Finland in 1992. *The European Journal of Public Health*, 11 (1), 74–80.
20. *Huijts, T. & G. Kraaykamp.* (2011). Religious involvement, religious context, and self-assessed health in Europe. *Journal of Health and Social Behavior*, 52 (1), 91–106.
21. *Jack, W.* (1999). *Principles of Health Economics for Developing Countries*. Washington, D.C., World Bank Institute, 308.
22. *Kaneva, M., C.J. Gerry & V. Baidin.* (2018). The effect of chronic conditions and multi-morbidity on self-assessed health in Russia. *Scandinavian Journal of Public Health*, Vol. 46, No. 8, 886–896.

23. Kaneva, M. & G. Untura. (2019). The impact of R&D and knowledge spillovers on the economic growth of Russian regions. *Growth and Change*, Vol. 50, No. 1, 301–334.
24. Kozyreva, P., M. Kosolapov & B.M. Popkin. (2016). Data Resource Profile: The Russia Longitudinal Monitoring Survey – Higher School of Economics (RLMS-HSE) Phase II: Monitoring the economic and health situation in Russia, 1994–2013. *International Journal of Epidemiology*, 45 (2), 395–401.
25. Kuehnle, D. & C. Wunder. (2017). The effects of smoking bans on self-assessed health: Evidence from Germany. *Health Economics*, 26(3), 321–337.
26. Lokshin, M. & M. Ravallion. (2008). Testing for an economic gradient in health status using subjective data. *Health Economics*, 17(11), 1237–1259.
27. Lyytikäinen, L. & T. Kemppainen. (2016). Regional inequalities in self-rated health in Russia: What is the role of social and economic capital? *Social Science & Medicine*, 161, 92–99.
28. Monden, C. W. & W.J. Uunk. (2013). For better and for worse: The relationship between union dissolution and self-assessed health in European panel data. *European Journal of Population*, 29(1), 103–125.
29. Mukhamediyev, B. & L. Spankulova. (2020). The impact of innovation, knowledge spillovers and oil prices on economic growth of the regions of Kazakhstan. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(4), 78–84.
30. Perlman, F. & M. Bobak. (2008). Determinants of self rated health and mortality in Russia – are they the same? *International Journal for Equity in Health*, 7 (1). DOI: 10.1186/1475-9276-7-19.
31. Van Wijk, C.M.T.G. & A.M. Kolk. (1997). Sex differences in physical symptoms: the contribution of symptom perception theory. *Social Science and Medicine*, 45 (2), 231–246.
32. Zweifel, P., P. Breyer & M. Kifmann. (1997). *Health Economics*. Berlin, Springer, 550.

Information about the author

Kaneva, Maria Aleksandrovna (Moscow, Russia) – Doctor of Sciences (Economics), Leading Researcher at Gaidar Institute for Economic Policy (bld. 1, 3-5, Gazetny ln., Moscow, 125993, Russia); Senior Researcher at the Institute of Economics and Industrial Engineering, Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences (17, Ac. Lavrentiev av., Novosibirsk, 630090, Russia). E-mail: kaneva@iep.ru.

Поступила в редколлегию 10.07.2020.

После доработки 29.07.2020.

Принята к публикации 31.07.2020.