

# ЗДОРОВЬЕ НАСЕЛЕНИЯ И ПРОБЛЕМЫ ЗДРАВООХРАНЕНИЯ

## СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОЕ НЕРАВЕНСТВО НАСЕЛЕНИЯ В ОБЛАСТИ ЗДОРОВЬЯ В ПОСТСОВЕТСКОЙ РОССИИ

Павитра Пол<sup>1</sup>, Ханну Валтонен.<sup>1</sup>, Ковтун Н. В.<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup>Университет Восточной Финляндии.  
(PO. 1627, 70211 Куорю, Finland),

<sup>2</sup>Киевский национальный университет им. Тараса Шевченко.  
(Украина, 03022, Киев ул. Васильковская, 90)

\*E-mail: kovtun\_natali@ukr.net

**Аннотация.** Индивидуальные характеристики и социально-экономическое положение (СЭП) населения являются важными детерминантами, определяющими различия в состоянии их здоровья. В данной работе изучены взаимосвязи демографических характеристик и СЭП с состоянием здоровья населения России и количественно оценены масштабы неравенства в области здоровья, определяемые СЭП. Для оценки была использована обобщенная модель наименьших квадратов, построенная на информационной базе Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭПЗН: 1994–2013). Репрезентативная выборка, включающая 1496 респондентов, отслеживалась в течение 19 лет. В основе измерения неравенства населения в области здоровья лежит индекс концентрации (ИК), который раскладывается на детерминанты, определяющие это неравенство. Степень чувствительности к неравенству в воспринимаемом здоровье (субъективной оценке состояния здоровья) между более состоятельными и менее состоятельными слоями населения измеряется с помощью индекса достижения. Наличие места работы определяет лучшее здоровье. Несмотря на то, что различия в здоровье между более обеспеченными и менее обеспеченными слоями населения уменьшаются, показатель неравенства здоровья (индекс концентрации) показывает улучшение здоровья среди более состоятельных граждан Российской Федерации.

**Ключевые слова:** индекс достижения; индекс концентрации; социально-экономическое неравенство в области здоровья; воспринимаемое здоровье; субъективный социально-экономический статус.

## Введение

Наличие социально-экономической компоненты, определяющей состояние здоровья, широко представлено в исследованиях [1, 2]. Комиссия Всемирной организации здравоохранения (ВОЗ) по социальным детерминантам модели здоровья (2008) использует структурные и промежуточные детерминанты здоровья, чтобы объяснить неравенство в области здоровья. Структурные детерминанты включают факторы, связанные с социально-экономической и политической средой, а промежуточные детерминанты являются материальными, психосоциальными обстоятельствами, поведенческими и/или биологическими факторами. В ряде исследований получены доказательства, что именно материальные условия в сочетании с социальными, а не существующие предрасположенности к болезни, вносят наибольший вклад в неравенство здоровья [3, 4]. Локшин и Равальон [5] также обнаружили, что люди, живущие в больших домохозяйствах, как правило, в большей мере определяют свое состояние здоровья как хорошее.

Люди с высоким уровнем доходов, образования, социального положения или профессиональной группы, как правило, имеют лучшие показатели здоровья, и, таким образом, более низкую смертность по сравнению с людьми с более низким социально-экономическим положением (СЭП) [6, 7]. Степень неравенства в доходах, а не благосостояние, является наиболее важным фактором, определяющим различия в состоянии здоровья населения в стране [8–10].

Неравенство здоровья часто наблюдается вместе с социальным перепадом — ступенчатым или линейным ухудшением здоровья, который следует за ухудшением социального положения [11]. Научные данные [12] свидетельствуют о том, что последствия, связанные с низким образованием, и девиантный образ жизни являются весьма существенными факторами, определяющими неравенство в отношении здоровья в будущем, несмотря на то,

что в детстве имеет место относительное равенство.

После распада СССР состояние здоровья населения Российской Федерации ухудшилось вследствие значительных негативных изменений в материальных и социальных условиях. Кругман [13] установил связь между бедностью и плохим состоянием здоровья в РФ. Исследование Бобака и др. в 2000 г. показало, что образование и материальные лишения являются важными предикаторами самостоятельной оценки здоровья со значительными социально-экономическими перепадами в семи странах бывшего СССР (в том числе РФ). Кроме того, Локшин и Равальон [5], а также Кокерхэм [14] показали, что различия в самооценке здоровья взрослого населения России в зависимости от расходов на потребление домашних хозяйств, очень малы.

В данной статье рассматриваются вопросы, связанные с распределением оценок субъективного состояния здоровья между менее состоятельными и более состоятельными россиянами; с измерением вклада различных детерминант в изменение здоровья населения России; а также с оценкой тенденций в распределении воспринимаемого состояния здоровья через призму социально-экономических слоев (СЭС) в течение 19 лет с 1994 по 2013 гг.

## Данные и методы исследования

В ходе исследования были использованы перекрестные и панельные данные за 18 лет Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭПЗН: 1994–2012). Часть домохозяйств наблюдалось в течение длительного времени. Кроме того, были отобраны респонденты, которые принимали участие в исследовании в течение 19 лет (1994–2013)<sup>1</sup> и, таким образом, после балансировки панели было проведено отдельное исследование группы, состоящей из 1496 человек (далее — компактная панель). Для проверки процесса отбора была использована логит-модель.

<sup>1</sup> [Электронный ресурс] — Режим доступа: <http://www.cpc.unc.edu/rfms>

Общее количество наблюдений во всех 18 волнах (1994–2012 гг.) составило после исключения наблюдений с отсутствующими значениями 198136 человек (женщины — 57%, мужчины — 43%). Результаты опроса показали, что в распределении респондентов по возрасту в 1994 г., 2000 г., 2006 г. и 2012 г. отсутствуют какие-либо различия (описаны каждые 6 лет из 18 волн опроса). С течением времени доля женщин-респондентов увеличилась. В период с 1994 по 2012 гг. количество респондентов, имеющих доступ к публично предоставляемым услугам, увеличивалось последовательно.

В качестве оценки здоровья был использован показатель субъективного восприятия здоровья. Кроме того, были рассчитаны показатели корреляции возраста и пола с воспринимаемым здоровьем в зависимости от образования, статуса занятости и местности проживания. С помощью метода непрямой стандартизации регрессии, проведена оценка возможного устранимого неравенства в воспринимаемом состоянии здоровья.

Оценка косвенно стандартизированного воспринимаемого здоровья осуществлялась по формуле:

$$\hat{Y}_i^{IS} = Y_i - \hat{Y}_i^X + \bar{Y}, \text{ где}$$

$\hat{Y}_i^{IS}$  — косвенно стандартизированное воспринимаемое состояние здоровья;  $Y_i$  — фактическое здоровье;  $\hat{Y}_i^X$  — ожидаемое здоровье;  $\bar{Y}$  — общая средняя оценка по выборке.

Для получения многомерного индикатора, отражающего СЭП для воспринимаемого состояния здоровья физического лица, были использованы переменные: доход, статус занятости, место проживания, доступ к публично предоставляемым услугам, владение богатством и активами. Доходы домохозяйств на одного взрослого (снизившиеся до уровня июня 1992 г.) были откалиброваны с использованием модифицированной шкалы Организации экономического сотрудничества и развития (ОЭСР). Переменная условия

жизни (доступ к публично предоставляемым услугам) представлена показателем жилищных условий: жилье с (без) удобствами, например, центральное отопление, подача горячей воды, возможность подключения к центральной системе канализации и фиксированной телефонной связи. Владение такими товарами как телевизор, стиральная машина, автомобиль и др. представлено переменной владения активами

Для компактной панели был рассчитан индекс СЭС путем применения анализа главных компонент. Отбор переменных (эквивалентный доход домохозяйства на взрослого, владение активами, условия жизни и другие показатели материального достатка, т.е. наличие сбережений и выращивание сельскохозяйственных культур) производился в соответствии с критерием Кайзера-Мейера-Олкина, начиная от 0,80 и выше. Включение достаточно широкого диапазона переменных, позволили построить индексы СЭС без проблем усечения. Для измерения неравенства в доходах был использован коэффициент Джини<sup>2</sup>.

В результате была построена модель:

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \alpha + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \text{ где}$$

$Y_{it}$  — воспринимаемое здоровье (зависимая переменная),  $i$  — индивидуальное значение,  $t$  — время.

Для проверки модели (фиксированная против случайной) были использованы тест Хаусмана и тест множителя Бройша-Пагана Лагранжа (LM) для регрессии случайных эффектов. Использование модели было также проверено на непра-

$$^2 G = \frac{2 \operatorname{covar}(y, r_y)}{N \bar{y}}, \text{ где } \operatorname{covar}(y, r_y) - \text{ковариация}$$

между доходом ( $y$ ) которая выстраивает в ряд все домохозяйства в соответствии с доходом ( $r_y$ ), начиная от самых бедных (класс=1) до самых богатых (класс=N) домохозяйств.  $N$  — общее количество домохозяйств, а  $\bar{y}$  является средним эквивалентного дохода домохозяйства на взрослого (Йитзаки, 1994 и Лерман & Йитзаки, 1984).

вильной спецификации с тестом сброса; при этом не было обнаружено каких-либо проблем, связанных с неправильной спецификацией или упущенной переменной. В модель были включены многомерные переменные для СЭС. Также была проведена проверка на наличие потенциальной мультиколлинеарности (все значения составили менее 5), и, таким образом, выбранные переменные для отдельных социально-экономических слоев не коррелировали друг с другом. Кроме того, был проведен тест на автокорреляцию (тест Вулдриджа, автокорреляция первого порядка не наблюдалась). Тест Бройша-Пагана/Кука-Вайсберга не обнаружил гетероскедастичности в данных.

Для оценки неравенства в отношении здоровья был использован индекс концентрации здоровья (ИК):

$$CI = \frac{2}{n\mu} \sum_{i=1}^n y_i R_i - 1, \text{ где:}$$

$n$  — размер выборки;  $R_i$  — дробный уровень индивида (позиция индивида) в распределении СЭП;  $\mu$  — средняя величина двоичной переменной  $Y$  (воспринимаемое состояние здоровья).

Для  $\mu > 0$  (если  $y = 0$  для всех  $i$ , ИК неопределим) минимальное значение ИК равно  $\mu - 1 + 1/n$ , а максимальное значение —  $1 - \mu + 1/n$ . Для заданного  $\mu > 0$ , максимум ИК существует тогда, когда беднейшие люди  $j$  имеют значение  $Y$ , равное нулю, а самые богатые люди  $(n - j)$  имеют значение  $Y$ , равное 1. Поэтому  $\mu = \frac{n - j}{n}$  и ИК =  $1 - \mu + 1/n$ . Для более крупных выборок  $1/n$  стремится к 0, а минимальное и максимальное значения к  $(\mu - 1)$  и  $(1 - \mu)$  соответственно.

$$R_i = \sum_{j=1}^{i-1} w_j + \frac{1}{2} w_i, \text{ где:}$$

$w_0 = 0$ .  $R_i$  характеризует взвешенную кумулятивную долю населения каж-

дого до середины отдельного веса  $\left( w_j + \frac{1}{2} w_i \right)$  которая ограничена в интервале  $(0;1)$ .  $R_i$  представляет собой кумулятивную функцию распределения СЭС и указывает на положение индивида (СЭП) в рамках распределения СЭС.

Индекс концентрации упорядочивает физических лиц в соответствии с положением СЭП, а не здоровья, и тем самым гарантирует, что социально-экономическое измерение неравенства в отношении здоровья учитывается. Измерение ИК требует кардинального измерения здоровья, поэтому пятибалльная шкала «воспринимаемого состояния здоровья» была преобразована в бинарную переменную путем агрегации, которая принимает значения 0 и 1. Так, для выборки РМЭПЗН (1994–2012) 1 включает оценки: «очень хорошее», «хорошее» и «среднее» здоровье, а 0 — «плохое» и «очень плохое». Для компактной панели 1 включает ответы респондентов «очень хорошее» и «хорошее», а 0 — «среднее», «плохое» и «очень плохое». Возраст и пол были включены в качестве контрольных переменных.

Ежегодный ИК (1994–2012) был декомпозирован на составляющие в зависимости от возраста, пола, дохода, статуса занятости, условий жизни, места проживания, владения активами и богатством, чтобы изучить обусловлены ли изменения различий воспринимаемого состояния здоровья распределением этих переменных или же это связано со степенью объединения этих переменных, или же с изменением самих переменных.

Исходя из предположения о наличии линейной аддитивной связи между переменной здоровья и набором факторных переменных, т.е.  $y_i = \alpha + \sum_k \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i$  [ $x_i$  — множествами детерминант здоровья и  $\varepsilon$  — остатки (возмуще-

ния, случайные факторы), которые не были учтены моделью]. Чтобы разложить показатель концентрации для  $Y$ , была использована формула:

$$C = \sum_k \beta_k \bar{X}_k / \mu C_k + GC_\varepsilon / \mu, \text{ где:}$$

$\bar{X}_k$  — среднее от  $X_k$ ;  $C_k$  — число концентрации для  $X_k$  (определяется аналогично  $C$ );  $GC_\varepsilon$  — обобщенное число концентрации для остатков.

Таким образом, показатель концентрации  $C$  равен взвешенной сумме регрессоров  $k$ . Вес для регрессора  $k$  является эластичностью  $Y$  для  $X_k$ . Остаточная компонента отражает неравенство здоровья, которое не объясняется систематическим изменением через СЭП в регрессорах.

Оцениваемая эластичность здоровья детерминанты  $k$  записывается в виде:

$$\hat{\eta}_k = (\hat{\beta}_k \bar{X}_k / \mu) C_k, \text{ где}$$

$\hat{\eta}_k$  — относительное изменение  $Y$ , которое статистически связано с изменением одной единицы, соответствующей  $X_k$ .

Тогда взвешенная сумма неравенства в каждой детерминанте здоровья (с весом, равным эластичности здоровья детерминант) является неравенством здоровья.

Следовательно,  $\hat{C} = \sum_k \hat{\eta}_k C_k$ .

Вагстафф и др. [15] утверждают, что изменение вклада может быть вызвано либо изменениями в эластичностях  $\eta_k$  или изменениями в распределении  $C_k$  от  $X_k$ . С помощью индекса достижения<sup>3</sup>, был измерен средний уровень здоровья и неравенство здоровья между менее состоятельными и более состоятельными слоями населения для компактной панели

$$I(v) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_i v (1 - R_i)^{v-1}, \text{ где:}$$

$h$  — мера стандартизированного воспринимаемого здоровья (высокое значение  $I(v)$  следует рассматривать как хорошее);  $v$  — параметр неприятия неравенства; если  $v=1$ , то здоровье каждого взвешивается одинаково; если  $v$  выше 1, то вес, прилагаемый к здоровью очень бедного человека, прибавляется;  $R_i$  — дробный разряд индивида; поэтому вес, прилагаемый к доле здоровья первого человека, составляет  $v(1 - R_i)^{v-1}$ .

Достижение представляет собой средневзвешенное значение уровня воспринимаемого здоровья физических лиц, участвующих в исследовании, где более высокий вес добавляется к менее зажиточным. Принцип равновзвешивания явно не подходит, так как взвешивает воспринимаемое состояние здоровья каждого в равной степени, независимо от того, насколько они бедны. Таким образом, индекс достижения является дистрибутивно чувствительной мерой измерения здоровья населения. Индекс концентрации отражает степень, в которой плохое состояние здоровья концентрируется среди менее зажиточных людей. Индекс достижения указывает на степень неприятия неравенства в отношении здоровья между менее зажиточными и более состоятельными людьми.

<sup>3</sup> Определяется как средневзвешенное значение воспринимаемого с остая ния здоровья респондентов, где более высокий вес добавлен к более бедным людям. Он

отражает средн ий ур овень воспринимаемого состояния здоровья и неравенство здоровья (выражается в качестве воспринимаемого состояния здоровья) среди менее зажиточных и более зажиточных людей.

## Результаты

### **Распределение оценок субъективного состояния здоровья**

За 18 лет, начиная с 1994 г., состояние здоровья в целом среди обоих полов во всех возрастных группах улучшилось. Так, доля респондентов со здоровьем на уровне среднего и выше среднего увеличилась практически на 6,8 п.п. (Приложение, табл. 1). Субъективное состояние здоровья респондентов с диагностированным хроническим заболеванием ухудшилось в 2012 г. по сравнению с 1994 г., при этом имеет место достаточно высокая доля женщин, с оценками здоровья на уровне среднего и выше среднего, которым был поставлен диагноз хронического заболевания в 2012 году.

Следует отметить тот факт, что для первых трех квинтилей СЭП, доля респондентов с воспринимаемым состоянием здоровья ниже среднего значительно снизилась в 2012 г. по сравнению с 1994 г. Воспринимаемое состояние здоровья двух беднейших квинтилей намного улучшилось в течение этого периода. Что касается двух квинтилей с более высоким СЭП, то в 2012 г. после уменьшения этой разницы с 1994 г. по 2006 г. произошел сдвиг в сторону увеличения разницы между средним ожидаемым состоянием здоровья по возрасту и полу и средним предполагаемым состоянием здоровья в 2012 году. Различия между квинтилями СЭП в воспринимаемом здоровье, стандартизированном по возрасту и полу, уменьшились в 2012 г. по сравнению с 1994 г. (Приложение, табл. 2).

Нестандартизированное воспринимаемое состояние здоровья ухудшилось в связи с увеличением возраста респондентов компактной панели, однако стандартизированное воспринимаемое состояние здоровья улучшилось для всего населения (выборка 1994–2013 гг.). Проверка значимости (t-статистика) показала, что стандартизированное воспринимаемое состояние здоровья с 2002 г. и нестандартизированное воспринимаемое состояние здоровья с 2006 г. соответствовало состоянию 2013 г. (Приложение, табл. 3).

### **Детерминанты воспринимаемого здоровья**

Женщины имели более низкие оценки состояния воспринимаемого здоровья. Безработица, а также другие условия способствовали наличию плохого здоровья по сравнению с аналогичной возрастной группой работающих на 8,2% (Приложение, табл. 4) на протяжении всего периода исследования. Диагностируемое хроническое заболевание ухудшает субъективную оценку состояния здоровья. Курение, размер домохозяйства и дохода, владение капиталом, условия жизни и акты длительного пользования (без автомобиля или трактора) имели связь с воспринимаемым состоянием здоровья, а именно одна дополнительная единица активов длительного пользования несет в себе 5,6% положительного эффекта, оказываемого на воспринимаемое состояние здоровья. Имеющаяся небольшая внутригрупповая корреляция ( $\rho = 0,30$ ) подразумевает, что в дополнение к большим изменениям воспринимаемого состояния здоровья отдельных респондентов в течение всего периода существуют статистически значимые различия субъективного состояния здоровья между отдельными людьми. Так, начиная с 2000 г., воспринимаемое состояние здоровья улучшалось последовательно в течение длительного периода времени (Приложение, табл. 4).

### **Распределение оценок субъективного состояния здоровья и вклад детерминант**

Оценки воспринимаемого здоровья на среднем уровне и уровне выше среднего были сосредоточены в группе более благополучных респондентов (Приложение, табл. 5). Значение индекса концентрации для воспринимаемого состояния здоровья увеличилось в 2000 г. по сравнению с уровнем 1994 г., однако оставалось стабильным в последующие годы исследования. Таким образом, плохое и очень плохое воспринимаемое состояние здоровья было накоплено среди менее состоятельных респондентов. Отрицательный вклад фактора СЭС в ИК показал следующее: 1) фактор коррелирует с воспринимаемым состоянием



здоровья; 2) вклад данного фактора концентрировался среди менее состоятельных респондентов (испытывавших больше материальных лишений) — обратное утверждение также верно с точки зрения положительного вклада фактора в ИК.

Отрицательный вклад условий жизни (доступ ко всем публично предоставленным услугам), а также владения капиталом в 2000 г. и 2012 г. говорит о том, что с повышением жизненных стандартов среди менее состоятельных респондентов, и увеличением уровня владения капиталом среди более зажиточных доля людей с плохим и очень плохим воспринимаемым здоровьем увеличился. Аналогично, положительный вклад жизненных стандартов и владения капиталом среди более зажиточных людей в 2006 г. был связан с уменьшением доли людей, низко оценивающих воспринимаемое состояние здоровья. Положительный вклад возраста за все годы показал уязвимость пожилых людей, вне зависимости от СЭП (Приложение, табл. 5). В 2012 г. отрицательный вклад фактора, характеризующего занятость (т.е. индивидуальная занятость усиливает неравенство), увеличился в 5,3 раза, в тоже время относительный вклад дохода сократился почти в два раза. Изменение эластичности влияния занятости, дохода и места проживания на ИК особенно было заметно в 2012 г. по сравнению с 1994 годом. Коэффициент Джини показал уменьшение расслоения населения.

Значение ИК было положительным как для нестандартизированного, так и для стандартизированного воспринимаемого состояния здоровья в течение всех лет наблюдения в компактной панели (Приложение, табл. 6). За 19 лет разница в абсолютной величине между ИК для нестандартизированного и стандартизированного воспринимаемого состояния здоровья снизилась практически на 60% (с 0,149 в 1994 г. до 0,06 в 2013 г.). Нестандартизированный показатель ИК подразумевает, что некоторое неравенство воспринимаемого состояния здоровья было неизбежно (это относится к изменению свойств панели). Абсолют-

ный показатель как для нестандартизированного, так и стандартизированного состояния здоровья не изменялся. Результаты расчета t-статистики показывают наличие существенных различий в воспринимаемом состоянии здоровья практически в течение всех лет без какой-либо определенной тенденции в изменении этих различий. Средневзвешенное значение воспринимаемого состояния здоровья соответствовало ИК при  $v=2$ . Однако с увеличением удельного веса менее состоятельных людей в оценке воспринимаемого здоровья снижение становилось более значительным на протяжении всего периода. Исключение составляет лишь 2000 г., который отличается от общей тенденции. Таким образом, состояние здоровья населения РФ и различия в здоровье между отдельными социально-экономическими группами характеризуются нестабильностью и в большинстве случаев зависят от случайных факторов.

#### Дискуссия и выводы

В данной работе удалось установить, что статус занятости и владение активами длительного пользования (не включая машину и/или трактор) находятся в тесной связи с воспринимаемым здоровьем по сравнению с размером домохозяйства, доходами, владением капиталом и условиями жизни. Связь между воспринимаемым здоровьем, а также размером домашнего хозяйства, доходами, статусом занятости, владением капиталом, условиями жизни и владением активами изменялась последовательно, начиная с 2001 г. до 2012 года. Общие различия в состоянии здоровья существенно не изменились. В тоже время, индивидуально воспринимаемое состояние здоровья изменилось существенно, а именно население оценивает ухудшение состояния здоровья в 2012 г. по сравнению с 1994 годом. В соответствии с более ранними исследованиями [5], было также установлено, что люди, проживающие в больших домохозяйствах, характеризуются лучшим уровнем воспринимаемого состояния здоровья. Кроме того, установленная связь лучшего воспринимаемого здоровья

с занятостью подтверждают выводы более ранних исследований [16]. Женщины в большей степени характеризуются худшим восприятием здоровья. Также было выявлено, что курение является статистически значимым фактором, определяющим воспринимаемое здоровье.

Независимо от стандартизации, влияние диагностированного хронического заболевания на воспринимаемое состояние здоровья россиян оставалось статистически значимым. Эмпирические данные свидетельствуют о том, что распределение стандартизованного воспринимаемого здоровья улучшалось в разрезе СЭС на протяжении всего исследуемого периода. Положительно повлияли на стандартизованное значение показателя воспринимаемого состояния здоровья: занятость, уровень доходов, владения активами, владения капиталом и условия жизни. Разница в стандартизованном воспринимаемом состоянии здоровья между квинтетами СЭП, которые характеризуют самых богатых и самых бедных, сократилась на 30% с одновременным снижением индекса Джини (отражение в распределении связанных с СЭП переменных) практически на 22%, что подтверждает теорию, согласно которой неравенство в доходах не влияет на здоровье, однако малообеспеченность (степень лишения — разрыв в уровне жизни от некоего критического уровня) оказывает на здоровье существенное влияние [17].

С помощью индекса концентрации было оценено неравенство в отношении здоровья, которое использовалось как мера распределения воспринимаемого состояния здоровья среди различных СЭС населения РФ. Кроме того, был оценен средний уровень воспринимаемого состояния здоровья и различия в состоянии здоровья между менее состоятельными и более состоятельными слоями населения. Несмотря на относительно лучшее распределение стандартизованного воспринимаемого состояния здоровья в течение 18 лет, лучшее воспринимаемое состояние здоровья, начиная с 2000 г., имело место среди более состоятельных россиян. Статус занятости,

доходы, местность проживания и условия жизни стали важными факторами, которые определяли различия в воспринимаемом здоровье. Относительный вклад детерминант в различия воспринимаемого состояния здоровья не отличался постоянством в течение исследуемого периода. Так, в 2012 г. статус занятости был доминирующим фактором, в 2006 г. — местность проживания, а в 1994 г. и 2000 г. — уровень доходов.

Что касается возраста, то в соответствии с индексом концентрации пожилые люди имеют более высокое СЭП однако, в то же время характеризуются более высокими рисками наличия плохого и очень плохого состояния здоровья. Эффект влияния уровня доходов на стандартизованное воспринимаемое состояние здоровья имел место среди более зажиточных россиян. Несмотря на то, что пол и не оказывал существенного влияния на изменение воспринимаемого здоровья, однако плохое и очень плохое стандартизованное воспринимаемое состояние здоровья уменьшилось среди женщин менее зажиточной части россиян в 2012 г. по сравнению с 1994 годом.

Уменьшение разрыва в состоянии здоровья между СЭС (разница в среднем значении стандартизованного воспринимаемого состояния здоровья между квинтетами СЭП, которые характеризуют самых богатых и самых бедных) не дает оснований сделать вывод о том, что субъективные оценки состояния здоровья более высокого уровня были сосредоточены среди менее зажиточных людей. В то же время постоянство ИК, начиная с 2000 г., не означает, что вклад факторов, формирующих СЭС, не изменялся с тех пор. Таким образом, многомерная группировка СЭС работает по-разному для разных СЭС, чтобы служить связующим звеном в воспринимаемом состоянии здоровья лиц в группе.

Для устранения возможности обратной обусловленности наборов данных поперечного сечения, мы рассмотрели детерминанты воспринимаемого здоровья для РФ с использованием компактной панели на



протяжении 19 лет. Анализ данных показал влияние возраста, пола и хронического заболевания на улучшение стандартизированного воспринимаемого состояния здоровья, несмотря на эффект старения. Результаты свидетельствуют о постепенно возрастающем эффекте влияния местности проживания (городская или сельская местность), СЭП и региона на воспринимаемое состояние здоровья.

Относительно меньшее различие между ИК нестандартизированного и стандартизированного воспринимаемого состояния здоровья компактной панели в 2013 г. по сравнению с 1994 г. показало, что неравенство в воспринимаемом состоянии здоровья, которого можно было избежать, значительно сократилось (более чем на 40%). Разница между средним и медианным доходами респондентов сократилась почти на 18%, индекс Джини увеличился на 44% за 19 лет. Это явление является типичным с точки зрения причин различий в состоянии здоровья в течение жизни и, в тоже время, является составляющей таких компонент как: 1) здоровье населения характеризуется накопленным эффектом предыдущих поколений; 2) распределение по уровню доходов само по себе не отражает равенство или неравенство в переходном периоде; 3) воздействие на детерминанты субъективного состояния здоровья в течение жизни человека и результат такого воздействия носит стохастический характер.

Абсолютная величина ИК для нестандартизированного воспринимаемого состояния здоровья сократилась на 44,3% за период 1994–2013 гг., однако ИК для стандартизированного воспринимаемого состояния здоровья в 2013 г. был такой же, как в 1994 г., хотя некоторые колебания ИК для стандартизированного воспринимаемого состояния здоровья имели место. Такие изменения ИК при отсутствии каких-либо изменений в распределении СЭС в компактной панели на протяжении 19 лет можно объяснить социальной мобильностью, которая сформировала воспринимаемое состояние здоровья путем селективного воздействия на различные детерминанты здо-

ровья. За этим явлением также наблюдали Герри и Пападопулос [18], которые показали значительную индивидуальную гетерогенность, связанную с возрастом и начальным воспринимаемым состоянием здоровья в данных РМЭПЗН (2001–2010 гг.).

Поскольку ИК измеряет распределение воспринимаемого состояния здоровья посредством среднего значения в дополнение к нему, был рассчитан индекс достижения (средневзвешенное значение воспринимаемого состояния здоровья) для компактной панели, добавив дополнительный вес к воспринимаемому состоянию здоровья менее зажиточных людей. Обоснованием необходимости расчета индекса достижения, как дистрибутивно чувствительной меры различия в состоянии воспринимаемого здоровья служит тот факт, что любое улучшение здоровья у более зажиточных людей и усилия направленные на улучшение здоровья среди менее зажиточных людей, является положительным внешним эффектом вследствие снижения неравенства. Этот аргумент также поддерживают принципы экономики, т.е., сосредоточив внимание на распределении ресурсов, где предельный доход (выгода) является максимальным, и укрепляет основы благосостояния экономики путем распределения ресурсов для максимальной выгоды большинства населения. С изменением удельного веса менее зажиточных людей при оценке воспринимаемого состояния здоровья различия между менее зажиточными и более состоятельными людьми становились все больше и больше и являлись объективным процессом.

Таким образом, было установлено, что в распределении детерминантов воспринимаемого состояния здоровья важными являются: феномен фактора времени; изменение расстояния между средним и медианным эквивалентом дохода на одного взрослого члена домохозяйства не соответствует изменениям в распределении по уровню доходов. То есть, индекс Джини, характеризующий степень материальных возможностей населения, отражаемых как жизненный уровень и субъективный СЭП,

оказывает более существенное влияние на распределение воспринимаемого состояния здоровья населения, нежели объективно определенное социально-экономическое положение населения. Таким образом, в соответствии с результатами исследова-

ния, доход сам по себе не отражает уровень благосостояния населения. Дифференциальный доступ ко всем публично предоставленным услугам имеет значение при распределении воспринимаемого состояния здоровья.

## Приложение

Таблица 1

### Распределение респондентов по оценке воспринимаемого состояния здоровья в 2012, 2006, 2000 и 1994 гг.

Table 1

Distribution of perceived health status for 2012, 2006, 2000 and 1994

Характеристики	2012 (N = 18558)		2006 (N = 12443)		2000 (N = 9049)		1994 (N = 8864)	
	М	Ж	М	Ж	М	Ж	М	Ж
<b>Доля респондентов с оценкой здоровья «ниже среднего» (плохое и очень плохое) по возрастным группам (%)</b>								
До 30 лет	1,7	2,0	2,4	2,8	2,8	4,4	2,6	5,5
31–44	3,4	3,8	4,0	6,6	6,5	9,1	5,8	10,8
45–60	10,1	13,5	11,8	15,4	15,3	18,4	14,5	26,9
61–74	24,5	30,7	29,7	38,8	34,2	46,0	37,4	49,3
75 лет и выше	42,2	56,1	54,1	65,4	60,4	62,6	60,6	68,1
В целом по всем возрастным группам	8,6	14,7	9,8	17,5	12,5	20,5	12,6	23,9
В целом по всем возрастным группам для обоих полов	12,2		14,2		17,1		18,9	
<b>Доля респондентов с хроническим заболеванием в зависимости от оценки воспринимаемого здоровья (%)</b>								
Очень хорошее	0,8	4,4	2,9	12,4	0,7	1,3	0,8	2,4
Хорошее	0,8	3,2	0,7	4,7	1,2	4,2	1,2	3,3
Среднее	7,4	14,0	6,3	11,8	5,7	11,6	5,9	10,7
Плохое	33,0	41,3	33,9	34,9	27,3	26,7	26,0	25,8
Очень плохое	59,0	59,4	45,2	44,7	35,1	46,9	39,0	40,2
В целом по всем группам	7,0	15,0	6,9	14,4	6,9	13,8	7,0	13,6
В целом по всем группам для обоих полов	11,6		11,2		10,8		10,7	
<b>Доля респондентов с оценкой воспринимаемого здоровья «ниже среднего» в зависимости от местности проживания (%)</b>								
Городская местность	8,9	14,2	9,8	16,6	12,8	19,5	12,1	22,8
Сельская местность	8,1	16,8	13,2	19,5	12,0	22,4	13,5	26,6
В целом для обоих полов:								
Городская местность	11,9		16,6		16,6		18,2	
Сельская местность	12,9		19,5		17,8		20,8	

Доля респондентов с оценкой воспринимаемого здоровья «ниже среднего» по квинтилям СЭП (%)				
Самые бедные	10,0	14,6	19,3	22,3
Бедные	12,9	19,0	18,8	22,6
Средний класс	14,6	14,8	11,8	18,7
Богатые	15,1	12,8	12,4	15,1
Самые богатые	9,3	9,9	10,1	9,9
$\chi^2$ (хи-квадрат)	0,000	0,000	0,000	0,000

Ж – женщины, М – мужчины.

(Определение квинтиля: одно из четырех чисел (значений), которые делят диапазон данных на пять равных частей, каждая из которых составляет 1/5 (20 процентов) диапазона.)

Источник: расчёты авторов

Таблица 2

**Распределение средней оценки\*** (стандартизированная средняя оценка воспринимаемого состояния здоровья в соответствии с половозрастной структурой, нестандартизированная средняя оценка, отклонение) воспринимаемого состояния здоровья по квинтелям СЭП в 2012, 2006, 2000 и 1994 гг.

Table 2

Distribution of perceived health mean by SEP quintile (the age- and genderstandardised mean perceived health status, the mean perceived health status, the difference) for 2012, 2006, 2000 and 1994

Квинтель СЭП	2012 (N = 18558)			2006 (N = 12443)			2000 (N = 9049)			1994 (N = 8864)		
	станд. среднее**	среднее	$\Delta$ ***	станд. среднее**	среднее	$\Delta$ ***	станд. среднее**	среднее	$\Delta$ ***	станд. среднее**	среднее	$\Delta$ ***
Самые бедные	0,912	0,900	0,012	0,875	0,854	0,021	0,871	0,807	0,064	0,854	0,777	0,077
Бедные	0,895	0,871	0,024	0,841	0,810	0,031	0,884	0,812	0,072	0,865	0,774	0,091
Средний класс	0,890	0,854	0,035	0,880	0,852	0,028	0,935	0,882	0,053	0,896	0,813	0,082
Богатые	0,892	0,849	0,043	0,895	0,872	0,023	0,921	0,876	0,046	0,920	0,849	0,071
Самые богатые	0,942	0,907	0,035	0,920	0,901	0,019	0,936	0,899	0,037	0,956	0,902	0,054
В целом	0,912	0,877	0,035	0,882	0,857	0,025	0,891	0,829	0,062	0,888	0,810	0,079

\*1 – уровень воспринимаемого здоровья средний и выше среднего; 0 – воспринимаемое здоровье на уровне плохой и очень плохой;

\*\*станд. среднее – косвенно стандартизированная средняя величина воспринимаемого состояния здоровья;

\*\*\*разница между возрастом и полом стандартизированной средней величиной воспринимаемого состояния здоровья и среднее воспринимаемое состояние здоровья.

Источник: расчёты авторов

Таблица 3

**Статистика средней оценки\* воспринимаемого состояния здоровья за период 1994–2013 гг. для компактной панели (N = 1496)**

Table 3

Statistics of mean perceived health from 1994 to 2013 for compact panel (N = 1496)

Год	Средняя оценка воспринимаемого состояния здоровья, баллы	Уровень значимости для t-статистики <sup>2</sup>	Средняя оценка стандартизированного значения воспринимаемого состояния здоровья, баллы	Уровень значимости для t-статистики <sup>3</sup>	Различие между стандартизованным и нестандартизованным значением
1994	2,88	0,000	3,06	0,000	0,18
1995	2,84	0,000	3,01	0,000	0,17
1996	2,84	0,000	2,99	0,005	0,15
1998	2,86	0,000	2,98	0,019	0,12
2000	2,90	0,000	2,97	0,033	0,07
2001	2,93	0,00	2,98	0,016	0,05
2002	2,92	0,01	2,96	0,136	0,03
2003	2,95	0,032	2,97	0,055	0,02
2004	2,93	0,006	2,94	0,589	0,00
2005	2,96	0,010	2,93	0,625	-0,02
2006	3,01	0,961	2,97	0,025	-0,04
2007	2,99	0,108	2,93	0,635	-0,06
2008	3,00	0,017	2,93	0,872	-0,07
2009	3,02	0,659	2,93	0,689	-0,09
2010	3,03	0,387	2,91	0,463	-0,12
2011	3,05	0,168	2,91	0,502	-0,14
2012	3,04	0,530	2,89	0,110	-0,16
2013	3,10	Год сравнения	2,92	Год сравнения	-0,17
Средняя величина	2,96		2,95		-0,01

\* для оценки воспринимаемого состояния здоровья была использована пятибалльная шкала, которая соответствует таким значениям: «5» — очень хорошее, «4» — хорошее, «3» — среднее, «2» — плохое и «1» — очень плохое.

Источник: расчёты авторов

Таблица 4

Логистическая модель панельных данных для воспринимаемого состояния здоровья (1 – уровень воспринимаемого здоровья средний и выше среднего; 0 – воспринимаемое здоровье на уровне плохой и очень плохой), случайные эффекты

Table 4

Panel data logistic model for perceived health status (1 = average and aboveaverage perceived health and 0 = bad and very bad perceived health), random effects

Переменные	Базовая модель (только константа)	Модель с индивидуальными атрибутами	Модель с включением переменных СЭП
Пол (жен. = 1)		-0,028***	-0,024***
Возраст		-0,007***	-0,007***
Хроническое заболевание (1 = да; 0 = нет)		-0,167***	-0,166***
Курение (1 = да; 0 = нет, в т.ч. бывшие курильщики)		0,004***	0,000***
Размер домохозяйства		0,003***	0,002***
Взрослый эквивалентный доход домохозяйства (руб.)			0,000***
Статус занятости (1 = работающий; 0 = неработающий)			0,082***
Группа благосостояния (1 = владение капиталом; 0 = без капитала)			0,007**
Уровень жизни (1 = доступ ко всем публично предоставляемым услугам; 0 = нет доступа ко всем публично предоставляемым услугам)			0,012**
Владение активами (сравнительная группа = нет активов длительного пользования)			
Активы длительного пользования без машины/трактора			0,056***
Активы длительного пользования с машиной/трактором			0,012
Год для сравнения: 1994			
1995	0,008	0,008*	0,009*
1996	0,000	0,003	0,006
1998	-0,012*	0,002	0,006
2000	-0,021***	0,007	0,009*
2001	-0,017***	0,018***	0,019***
2002	-0,020***	0,020***	0,020***
2003	-0,030***	0,016***	0,015***
2004	-0,030***	0,023***	0,021***
2005	-0,030***	0,028***	0,024***
2006	-0,035***	0,030***	0,034***
2007	-0,033***	0,034***	0,034***
2008	-0,046***	0,027***	0,022***
2009	-0,048***	0,031***	0,026***

2010	-0,038***	0,046***	0,039***
2011	-0,045***	0,045***	0,037***
2012	-0,035***	0,059***	0,049***
Константа	0,887***	1,175***	1,051***
N	198,1	197,9	187,5
$R^2$			
-внутри групп	0,009	0,02	0,024
-между группами	0,014	0,31	0,352
-общее	0,002	0,22	0,259
$\rho$	0,486	0,337	0,300
Вероятность для $\chi^2$	0,000	0,000	0,000

Пояснение: \* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.001$ .

Источник: расчёты авторов

Таблица 5

**Индексы неравенства в отношении здоровья и их разложение в 2012, 2006, 2000 и 1994 гг.**

Table 5

Health inequity indices and decomposition for 2012, 2006, 2000 and 1994

Показатели	Всего изменений (2012-1994)		2012		2006		2000		1994	
	доля,%	$\epsilon$	доля,%	$\epsilon$	доля,%	$\epsilon$	доля,%	$\epsilon$	доля,%	$\epsilon$
Индекс концентрации (стандартная ошибка)	0,001		0,008 (0,002)		0,008 (0,002)		0,008 (0,003)		0,007 (0,003)	
Коэффициент Джини	-0,103		0,366		0,392		0,451		0,469	
Пол (жен.)	-1,147	0,187	0,05	0,018	0,00	0,000	1,739	-0,055	1,19	-0,169
Возраст	-6,660	-0,164	9,84	-1,319	17,67	-0,878	4,518	-1,236	16,50	-1,155
Статус занятости	43,071	0,342	53,08	0,524	14,23	0,197	27,325	0,315	10,01	0,182
Доходы	-14,999	-0,204	17,83	0,526	-13,02	-0,272	65,521	1,292	32,83	0,729
Местность проживания	-9,349	-0,167	15,33	0,232	72,61	0,926	4,565	0,112	24,68	0,399
Условия жизни	-5,869	-0,284	-4,25	-0,250	13,37	0,547	-2,823	-0,093	1,62	0,034
Владение капиталом	-0,250	-0,040	-0,14	-0,017	-0,82	0,158	-0,764	-0,064	0,11	0,022
Владение активами	-4,986	0,069	8,06	-0,254	-4,03	0,090	-0,080	0,003	13,05	-0,323

$\epsilon$  = эластичность

Источник: расчёты авторов



Таблица 6

## Уровни и неравенства воспринимаемого состояния здоровья за период 1994–2013 гг. для компактной панели (N = 1496)

Table 6

Levels of and inequalities of perceived health status from 1994 to 2013 for compact panel (N = 1496)

Год	Воспринимаемое здоровье		Воспринимаемое здоровье – стандартизированное				
	<sup>1</sup> ИК (станд. ошибка)	<sup>3</sup> t-проверка (ИК)	<sup>2</sup> ИК (станд. ошибка)	<sup>3</sup> t-проверка (ИК)	v = 2	v = 3	v = 5
					I(v) (станд. ошибка)	I(v) (станд. ошибка)	I(v) (станд. ошибка)
2013	0,112 (0,034)	3,29	0,052 (0,019)	2,74	0,052 (0,019)	0,072 (0,028)	0,133 (0,041)
2012	0,153 (0,032)	4,78	0,043 (0,020)	2,15	0,043 (0,020)	0,068 (0,030)	0,149 (0,042)
2011	0,047 (0,031)	1,52	0,061 (0,019)	3,21	0,061 (0,019)	0,091 (0,030)	0,167 (0,041)
2010	0,071 (0,031)	2,29	0,067 (0,018)	3,72	0,067 (0,018)	0,107 (0,030)	0,198 (0,040)
2009	0,090 (0,032)	2,81	0,067 (0,017)	3,94	0,067 (0,017)	0,104 (0,026)	0,187 (0,038)
2008	0,136 (0,031)	4,39	0,072 (0,018)	4,00	0,072 (0,018)	0,118 (0,027)	0,221 (0,039)
2007	0,131 (0,030)	4,37	0,065 (0,017)	3,82	0,065 (0,017)	0,101 (0,026)	0,190 (0,038)
2006	0,144 (0,035)	4,11	0,059 (0,017)	3,47	0,059 (0,017)	0,104 (0,025)	0,212 (0,036)
2005	0,108 (0,031)	3,48	0,086 (0,018)	4,78	0,086 (0,018)	0,133 (0,027)	0,241 (0,038)
2004	0,125 (0,030)	4,17	0,053 (0,017)	3,12	0,053 (0,017)	0,08 (0,027)	0,157 (0,038)
2003	0,092 (0,029)	3,17	0,052 (0,017)	3,06	0,052 (0,017)	0,070 (0,027)	0,126 (0,039)
2002	0,065 (0,029)	2,24	0,067 (0,017)	3,94	0,067 (0,017)	0,106 (0,026)	0,199 (0,038)
2001	0,107 (0,028)	3,82	0,071 (0,018)	3,94	0,071 (0,018)	0,102 (0,027)	0,186 (0,038)
2000	0,153 (0,034)	4,50	0,101 (0,022)	4,59	0,101 (0,022)	0,151 (0,033)	0,262 (0,046)
1998	0,159 (0,032)	4,97	0,072 (0,021)	3,43	0,072 (0,021)	0,104 (0,033)	0,180 (0,049)
1996	0,135 (0,032)	4,22	0,068 (0,022)	3,09	0,068 (0,022)	0,083 (0,033)	0,133 (0,049)
1995	0,112 (0,033)	3,39	0,099 (0,020)	4,95	0,099 (0,020)	0,144 (0,032)	0,230 (0,046)
1994	0,201 (0,035)	5,74	0,052 (0,020)	2,60	0,052 (0,019)	0,072 (0,029)	0,130 (0,043)
Средняя	0,119 (0,032)		0,067 (0,019)		0,067 (0,019)	0,101 (0,029)	0,183 (0,041)

1 – для воспринимаемого состояния здоровья (нестандартизированного);

2 – для воспринимаемого состояния здоровья (стандартизированного);

3 – рассчитывается на основе индексов и стандартной ошибки.

\* Все оценки являются существенными при  $p < 0.001$ .

Источник: расчёты авторов

***Литература (References)***

1. **Wilkinson R., Marmot M.** Social Determinants of Health: the Solid Facts. World Health Organization. Copenhagen. 2003.
2. **MacIntyre S., Hunt K.** Socio-economic position, gender and health how do they interact? Journal of Health Psychology. 1997. Vol. 2(3). P. 315–334.
3. **Goldman N.** Social inequalities in health: Disentangling the underlying mechanisms. Annals of the New York Academy of Sciences. 2001. Vol. 954. P. 118–139.
4. **MacIntyre S.** The Black Report and beyond: What are the issues? Social Science and Medicine. 1995. Vol. 44(6). P. 723–745.
5. **Lokshin M., Ravallion M.** Testing for an economic gradient in health status using subjective data. Health Economics. 2008. Vol. 17(11). P. 1237–1259.
6. **Alvarez-Galvez J., Rodero-Cosano M.L., Motrico E., et al.** The impact of socioeconomic status on self-rated health: study of 29 countries using European social surveys (2002–2008). Int. J. Environ. Res. Public Health. 2013. Vol. 10(3). P. 747–761.
7. **Costa-Font J., Hernandez-Quevedo C.** Measuring inequalities in health: what do we know? What do we need to know? 2012. Health Policy. Vol. 106(2). P. 195–206.
8. **Kawachi I., Kennedy B.P., Wilkinson R.G.** The Society and Population Health Reader – Income Inequality and Health. New York. The New Press. 1999.
9. **Kawachi I., Kennedy B.P., Lochner K., et al.** Social capital, income inequality, and mortality. American Journal of Public Health. 1997. Vol. 87. P. 1491–1498.
10. **Wilkinson R.** Health inequalities: relative or absolute material standards. British Medical Journal. 1997. Vol. 314(7080). P. 591–595.
11. **Marmot M.** The Status Syndrome: How Social Status Affects Our Health and Longevity. New York. Times Books/Henry Holt. 2004.
12. **Power C., Manor O., Fox J.** Health and Class: The Early Years. London. Chapman and Hall. 1991.
13. **Klugman J.** Poverty in Russia: Public Policy and Private Responses. The World Bank. Washington DC. 1997.
14. **Cockerham W.** Health lifestyles in Russia. Social Science and Medicine. 2000. Vol. 51(9). P. 1313–1324.
15. **Wagstaff A., van Doorslaer E., Watanabe N.** On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. Journal of Econometrics. 2003. Vol. 112. P. 207–223.
16. **Rodriguez E.** Keeping the unemployed healthy: the effect of means-tested and entitlement benefits in Britain, Germany, and the United States. American Journal of Public Health. 2001. Vol. 91. P. 1403–1411.
17. **Leigh A., Jencks C., Smeeding T.** Health and income inequality. The Oxford Handbook of Economic Inequality. Eds. W Salverda, B Nolan, T Smeeding. Oxford. Oxford University Press. 2009.
18. **Gerry C.J., Papadopoulos G.** Sample attrition in the RLMS, 2001–10. Economics of Transition. 2015. Vol. 23(2). P. 425–468.

**Для цитирования:**

Павитра Пол, Ханну Валтонен, Ковтун Наталья. Социально-экономическое неравенство населения в области здоровья в постсоветской России // Народонаселение. – 2019 – Т. 22. – № 1 – С.

**Выражение благодарности**

Авторы выражают благодарность Каролинскому центру народонаселения, Университету Северной Каролины, Чапел-Хилл, NC27516, США за возможность доступа к использованным в исследовании наборам данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения.

**Сведения об авторах:**

Павитра Пол, доктор медицинских наук, доктор философии (экономика здравоохранения), Департамент здравоохранения и социального управления, Университет Восточной Финляндии, Контактная информация: e-mail: pavitra.paul@uef.fi

Ханну Валтонен, Департамент здравоохранения и социального управления, Университет Восточной Финляндии

Контактная информация: e-mail: hannu.valtonen@uef.fi

Ковтун Наталья Васильевна, доктор экономических наук, профессор кафедры статистики и демографии Киевского национального университета имени Тараса Шевченко,

Контактная информация: e-mail: kovtun\_natali@ukr.net

---

---

## SOCIOECONOMIC INEQUALITIES IN HEALTH IN THE POST-SOVIET RUSSIA

Pavitra Paul<sup>1</sup>, Hannu Valtonen<sup>1</sup>, Kovtun Natalia<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup>University of Eastern Finland  
(PO. 1627, 70211 Kuopio, Finland).

<sup>2</sup>Taras Shevchenko National University of Kyiv  
(Vasylkivska str, 90. 03022 Kyiv, Ukraine).

\*e-mail: kovtun\_natali@ukr.net

**Abstract.** Individual characteristics and socioeconomic position (SEP) are important determinants of health differences. We (1) examine the association of demography and SEP, with perceived health of the Russian population, and (2) quantify the magnitude of health inequalities ascribed to SEP in the Russian Federation. We apply a random effect Generalized Least Squares model on the datasets of the Russian Longitudinal Monitoring Survey (RLMS: 1994–2013). Our measure of health inequality is concentration index (CI), which we decompose into the determinants of health inequalities. Further, a balanced sample of 1,496 individuals extracted from the 1994 wave of RLMS is followed over 19-year period. The degree of aversion to inequalities in perceived health between the worse-off and the better-off is measured with achievement index. Being employed matters in perceiving a

*better health. Although the perceived health differences between the better-off and the worse-off are reduced, health inequality index indicates a change for better health for the better-off Russians.*

**Keywords:** *achievement index; concentration index; health inequalities; perceived health; socioeconomic position.*

**For citation:**

*Pavitra P., Valtonen H, Kovtun N. Socioeconomic inequalities in health in the post-Soviet Russia. Narodonaselenie [Population]. 2018. Vol. 22. No. 1. P. 61-78.*

**Acknowledgments**

The authors express their gratitude to Carolina Population Center, University of North Carolina, Chapel Hill, NC27516, USA for making Russian Longitudinal survey datasets, used in the study, available.

**Information about the authors:**

*Pavitra Paul*, PhD, Dr. (Med) Department of Health and Social Management, University of Eastern Finland.

*Contact information:* pavitra.paul@uef.fi

*Valtonen H.*, Department of Health and Social Management, University of Eastern Finland

*Contact information:* hannu.valtonen@uef.fi

*Kovtun Natalia*, Dr. Habilitated in Economics, Professor, Taras Shevchenko National University of Kyiv, Faculty of Economics, Statistics and Demography Department

*Contact information:* e-mail: kovtun\_natali@ukr.net