

Прикладная эконометрика, 2016, т. 42, с. 75–99.

Applied Econometrics, 2016, v. 42, pp. 75–99.

Л. С. Засимова, Е. В. Коссова¹

Расходы населения России на лекарственные средства: эмпирический анализ²

При помощи эконометрического инструментария (двухэтапная модель 2PM, модели Хекмана и Тобина) исследуются факторы, связанные с потребительским выбором на рынке лекарственных средств. На основе данных общенационального опроса населения, проведенного Левада-Центром в 2014 г., показано, что доходы положительно связаны с вероятностью покупки лекарств, но вклад данного фактора невелик. Во всех моделях значимы факторы, характеризующие здоровье индивида и обращение к врачам, а также демографические факторы (пол, принадлежность к группе пенсионеров и матерей-одиночек).

Ключевые слова: фармацевтический рынок; расходы на лекарства; лекарственное обеспечение; хронические заболевания; пенсионеры; матери-одиночки.

JEL classification: I11; I12; I14.

Введение

Фармацевтический рынок России является одним из крупнейших в мире: в 2014 г. его объем оценивался в 1152 млрд рублей, а государственные расходы на лекарства составляли 294 млрд рублей (DSMgroup, 2014), т. е. 11% расходов консолидированного бюджета на здравоохранение. При этом российский фармацевтический рынок характеризуется низким значением среднедушевого потребления лекарств относительно не только развитых, но и некоторых развивающихся стран. Россия отстает от средневропейского уровня потребления лекарственных препаратов более чем в 3 раза. Среднедушевое потребление лекарств в России в 2014 г. составило 141 долл. в год, что практически сопоставимо с Бразилией (122 долл.) (DSMgroup, 2014). Однако начиная с 2013 г. имеет место снижение количества потребляемых россиянами лекарств в натуральном выражении, при сохранении роста потребления в стоимостном выражении. Это не удивительно, ведь фармацевтический рынок России на две трети состоит из импортных лекарств, которые при падении курса рубля становятся все менее доступными для населения.

Другой особенностью российского фармацевтического рынка по сравнению с рынками развитых стран является тот факт, что преобладающая часть населения страны при амбула-

¹ Засимова Людмила Сергеевна — НИУ ВШЭ, Москва; Lzasimova@hse.ru.

Коссова Елена Владимировна — НИУ ВШЭ, Москва; ekossova@hse.ru.

² Статья подготовлена по материалам проекта «Социальная поддержка населения: целевые группы и приоритеты», выполненного в Центре фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2016 г.

торном лечении покупает лекарства самостоятельно, оплачивая 100% их стоимости. В отличие от развитых стран, где общественное и/или частное страхование подразумевает покрытие существенной доли расходов на лекарства для широких групп населения (часто для всех граждан страны), в России льготное лекарственное обеспечение доступно лишь небольшой группе населения. Действующая с 2004 г. программа дополнительного лекарственного обеспечения граждан (ДЛО) к 2014 г. претерпела значительные изменения. В 2008 г. в отдельную группу были выделены 7 высокочастотных нозологий, куда вошли заболевания, требующие проведения дорогостоящей терапии. Остальные льготники годом ранее получили право выбрать денежное возмещение вместо бесплатного получения лекарств по рецепту. Число людей, на которых могут распространяться льготы, к 2014 г. составляло 19 млн человек, однако число льготников, выбравших лекарственное обеспечение, постоянно снижалось начиная с 2007 г., и к 2014 г. составило примерно 3.5 млн человек (DSMgroup, 2014). При этом, однако, даже те индивиды, кто оставил за собой право бесплатного получения лекарственных средств в рамках программы ДЛО, все равно вынуждены покупать какие-то лекарства самостоятельно, если они не входят в утвержденный перечень.

Таким образом, в 2014 г. преобладающее большинство граждан России при необходимости лекарственной терапии сталкивалось с задачей потребительского выбора на фармацевтическом рынке. В условиях подорожания лекарственных средств и отсутствия для большинства россиян возможности компенсации расходов на лекарства актуальным является исследование факторов, связанных с решением россиян об отказе от покупки лекарственных средств и о размере расходов на лекарства.

В данной статье анализируется роль дохода при принятии индивидами решения о покупке лекарственных средств и выделяются группы населения, которые могут особенно пострадать при снижении доступности лекарственных средств.

Структура статьи выглядит следующим образом. В первом разделе приводится сжатый обзор литературы, в котором рассматриваются общие подходы к анализу расходов на медицинские блага и результаты предыдущих исследований, выполненных на российских данных. Во втором разделе обсуждаются модели, при помощи которых осуществляется оценивание. В третьем разделе приводится описание данных и переменных, выбранных для оценивания, а в четвертом — результаты исследования. В заключении содержатся основные выводы.

1. Обзор литературы

Начиная с М. Гроссмана, в экономической литературе спрос на медицинские блага в целом и лекарства в частности рассматривается как производный от спроса на здоровье: потребители покупают лекарства не ради получения удовлетворения от их потребления, а ради инвестиций в свое здоровье (Grossman, 1972). Согласно Гроссману, индивиды, имея заданный первоначальный уровень здоровья, сами производят свое здоровье за счет положительных и отрицательных инвестиций. Покупка лекарств для лечения является примером положительных инвестиций. Гроссман теоретически доказывает, что на инвестиции в здоровье оказывают влияние возраст (отрицательно), заработная плата и образование индивида (положительно). Он объясняет это тем, что с возрастом происходит снижение оптимального запаса здоровья; при высокой заработной плате выше и отдача от здоровых дней (в терминах

трудового дохода); а более образованные люди увеличивают запас здоровья при тех же затратах, что менее образованные, поскольку грамотно инвестируют в свое здоровье. В двух своих работах Smith (2005, 2013) последовательно подчеркивает роль доходов в выборе терапии. Он теоретически показывает, что бедные индивиды могут отказаться от терапии в случае отсутствия государственной поддержки, опровергая распространенное заблуждение о том, что спрос на медицинские блага неэластичен.

Следует отметить, что изучение спроса и расходов на лекарства в развитых странах затруднено в силу «щедрой» системы социального страхования и наличия добровольного страхования, которое часто включает покрытие расходов на лекарства. Исследователям приходится фактически оценивать лишь часть расходов, которую осуществляет индивид из своего кармана, и довольно часто это лишь малая часть стоимости лекарства (Моссиалос и др., 2004). Поэтому обычно вместо непосредственно расходов на лекарства или медицинские услуги используется размер со-оплаты (соплатежа) со стороны пациента.

Эмпирические работы, посвященные изучению расходов населения на лекарства и медицинские блага, имеют дело с большим количеством нулевых ответов: многие индивиды не обращаются за медицинской помощью (не приобретают лекарства), т. к. не нуждаются в них по состоянию здоровья. Если период, который охватывает опрос, слишком короткий (часто в исследованиях рассматриваются расходы за 1 месяц), то индивиды не предъявляют спроса на лекарства, потому что в месяц проведения опроса они могли им быть не нужны. Это не означает, что они откажутся от покупки лекарств, когда те им понадобятся. Однако нельзя исключать, что среди индивидов есть такие, кто не приобретает лекарства из-за низких доходов, отсутствия необходимых лекарств в аптеках или низкой информированности.

Большинство работ, анализирующих расходы на медицинские услуги, решают проблему цензурированной выборки при помощи двухэтапных моделей (two-part models, 2PM). Одной из первых прикладных работ, в которых оценивался спрос на медицинские блага с учетом цензурирования данных, было исследование (Manning et al., 1987), в котором использовались данные за 1974–1982 гг., полученные в ходе естественного эксперимента, проведенного корпорацией RAND в США. В ходе этого эксперимента индивидам случайным образом давались различные страховые планы, подразумевающие разный размер со-оплаты медицинских услуг со стороны пациента. Во избежание смещенных оценок из-за цензурированных данных, в работе сначала оценивалась вероятность обращения к врачам за медицинскими услугами, а на втором этапе — объем расходов на медицинские услуги. Таким образом, впервые было эмпирически подтверждено влияние размера соплатежа и доходов на вероятность лечения и расходы на лечение. Позднее похожие исследования появились на данных других стран, например, Великобритании (Morris et al., 2005) и Японии (Besstremyannaya, 2012), да и результаты (Manning et al., 1987) перепроверялись на тех же самых данных с применением более сложных техник оценивания (Deb, Trivedi, 2002). Сегодня расходы на медицинские блага анализируются при помощи разнообразного инструментария (помимо двухэтапных моделей, применяются модель Тобина, обобщенная линейная модель и т. п.) в зависимости от теоретических предположений и особенностей данных.

При оценивании расходов на медицинские товары и услуги используется широкий круг независимых переменных, включающих, помимо дохода, национальность, тип занятости, образование, доступность медицинских услуг и т. д. В целом, более поздние исследования подтверждают, что необходимость тратить собственные средства на лечение снижает

спрос на медицинские услуги и лекарства (Cutler, 2002), хотя в некоторых странах это может и не выполняться (Schreyogg, Grabka, 2010).

На российских данных исследователи регулярно отслеживают динамику расходов населения на медицинские услуги в целом и лекарственные средства в частности, иногда выделяя наиболее уязвимые группы населения. Обычно в таких работах подчеркивается, что расходы на медицинскую помощь и лекарства тяжелым бременем ложатся на самые бедные группы населения. Одной из первых работ, в которой констатировалось, что доля расходов на медицинские услуги и лекарственные средства в семейном бюджете тем больше, чем меньше совокупный доход семьи, была (Бойков и др., 1998). Zohoori et al. (2002) отмечают, что в период с 1994 по 2000 г. в России росла доля тех индивидов, кто отказывал себе в покупке прописанных врачами лекарств по причине отсутствия денежных средств. Авторский коллектив Независимого института социальной политики опубликовал в 2002 г. подробное исследование, посвященное неравенству в доступе к медицинским услугам (Шишкин и др., 2002). Среди прочего, авторы оценили масштаб и распространенность частных платежей населения за лекарственные средства. Среди более поздних исследований отметим препринт (Shishkin et al., 2014), в котором авторы на данных RLMS³ анализируют различные виды расходов населения на медицинскую помощь, включая лекарства. В данной работе показано, что доля домохозяйств, которые не могли себе позволить покупку лекарств из-за отсутствия денежных средств, в России снизилась почти в 3 раза: с 17.3% в 2000 г. до 6% в 2011 г. Авторы проанализировали, какие группы населения испытывали на себе наиболее сильный рост расходов на лекарства в период с 2005 по 2010 г. — ими оказались пенсионеры, для которых рост расходов на лекарства в реальном выражении составил 150% за пять лет. В исследовании также показано, что жители крупных городов (особенно Москвы и Санкт-Петербурга) тратили на лекарства значительно больше по сравнению с теми, кто проживал в небольших городах или в сельской местности. Кроме того, авторы подтвердили более ранние наблюдения, показывающие, что принадлежность к более высокой доходной группе ассоциируется с большими тратами на лекарства. К сожалению, данные выводы получены только на уровне дескриптивной статистики, эконометрического анализа по расходам на лекарства не проводилось.

Единственным известным авторам исследованием, в котором применялся эконометрический инструментарий для анализа расходов на лекарства в России, является работа (Blam, Kovalev, 2003). Выполненный в ней дескриптивный анализ данных RLMS за 1994–2000 гг. показал, что расходы на лекарства не зависели от среднего дохода домохозяйства в том случае, когда анализировались средние значения расходов в разных доходных группах. Для окончательных выводов авторы данного исследования, так же как и их зарубежные коллеги, обратились к эконометрическому оцениванию. Сначала они пытались оценить при помощи стандартной двухэтапной модели величину расходов на медицинские блага, в которые в том числе входили лекарства. Таким образом, в данной работе в качестве независимой переменной использовались совокупные индивидуальные расходы на лечение (включая и лекарственные средства). Впоследствии авторы остановились лишь на оценке вероятности платить за медицинские блага, объяснив свое решение отсутствием надежных оценок стоимости медицинских благ и лекарств. В вероятностную модель авторы включили в качестве независимых переменных доход, пол, возраст, образование, семейный статус, проживание

³ <https://www.hse.ru/rlms/>.

в городе, инвалидность, наличие заболеваний, работы, а также переменные, отвечающие за вредные привычки: потребление алкоголя и табака (они, правда, оказались незначимыми). Интересно, что фактор дохода был значимым только в определенные годы (1995, 1996 и 1998), тогда как в 1994 и 2000 гг. он оказался незначимым. Поскольку полученные выводы распространялись на совокупные расходы на медицинские блага, трудно понять, насколько их можно экстраполировать на лекарства. В целом, на данный момент авторам неизвестны какие-либо работы, в которых бы оценивались расходы населения России на лекарственные средства при помощи современного эконометрического инструментария.

2. Метод исследования

При моделировании расходов на лекарства на микроданных исследователи сталкиваются с большим количеством нулевых значений. Это может быть вызвано двумя основными причинами. Во-первых, короткий период наблюдений может не отражать реальный спрос на лекарственные средства — отказ от покупки может означать, что лекарства в рассматриваемый период не требовались, или же индивиды приобретали лекарства бесплатно в рамках программ льготного обеспечения граждан (ДЛО и «7 нозологий»). Последних в нашей стране немного, но полностью исключать такую возможность нельзя. Во-вторых, если индивид потенциально был заинтересован в покупке лекарств, он мог отказаться от их покупки по причине отсутствия средств или из-за слишком высокой стоимости. В этом случае решение о нулевом потреблении лекарств можно рассматривать как выбор, максимизирующий полезность индивида при заданных ценах и доходе. Выбор конкретного метода оценивания расходов на лекарственные средства зависит от того, как интерпретируется процесс принятия решений индивидами.

В данной работе будем отталкиваться от подхода с двойным барьером (Jones, 1989), согласно которому для того, чтобы для индивида наблюдалась положительная сумма расходов на лекарства, он должен преодолеть два барьера: принять решение о покупке лекарств (решение об участии) и принять решение о размере расходов (уравнение потребления). Выбор конкретного метода оценивания зависит от двух ключевых предпосылок: 1) насколько зависимы случайные ошибки в уравнениях участия и потребления; 2) какое из решений доминирует. В данной работе будут использованы наиболее распространенные методы оценивания расходов на лекарства — двухэтапная модель (2PM) и модель Тобина, а также модель Хекмана.

2.1. Двухэтапная модель (2PM)

Исторически первая и наиболее распространенная для оценки неравенства в расходах на лекарственные средства двухэтапная модель предполагает оценивание двух уравнений: бинарного выбора для вероятности осуществления расходов на лекарства (пробит или логит) и простой линейной регрессии (МНК), которая применяется только к той части выборки, где нет нулевых значений расходов на лекарства.

Пусть y_i — расходы на лекарства. Вероятность того, что y_i — положительная величина, определяется набором наблюдаемых (X_{1i}) и ненаблюдаемых (ε_{1i}) факторов:

$$P(y_i > 0) = F_{\varepsilon_i}(X_i' \beta), \quad (1)$$

где F_{ε_i} — функция распределения ε_{li} .

Пусть $\ln(y_i)$ — логарифм (положительных) расходов на лекарства, величина которого зависит от объясняющих переменных X_{2i} и ненаблюдаемых факторов ε_{2i} . Состоятельность двухэтапной модели определяется предпосылкой о независимости случайных ошибок ε_{li} и ε_{2i} . В случае выполнения данной предпосылки уравнение условных математических ожиданий логарифмов расходов на лекарства (O'Donnell et al., 2008; Jones, 2000) может быть записано в виде

$$E(\ln(y_i) | y_i > 0, X_i' \beta_2) = E(\ln(y_i) | X_{li}' \beta_1 + \varepsilon_{li} > 0, X_{2i}' \beta_2) = X_{2i}' \beta_2. \quad (2)$$

Независимость ошибок кажется вполне разумным предположением, когда индивид принимает решение о том, что ему нужны лекарства, не задумываясь об их стоимости. Данное предположение поддерживает распространенное мнение, что спрос на лекарства неэластичен по доходу. Кроме того, оно может отражать ситуацию с рецептурными лекарствами, когда пациент делегирует врачу право выбора конкретного лекарства, определяя тем самым расходы пациента. Однако данное предположение слишком сильное, оно исключает ситуацию «непослушания пациентов», которая часто имеет место на практике (Моссиалос и др., 2004), а также не всегда подходит для безрецептурных лекарств. Даже если предположить, что решения индивида об участии и потреблении независимы, все равно может иметь место корреляция между ненаблюдаемыми переменными, которые не включены в оба уравнения (Jones, 2000).

Ожидаемый уровень медицинских расходов задается следующей формулой:

$$E(\ln(y_i) | X_{li}, X_{2i}) = E(\ln(y_i) | y_i > 0, X_{2i}) P(y_i > 0 | X_{li}). \quad (3)$$

Несмотря на жесткие предпосылки, данная модель считается приемлемой в тех случаях, когда исследователь задается целью анализировать неравенство в расходах на медицинскую помощь в зависимости от дохода, возраста, пола и прочих индивидуальных характеристик (Duan et al., 1983).

2.2. Тобит-модель

В отличие от двухэтапной модели, тобит-модель исходит из предпосылки о том, что решения об участии и о потреблении связаны воедино: индивид выбирает такую величину расходов на лекарства, которая максимизирует его полезность. Положительный уровень расходов на лекарства соответствует желаемому уровню расходов индивида, тогда как нулевой уровень расходов соответствует решению, при котором доходы индивида или его предпочтения относительно здоровья настолько низки, что полезность для него максимизируется при нулевых расходах на лекарства. Модель можно формально представить, используя концепцию латентных переменных. Пусть y_i^* — желаемый уровень расходов на лекарства, который можно определить как

$$y_i^* = X_i' \beta + \varepsilon_i, \text{ где } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2). \quad (4)$$

Наблюдаемый уровень расходов связан с латентной переменной следующим образом:

$$y_i = \begin{cases} y_i^*, & \text{если } y_i^* > 0, \\ 0, & \text{если } y_i^* \leq 0. \end{cases} \quad (5)$$

При таких предпосылках вероятность покупки лекарств может быть представлена в виде

$$P(y_i^* > 0) = F_\varepsilon(X_i' \beta). \quad (6)$$

Предположение о том, что оба эффекта (в уравнении участия и в уравнении потребления) однонаправлены, накладывает сильные ограничения. Оно подразумевает, что прежде чем купить лекарство, индивид должен знать, что именно будет покупать и по какой цене. Это справедливо в отношении стандартных случаев лечения, сезонных вирусных заболеваний, обострений хронических заболеваний, с которыми индивид знает как бороться без помощи врача. Но это предположение может не выполняться, когда индивид сталкивается с покупкой рецептурных лекарств.

Тобит-модель оценивается с помощью метода максимального правдоподобия. Ожидаемый уровень расходов на лекарства, так же как и в предыдущем случае, описывается формулой (3), но второй множитель в правой части уравнения задается не формулой (2), а следующей формулой:

$$E(y_i | y_i^* > 0, X_i) = X_i' \beta + \sigma \lambda_i, \quad (7)$$

где $\lambda_i = \frac{\varphi(X_i' \beta / \sigma)}{\Phi(X_i' \beta / \sigma)}$ — обратное отношение Миллса, $\varphi(\cdot)$ и $\Phi(\cdot)$ — плотность и функция распределения стандартного нормального закона.

2.3. Модель с самоотбором выборки (модель Хекмана)

Модель с самоотбором выборки позволяет предположить наличие двух взаимосвязанных решений. Решение о покупке лекарств и о том, сколько тратить, могут быть подвержены влиянию различных наблюдаемых и ненаблюдаемых факторов, причем ненаблюдаемые факторы могут иметь ненулевую корреляцию. С помощью латентных переменных модель можно представить в следующем виде:

$$y_{ji}^* = X_{ji}' \beta_j + \varepsilon_{ji}, \quad j = 1, 2, \quad (8)$$

$$y_i = \begin{cases} y_{2i}^*, & \text{если } y_{1i}^* > 0, \\ 0, & \text{если } y_{1i}^* \leq 0, \end{cases} \quad (9)$$

где y_i — наблюдаемые расходы на лекарства, y_{2i}^* — желаемые расходы на лекарства, а y_{1i}^* — полезность их приобретения.

Если предположить, что случайные ошибки ε_{ij} имеют совместное нормальное распределение

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{pmatrix} \sim N \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix}, \quad (10)$$

то модель может быть оценена при помощи двухшаговой процедуры Хекмана или при помощи метода максимального правдоподобия (MLE). В первом случае необходимо при помощи пробит-модели оценить уравнение участия, а затем, используя полученные результаты для оценки обратного отношения Миллса, оценить расходы на лекарственные средства по подвыборке респондентов, покупавших лекарства:

$$y_i = X'_{2i}\beta_2 + \rho\sigma\hat{\lambda}_i + u_i, \text{ если } y_{1i}^* > 0, \quad (11)$$

где $\hat{\lambda}_i = \frac{\varphi(X'_{1i}\beta_1)}{\Phi(X'_{1i}\beta_1)}$.

Уравнение (11) оценивается взвешенным методом наименьших квадратов, т. к. условные дисперсии $V(y_i | y_{1i}^* > 0) = \sigma^2(1 - \rho^2\lambda_i(\lambda_i + X'_{1i}\beta_1))$ зависят от наблюдения.

Несмотря на то что модель Хекмана является более универсальной, чем модель Тобина и двухэтапная модель (2PM), она требует более внимательного отношения к выбору независимых переменных. В силу нелинейности обратного отношения Миллса, уравнение (11) будет определено даже в случае полной идентичности регрессоров матриц X_1 и X_2 , но при этом значение отношения Миллса может сильно коррелировать с другими регрессорами. Поэтому при применении двухшаговой процедуры Хекмана желательно включение в уравнение участия переменных, которые оказывали бы влияние на вероятность покупки лекарственных средств, но не влияли бы на величину расходов на лекарственные средства. Поиск таких переменных в нашем случае затруднителен. В качестве возможных переменных, которые подходили бы на эту роль, попробуем переменные, характеризующую вероятность обращений к врачу и необходимость постоянного приема лекарственных препаратов (подробнее об этом сказано в разделе 3).

Модель Хекмана может быть также оценена методом максимального правдоподобия. Данный метод оценивания позволяет проверить гипотезы о применимости рассмотренных выше двухэтапной модели (2PM) и модели Тобина, т. к. они являются частными случаями модели Хекмана при $\rho = 0$ (2PM) и $\sigma\varepsilon_1 = \varepsilon_2$ (модель Тобина). При справедливости модели Тобина должно выполняться двойное условие на оцениваемые параметры модели Хекмана: $\rho = 1$, $\sigma\beta_1 = \beta_2$. Проверка условия $\rho = 1$ затруднительна, поскольку в этом случае нельзя предполагать совместное нормальное распределение ошибок ε_{1i} и ε_{2i} . Однако условие $\sigma\beta_1 = \beta_2$ может быть проверено как выполнение нелинейного ограничения на коэффициенты модели Хекмана.

В целом, ни одна из рассмотренных моделей теоретически не кажется идеальной. В данной работе будут проведены оценки с использованием всех трех моделей. Это позволит сравнить полученные результаты и проверить их устойчивость.

2.4. Расчет предельных эффектов

Забегая вперед, отметим, что модель Хекмана оказалась более адекватной для наших данных. Поэтому предельные эффекты рассчитывались только для этой модели. После применения модели Хекмана существует возможность рассчитать различные предельные эффекты, интерес представляли следующие.

(а) *Предельный эффект вероятности приобретения лекарств*, который показывает изменение вероятности покупки лекарства в ответ на единичное изменение объясняющей переменной. Для бинарных переменных предельный эффект рассчитывается как разность вероятностей, соответствующих единичному и нулевому значению, а для непрерывных — как производная по соответствующей переменной. Введем следующие обозначения:

$$P_{select} = P(y_{li} = 1) = \Phi(X'_{li}\beta_1), \quad P_{select|var=k} = P(y_1 = 1 | var = k), \quad (12)$$

P_{select} — вероятность покупки лекарств, y_{li} — зависимая переменная бинарного выбора, var — независимая переменная, $P_{select|var=k}$ — вероятность покупки лекарств при условии, что независимая переменная равна значению k .

Тогда предельный эффект ΔP_{select} для бинарных переменных имеет вид:

$$\Delta P_{select} = P_{select|var=1} - P_{select|var=0}, \quad (13)$$

а для непрерывных переменных:

$$\Delta P_{select} = \varphi(X'_{li}\beta_1)\beta_{1var}\Delta var. \quad (14)$$

Значение предельного эффекта зависит от наблюдения i , а его знак совпадает со знаком коэффициента переменной var .

(б) *Предельный эффект условного математического ожидания*, который показывает, как изменяются расходы на лекарства, если принято решение об их приобретении, в ответ на единичное изменение объясняющей переменной. Поскольку оценивались модели для логарифма расходов, условное математическое ожидание самих расходов E_{cond} может быть записано в следующем виде:

$$E_{condi} = E(e^{y_{2i}} | y_{li} = 1) = E(e^{X'_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i}} | X'_{li}\beta_1 + \varepsilon_{li} > 0) = \frac{\Phi(X'_{li}\beta_1 + \rho\sigma)}{\Phi(X'_{li}\beta_1)} e^{X'_{2i}\beta_2 + \sigma^2/2}, \quad (15)$$

где y_{2i} — зависимая переменная уравнения потребления.

Для любой из непрерывных объясняющих переменных var предельный эффект имеет вид

$$\Delta E_{condi} \approx E_{condi} \left(\beta_{2var} + \beta_{1var} \left(\frac{\varphi(X'_{li}\beta_1 + \rho\sigma)}{\Phi(X'_{li}\beta_1 + \rho\sigma)} - \frac{\varphi(X'_{li}\beta_1)}{\Phi(X'_{li}\beta_1)} \right) \right) \Delta var. \quad (16)$$

Для бинарных объясняющих переменных имеет смысл рассмотреть отношение условных математических ожиданий

$$\frac{E_{condi|var=1}}{E_{condi|var=0}} = \frac{E(e^{y_{2i}} | y_{li} = 1, var = 1)}{E(e^{y_{2i}} | y_{li} = 1, var = 0)}. \quad (17)$$

Данное отношение показывает, как при прочих равных условиях соотносятся расходы на лекарства индивидов, обладающих данным свойством ($var = 1$), с расходами на лекарства индивидов, не обладающих данным свойством ($var = 0$), когда решение о приобретении лекарств принято. Например, как соотносятся расходы мужчин и женщин, решивших купить лекарства.

Отметим, что значение условного математического ожидания расходов на лекарства и значения и знаки предельных эффектов непрерывных переменных зависят от значений коэффициентов и переменных, входящих в оба уравнения.

(с) *Предельный эффект ожидаемых расходов на лекарства* E_{censi} , который показывает, как изменится безусловное математическое ожидание расходов на лекарства в ответ на единичное изменение объясняющей переменной.

Безусловное математическое ожидание расходов имеет вид

$$E_{censi} = E(e^{y_{2i}} | y_{1i} = 1)P(y_{1i} = 1) = e^{X'_{2i}\beta_2 + \sigma^2/2} \Phi(X'_{1i}\beta_1 + \rho\sigma). \quad (18)$$

Для непрерывных объясняющих переменных предельный эффект имеет вид

$$\Delta E_{censi} \approx e^{X'_{2i}\beta_2 + \sigma^2/2} (\beta_{2var} \Phi(X'_{1i}\beta_1 + \rho\sigma) + \beta_{1var} \phi(X'_{1i}\beta_1 + \rho\sigma)) \Delta var. \quad (19)$$

Для бинарных объясняющих переменных имеет смысл рассмотреть отношение безусловных математических ожиданий

$$\frac{E_{censi|var=1}}{E_{censi|var=0}} = \frac{E(e^{y_{2i}} | y_{1i} = 1, var = 1)P(y_{1i} = 1 | var = 1)}{E(e^{y_{2i}} | y_{1i} = 1, var = 0)P(y_{1i} = 1 | var = 0)}. \quad (20)$$

Данное отношение показывает, во сколько раз изменятся безусловные расходы на лекарства (когда неизвестно решение о приобретении лекарств), при изменении качества, описываемого бинарной переменной var , и прочих равных условиях.

В отличие от условного математического ожидания, предельные эффекты безусловного математического ожидания по непрерывной переменной var положительны, если положительны коэффициенты двух уравнений, и отрицательны, если коэффициенты двух уравнений отрицательны. В тех случаях, когда знаки коэффициентов разнонаправлены, предельные эффекты безусловного математического ожидания по переменной var могут быть как положительными, так и отрицательными — в зависимости от того, какой эффект «перевесит» для данного наблюдения.

3. Выбор переменных, гипотезы и данные

В настоящей статье использовались данные специального опроса Левада-Центра⁴. Опрос проводился в составе омнибуса Курьер, в апреле 2014 г. при финансовой поддержке Школы славянских и восточноевропейских исследований Университетского колледжа Лондона (UCL SSEES). Опрос представляет собой ежемесячное исследование омнибусного типа, которое проводится по репрезентативной всероссийской выборке городского и сельского населения. В исследовании опрашивалось 1602 человека в возрасте 18 лет и старше. Опрос содержит ряд специальных вопросов, посвященных здоровью индивида, практике обращений за медицинской помощью и покупке лекарственных средств. Кроме того, он содержит общие вопросы, позволяющие оценить социально-экономический статус индивидов. Преимущество данного опроса перед другими (например, RLMS, Обследование бюджетов домохозяйств Росстата⁵) состоит в том, что респондентов спрашивали, сколько денег они потратили

⁴ <http://www.levada.ru/>.

⁵ <http://www.gks.ru/>.

на покупку лекарств для себя лично. В других опросах вопрос задается о расходах домохозяйств на лекарства, что не позволяет связать характеристики индивидов и расходы на лекарства (или вероятность покупки лекарств). Согласно данным опроса, 611 человек покупали лекарственные средства для личного пользования в течение месяца, предшествующего опросу.

Основные гипотезы, которые проверялись в данной работе, могут быть сформулированы следующим образом.

Гипотеза 1: *С ростом дохода вероятность покупки лекарственных средств растет.*

Гипотеза 2: *С ростом дохода растут расходы на лекарственные средства.*

Поэтому в качестве зависимых использовались следующие переменные:

paydrugs — бинарная переменная, равная 1, если индивид покупал лекарства, и 0, если нет;

lnrudexp — логарифм расходов на лекарственные средства.

Первая переменная использовалась для уравнения отбора, вторая — для оценки основного уравнения.

Для оценивания были отобраны зависимые переменные, описывающие доход индивида, его здоровье и социально-демографические характеристики (в табл. А и Б Приложения представлены описательные статистики всех переменных).

Переменные, характеризующие доход индивида

Согласно результатам предыдущих исследований (см. раздел 2), низкий доход может быть связан с отказом от покупки лекарственных средств. В данной статье доход измерялся двумя разными способами — в абсолютном значении и посредством самооценки финансового состояния индивидов, которым предлагалось оценить свое положение, используя шкалу от 1 до 5. Для измерения абсолютного значения доходов была построена переменная *lninc*, которая вычислялась как логарифм месячного среднедушевого семейного дохода в рублях. Тот факт, что индивиды могут неохотно сообщать о своих доходах, исказить (сознательно или неосознанно) размер дохода, хорошо известен — это создает проблемы для применения данной переменной. Помимо многих недостатков, которыми обладает показатель доходов домохозяйства сам по себе, по нему имелось много пропусков (только 1252 человека из 1602 ответили на вопрос о своих доходах). В качестве решения проблемы пропусков авторы попытались построить вспомогательную регрессию и использовать прогнозные значения доходов в тех случаях, где переменные были пропущены. Однако объясняющая сила таких регрессий была слабой (R -квадрат не превышал 0.23). Поэтому было решено отказаться от использования «вмененных» значений.

Переменные, характеризующие здоровье индивида и посещение врачей

В экономических исследованиях здоровье измеряется при помощи разнообразных переменных, но никому до сих пор не удалось обосновать, какие из них являются наиболее точными показателями. Использование объективных показателей, характеризующих наличие хронических заболеваний или инвалидность, имеет свои недостатки — оно, скорее, отражает уровень использования медицинской помощи и/или информированности индивидов о наличии у них заболеваний. В качестве альтернативы часто используется самооценка здоровья — ее считают вполне адекватным показателем состояния здоровья, учитывающим не только физическое, но и психосоматическое состояние индивидов. При этом самооценка

здоровья тоже не является совершенным показателем — она зависит от социально-культурного контекста, условий проведения опроса и т. д. (Кузьмич, Рошин, 2008). В данной работе в качестве показателей здоровья будут использованы как показатели самооценки здоровья, так и один из объективных показателей — наличие хронических заболеваний.

Корреляция между переменными, характеризующими объективное и субъективное состояние здоровья, оказалась низкой, что позволило одновременно включать эти переменные в эконометрические модели.

Как показывают исследования, в большинстве стран обращения к врачам заканчиваются назначением лекарственных средств (Моссиалос и др., 2004). Поэтому в модели была введена бинарная переменная *medvisit*, характеризующая факт обращения индивида за медицинской помощью. В модели Хекмана данная переменная включалась в уравнение отбора, поскольку предполагается, что посещение врача в большей степени связано с самим фактом приобретения лекарственных средств, нежели с размером расходов на них, хотя данное предположение в некоторых случаях может и не выполняться. Еще одна переменная, которая в модели Хекмана включалась только в уравнение отбора, *tabs*, характеризует индивидов, которые вынуждены потреблять лекарственные препараты на постоянной основе. Предполагается, что необходимость постоянного приема лекарств положительно связана с вероятностью их покупки, но не связана с размером расходов на лекарства, поскольку индивиды могут принимать на постоянной основе как дешевые, так и дорогие лекарства.

Социально-демографические характеристики

Отношение индивидов к собственному здоровью и потребление медицинских услуг зависит от демографических характеристик. С возрастом индивиды приобретают заболевания и, следовательно, могут потреблять больше лекарственных средств; женщины в среднем склонны более внимательно относиться к своему здоровью. Исследователями также было замечено, что семейный статус и число членов семьи оказывают влияние на частоту индивидуальных посещений врачей и объем расходов на лечение. Для одиноких людей последний показатель выше, чем для семейных, что объясняется возможностью в рамках семьи осуществлять инвестиции в поддержание здоровья других членов домохозяйства посредством правильного питания, ухода и т. п. (Feldstein, 2004). Поэтому в анализ включались социально-демографические характеристики, отвечающие за пол, возраст, семейный статус и образование индивидов.

Во все модели были также добавлены контрольные переменные, характеризующие тип населенного пункта и округ проживания индивида.

4. Результаты

4.1. Сравнение результатов оценивания моделей Хекмана, Тобина и 2PM

В ходе анализа использовались разные модели оценивания (2PM, модель Хекмана, тобит-модель) и оценивались спецификации, отличающиеся друг от друга набором объясняющих переменных. Полученные для одних и тех же моделей результаты меняются незначительно для разных спецификаций, поэтому в данной статье приводятся результаты оценивания наиболее полных спецификаций (табл. В в Приложении) и спецификаций с ограничениями,

включающие значимые переменные (табл. Г в Приложении). Для более корректного сопоставления результатов оценивания во всех моделях сохраняется одинаковый набор переменных.

Как видно из табл. Г в Приложении, после удаления незначимых переменных вследствие повышения эффективности оценивания логарифм доходов оказался положительно связанным с вероятностью покупки лекарств, причем данная зависимость прослеживается во всех моделях. Однако в спецификациях, в которых вместо логарифма дохода использовалась самооценка доходов по шкале от 1 до 5, коэффициенты при этих переменных были незначимы. По-видимому, тот факт, что выявленная зависимость между доходами и расходами на лекарства прослеживается не во всех спецификациях, объясняется несовершенством используемых для самооценки дохода переменных. Для более аккуратных выводов желательно включать в опросы переменные, позволяющие оценить разные компоненты дохода, в том числе в натуральной форме, однако используемые данные не содержали такой информации.

Во всех моделях оказались значимыми факторы, характеризующие здоровье индивида. Так, если у индивида хорошая самооценка здоровья, то он с меньшей вероятностью будет покупать лекарства по сравнению с теми, у кого здоровье оценено как «нормальное». Но если он покупает лекарства, то расходует примерно столько же, сколько индивид с нормальным здоровьем. Напротив, если у индивида плохая самооценка здоровья, он тратит на лекарства больше по сравнению с теми, у кого оно нормальное.

Посещение врача, наличие хронических заболеваний и прием лекарств на постоянной основе положительно связаны и с вероятностью покупки лекарств, и с расходами на лекарства. Данные наблюдения кажутся крайне важными в контексте анализа доступности лекарственных средств для наиболее уязвимых категорий граждан, поскольку именно люди, страдающие хроническими заболеваниями, регулярно принимающие лекарственные препараты, вынуждены чаще и больше тратить на лекарства. Это означает, что им в той или иной степени недоступны программы льготного обеспечения лекарственными средствами.

Среди социально-демографических факторов ожидаемые знаки имеет коэффициент при переменной «пол»: женщины чаще покупают лекарства. В модели Хекмана и в 2РМ пол значим и при принятии решения о расходах на лекарства — мужчины, если уж покупают лекарства, тратят на них больше денег по сравнению с женщинами. Это наблюдение хорошо согласуется с поведением мужчин в отношении покупки медицинских благ (в целом они реже покупают медицинские услуги, но если покупают, то платят больше женщин (Zasimova, 2016)). Это можно объяснить тем, что мужчины реже ходят к врачам, запускают болезни, и в случае необходимости покупки медицинской помощи их траты оказываются выше.

Несмотря на то что возраст и квадрат возраста в рассматриваемых моделях незначимы, переменная, отвечающая за статус пенсионера (и косвенно за старшую возрастную группу), значима — пенсионеры склонны чаще покупать лекарства по сравнению с теми, кто работает или учится.

Наличие детей само по себе не связано ни с вероятностью покупки лекарств, ни с расходами на них. Однако вероятность покупки матерями-одиночками лекарств для личного пользования в некоторых спецификациях оказалась значимо ниже, чем у семей другого типа. Таким образом, нельзя отвергать возможность того, что матери-одиночки экономят на себе за счет отказа от покупки лекарств. В моделях Хекмана и 2РМ одиноко проживающие

индивиды тратят на лекарства меньше. После удаления незначимых переменных в модели Хекмана оказалась значимой переменная, отвечающая за проживание в браке (официальном или гражданском): замужние (женатые) индивиды чаще покупают лекарства, но меньше на них тратят. В других моделях этот фактор незначим.

Среди факторов, характеризующих место проживания, в моделях значимым является фактор проживания в Поволжском федеральном округе — жители этого региона в среднем реже покупают лекарства, чем жители Северо-Западного округа (референтная группа).

В целом, результаты всех моделей, оцененные в разных спецификациях, не противоречивы. Однако по результатам тестирования модели Хекмана можно сделать вывод о том, что использование двухэтапной модели (2PM) на имеющихся в распоряжении авторов данных нецелесообразно, т. к. коэффициент корреляции случайных ошибок уравнений участия и расходов отличен от нуля. Коэффициент корреляции имеет отрицательный знак, что говорит о том, что ненаблюдаемые факторы, увеличивающие склонность к приобретению лекарств, уменьшают расходы на них. Применять модель Тобина также нецелесообразно, поскольку гипотеза о выполнении нелинейного ограничения $\sigma\beta_1 = \beta_2$ отвергается (P -значение равно нулю). Поэтому далее рассчитаем величину предельных эффектов для модели Хекмана, как наиболее адекватной в нашем случае.

4.2. Интерпретация средних предельных эффектов

Для того чтобы оценить вклад разных факторов в принятие решений о покупке лекарств и размере расходов на них, были рассчитаны соответствующие средние предельные эффекты (см. раздел 2.4). В таблице 1 приведены средние по выборке значения вероятности покупки лекарств в течение месяца (P_{select}) и расходов на лекарства (E_{cond}) в том случае, когда они приобретаются, а также среднемесячной суммы, расходуемой на лекарства (E_{cens}).

Таблица 1. Средние характеристики вероятности покупки лекарств и расходов на лекарства

	Вероятность покупки P_{select}	Условное математическое ожидание расходов E_{cond}	Безусловное математическое ожидание расходов E_{cens}
Среднее значение	0.47**	1076**	611

Примечание. ** — значимость на уровне 5%.

Отметим, что почти половина респондентов покупает лекарства в течение месяца, при этом сумма, затрачиваемая на их приобретение, составляет в среднем 1076 рублей. В целом по выборке на каждого респондента ежемесячно приходится 611 рублей расходов на лекарства.

В таблице 2 приведены значения средних предельных эффектов, рассчитанных для модели Хекмана, оцененной с помощью ММП. В нее включены только предельные эффекты значимых объясняющих переменных. Результаты LR-теста о совместной незначимости группы не включенных в таблицу переменных приведены в табл. Г Приложения. За исключением логарифма дохода, все объясняющие переменные в данной таблице бинарные, поэтому в качестве предельных эффектов указаны средние по выборке разности вероятностей и отношения математических ожиданий.

Таблица 2. Математические ожидания и средние предельные эффекты для модели Хекмана (ММП)

Переменные	Вероятность покупки	Предельный эффект	Условное матожидание	Отношение условных матожиданий	Безусловное матожидание	Отношение безусловных матожиданий
	$P_{select var=0}$	ΔP_{select}	$E_{cond var=0}$	$\frac{E_{cond var=1}}{E_{cond var=0}}$	$E_{cens var=0}$	$\frac{E_{cens var=1}}{E_{cens var=0}}$
<i>tabs</i>	0.34*	0.21***	1044***	1.12***	518	2.01**
<i>medvisit</i>	0.31	0.16***	1027***	1.10***	485	1.88***
<i>lnincome</i>	0.47**	0.04*	1076**	23.5	611	50.2
<i>sex</i>	0.43	-0.11***	1013***	1.18***	621	0.83*
<i>goodhealth</i>	0.43*	-0.10***	1099***	0.94***	651	0.70***
<i>badhealth</i>	0.39	0	930***	1.94***	489	1.94***
<i>chron</i>	0.31***	0.23***	908***	1.46***	394	2.85***
<i>married</i>	0.36	0.05***	1223***	0.82***	657	0.97
<i>single</i>	0.39	0	1154**	0.68**	669	0.68**
<i>single_mother</i>	0.39	-0.12*	1078***	0.92	615	0.60*
<i>retired</i>	0.38	0.06*	1067***	1.04***	585	1.27**

Примечание. Для переменной *lnincome* предельный эффект вычислен как производная от соответствующей переменной по логарифму дохода (показывает изменение вероятности покупки лекарств и расходов на лекарства в ответ на 1%-ное изменение дохода).

***, **, * — значимость на уровне 1, 5 и 10% соответственно. В столбцах с отношениями математических ожиданий *P*-значение вычислялось для гипотезы о равенстве данного отношения единице.

Для удобства сопоставления результатов в табл. 2 также приведены средние значения вероятностей и математических ожиданий, соответствующие нулевым значениям бинарных переменных. Так, например, для переменной *tabs* видим, что среди респондентов, не принимающих лекарства на постоянной основе, доля респондентов, покупающих лекарства, составляет 0.34. Для респондентов, принимающих лекарства, соответствующая доля увеличивается на 0.21. Если респондент не принимает лекарства постоянно, средняя величина расходов на лекарства, если он решил их купить, составляет 1044 рубля; для респондента, принимающего лекарства постоянно, расходы увеличиваются на 12%. Безусловные же среднемесячные расходы для не принимающих лекарства респондентов составляют 518 рублей; среднемесячные расходы принимающих лекарства респондентов в два (2.01) раза выше.

Как видно из табл. 2, наибольший по абсолютному значению и положительный вклад в вероятность покупки лекарств вносят переменные, отвечающие за «контакт» с врачом. Это (по убыванию эффекта) установленные хронические заболевания, регулярно принимаемые прописанные лекарства и посещение врача в течение года, предшествовавшего опросу. Само по себе здоровье, оцениваемое пациентом как плохое, значимого вклада в вероятность приобретения лекарств не приносит. Можно подумать, что люди, имеющие хронические заболевания, оценивают свое здоровье как плохое, и по этой причине «дополнительный» вклад плохого здоровья не значим, но это не так. Более половины респондентов с диагностированными хроническими заболеваниями не оценивают свое здоровье как плохое. Вклад же «хорошего» здоровья значим и отрицателен. Вероятность покупки лекарств для таких респондентов ниже на 0.1 по сравнению с остальными, при прочих равных условиях.

Что касается расходов на лекарства, то наибольший вклад в увеличение расходов при условии покупки препаратов вносят переменные «плохое здоровье» и «наличие хронических заболеваний». Люди, оценивающие свое здоровье как плохое, как уже упоминалось выше, покупают лекарства не чаще, чем остальные, но если покупают, то тратят почти вдвое больше. Люди, страдающие хроническими заболеваниями, если покупают лекарства, то тратят в среднем в полтора раза больше, чем люди, не имеющие диагностированных хронических заболеваний, в целом же их месячные расходы почти в три раза выше, чем у остальных респондентов. Следующими по степени влияния на лекарственные расходы идут переменные *tabs* и *medvisit*. Они увеличивают условное математическое ожидание расходов на 12 и 10% соответственно, и безусловное математическое ожидание на 101 и 88% соответственно по отношению к респондентам, не принимающим на регулярной основе лекарства и не посещавшим в последние полгода врача. Таким образом, все переменные, характеризующие наличие проблем со здоровьем, практически удваивают среднемесячные расходы на приобретение лекарств.

Респонденты, оценивающие свое здоровье как хорошее, если покупают лекарства, то тратят на них на 6% меньше остальных, в целом же среднемесячные расходы для них ниже на 30%.

Гипотеза о влиянии дохода на вероятность приобретения лекарств не отвергается. Однако эффект дохода не велик. При увеличении дохода на 1% вероятность увеличивается на 0.04%. Средний предельный эффект дохода на величину расходов на лекарства мал по абсолютному значению и незначим.

Переменные, характеризующие возраст респондента, оказались незначимыми, однако значим статус пенсионера. Пенсионеры чаще, чем остальные респонденты, вынуждены покупать лекарства. При этом их условные расходы выше на 4%, а среднемесячные расходы выше на 27% по отношению к остальному населению.

По сравнению с респондентами, не состоящими в браке, вероятность покупки лекарств для людей, проживающих в браке, выше на 0.05. Однако если они покупают лекарства, то тратят на них в среднем на 18% меньше. Среднемесячные же расходы для них не отличаются от остальных респондентов.

Одинокие люди покупают лекарства не чаще и не реже, чем остальные, однако тратят на них на 32% меньше.

Отрицательным оказался эффект переменной «мать-одиночка». Такие женщины реже, чем остальные, покупают лекарства (вероятность меньше на 0.12), и тратят на них меньше средств. Условное математическое ожидание расходов для них ниже на 8%, а безусловное — ниже на 40%. Тем самым основной вклад в понижение расходов на лекарства вносит то обстоятельство, что матери-одиночки реже их покупают.

Весьма существенными являются гендерные различия в спросе на лекарства. Мужчины существенно реже, чем женщины, покупают лекарства (соответствующая вероятность для них ниже на 0.11), однако, если покупают, то тратят на них на 18% больше, чем женщины. В целом, среднемесячные расходы на лекарства для мужчин ниже на 17%.

5. Заключение

В данной работе было проанализировано, как связаны решения о покупке лекарственных средств и объеме расходов на лекарства с финансовым положением и социально-демографическими характеристиками индивидов. Для этого сравнивались наиболее распространенные

модели, применяемые для оценки расходов на медицинские товары и услуги (2PM, модель Хекмана, тобит-модель). В целом, результаты, полученные при помощи разных методов оценивания для большинства факторов, схожи. Основные результаты сохраняются также и при оценивании разных спецификаций. В то же время, как показали результаты тестов, для используемых данных наиболее адекватна модель Хекмана.

Для модели Хекмана рассчитаны средние предельные эффекты, показывающие вероятность покупки лекарств, условное и безусловное математическое ожидание расходов на лекарства. Оценки показали, что денежный доход, в отличие от самооценки финансового состояния по доходной шкале, положительно связан с вероятностью покупки лекарств, но эффект этого фактора невелик. Таким образом, как и в большинстве зарубежных работ, подтверждающих зависимость между расходами на медицинские блага и доходами индивидов (Cutler, 2002), удалось обнаружить положительную зависимость и на имеющихся в распоряжении авторов данных.

Следует отметить, что прямые сопоставления с зарубежными исследованиями проводить сложно (даже если отвлечься от различий в характере данных), поскольку в большинстве зарубежных работ анализируются совокупные расходы на медицинские услуги, тогда как здесь оценивались только лекарства. Сравнение с российскими работами также затруднено, т. к. в предыдущих исследованиях, выполненных на российских данных, для оценки расходов на лекарства не использовался аналогичный эконометрический инструментарий. Тем не менее, можно провести некие аналогии. Приведенные результаты соответствуют выводам, полученным при помощи дескриптивного анализа на данных RLMS (Shishkin et al., 2014). Таким образом, не отвергаются выдвинутые гипотезы, т. е. имеются основания предполагать, что расходы на лекарства положительно связаны с доходами индивидов.

В отношении факторов, характеризующих здоровье индивида, полученные результаты совпадают с предыдущими исследованиями, выполненными в России и в других странах — и объективные и субъективные показатели здоровья значимы во всех оцениваемых моделях. Кроме того, выведена значимость факторов, отвечающих за контакты с врачом — посещение врача, наличие установленных хронических заболеваний, необходимость приема таблеток на постоянной основе. Все эти факторы положительно связаны с зависимыми переменными, а вклад этих факторов в вероятность покупки лекарств и величину расходов на лекарства оказался самым высоким.

Среди демографических факторов три оказались значимыми в большинстве спецификаций: принадлежность к группе пенсионеров (более высока вероятность покупки лекарств), пол индивида (женщины более склонны покупать лекарства), статус матери-одиночки (отрицательно связан с вероятностью покупки лекарств).

Таким образом, проведенный анализ позволил выделить группы населения, на которые имеет смысл обратить более пристальное внимание при разработке политики лекарственного обеспечения. В первую очередь, это индивиды, страдающие хроническими заболеваниями, поскольку они потребляют лекарства чаще остальных и расходуют на них больше средств. Данная категория граждан оказывается вне системы государственного льготного лекарственного обеспечения и вынуждена самостоятельно финансировать расходы на лекарства. Во-вторых, в группе риска оказываются пенсионеры. Судя по сделанным расчетам, они чаще покупают лекарства, но размер расходов на лекарства у них не выше, чем у других категорий граждан. Это может быть свидетельством того, что пенсионеры выбирают более дешевые лекарства и, возможно, менее эффективные. Наконец, еще одна группа, которая

заслуживает внимания — это матери-одиночки, которые чаще, чем другие индивиды, отказываются от покупки лекарственных средств для личного пользования.

Список литературы

- Бойков В., Фили Ф., Шейман И., Шишкин С. (1998). Расходы населения на медицинскую помощь и лекарственные средства. *Вопросы экономики*, 10, 101–117.
- Кузьмич О., Рошин С. (2008). Лучше ли быть здоровым? Экономическая отдача от здоровья в России. *Экономический журнал ВШЭ*, 1, 29–55.
- Моссалос Э., Мразек М., Уолли Т. (2004). *Регулирование фармацевтического сектора в Европе: ради эффективности, качества и равенства*. Всемирная организация здравоохранения. Open University Press. http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0009/98433/E83015R.pdf?ua=1.
- Шишкин С. В. (отв. ред.), Богатова Т. В., Потапчик Е. Г., Чернец В. А., Чирикова А. Е., Шилова Л. С. (2002). Неформальные платежи за медицинскую помощь в России. Независимый институт социальной политики.
- Besstremyannaya G. (2012). Heterogeneous effect of coinsurance rate on the demand for health care: A finite mixture approach. *Working Paper* 163, CEFIR/NES.
- Blam I., Kovalev S. (2003). Commercialization of medical care and household behavior in transitional Russia. RUIG/UNRISD project. [http://unrisd.org/80256B3C005BCCF9/\(httpAuxPages\)/E074419E74516DADC1256F02002F3820/\\$file/kovalev.pdf](http://unrisd.org/80256B3C005BCCF9/(httpAuxPages)/E074419E74516DADC1256F02002F3820/$file/kovalev.pdf).
- Cutler D. M. (2002). Health care and the public sector. In: Auerbach A. J., Feldstein M. (eds.), *Handbook of Public Economics*, Vol. 4, 2186–2189. Elsevier Science.
- Deb P., Trivedi P. K. (2002). The structure of demand for health care: Latent class verses two-part models. *Journal of Health Economics*, 21 (4), 601–625.
- DSMgroup (2014). Russian pharmaceutical market 2014. Annual report. http://dsm.ru/docs/analytics/dsm_report_2014_22_06_rus_3.pdf.
- Duan N., Manning W. G., Morris C. N., Newhouse J. P. (1983). A comparison of alternative models of the demand for health care. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, 115–126.
- Feldstein P. (2004). *Health care economics*. 6th edition Thomson Delmar Learning.
- Grossman M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80, 223–255.
- Jones A. M. (1989). A double-hurdle model of cigarette consumption. *Journal of Applied Econometrics*, 4, 23–39.
- Jones A. M. (2000). Health econometrics. In: Culyer A. J., Newhouse J. P. (eds.), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, 285–299. Elsevier Science.
- Manning W. G., Newhouse J. P., Duan N., Keeler E. B., Leibowitz A., Marquis M. S. (1987). Health insurance and the demand for medical care: Evidence from a randomized experiment. *The American Economic Review*, 77 (3), 251–277.
- Morris S., Sutton M., Gravelle H. (2005). Inequity and inequality in the use of health care in England: An empirical investigation. *Social Science and Medicine*, 60, 1251–1266.
- O'Donnell O., van Doorslaer E., Wagstaff A., Lindelow M. (2008). *Analyzing health equity using household survey data. A guide to techniques and their implementation*. The International Bank for Reconstruction and Development. The World Bank.

Schreyogg J., Grabka M. M. (2010). Copayments for ambulatory care in Germany: A natural experiment using a difference-in-difference approach. *European Journal of Health Economics*, 11, 331–341.

Shishkin S., Potapchik E., Selezneva E. (2014). Out-of-pocket payments in the post-Semashko health care system. *Working paper* WP BRP 14/PA/2014. NRU HSE. <http://www.hse.ru/data/2014/04/21/1319137526/14PA2014.pdf>.

Smith P. C. (2005). User charges and priority setting in health care: Balancing equity and efficiency. *Journal of Health Economics*, 24, 1018–1029.

Smith P. C. (2013). Incorporating financial protection into decision rules for publicly financed healthcare treatments. *Health economics*, 22 (2), 180–193.

Zasimova L. (2016). The use of medical care and out-of-pocket payments in Russia. *Scandinavian Journal of Public Health*, 44 (5), 440–445.

Zohoori N., Gleiter K., Popkin B. M. (2002). Monitoring health conditions in the Russian Federation: The Russia longitudinal monitoring survey 1992–2001. Report. Chapel Hill, N. C.: Carolina Population Center.

Поступила в редакцию 14.03.2016;
принята в печать 16.05.2016.

Приложение

Таблица А. Основные описательные статистики непрерывных переменных

Переменная	Описание	Число наблюдений	Среднее	Станд. отклонение	Минимум	Максимум
<i>drugexp</i>	Расходы на лекарства	1407	558.5	1396.9	0	20000
<i>lndrugexp</i>	Логарифм расходов на лекарственные средства	611	6.58	1.07	3	9.9
<i>age</i>	Возраст	1602	44.5	16.8	18	90
<i>age2</i>	Квадрат возраста	1602	2264.5	1587.8	324	8100
<i>inc</i>	Доходы индивида	1252	14029.1	9457.2	750	105000
<i>lninc</i>	Логарифм доходов индивида	1252	9.4	0.59	6.62	11.6

Таблица Б. Основные описательные статистики дискретных переменных

Переменная	Описание	Число наблюдений
<i>paydrugs</i> — покупка лекарств	1 — покупает лекарства 0 — не покупает лекарства	611 796
<i>income1</i> — низкий уровень дохода (не хватает денег даже на питание)	1 — индивид имеет низкий уровень дохода 0 — индивид не имеет низкий уровень дохода	42 1560
<i>income2</i> — доход ниже среднего (хватает денег на питание, но не хватает на одежду)	1 — имеет доход ниже среднего 0 — не имеет доход ниже среднего	1410 192
<i>income3</i> — средний уровень дохода (хватает на питание и одежду, но покупка более дорогих вещей (телевизор или холодильник) вызывает проблемы)	1 — имеет средний уровень дохода 0 — не имеет средний уровень дохода	926 676

Продолжение табл. Б

Переменная	Описание	Число наблюдений
<i>income4</i> — доход выше среднего (покупает некоторые дорогие вещи (холодильник или телевизор), но не может купить автомобиль)	1 — имеет доход выше среднего 0 — не имеет доход выше среднего	402 1200
<i>income5</i> — высокий уровень дохода (может купить автомобиль)	1 — имеет высокий уровень дохода 0 — не имеет высокий уровень дохода	39 1563
<i>sex</i> — пол	1 — мужской 0 — женский	723 879
<i>retired</i> — пенсионер	1 — индивид на пенсии 0 — индивид не на пенсии	391 1211
<i>married</i> — официальный или гражданский брак	1 — состоит в браке 0 — не состоит в браке	1029 573
<i>single</i> — индивид-одиночка	1 — живет один 0 — живет в семье	198 1404
<i>children</i> — наличие детей	1 — есть дети моложе 18 лет 0 — нет детей моложе 18 лет	585 1017
<i>single_parent</i> — воспитание ребенка в одиночестве	1 — воспитывает ребенка в одиночестве 0 — не воспитывает ребенка в одиночестве	32 1570
<i>chronic</i> — хронические заболевания	1 — имеет хронические заболевания 0 — не имеет хронических заболеваний	524 1066
<i>medvisit</i> — посещение врача в течение 30 дней перед опросом	1 — посещал врача 0 — не посещал врача	828 774
<i>goodhealth</i> — хорошее здоровье	1 — имеет хорошее здоровье 0 — не имеет хорошего здоровья	700 889
<i>normalhealth</i> — среднее здоровье	1 — имеет среднее здоровье 0 — не имеет среднего здоровья	704 885
<i>badhealth</i> — плохое здоровье	1 — имеет плохое здоровье 0 — не имеет плохого здоровья	185 1404
<i>higher_educ</i> — высшее образование	1 — имеет высшее образование 0 — не имеет высшее образование	469 1133
<i>mosc</i> — Москва	1 — проживает в Москве 0 — не проживает в Москве	133 1469
<i>capit</i> — столица субъекта федерации	1 — проживает в столице субъекта федерации 0 — не проживает в столице субъекта федерации	368 1234
<i>city</i> — крупный город (свыше 100 тыс. чел.)	1 — проживает в крупном городе 0 — не проживает в крупном городе	292 1310
<i>town</i> — малый город (до 100 тыс. чел.)	1 — проживает в малом городе 0 — не проживает в малом городе	404 1198
<i>rural</i> — сельская местность	1 — проживает в сельской местности 0 — проживает в городе	405 1197
<i>district1</i> — Северо-Западный ФО	1 — проживает в Северо-Западном ФО 0 — не проживает в Северо-Западном ФО	155 1447
<i>district2</i> — Центральный ФО	1 — проживает в Центральном ФО 0 — не проживает в Центральном ФО	440 1162
<i>district3</i> — Южный ФО	1 — проживает в Южном ФО 0 — не проживает в Южном ФО	246 1356
<i>district4</i> — Поволжский ФО	1 — проживает в Поволжском ФО 0 — не проживает в Поволжском ФО	329 1273

Окончание табл. Б

Переменная	Описание	Число наблюдений
<i>district5</i> — Уральский ФО	1 — проживает в Уральском ФО	153
	0 — не проживает в Уральском ФО	1449
<i>district6</i> — Сибирский ФО	1 — проживает в Сибирском ФО	210
	0 — не проживает в Сибирском ФО	1392
<i>district7</i> — Дальневосточный ФО	1 — проживает в Дальневосточном ФО	69
	0 — не проживает в Дальневосточном ФО	1533

Таблица В. Результаты оценивания моделей Хекмана, Тобина, 2РМ (без ограничений)

Переменные	Модель Хекмана		Модель Тобина	Двухэтапная модель 2РМ	
	<i>lndrugexp</i>	<i>paydrugs</i>	<i>lndrugexp</i>	<i>lndrugexp</i>	<i>paydrugs</i>
<i>tabs</i>	0.302** (0.119)	0.574*** (0.135)	1.152*** (0.277)	0.296*** (0.110)	0.574*** (0.135)
<i>medvisit</i>	0.147 (0.127)	0.567*** (0.0984)	1.520*** (0.232)	0.139 (0.109)	0.567*** (0.0984)
<i>retired</i>	-0.172 (0.137)	0.237 (0.167)	0.235 (0.342)	-0.173 (0.140)	0.239 (0.167)
<i>sex</i>	0.150 (0.0996)	-0.375*** (0.0927)	-0.785*** (0.208)	0.155 (0.0943)	-0.376*** (0.0926)
<i>age</i>	-0.00936 (0.0176)	0.0264 (0.0176)	0.0611 (0.0382)	-0.00967 (0.0178)	0.0264 (0.0176)
<i>age</i> ²	0.000105 (0.000178)	-0.000252 (0.000196)	-0.000535 (0.000408)	0.000108 (0.000181)	-0.000253 (0.000196)
<i>lninc</i>	-0.0710 (0.0882)	0.105 (0.0884)	0.208 (0.199)	-0.0727 (0.0893)	0.105 (0.0883)
<i>goodhealth</i>	-0.125 (0.125)	-0.318*** (0.106)	-0.919*** (0.250)	-0.120 (0.121)	-0.318*** (0.106)
<i>badhealth</i>	0.623*** (0.120)	0.116 (0.180)	0.574* (0.323)	0.623*** (0.123)	0.114 (0.179)
<i>chron</i>	0.276** (0.135)	0.703*** (0.117)	1.688*** (0.262)	0.267** (0.115)	0.703*** (0.117)
<i>married</i>	-0.192 (0.128)	0.148 (0.132)	0.200 (0.289)	-0.193 (0.130)	0.148 (0.132)
<i>single</i>	-0.326** (0.157)	-0.0574 (0.184)	-0.342 (0.380)	-0.326** (0.161)	-0.0567 (0.184)
<i>children</i>	-0.0503 (0.114)	0.00696 (0.113)	0.0312 (0.253)	-0.0506 (0.117)	0.00694 (0.113)
<i>single_parent</i>	-0.0127 (0.362)	-0.547 (0.334)	-1.257* (0.755)	-0.00709 (0.369)	-0.547 (0.334)
<i>high_educ</i>	0.0991 (0.102)	-0.0362 (0.104)	-0.0223 (0.232)	0.0994 (0.105)	-0.0363 (0.104)
<i>mosc</i>	-0.0125 (0.204)	0.258 (0.228)	0.502 (0.485)	-0.0140 (0.209)	0.260 (0.227)
<i>capit</i>	-0.0948 (0.133)	0.0699 (0.137)	0.0959 (0.304)	-0.0952 (0.136)	0.0701 (0.137)

Окончание табл. В

Переменные	Модель Хекмана		Модель Тобина	Двухэтапная модель 2РМ	
	<i>lnrugexp</i>	<i>paydrugs</i>	<i>lnrugexp</i>	<i>lnrugexp</i>	<i>paydrugs</i>
<i>city</i>	-0.144 (0.131)	0.229 (0.140)	0.361 (0.304)	-0.146 (0.134)	0.228 (0.140)
<i>town</i>	0.0752 (0.126)	-0.0366 (0.129)	-0.00659 (0.286)	0.0758 (0.130)	-0.0366 (0.129)
<i>district2</i>	0.0644 (0.168)	-0.181 (0.188)	-0.295 (0.397)	0.0655 (0.173)	-0.181 (0.188)
<i>district3</i>	-0.0159 (0.0635)	-0.0808 (0.0656)	-0.133 (0.144)	-0.0152 (0.0649)	-0.0808 (0.0656)
<i>district4</i>	0.00765 (0.0424)	-0.0892** (0.0452)	-0.155 (0.0978)	0.00843 (0.0430)	-0.0890** (0.0451)
<i>district5</i>	0.0168 (0.0387)	-0.0489 (0.0417)	-0.0868 (0.0902)	0.0172 (0.0396)	-0.0487 (0.0417)
<i>district6</i>	0.0403 (0.0296)	-0.0337 (0.0318)	-0.0271 (0.0686)	0.0406 (0.0303)	-0.0336 (0.0318)
<i>district7</i>	0.0302 (0.0347)	0.00165 (0.0376)	0.0438 (0.0811)	0.0301 (0.0356)	0.00173 (0.0376)
Athrho	0.0241 (0.216)				
ln(sigma)	-0.0791** (0.0318)		sigma=2.745*** (0.0988)		
Constant	7.090*** (0.994)	-2.074** (0.919)	-1.217 (2.076)	7.139*** (0.918)	-2.071** (0.918)
Число наблюдений	1082		1082	498	1082
R^2			0.138	0.204	0.293
LR-тест, P -значение	0.0000		0.0000	0.0000	0.0000

Примечание. В скобках приведены оценки стандартных отклонений. ***, **, * — значимость на уровне 1, 5 и 10% соответственно.

Таблица Г. Результаты оценивания моделей Хекмана, Тобина, 2РМ (с ограничениями)

Переменные	Модель Хекмана		Модель Тобина	Двухэтапная модель 2РМ	
	<i>lnrugexp</i>	<i>paydrugs</i>	<i>lnrugexp</i>	<i>lnrugexp</i>	<i>paydrugs</i>
<i>tabs</i>		0.656*** (0.129)	1.21*** -0.275	0.298*** (0.108)	0.605*** (0.134)
<i>medvisit</i>		0.534*** (0.0946)	1.472*** (0.229)	0.127 (0.106)	0.532*** (0.0956)
<i>retired</i>	-0.0928 (0.104)	0.226* (0.119)	0.313 (0.263)	-0.134 (0.106)	0.227* (0.125)
<i>sex</i>	0.208** (0.0968)	-0.378*** (0.0912)	-0.800*** (0.207)	0.165* (0.0929)	-0.381*** (0.0913)
<i>lninc</i>		0.138* (0.0733)	0.340** (0.171)	-0.0798 (0.0760)	0.170** (0.0757)
<i>goodhealth</i>		-0.337*** (0.0976)	-1.007*** (0.239)	-0.116 (0.117)	-0.337*** (0.0994)

Окончание табл. Г

Переменные	Модель Хекмана		Модель Тобина	Двухэтапная модель 2PM	
	<i>lnrugexp</i>	<i>paydrugs</i>	<i>lnrugexp</i>	<i>lnrugexp</i>	<i>paydrugs</i>
<i>badhealth</i>	0.686*** (0.118)		0.587* (0.320)	0.619*** (0.120)	0.120 (0.177)
<i>chron</i>	0.259** (0.124)	0.725*** (0.111)	1.776*** (0.256)	0.288*** (0.108)	0.734*** (0.114)
<i>married</i>	-0.227* (0.119)	0.172* (0.0994)	0.282 (0.267)	-0.195 (0.122)	0.163 (0.119)
<i>single</i>	-0.353** (0.151)		-0.318 (0.367)	-0.328** (0.155)	-0.0727 (0.176)
<i>single_parent</i>		-0.435 (0.307)	-1.072 (0.728)	-0.0656 (0.353)	-0.455 (0.317)
<i>district4</i>		-0.0479* (0.0267)	-0.104* (0.0611)	-0.0163 (0.0274)	-0.0472* (0.0271)
Athrho	-0.315** (0.129)				
ln(sigma)	-0.0357 (0.0364)		sigma=1.210*** (0.275)		
Constant	6.676*** (0.177)	-1.897*** (0.707)	-1.085 (1.646)	7.058*** (0.734)	-2.180*** (0.720)
Число наблюдений	1082		1082	498	1082
R^2			0.136	0.191	0.286
LR-тест, P -значение	0.0000		0.0000	0.0000	0.0000
LR test (H_0 : model_short nested in model_long), P -значение	0.7153		0.8030	0.8258	0.6565

Примечание. В скобках приведены оценки стандартных отклонений. ***, **, * — значимость на уровне 1, 5 и 10% соответственно.

Zasimova L., Kossova E. Empirical analysis of out-of-pocket expenditures on medicine in Russia. *Applied Econometrics*, 2016, v. 42, pp. 75–99.

Liudmila Zasimova

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation;
Lzasimova@hse.ru

Elena Kossova

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation;
ekossova@hse.ru

Empirical analysis of out-of-pocket expenditures on medicine in Russia

The paper uses econometric tools (two-part model, Tobit model, Heckman model) to evaluate factors associated with consumer choice on the Russian pharmaceutical market. Using data from national public opinion survey conducted in 2014 by Levada Center we show that gender, health, retirement

and single mother's status are strongly associated with high expenditures on medicine. Incomes are positively associated with probability of spending on medicine, but marginal effect of incomes is small.

Keywords: pharmaceutical market; medicine; drug expenditures; chronic conditions; retirement; single mothers.

JEL classification: I11; I12; I14.

References

- Boikov V., Feely F., Sheiman I., Shiskin S. (1998). Households expenditures on drugs and medical services. *Voprosy Ekonomiki*, 10, 101–117 (in Russian).
- Kuz'mich O., Roshchin S. (2008). Luchshe li byt' zdorovym? Jekonomicheskaja otdacha ot zdorov'ja v Rossii, *The HSE Economic Journal*, 1, 29–55 (in Russian).
- Mossialos E., Mrazek M., Walley T. (2004). *Regulating pharmaceuticals in Europe: Striving for efficiency, equity and quality*. European Observatory on Health Systems and Policies Series. Open University Press. http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0008/98432/E83015.pdf?ua=1.
- Shishkin S. V. (ed.), Bogatova T. V., Potapchik E. G., Chernec V. A., Chirikova A. E., Shilova L. S. (2002). Neformal'nye platizhi za medicinskuju pomoshh' v Rossii. Nezavisimyj institut social'noj politiki (in Russian).
- Besstremyannaya G. (2012). Heterogeneous effect of coinsurance rate on the demand for health care: A finite mixture approach. *Working Paper* 163, CEFIR/NES.
- Blam I., Kovalev S. (2003). Commercialization of medical care and household behavior in transition-al Russia. RUIG/UNRISD project. [http://unrisd.org/80256B3C005BCCF9/\(httpAuxPages\)/E074419E74516DADC1256F02002F3820/\\$file/kovalev.pdf](http://unrisd.org/80256B3C005BCCF9/(httpAuxPages)/E074419E74516DADC1256F02002F3820/$file/kovalev.pdf).
- Cutler D. M. (2002). Health care and the public sector. In: Auerbach A. J., Feldstein M. (eds.), *Handbook of Public Economics*, Vol. 4, 2186–2189. Elsevier Science.
- Deb P., Trivedi P. K. (2002). The structure of demand for health care: Latent class verses two-part models. *Journal of Health Economics*, 21 (4), 601–625.
- DSMgroup (2014). Russian pharmaceutical market 2014. Annual report. http://dsm.ru/docs/analytics/dsm_report_2014_22_06_rus_3.pdf.
- Duan N., Manning W. G., Morris C. N., Newhouse J. P. (1983). A comparison of alternative models of the demand for health care. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, 115–126.
- Feldstein P. (2004). *Health care economics*. 6th edition Thomson Delmar Learning.
- Grossman M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80, 223–255.
- Jones A. M. (1989). A double-hurdle model of cigarette consumption. *Journal of Applied Econometrics*, 4, 23–39.
- Jones A. M. (2000). Health econometrics. In: Culyer A. J., Newhouse J. P. (eds.), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, 285–299. Elsevier Science.
- Manning W. G., Newhouse J. P., Duan N., Keeler E. B., Leibowitz A., Marquis M. S. (1987). Health insurance and the demand for medical care: Evidence from a randomized experiment. *The American Economic Review*, 77 (3), 251–277.
- Morris S., Sutton M., Gravelle H. (2005). Inequity and inequality in the use of health care in England: An empirical investigation. *Social Science and Medicine*, 60, 1251–1266.

O'Donnell O., van Doorslaer E., Wagstaff A., Lindelow M. (2008). *Analyzing health equity using household survey data. A guide to techniques and their implementation*. The International Bank for Reconstruction and Development. The World Bank.

Schreyogg J., Grabka M. M. (2010). Copayments for ambulatory care in Germany: A natural experiment using a difference-in-difference approach. *European Journal of Health Economics*, 11, 331–341.

Shishkin S., Potapchik E., Selezneva E. (2014). Out-of-pocket payments in the post-Semashko health care system. *Working paper* WP BRP 14/PA/2014. NRU HSE. <http://www.hse.ru/data/2014/04/21/1319137526/14PA2014.pdf>.

Smith P. C. (2005). User charges and priority setting in health care: Balancing equity and efficiency. *Journal of Health Economics*, 24, 1018–1029.

Smith P. C. (2013). Incorporating financial protection into decision rules for publicly financed healthcare treatments. *Health economics*, 22 (2), 180–193.

Zasimova L. (2016). The use of medical care and out-of-pocket payments in Russia. *Scandinavian Journal of Public Health*, 44 (5), 440–445.

Zohoori N., Gleiter K., Popkin B. M. (2002). Monitoring health conditions in the Russian Federation: The Russia longitudinal monitoring survey 1992–2001. Report. Chapel Hill, N. C.: Carolina Population Center.

Received 14.03.2016; accepted 16.05.2016.