

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ  
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

*К. Абанокова, М. Локшин*

**ВЛИЯНИЕ ЭФФЕКТА МАСШТАБА  
В ПОТРЕБЛЕНИИ ДОМОХОЗЯЙСТВ  
НА БЕДНОСТЬ В РОССИИ**

Препринт WP3/2014/06

Серия WP3

Проблемы рынка труда

Москва  
2014

Редактор серии WP3  
«Проблемы рынка труда»  
*В.Е. Гимпельсон*

**Абанокова, К., Локшин, М.**

Влияние эффекта масштаба в потреблении домохозяйств на бедность в России [Электронный ресурс] : препринт WP3/2014/06 / К. Абанокова, М. Локшин ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – Электрон. текст. дан. (700 КБ). – М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2014. – (Серия WP3 «Проблемы рынка труда»). – 42 с.

Официальные оценки бедности в России основаны на измерении благосостояния в расчете на душу населения. Мы вычисляем экономию на масштабе в потреблении российских домохозяйств разными способами и находим, что вне зависимости от применяемых методов крупные домохозяйства способны достичь определенного уровня благосостояния с меньшими подушевыми расходами, чем мелкие по размеру домохозяйства. Более того, оценки общего уровня бедности, а также профиль бедности, полученные с учетом коррекции на эффект масштаба, сильно отличаются от оценок, опубликованных российской официальной статистикой. Мы показываем, что подобная коррекция может существенно менять как размер, так и профиль бедности тех групп населения, которые традиционно являются объектом социально ориентированных программ.

Ключевые слова: эффект масштаба, экономия на размере, уровень бедности, профиль бедности, Россия

*Абанокова Ксения Руслановна* – младший научный сотрудник Центра трудовых исследований НИУ ВШЭ, 4/2 Славянская площадь, 103074, Россия; E-mail: kabanokova@hse.ru

*Локшин Михаил Моисеевич* – ведущий научный сотрудник Центра трудовых исследований НИУ ВШЭ, 4/2 Славянская площадь, 103074, Россия, Всемирный банк; E-mail: mlokshin@worldbank.org

**Препринты Национального исследовательского университета  
«Высшая школа экономики» размещаются по адресу: <http://www.hse.ru/org/hse/wp>**

© Абанокова К., 2014  
© Локшин М., 2014  
© Оформление. Издательский дом  
Высшей школы экономики, 2014

## 1. Введение<sup>1</sup>

Большинство исследований, посвященных проблеме бедности в России, не учитывают экономию на размере в потреблении домохозяйств, используя подушевые доходы/расходы как индикатор индивидуального благосостояния (обзор литературы дан Денисовой [Denisova, 2012]). Официальная методология определения уровня бедности также основана на подушевом подходе.

В то же время учет экономии на масштабе при измерении индивидуального благосостояния влияет на уровень и профиль бедности. Ланье и соавторы [1998] обнаружили, что даже небольшие изменения в размере экономии на масштабе могут существенно менять демографический профиль бедности в России и некоторых странах Восточной Европы и Центральной Азии [Lanjouw et al., 1998]. Ланье и Равалльон [1995] на данных по Пакистану показали: учитывая эластичность по размеру, можно опровергнуть общепринятое мнение о том, что более крупные домохозяйства являются более бедными [Lanjouw, Ravallion, 1995]. Дризе и Шринивазан [1997] на примере Индии подтвердили, что «индексы бедности для различных типов домохозяйств... являются достаточно чувствительными к размеру экономии на масштабе» [Dreze, Srinivasan, 1997]. Минакаши и Рэй [2000] обнаружили, что одновременная коррекция на размер и состав домохозяйства приводит к резкому снижению уровня бедности в Индии [Meenakshi, Ray, 2000]. Мок и соавторы [2011] показали, что учет экономии на размере снижает уровень бедности крупных домохозяйств Малайзии [Mok et al., 2011]. Бети и Ландгрэн [2012] обнаружили положительное влияние экономии на размере на снижение уровня бедности в Таджикистане [Betti, Lundgren, 2012].

Необходимость коррекции индивидуального благосостояния на размер домохозяйств в анализе бедности осознавалась давно, однако эмпирических работ по российским данным оставалось немного. Мроз и Попкин [1995] рассчитали границу бедности для каждого домохозяйства по данным 1992 г., корректируя доходы на возраст и пол членов домохозяйства<sup>2</sup> [Mroz, Popkin, 1995]. Такеда [2010] сделала

---

<sup>1</sup> Данная работа является результатом исследовательского проекта, реализованного в рамках Программы фундаментальных исследований в НИУ ВШЭ, она отражает мнение авторов и не является официальной позицией Всемирного банка, НИУ ВШЭ или других, связанных с этими учреждениями организаций.

вывод о занижении уровня бедности, анализируя субъективные шкалы эквивалентности для взрослых и детей за 1994 и 2002 г. [Takeda, 2010]. Однако шкалы, используемые Мроз и Попкин [1995] и Такеда [2010], не учитывали экономию в потреблении, возникающую в результате совместного использования общественных благ. На данных за 1997 г. Овчарова и соавторы [1998] показали, что применение эквивалентных шкал для оценки благосостояния привело к существенному снижению уровня бедности среди крупных домохозяйств [Ovcharova et al., 1999]. Ган и Вернон [2003] использовали данные за 1994–1998 гг. для того, чтобы ответить на вопрос о существовании экономии на размере в потреблении российских домохозяйств [Gan, Vernon, 2003]. Они подтвердили ее существование, но не предоставили конкретных оценок параметра экономии на размере. Более того, Ган и Вернон [2003] не проверяли чувствительность оценок бедности к возможным параметрам.

Данная статья расширяет эмпирическую литературу, изучающую экономию на масштабе и бедность в России, по следующим направлениям. Во-первых, для того чтобы оценить экономию на размере в потреблении российских домохозяйств, мы используем 16 раундов Российского мониторинга экономического положения и здоровья (РМЭЗ). При этом мы оцениваем экономию на размере, используя широкий набор методов (как объективных, так и субъективных). Далее, мы проверяем насколько чувствительны оценки бедности по отношению к полученным параметрам экономии на размере. Мы показываем как меняется профиль бедности в зависимости от выбора конкретных параметров экономии на размере. Наконец, мы впервые в российской литературе предоставляем сравнительные оценки эффекта масштаба в динамике.

Мы обнаружили, что вне зависимости от метода размеры экономии на масштабе в России значительны и варьируются от 0,6 до 0,8 в 2011 г. Полученная экономия на размере в потреблении российских домохозяйств значительно меняет уровень и профиль бедности по сравнению с официальным подходом, основанным на подушном измерении благосостояния. В частности, мы показываем, что официальные оценки бедности крупных домохозяйств оказываются завышенными. Мы так-

---

<sup>2</sup> Российское правительство приняло эту методологию с 1992 г., заменив нормативной продуктовой и непродуктовой корзиной в 2000 г.

же обнаружили, что величина экономии на масштабе значительно изменилась с 1994 по 2011 г.

Информация о возможных размерах экономии на масштабе в потреблении российских домохозяйств необходима для корректного измерения бедности и выработки мер социальной политики. Российское правительство приняло программу по борьбе с бедностью как одну из основных целей стратегического развития страны. Поскольку особое внимание уделяется идентификации бедных групп населения, корректный демографический профиль российской бедности представляет значительный политический интерес. Для того чтобы отслеживать бедность в динамике, профиль бедности должен быть сопоставимым во времени. Информация о динамике эффекта масштаба является важным инструментом корректировки черты бедности к изменениям издержек проживания.

Статья организована следующим образом. Раздел 2 представляет собой обзор литературы. В разделе 3 дается описание данных. Теоретическая часть, посвященная разным методам оценивания экономии на масштабе, представлена в разделе 4. Раздел 5 иллюстрирует эмпирические результаты. Последствия применения полученных оценок для анализа бедности обсуждаются в разделе 6. Выводы представлены в Заключение.

## **2. Обзор литературы**

Анализ экономии на масштабе отвечает на вопрос о том, как сильно необходимо увеличить доход домохозяйства, чтобы компенсировать потерю благосостояния, вызванную ростом размера домохозяйства. Существует два основных подхода в литературе для определения сопоставимости благосостояния домохозяйств разного размера.

В основе первого подхода лежит предположение о том, что доля общего дохода, потраченная на продукты питания, отражает различия в благосостоянии домохозяйств разного размера и состава (методы Энгеля [Engel, 1857], Дитон и Паксон [Deaton, Paxson, 1998] и Каквани и Сон [Kakwani, Son, 2005]). Ланье и Равалльон [1995] оценили эластичность по размеру методом Энгеля в 0,6 для Пакистана [Lanjouw, Ravallion, 1995]. Каквани и Сон [2005] получили экономию на масштабе в потреблении австралийских домохозяйств, равную 0,6–0,7 [Kakwani, Son, 2005].

Мок и соавторы [2011] оценили экономию на размере по методу Энгеля в 0,57 для домохозяйств Малайзии [Mok et al., 2011]. Они также использовали методологию Каквани и Сон [2005] и получили параметр экономии на размере равный 0,93. Эластичность по размеру в потреблении домохозяйств равная 0,84 была обнаружена Бетти и Ландрен [2012] для Таджикистана [Betti, Lundgren, 2012]. Парпиев [2011] оценил экономию на масштабе для Узбекистана в 0,63 [Parpiev, 2011].

В немногих работах анализируется экономия на масштабе в динамике. Используя данные обследования американских домохозяйств за 1888–1935 гг., Логан обнаружил рост экономии на масштабе [Logan, 2010].

В рамках второго подхода самооценка уровня благосостояния используется в качестве прокси для экономического благосостояния. Используя субъективный подход, Ван Праг и Варнаан [1997] оценили эластичность по размеру в 0,17 для Нидерландов, в 0,5 для Польши, Греции и Португалии, и в 0,33 для Америки [Van Praag and Warnaar, 1997]. Прадан и Равалльон [2000] обнаружили эластичность по размеру 0,47 для Непала и 0,84 для Джамайки [Pradhan, Ravallion, 2000]. Тестируя различные подходы к измерению границ бедности в России, Равалльон и Локшин [2002] обнаружили, что черта бедности, посчитанная объективным методом, имеет эластичность по размеру в 2 раза больше, чем при оценивании субъективной границы бедности (0,8 против 0,4 соответственно) [Ravallion, Lokshin, 2002]. Локшин и соавторы [2004] не смогли получить надежные оценки экономии на масштабе для Мадагаскара из-за их чувствительности к субъективным методам оценивания [Lokshin et al., 2004]. Используя данные по России, Такеда [2010] обнаружила, что шкала эквивалентности, вычисленная по методу Энгеля, оказалась выше, чем субъективная шкала (1,49 и 1,10 в 2002 г. соответственно) для взрослых, но одинакова для детей [Takeda, 2010].

### 3. Данные

Мы используем данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья (РМЭЗ) за 1994–2011 гг., каждая волна которого представляет собой большое детальное обследование расходов и структуры домохозяйств, а также индивидуальных характеристик каждого из членов домохозяйства.

Обследование РМЭЗ является надежным источником для анализа бедности на национальном уровне. Рассматриваемый нами период с 1994 по 2011 г. не только обеспечивает сопоставимость данных по экономии на масштабе в динамике, но и охватывает изменения в благосостоянии домохозяйств до, во время и после двух последних кризисов 1998 и 2008 г.

Мы исключаем из нашей выборки домохозяйства, которые не имеют в своем составе членов старше 18 лет, имеют отрицательные или нулевые расходы на питание, не имеют информации по полу, возрасту членов домохозяйств. Мы также исключаем из выборки индивидов, не имеющих данных по возрасту, полу, образованию и профессии. Окончательный размер выборки составил 6365 домохозяйств и 17024 индивидов в 2011 г.<sup>3</sup>

Мы используем расходы как меру благосостояния для анализа бедности, поскольку они более предпочтительны для анализа бедности, нежели доходы [World Bank, 2005].

#### 4. Теоретический подход

В литературе существует несколько способов измерения экономии на масштабе.

Первый способ основан на выводах эмпирических исследований о том, что доля дохода домохозяйства, потраченная на продукты питания, снижается с ростом его дохода и растет с увеличением размера домохозяйства [Engel, 1857]. Экономия на масштабе в этом случае определяется как разница в подушевых расходах двух домохозяйств, имеющих одинаковую долю расходов на продукты питания в общем бюджете, но отличающихся по размеру (метод Энгеля). Ланье и Равалльон [1995] предположили, что благосостояние индивида имеет эластичность по размеру  $\theta$ , такую, что величина  $x/n^\theta$  отражает благосостояние члена любого домохозяйства ( $0 \leq \theta \leq 1$ ) [Lanjouw, Ravallion, 1995]. Эластичность, равная единице, эквивалентна использованию подушевого дохода как меры благосостояния, тогда как нулевая эластичность приравнивает индивидуальное благосостояние к общему доходу домохозяйств.

---

<sup>3</sup> Мы описываем выборку в Приложении А (см. табл. А1).

Критика метода Энгеля состоит в том, что более высокий уровень благосостояния домохозяйства, вызванный экономией на размере, должен приводить к росту потребления продуктов питания в силу существования эффекта замещения между общественными и частными благами, а не к снижению, как предсказывает метод Энгеля [Deaton, Paxson, 1998].

Дитон и Паксон [1998] предложили другой способ оценки экономии на масштабе, разделив потребление домохозяйств на продуктовую и непродуктовую компоненты [Deaton, Paxson, 1998]. Продукты питания они рассматривали как нормальное частное благо, а непродуктовые блага как общественные. Когда два домохозяйства объединяются вместе, сохраняя свои доходы на первоначальном уровне, цена общественных благ в новом домохозяйстве снижается, в то время как цена частных благ не изменяется. Это приводит к положительному эффекту дохода и отрицательному эффекту замещения в спросе на частные блага. Для нормальных частных благ с низкой эластичностью по цене, таких как продукты питания, эффект дохода будет преобладать над эффектом замещения, приводя к росту потребления продуктов питания. Тестируемая гипотеза этой модели состоит в том, что доля расходов на продукты питания в общем бюджете должна расти с увеличением размера домохозяйства при неизменных подушевых расходах. Дитон и Паксон [1998] оценили уравнение Энгеля на данных по США, Британии, Франции, Тайваню, Таиланду, Пакистану и Южной Африке и обнаружили, что при постоянных подушевых расходах увеличение размера домохозяйства снижает долю бюджета на продукты питания на величину до 10 процентных пунктов. Дитон и Паксон [1998] предлагали несколько возможных объяснений этих результатов, начиная от высоких постоянных издержек в потреблении продуктов питания и заканчивая ошибками измерения<sup>4</sup>. Ган и Вернон [2003] в дальнейшем тестировали предсказания модели Дитона и Паксона на данных по США, Южной Африке и России [Gan, Vernon, 2003]. Они предложили ограничить непродуктовую компоненту расходов домохозяйства благами, которые носят более общественный характер, чем продукты питания (например, жилье). Результаты показали, что доля расходов на блага, которые являются

---

<sup>4</sup> Большой объем экономической литературы был посвящен объяснению результатов Дитон и Паксон (например, [Gibson, 2002; Gibson, Kim, 2007; Horowitz, 2002; Abdulai, 2003; Gan, Vernon, 2003; Vernon, 2005; Parpiev, Yusupov, 2011; Pena, 2012]).

относительно других благ более частными, растет с увеличением размера домохозяйства, что соответствует предсказаниям модели Дитон и Паксон [1998].

Каквани и Сон [2005] также критиковали метод Энгеля за допущение о том, что экономия на масштабе в потреблении является одинаковой для всех благ [Kakwani, Son, 2005]. Учитывая, что большая часть экономии на масштабе может содержаться в расходах на жилье или одежду, подобное допущение выглядит маловероятным. Каквани и Сон [2005] предложили другой метод, определив экономию на масштабе в потреблении  $i$ -го блага в результате изменения размера домохозяйства как

$$\phi_i^* = \varepsilon_i \phi^* + \phi_i \quad (1)$$

где индекс экономии на масштабе на  $i$ -е благо ( $\phi_i^*$ ) зависит от общего индекса экономии на масштабе ( $\phi^*$ ) и параметров  $\phi_i$  и  $\varepsilon_i$ . Поскольку доли бюджета на различные блага варьируются по домохозяйствам, общий индекс экономии на масштабе, рассчитанный как средневзвешенное специфических индексов экономии на масштабе, будет разным для всех домохозяйств:

$$\phi^* = \sum_{i=1}^n w_i \phi_i^* \quad (2)$$

Оценивание  $\phi^*$  основано на допущении, что  $\phi^* = 1$  для полностью частных благ. Каквани и Сон предположили, что расходы домохозяйства на здравоохранение могут рассматриваться как частные блага. Параметры  $\phi_i$  и  $\varepsilon_i$  могут быть выведены по данным обследования домохозяйств.

Если  $\phi_i^* < 1$ ,  $i$ -е благо предоставляет экономию на масштабе домохозяйству, но если  $\phi_i^* = 1$ ,  $i$ -е благо является полностью частным;  $\phi_i^* > 1$  означает присутствие дезэкономии на масштабе в потреблении; а  $\phi_i^* < 0$  означает, что домохозяйство снижает свои расходы с ростом размера.

Учитывая критику представленных выше методов, некоторые исследователи используют самооценку уровня благосостояния респондентов как альтернативный способ оценивания экономии на масштабе. Мы следуем подходу Равалльон и Локшина [2002] и оцениваем материальное благосостояние, используя ответ на вопрос, в котором респондентов просят определить, на какой ступени благосостояния они находятся: начиная с самых бедных (первая ступень), заканчивая самыми богатыми

(девятая ступень)<sup>5</sup> [Ravallion, Lokshin, 2002]. Критика данного метода состоит в том, что самооценка уровня благосостояния скорее отражает латентные психологические факторы, а не экономическое благосостояние индивида [Lokshin, Ravallion, 1999].

Таким образом, не существует единого мнения о том, какой из методов предпочтительней для измерения экономии на масштабе. Различные методики расчета экономии на масштабе имеют как преимущества, так и недостатки.

## 5. Эмпирические результаты

В данном разделе мы оцениваем экономию на масштабе в России, используя все основные техники, описанные в предыдущей секции. Мы начинаем с метода Энгеля, описанного Ланье и Равалльон [1995] и оцениваем следующее уравнение:

$$w_i = \alpha + \beta \ln\left(\frac{x_i}{n_i}\right) + \sum_{j=1}^{R-1} \delta_j \eta_{ij} + \mu z_i + \varepsilon_i, \quad (3)$$

где  $w_i$  – доля бюджета, потраченного на продукты питания  $i$ -м домохозяйством;  $x_i$  – общие расходы  $i$ -го домохозяйства;  $n_i$  – размер  $i$ -го домохозяйства;  $\eta_{ij}$  – доля членов  $i$ -го домохозяйства в данной демографической группе  $j$ ;  $R$  – число демографических групп (мы используем шесть демографических групп: дети до 7 лет, дети 7–18 лет, мужчины и женщины трудоспособного возраста, пенсионеры-мужчины и пенсионеры-женщины);  $z_i$  – набор характеристик  $i$ -го домохозяйства, которые могут влиять на спрос и связаны с размером семьи (доля занятых членов в домохозяйстве и набор географических дамми<sup>6</sup>),  $\varepsilon_i$  – это ошибка. Таблица 1 представляет описательную статистику переменных, используемых для оценивания экономии на масштабе по методу Энгеля. Подход Энгеля позволяет напрямую вычислить параметр экономии на масштабе ( $\theta$ ) как разность между единицей и частным от деления коэффициента при размере домохозяйства на коэффициент при душевых расходах домохозяйства.

Основная проблема в спецификации (3) это эндогенность расходов по отношению к доле бюджета, выделяемого на продукты питания. Ошибки измерения при

<sup>5</sup> Вопрос в РМЭЗ звучит так: Пожалуйста, представьте лестницу из 9 ступеней, на которой внизу на первой лестнице находятся бедные, а на девятой – богатые. На какой из ступеней находитесь вы сейчас?

<sup>6</sup> Чтобы учесть различия в относительных ценах между регионами.

определении расходов на продукты питания в общем бюджете и подушевых расходов скорее всего скоррелированы. Поскольку подушевые расходы и размер домохозяйства негативно скоррелированы, подобные ошибки будут смещать оценки экономии на масштабе. Метод инструментальных переменных может быть использован для борьбы со смещением, вызванным ошибками измерения<sup>7</sup>.

Динамика параметра эффекта масштаба ( $\theta$ ) показана на рис. 1. Предполагая рост относительных цен на общественные блага (например, на жилье), характерный для большинства стран с переходной экономикой [Lanjouw et al., 1998], можно ожидать увеличение общей экономии на размере (и снижение  $\theta$ ) со временем в потреблении российских домохозяйств. Однако наши результаты говорят об отсутствии четкого тренда. Вместе с тем наиболее значимый рост экономии на масштабе был зафиксирован в 2005 г. и в годы финансовых кризисов – 1998 и 2008. Статистически значимая экономия сохраняется для всего рассматриваемого периода: посчитав  $t$ -статистику параметра  $(1 - \theta)$ , на 5-процентном уровне значимости мы можем отвергнуть нулевую гипотезу о том, что  $\theta$  равна единице, в пользу существования значимой экономии на масштабе в потреблении.

Учитывая проблемы идентификации с оценкой методом Энгеля, мы применяем подход Дитон и Паксон [1998], в соответствии с которым коэффициент при размере домохозяйства ожидается положительным. Дитон и Паксон [1998] оценивали следующее уравнение:

$$w_f = \alpha + \beta \ln\left(\frac{x}{n}\right) + \gamma \ln n + \sum_{k=1}^{K-1} \delta_k \eta_k + \mu z_i + \varepsilon \quad (4)$$

где  $w_f$  – доля бюджета, потраченного на продукты питания;  $x$  – общие расходы домохозяйства;  $n$  – размер домохозяйства;  $\eta_k$  – доля членов домохозяйства в данной демографической группе  $k$ ;  $K$  – число демографических групп (мы используем шесть демографических групп: дети до 7 лет, дети 7–18 лет, мужчины и женщины трудоспособного возраста, пенсионеры-мужчины и пенсионеры-женщины);  $z_i$  – набор характеристик  $i$ -го домохозяйства, которые могут влиять на спрос и связаны с размером семьи (доля занятых членов в домохозяйстве и набор географических

---

<sup>7</sup> Дитон и Паксон [1998] использовали подушевой денежный доход домохозяйства как инструмент для подушевых расходов, поскольку доход высоко коррелирован с подушевыми расходами, но измеряется независимо. Мы следуем данному подходу и инструментируем подушевые расходы подушевыми доходами.

дамми<sup>8</sup>),  $\varepsilon$  – ошибка. Надо отметить, что уравнение (3) идентично уравнению (4), поскольку  $\gamma = (1 - \theta)\beta$ .

Мы также учитываем нелинейность кривой Энгеля, используя полупараметрический метод оценки Ятчева [1997, 1998], близкий к тому, который использовали Дитон и Паксон в своей работе<sup>9, 10</sup> [Yatchew, 1997, 1998]. Чтобы справиться с эндогенностью расходов в непараметрической части уравнения, мы применяем метод инструментальных переменных<sup>11</sup>.

Результаты оценивания представлены в табл. 2. Влияние размера домохозяйства на спрос является значимым и отрицательным, что говорит о том, что рост размера домохозяйства ведет к снижению расходов на продукты питания. Например, удвоение размера домохозяйства ведет к 3,5%-му снижению расходов на продукты питания в 2011 г. Данный результат согласуется с тем, который получили Дитон и Паксон [1998] для некоторых развивающихся стран и Ган и Вернон [2003] для России. В случае, когда мы используем спецификацию, предложенную Ган и Вернон [2005], и рассматриваем продукты питания как долю бюджета, состоящего из продуктов питания и расходов на жилье, коэффициент при размере домохозяйства приобретает положительный знак (табл. 3). Данный результат согласуется с тем, который получили Ган и Вернон [2003] для России и подтверждает существование экономии на масштабе в потреблении российских домохозяйств в соответствии с предсказаниями модели Дитон и Паксон [1998]. Надо также отметить, что выбор функциональной формы подушевых расходов влияет на величину коэффициентов при переменной размера домохозяйства. Оценки, полученные с помощью полупараметрической модели с инструментальными переменными, отличаются от оценок методом наименьших квадратов в сторону уменьшения. Модель Дитон и

---

<sup>8</sup> Чтобы учесть различия в относительных ценах между регионами.

<sup>9</sup> Дитон и Паксон [1998] использовали несколько спецификаций, чтобы учесть нелинейный характер кривой Энгеля. Они использовали спецификацию Фурье, которая включает не только уровень и логарифм подушевых расходов, но также синус и косинус логарифма подушевых расходов. Также они использовали метод Эсте и Оноре, который предполагает, что логарифм подушевых расходов входит в основное уравнение непараметрически, в то время как остальные переменные входят в модель линейно.

<sup>10</sup> Метод оценивания Ятчева заключается в том, что сначала упорядочиваются данные в соответствии с подушевыми расходами, а затем оценивается модель в первых разностях. При допущении, что разница в подушевых расходах стремится к нулю, модель может быть оценена с помощью метода наименьших квадратов [Lokshin, 2007]. Как результат, данная модель оценивает состоятельно как параметрическую, так и непараметрическую часть уравнения (4).

<sup>11</sup> Мы оцениваем частично линейную регрессионную модель, используя предсказанные подушевые расходы, полученные из регрессии первого шага, содержащей инструментальную переменную (подушевые доходы), со стандартными ошибками, рассчитанными с помощью процедуры бустрапа (500 репликаций).

Паксон [1998] также предсказывает рост эластичности по размеру со временем, поскольку появление на рынке большего числа субституттов частных благ приводит к положительным эффектам дохода и замещения в спросе на частные блага. Наши результаты не подтверждают данную гипотезу, демонстрируя нестабильную динамику коэффициента при размере домохозяйства.

В модели, предложенной Каквани и Сон [2005], индексы экономии на масштабе для отдельных благ оцениваются с помощью следующего уравнения [Kakwani, Son, 2005]:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln x + \sum_{r=1}^R \gamma_{ir} a_r + \varepsilon_i \quad (5)$$

где  $w_i$  – доля бюджета на  $i$ -е благо,  $x$  – расходы домохозяйства и  $a_r$  – число индивидов с  $r$ -ми характеристиками в домохозяйстве;  $\varepsilon_i$  – ошибка.

Из уравнения (5) эластичности спроса на  $i$ -е благо по доходу ( $\varepsilon_i$ ) и структуре домохозяйства ( $\eta_{ir}$ ) были выведены как:

$$\varepsilon_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}, \quad (6)$$

$$\eta_{ir} = \frac{\gamma_{ir} a_r}{w_i}, \quad (7)$$

Обе эластичности (6 и 7) рассчитываются исходя из средних  $w_i$  и  $a_r$ . Система уравнений типа (5)<sup>12</sup> оценивается с помощью метода внешне несвязанных регрессий Зельнера [1962] для того, чтобы учесть корреляцию ошибок [Zellner, 1962]<sup>13</sup>.

Таблица 4 представляет описательную статистику зависимых переменных, используемых для оценивания экономии на масштабе по методу Каквани и Сон. Расходы на продукты питания составляют существенную часть общего бюджета российских домохозяйств (не менее 40%), далее идут расходы на оплату жилья (до 15%), остальные группы расходов не превышают 10%.

<sup>12</sup> Чтобы оценить систему уравнений типа (5), мы выделили 14 групп расходов: 1) питание дома; 2) питание вне дома; 3) бытовые услуги; 4) одежда и обувь; 5) горючее, топливо; 6) транспортные услуги и связь; 7) жилье; 8) здравоохранение; 9) образование и отдых; 10) домашняя мебель; 11) бытовая электроника/техника; 12) недвижимое имущество; 13) автомобили и мотоциклы; 14) другое. Для идентификации системы  $N$  уравнений, мы оцениваем систему  $N - 1$  уравнений, а затем алгебраически выводим оценки последнего уравнения.

<sup>13</sup> Ошибки в представленном уравнении являются скоррелированными, поскольку ненаблюдаемые факторы, которые влияют на одно уравнение, могут влиять и на другое уравнение. Чтобы проверить гипотезу о существовании значимой экономии на масштабе, мы следуем подходу Каквани и Сон [2005] и вычисляем стандартные ошибки с помощью процедуры бутстрапа. В целях упрощения мы используем 500 репликаций.

Оценки экономии на масштабе представлены в табл. 5. Размер экономии на масштабе варьируются от 0,5 в 1994 г. до 0,8 в 2011 г. В большинстве раундов оценки экономии на масштабе, полученные методом Каквани и Сон, оказались гораздо выше по сравнению с методом Энгеля. Подобные результаты были получены Мок и соавторами [2011] на малазийских данных [Mok et al., 2011]. В целом в 2011 г. существовала значительная экономия на масштабе ( $t$ -статистика параметра  $(1 - \theta)$  равна 3,2).

Экономия на масштабе представлена в расходах на питание дома, транспортных расходах и связи, расходах на одежду и обувь, на жилье, образование и отдых и на покупку мебели, электроники и бытовой техники в 2011 г. (табл. 5). Несмотря на то, что продукты питания и одежда традиционно считаются частными благами, наши результаты говорят о том, что они предоставляют некоторую экономию на масштабе. Размер экономии на масштабе в расходах на питание дома и одежде варьируется от 0,5 в 1994 г. до 0,8 в 2011 г. Полученные результаты согласуются с данными Мок и соавторов [2011], которые получили экономию на масштабе в потреблении продуктов питания равную 0,8 для малазийских домохозяйств, и данными Каквани и Сон [2005] по экономии на масштабе в потреблении продуктов питания и одежды, равной 0,9, для австралийских домохозяйств. Издержки на оплату жилья предоставляют самую большую экономию на масштабе – 0,4 в 2011 г. Данный результат оказался выше, чем оценки, полученные Мок и соавторами [2011] для домохозяйств Малайзии (0,7). Другими группами расходов, которые предоставляли экономию на масштабе, в 2011 г. были транспортные услуги и связь (0,6), образование и отдых (0,7), мебель (0,8) и электроника и бытовая техника (0,9). Небольшая степень дизэкономии на масштабе присутствует в расходах на питание вне дома, бытовых услугах, расходах на топливо и на покупку автомобилей и мотоциклов в 2011 г. Данные группы расходов могут считаться частными благами, поскольку индекс не сильно отличается от единицы. Расходы на недвижимое имущество составляют наибольшую дизэкономия на масштабе в 2011 г.

Далее перейдем к субъективным методам оценки экономии на масштабе. Мы предполагаем, что субъективная оценка главы домохозяйства<sup>14</sup> отражает благосостояние самого домохозяйства. Таблица 6 представляет распределение субъективного индикатора благосостояния по данным РМЭЗ. Результаты показывают, что большинство домохозяйств (более 70%) находятся на 3, 4 и 5-й ступени в 2011 г. Только около 2% домохозяйств ставят себя на нижние и верхние ступени. Предположим, что экономическое благосостояние  $i$ -го домохозяйства выражается через непрерывную латентную переменную  $w$ , которая определяется наблюдаемыми индивидуальными характеристиками главы домохозяйства, характеристиками домохозяйства ( $X$ ) и некоторыми ненаблюдаемыми факторами ( $\varepsilon$ ):

$$w_i = \beta' X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

Вместо  $w$  мы наблюдаем порядковую категориальную переменную  $C$ , которая измеряется в  $K$  категориях (где  $k = 1 \dots K$ ) со строго возрастающими границами  $c_{ki}$ , специфичными для каждого домохозяйства:

$$C_i = \begin{cases} 1 \cdot \text{if} \cdot w_i < c_{1i}; \\ 2 \cdot \text{if} \cdot c_{1i} < w_i < c_{2i}; \\ 3 \cdot \text{if} \cdot c_{2i} < w_i < c_{3i}; \\ \dots \end{cases} \quad (9)$$

Предполагая, что ошибка в уравнении (8) имеет нормальное стандартное распределение, мы можем оценить модель с латентной переменной с помощью порядкового пробита.

Помимо объективного показателя (подушевых расходов), различия в оценке благосостояния могут объясняться характеристиками домохозяйств, учитывающими возраст, пол, семейное положение, занятость, образование и состояние здоровья главы домохозяйства, размер и состав домохозяйства (по полу и возрасту), долю занятых членов в домохозяйстве, владение активами (квадратными метрами) и предметами длительного пользования (машиной, холодильником, морозильником, стиральной машиной и телевизором), а также географическими характеристика-

---

<sup>14</sup> Под главой домохозяйства мы понимаем члена домохозяйства с максимальным индивидуальным доходом. В случае, когда доходы членов домохозяйства равны, главой домохозяйства становится первый по порядку член домохозяйства.

ми<sup>15</sup>. Таблицы 1 и 6 представляют описательную статистику переменных, используемых для оценивания экономии на масштабе субъективным методом.

Поскольку результаты могут быть интерпретированы в терминах латентной переменной как в линейной регрессионной модели, мы можем посчитать параметр экономии на масштабе ( $\theta$ ). Практически для всех раундов РМЭЗ, за исключением 2003 и 2004 г., оценки, полученные субъективным методом, оказались гораздо ниже объективных оценок (рис. 2). Данные результаты согласуются с исследованием Равалльон и Локшина [2002], которые обнаружили большую экономию при оценке субъективным методом по сравнению с объективными методами [Ravallion, Lokshin, 2002]. Полученные нами результаты также показывают, что благосостояние домохозяйств чувствительно к изменениям размера семьи: рост размера домохозяйства приводит к росту благосостояния, что подтверждает высокую степень экономии на масштабе. Рассчитав  $t$ -статистику параметра  $(1 - \theta)$ , можно утверждать, что значимая экономия на масштабе, полученная субъективным методом, сохраняется для большей части рассматриваемого периода. Несмотря на то, что мы получили крайне нестабильную динамику оценок, своего максимума экономия на размере достигала в период кризиса 2008 г. (эластичность близка к нулю). Высокая волатильность показателя эластичности может объясняться корреляцией размера домохозяйств с другими неучтенными факторами, которые также могут влиять на субъективную оценку.

Несмотря на то, что размер экономии зависит от методов оценивания, мы получили значительную экономию на масштабе в потреблении российских домохозяйств, параметр которой варьируется от 0,6 до 0,8 в 2011 г. Мы также обнаружили, что разные блага обладают разной степенью экономии на масштабе.

## **6. Влияние эффекта масштаба на уровень и профили бедности**

Учитывая, что существует значительная экономия на масштабе вне зависимости от применяемых методов, мы показываем, как коррекция индивидуального благосостояния на размер домохозяйства может влиять на уровень и профили бедности на примере данных за 2011 г.

---

<sup>15</sup> Равалльон и Локшин [2002] также используют объясняющие переменные, описывающие социальное положение индивида, его ожидания относительно будущего благосостояния. Мы не включаем эти переменные в силу их потенциальной эндогенности по отношению к самооценке благосостояния.

Для анализа бедности мы используем подушевые расходы, которые затем корректируем с учетом полученных оценок экономии на масштабе. Поскольку при изменении подушевых расходов одновременно меняется и граница бедности для каждого домохозяйства, мы модифицируем официальную границу бедности (детальная процедура коррекции представлена в Приложении В).

В результате мы получаем две границы бедности для 2011 г., а именно:

(а) нескорректированная официальная граница бедности, когда прожиточный минимум устанавливается на официальном уровне (6369 руб. в 2011 г.);

(б) официальная граница бедности, скорректированная на размер домохозяйств с помощью коэффициентов, полученных из оценок границы бедности, специфичной для каждого типа домохозяйств (табл. В4).

В соответствии с границами бедности мы получили два разных сценария, когда благосостояние ниже черты бедности. Во-первых, мы находим, что использование подушевых расходов, по данным РМЭЗ для измерения благосостояния, ведет к более высокому уровню бедности по сравнению с официальным<sup>16</sup>. Во-вторых, применение полученных параметров экономии на масштабе ведет к резкому сокращению общего уровня бедности (табл. 7). В частности, мы видим снижение уровня бедности на 11 процентных пунктов в результате коррекции подушевых расходов по шкале 0,6 и почти на 7 процентных пунктов в результате коррекции по шкале 0,8. Последующая корректировка границы бедности на эффект масштаба сокращает уровень бедности на 1,3 процентных пункта в случае шкалы, равной 0,8, и дает снижение бедности на 7,5 процентных пунктов при шкале 0,6. Таким образом, официальная методология измерения бедности, основанная на подушевом подходе, может переоценивать уровень бедности в стране.

Рисунок 3 показывает уровень бедности в 2011 г., измеренный с учетом полученных параметров экономии на масштабе, в зависимости от размера домохозяйства. Мы обнаружили, что уровень бедности, скорректированный на эффект масштаба, оказывается значительно ниже для крупных домохозяйств по сравнению с подушевым подходом. Например, уровень бедности в домохозяйствах, состоящих из четырех человек, без коррекции на эффект масштаба равен 21%, тогда как бедность в домохозяйствах из восьми и более человек достигает 41%. В случае кор-

---

<sup>16</sup> Официальный уровень бедности в 2011 г. составил 13%.

рекции меры благосостояния уровень бедности в домохозяйствах, состоящих из четырех человек, находится в пределах от 5 до 11 процентов, тогда как бедность в домохозяйствах из восьми и более человек варьируется от 13 до 22%. При одновременной корректировке подушевых расходов и границы бедности уровень бедности в домохозяйствах из четырех человек достигает 18%, тогда как уровень бедности в домохозяйствах из восьми и более человек находится в пределах от 14 до 26%. Мы также обнаружили, что уровень бедности нелинейно растет по мере увеличения размера домохозяйств, если не сделана коррекция на эффект масштаба. Однако положительная корреляция исчезает и даже становится отрицательной, когда мы используем различные шкалы. Более того, при применении параметра экономии на масштабе, равной 0,6, с одновременной коррекцией подушевых расходов и границы бедности, уровень бедности нелинейно снижается по мере увеличения размера домохозяйства до 4 человек и практически не меняется до 7 человек в домохозяйстве.

Рисунок 4 показывает изменения уровня бедности в 2011 г., вызванные учетом параметров экономии на масштабе, в зависимости от количества детей. Как и в случае с размером домохозяйства, уровень бедности, измеренный без учета коррекции на эффект масштаба, растет с увеличением числа детей в домохозяйстве. Коррекция на экономию от размера не меняет общей картины, но кривая становится все более пологой по мере роста количества детей. Различие также и в том, что уровень бедности, скорректированный на эффект масштаба, оказывается значительно ниже для всех типов домохозяйств с детьми по сравнению с подушевым подходом. Например, в домохозяйствах с четырьмя и более детьми разница в уровнях бедности по первому сценарию может достигать 23 процентных пунктов по сравнению с подушевыми расходами, а по второму сценарию – около 18 процентных пунктов. Интересным эмпирическим результатом является также то, что при коррекции на эффект масштаба индивиды в домохозяйствах без детей попадают в категорию бедных чаще, чем индивиды в домохозяйствах с одним ребенком. Таким образом, отсутствие коррекции индивидуального благосостояния на размер домохозяйства приводит к завышению уровня бедности для крупных домохозяйств.

Далее посмотрим на факторы, которые связаны с бедностью, и определим группы населения, которые имеют наибольший риск бедности. Мы оцениваем модель следующего вида:

$$Y_i = \beta X_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

где  $Y_i$  – подушевые расходы  $i$ -го домохозяйства,  $X_i$  – набор объясняющих переменных,  $\varepsilon_i$  – это ошибка, которая нормально распределена. Мы включаем следующие объясняющие переменные: возраст, пол, семейное положение, статус на рынке труда, уровень образования и профессия главы домохозяйства, размер и состав домохозяйства (по полу и возрасту), долю занятых членов в домохозяйстве, федеральный округ и тип населенного пункта.

Бинарная переменная принимает значение 1, если подушевые расходы домохозяйства ниже границы бедности и 0 – в противном случае, и может быть описана следующим образом:

$$s_i = 1, \text{ если } Y_i \leq z;$$
$$s_i = 0, \text{ иначе;}$$

где  $z$  – это граница бедности.

Бинарная модель принимает следующий вид:

$$\text{Prob}(s_i = 1) = F(z - \beta X_i), \quad (11)$$

где  $F$  – это функция нормального распределения

Согласно полученным результатам, наибольшую вероятность попадания в категорию бедных имеют пожилые домохозяйства. Однако данная зависимость становится отрицательной или незначимой в случае коррекции на эффект масштаба. При прочих равных домохозяйства, главы которых являются представителями женского пола, также подвержены риску бедности. Причем при коррекции меры благосостояния и границы бедности на экономию от масштаба переменная пола главы домохозяйства становится незначимой. Для членов домохозяйств, главы которых являются неквалифицированными или сельскохозяйственными рабочими с низким уровнем образования, вероятность попадания в бедность увеличивается вне зависимости от коррекции на масштаб. Причем получение среднего технического образования главой домохозяйства снижает риск бедности домохозяйства при коррекции на масштаб. Обращает на себя внимание тот факт, что рост размера домохозяйства увеличивает вероятность оказаться за чертой бедности только в тех слу-

чаях, когда нескорректированные подушевые расходы используются как мера благосостояния или когда расходы скорректированы на экономию по шкале 0,8. При применении шкалы, равной 0,6, мы находим, что размер домохозяйства все еще значимо объясняет вероятность попадания в бедность, однако знак при переменной становится отрицательным вне зависимости от того, была скорректирована граница бедности или нет. Таким образом, при экономии на масштабе по шкале 0,6 мелкие домохозяйства сталкиваются с большим риском попадания в бедность, нежели более крупные.

## 7. Заключение

Около 25% населения России в возрасте от 15 лет имели право на получение мер социальной поддержки в 2011 г.<sup>17</sup> Официальная методология оценки бедности основана на подушечном измерении индивидуального благосостояния, при котором игнорируется возможная экономия в потреблении домохозяйств. Мы полагаем, что социальные программы могут страдать от неэффективности, поскольку они переоценивают уровень бедности крупных домохозяйств.

Мы обнаружили, что вне зависимости от метода размеры экономии на масштабе в потреблении российских домохозяйств значительны и варьируются от 0,6 до 0,8 в 2011 г. Подобная экономия позволяет крупным домохозяйствам снижать подушевые расходы на 20–40% без ущерба для уровня благосостояния.

Представленный нами диапазон возможных значений экономии на масштабе имеет разные последствия для уровней и профилей бедности в России. В целом общий уровень бедности снижается с введением экономии на масштабе. Коррекция благосостояния на эффект масштаба также снижает бедность среди крупных домохозяйств. Более того, при параметре экономии на масштабе в 0,6 мелкие домохозяйства сталкиваются с большим риском бедности по сравнению с более крупными домохозяйствами.

Следующим шагом нашего исследования может стать ответ на вопрос, сохраняется ли значимая экономия на масштабе в потреблении российских домохозяйств при учете различий в потребностях между взрослыми и детьми. В развивающихся странах эти два эффекта связаны, поскольку более крупные до-

---

<sup>17</sup> Расчеты авторов по данным Комплексного наблюдения условий жизни населения Росстата.

мохозяйства являются более молодыми и имеют в своем составе больше маленьких детей.

## Литература

*Abdulai A.* (2003) Economies of scale and the demand for food in Switzerland: Parametric and non-parametric analysis // *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 54 (2). P. 247–267.

*Barten A.P.* (1964) Family composition, prices and expenditure patterns // *Econometric Analysis for National Economic Planning* / P.E. Hart, G. Mills, J.K. Whitaker (eds.). L.: Butterworths.

*Betti G., Lundgren L.* (2012) The impact of remittances and equivalence scales on poverty in Tajikistan // *Central Asian Survey*. Vol. 31:4. P. 395–408.

*Bishop J.A., Feijun Luo Xi Pan* (2006) Economic transition and subjective poverty in urban China // *Review of Income and Wealth*. Series 52. No. 4.

*Deaton A.S., Paxson C.* (1998) Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food // *The Journal of Political Economy*. Vol. 106. P. 897–930.

*Denisova I.* (2012) Income Distribution and Poverty in Russia, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 132, OECD Publishing, <<http://dx.doi.org/10.1787/5k9csf9zcz7c-en>>.

*Dreze J., Srinivasan P.V.* (1997) Widowhood and poverty in rural India: Some inferences from household survey data // *Journal of Development Economics*. No. 54. P. 217–234.

Food and Agriculture Organization (FAO). (2004) Human Energy Requirements: Report of a Joint FAO/WHO/UNU Expert Consultation. FAO Food and Nutrition Technical Report. Series No. 1. Rome: FAO.

*Gan L., Vernon V.* (2003) Testing the Barten model of economies of scale in household consumption: Toward resolving a paradox of Deaton and Paxson // *The Journal of Political Economy*. Vol. 111 (6). P. 1361–1377.

*Gibson J.* (2002) Why does the Engel method work? Food demand, economies of size and household survey methods. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 64 (4). P. 341–359.

*Gibson J., Kim B.* (2007) Measurement error in recall surveys and the relationship between household size and food demand // *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 89 (2). P. 473–489.

*Kakwani N, Son H.H.* (2005) Economies of scale in household consumption: With application to Australia // *Australian Economic Papers*. Vol. 44 (2). P. 134–148.

*Lanjouw P., Milanovic B., Paternostro S.* (1998) Poverty and Economic Transition: How Do Changes in Economies of Scale Affect Poverty Rates of Different Households? *The World Bank Policy Research Working Paper*

*Lanjouw P., Ravallion M.* (1995) Poverty and Household Size // *The Economic Journal*. Vol. 105. No. 433. P. 1415–1434.

*Logan T.D.* (2010) Economies of Scale in the Household: Puzzles and Patterns from the past // *Economic Inquiry*. Vol. 49. No. 4. P. 1008–1028.

*Lokshin M., Umapathi N., Paternostro S.* (2004) Robustness of subjective welfare analysis in a poor developing country: Madagascar 2001 // *The journal of development studies*. Vol. 42 (4). P. 559–591.

*Lokshin M., Ravallion M.* (1999) Identifying welfare effects from subjective questions, World Bank working paper.

*Lokshin M.* (2007) Difference-based semiparametric estimation of partial linear regression models // *Stata Journal*. Vol. 6 (3). P. 377–383.

*Meenakshi J.V., Ranjan Rayb* (2002) Impact of household size and family composition on poverty in rural India // *Journal of Policy Modeling*. Vol. 24. P. 539–559.

*Mok T.P., Maclean G, Dalziel P.* (2011) Household Size Economies: Malaysian Evidence // *Economic Analysis & Policy*. Vol. 41. No. 2.

*Mok T.P., Maclean G., Dalziel P.* (2013) Alternative Poverty Lines for Malaysia // *Asian Economic Journal*. Vol. 27. No. 1. P. 85–104.

*Mroz T.A., Popkin B.M.* (1995) Poverty and the Economic Transition in the Russian Federation.

*Ovcharova L., Turuntsev E., Korchagina I.* (1999) Indicators of poverty in transitional Russia, EERC Working Paper Series No. 98/4, Moscow.

*Parpiev Z.* (2011) Economies of scale, poverty rate and inequality in Uzbekistan, preprint of National Graduate Institute for Policy Studies.

*Pena A.A.* (2012) Economies of scale and gender discrimination in transition: the case of the Republic of Tajikistan // *Applied Economics*. Vol. 44:18. P. 2265–2281.

*Pradhan M., Ravallion M.* (2000) Measuring poverty using qualitative perceptions of consumption adequacy // *Review of Economics and Statistics*. Vol. 82. P. 462–471.

*Ravallion M.* (1998) Poverty lines in theory and practice, Living Standards Measurement Study Working Paper No. 133. World Bank.

*Ravallion M., Bidani B.* (1994) How robust is a poverty profile? *World Bank Economic Review*. No. 8. P. 75–102.

*Ravallion M., Lokshin M.* (2002) Self-rated economic welfare in Russia // *European Economic Review*. No. 46. P. 1453–1473.

*Ravallion M., Lokshin M.* (2002) Self-rated economic welfare in Russia // *European Economic Review*. No. 46. P. 1453–1473.

Takeda Y. (2010) Equivalence scales for measuring poverty in transitional Russia: Engel's food share method and the subjective economic well-being method // *Applied Economics Letters*. Vol. 17:4. P. 351–355.

*Van Praag B., Warnaar M.* (1997) The Cost of Children and the Use of Demographic Variables in Consumer Demand // *Handbook of Population and Family Economics* / M. Rosenzweig, O. Stard (eds.). Ch. 6. Amsterdam, North-Holland. P. 241–273.

World Bank “Reducing Poverty through Growth and Social Policy Reform in Russia” (2005)

*Yatchew A.* (1997) An elementary estimator of the partial linear model // *Economic Letters*. Vol. 57. P. 135–143.

*Yatchew A.* (1998) Nonparametric regression techniques in economics // *Journal of Economic Literature*. Vol. 36. P. 669–721.

*Zellner A.* (1962) An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregate Bias // *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 57. P. 348–368.

## Приложение А

**Таблица А1.** Количество наблюдений в выборке

Количество индивидов	Количество домохозяйств	Годы
11290	3957	1994
10605	3733	1995
10018	3574	1996
9604	3439	1998
9009	3307	2000
9305	3495	2001
9209	3443	2002
9062	3390	2003
8933	3366	2004
8340	3149	2005
10710	4112	2006
10337	3922	2007
9874	3794	2008
9578	3712	2009
16867	6299	2010
17024	6365	2011

Расходы домохозяйств включают все группы расходов, представленные в РМЭЗ (расходы на продукты питания дома и вне дома, расходы на алкоголь и табак, на одежду и обувь, топливо и газ, расходы на жилье, частные и государственные услуги), за исключением расходов на страхование, выплату налогов и выдачу ссуд, сбережения, выплаты по акциям и облигациям.

Мы сравниваем размер подушевых расходов, полученный по данным РМЭЗ, с данными, предоставленными ОБДХ. Результаты говорят об очень близком соответствии расходов между двумя источниками данных. Это подтверждает, что РМЭЗ является надежным источником информации об изменениях в расходах домохозяйств (табл. А2).

**Таблица А2.** Сравнение подушевых расходов (в рублях в месяц) по данным РМЭЗ и ОБДХ

ОБДХ	РМЭЗ	Годы
2757,5	3430,808	2003
3350	3965,352	2004
4239,2	4444,125	2005
5083,4	6176,264	2006
6540,7	6561,907	2007
8216,8	8599,537	2008
8687,1	8396,678	2009
10121,5	10286,69	2010
11285,5	11404,33	2011

## Приложение В

### Коррекция официальной границы бедности

Чтобы скорректировать официальную границу бедности на присутствие экономии на масштабе в российских домохозяйствах, мы рассчитываем «коэффициенты расходов» для домохозяйств, оценивая индивидуальную для каждого типа домохозяйства границу бедности.

При оценивании границы бедности мы следуем рекомендациям Всемирного банка и определяем общую границу бедности ( $PL$ ) как сумму двух компонентов: продуктовый компонент черты бедности ( $PL_f$ ) и непродуктовый компонент черты бедности ( $PL_{nf}$ ):  $PL = PL_f + PL_{nf} = PL_{food}(1 + S_{nf})$ ; где  $S_{nf}$  – доля непродуктовых расходов в общих расходах бедных домохозяйств.

Продуктовый компонент бедности рассчитывается путем оценивания минимальных затрат на приобретение продуктовой корзины, которая удовлетворяет потребности в питании в зависимости от пола и возраста. Непродуктовый компонент бедности рассчитывается на основе затрат бедных домохозяйств на непродуктовые товары.

Требования к калорийности для российских домохозяйств в зависимости от пола и возраста, опубликованные Попкин и соавторами [1992], были взяты за основу при расчете продуктового компонента бедности (табл. В1). Для определения требований к потреблению питательных веществ на 2011 г. мы использовали данные ВОЗ по России, в соответствии с которыми средняя дневная норма калорий на душу населения выросла с 1920 килокалорий в 1993–1995 гг. до 1950 в 2006–2008 гг., увеличиваясь на 0,1% ежегодно. Используя темп роста официальной нормы калорийности как дефлятор, мы можем вычислить нормы калорийности для 2011 г., умножив нормы калорийности, полученные Попкин и соавторами [1992] для разных групп населения, на коэффициент 1,02 (табл. В1). Рассчитанный средний показатель требуемой дневной нормы калорий на душу населения для населения в целом по выборке РМЭЗ в 2011 г. составил 2267 калорий.

**Таблица В1.** Требования по дневной калорийности (на душу населения)

Демографические группы	1992	2011
Дети до 8 лет	1581	1612,62
Дети с 8 до 17 лет	2385	2432,7
Мужчины в возрасте 18–59 лет	2729	2783,58
Женщины в возрасте 18–54 лет	1955	1994,1
Мужчины-пенсионеры	2165	2208,3
Женщины-пенсионеры	1955	1994,1
Население в среднем		2267,27

Фактическое потребление калорий каждым домохозяйством рассчитывается путем умножения количества потребленных продуктов по данным РМЭЗ на коэффициенты пере-счета калорий, опубликованные официальной статистикой ВОЗ [FAO, 2004]. Далее стои-мость калорий по каждому домохозяйству рассчитывается путем деления расходов на пи-тание на количество потребленных калорий. Таким образом, индивиды с разным потреби-тельским поведением будут нести разные затраты при потреблении калорий.

На основе подушевых расходов<sup>19</sup> домохозяйства делятся на пять квантилей. Стои-мость калорий для среднего квантиля распределения представлена в табл. В2. Мы исполь-зуем стоимость калорий домохозяйств из среднего квантиля как контрольную группу для установления адекватной черты бедности, поскольку именно эти домохозяйства ближе всего к границе бедности [World Bank, 2005].

**Таблица В2.** Стоимость калорий для разных видов домохозяйств из контрольной группы в 2011 г.

<b>Домохозяйства, состоящие из:</b>	<b>Стоимость калорий (рублей за 1000 калорий на душу населения)</b>
одного человека	37,09
двух человек	41,6
трех человек	46,12
четырёх человек	44,20
пяти человек	43,93
шести человек	45,39
семьи человек	47,26
восьюми и более человек	41,98

Таблица В2 показывает различия в стоимости калорий между домохозяйствами разного размера. Продовольственный компонент бедности рассчитывается путем умноже-ния необходимого количества калорий на стоимость калорий по контрольной группе (табл. В3).

**Таблица В3.** Рассчитанный продовольственный компонент бедности для каждого типа до-мохозяйства в 2011 г.

<b>Домохозяйства, состоящие из:</b>	<b>Продуктовая компонента черты бедности (рублей на душу населения в месяц)</b>
одного человека	2523,38
двух человек	2829,88
трех человек	3137,18
четырёх человек	3006,45
пяти человек	2988,41
шести человек	3087,51
семи человек	3295,52
восьюми и более человек	2855,45

<sup>19</sup> Мы следуем рекомендациям Всемирного банка для России и исключаем предметы длительного пользования из общих расходов для определения границы бедности.

Продуктовая компонента границы бедности является только одной составляющей общей черты бедности. Чтобы добавить непродуктовую компоненту, мы должны найти уровень непродовольственных расходов, который был бы типичен для домохозяйств, чьи фактические расходы на потребление продуктов питания равны или очень близки по величине продовольственной границе бедности. Мы используем для этого следующий способ. Мы определяем непродуктовую компоненту бедности, при которой отношение расходов на продукты питания к продовольственной компоненте черты бедности находится между 0,9 и 1,1, принимая значение 1 в том случае, когда расходы на продукты питания равны продовольственной компоненте черты бедности.

Имея данные по продуктовой и непродуктовой границе бедности, общая черта бедности может быть посчитана без особых затруднений. Таблица В4 показывает полученные оценки общей границы бедности (наша граница бедности) для различных типов домохозяйств. Обращает на себя внимание тот факт, что полученные оценки границы бедности ниже официально установленного прожиточного минимума в 2011 г. Отчасти это может быть обусловлено тем, что мы не учитывали расходы домохозяйств на товары длительного пользования при расчете непродовольственной компоненты бедности. Таблица В4 также представляет коэффициенты расходов для каждого типа домохозяйств. Коэффициенты рассчитываются путем нормализации границы бедности всех типов домохозяйств к референсному типу (домохозяйство, состоящее из одного человека). Если домохозяйство, состоящее из одного человека, имеет коэффициент 1, то домохозяйство, состоящее из двух человек, имеет коэффициент 1,13, полученный в результате деления границ бедности данного типа домохозяйства на референсное домохозяйство.

**Таблица В4.** Границы бедности по видам домохозяйств в 2011 г. (в месяц)

<b>Домохозяйства, состоящие из:</b>	<b>Наша оценка границы бедности (в рублях на душу населения)</b>	<b>Коэффициенты</b>	<b>Скорректированная официальная граница бедности (в рублях на душу населения)</b>
одного человека	3890,62	1	6369
двух человек	4415,36	1,13	7228,00
трех человек	4997,82	1,28	8181,49
четырёх человек	4760,85	1,22	7793,58
пяти человек	4630,49	1,19	7580,18
шести человек	4759,02	1,22	7790,58
семи человек	4655,31	1,19	7620,81
восьми и более человек	4248,56	1,09	6954,95

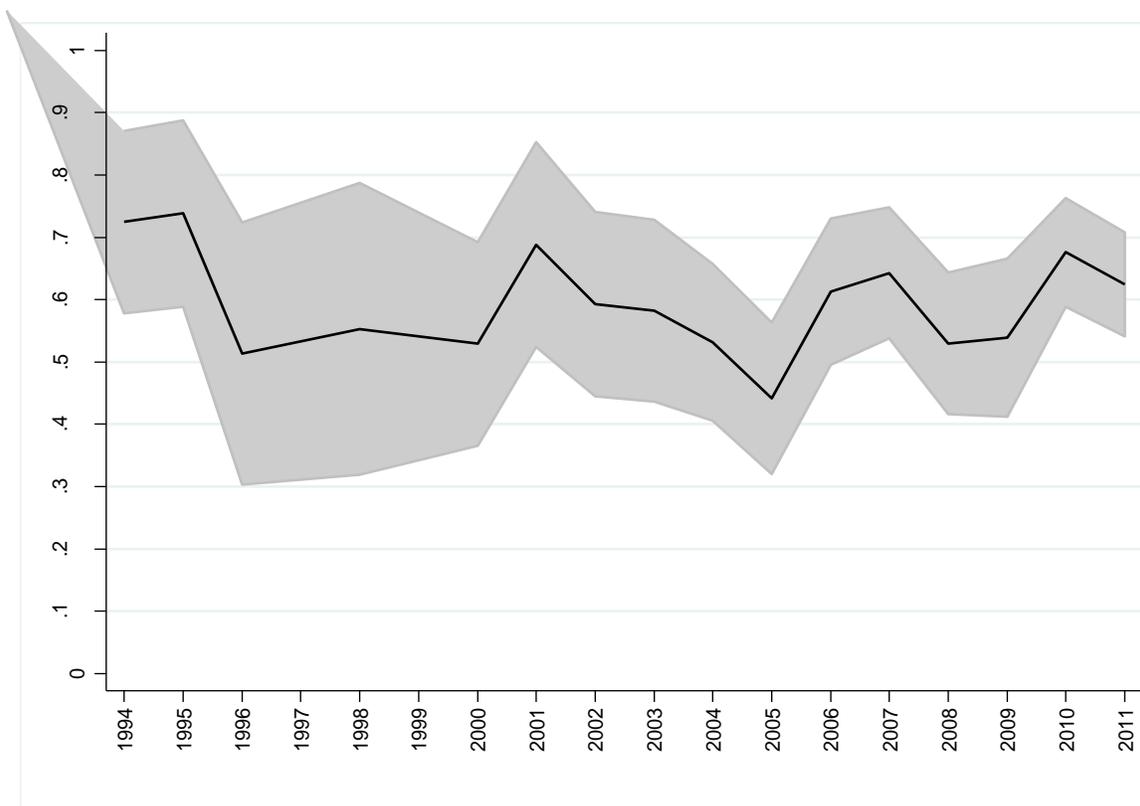
Наконец, чтобы преобразовать официальную границу бедности, коэффициенты, полученные в результате нормализации, были применены к официально установленному прожиточному минимуму в 2011 г. Таблица В4 также показывает, что затраты добавления третьего человека в домохозяйство превышают затраты добавления четвертого, подтверждая таким образом существование экономии на масштабе.

## Таблицы и рисунки

**Таблица 1.** Описательная статистика основных переменных, используемых при оценке методом Энгеля и субъективным методом

Переменные	1994		2000		2004		2008		2011	
	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev
Доля расходов на продукты питания в общих расходах домохозяйства	0,760	0,221	0,640	0,231	0,557	0,224	0,490	0,208	0,470	0,194
Логарифм размера домохозяйства	0,927	0,524	0,901	0,541	0,882	0,550	0,864	0,559	0,789	0,557
Логарифм подушевых расходов	11,909	0,948	6,984	0,865	7,887	0,832	8,684	0,783	9,032	0,732
Логарифм подушевых доходов	11,746	0,867	6,784	0,837	7,898	0,791	8,860	0,727	9,253	0,639
Доля детей до 7 лет	0,061	0,129	0,039	0,103	0,041	0,105	0,043	0,108	0,047	0,115
Доля детей от 7 до 18 лет	0,125	0,189	0,130	0,188	0,108	0,175	0,086	0,157	0,075	0,148
Доля мужчин-пенсионеров	0,081	0,195	0,094	0,212	0,083	0,202	0,081	0,201	0,083	0,206
Доля женщин-пенсионеров	0,241	0,336	0,246	0,344	0,258	0,351	0,274	0,357	0,294	0,373
Доля мужчин в возрасте 18–59	0,248	0,231	0,230	0,228	0,246	0,245	0,249	0,245	0,246	0,258
Доля женщин в возрасте 18–54	0,243	0,229	0,261	0,247	0,264	0,254	0,268	0,264	0,255	0,269
Доля занятых членов в домохозяйстве	0,401	0,331	0,387	0,330	0,409	0,340	0,434	0,353	0,435	0,365
Москва/Санкт-Петербург	0,103	0,305	0,061	0,239	0,127	0,333	0,122	0,327	0,105	0,306
Другие города	0,667	0,471	0,647	0,478	0,639	0,480	0,644	0,479	0,660	0,474
Деревня/село	0,333	0,471	0,353	0,478	0,361	0,480	0,356	0,479	0,340	0,474
Центральный округ	0,221	0,415	0,218	0,413	0,215	0,411	0,212	0,409	0,223	0,416
Северо-западный округ	0,079	0,270	0,074	0,262	0,069	0,253	0,083	0,276	0,083	0,276
Южный округ	0,158	0,365	0,166	0,372	0,162	0,368	0,171	0,376	0,158	0,365
Волжский округ	0,245	0,430	0,246	0,431	0,247	0,431	0,246	0,431	0,242	0,428
Уральский округ	0,107	0,310	0,100	0,300	0,112	0,315	0,105	0,306	0,107	0,309
Сибирский округ	0,135	0,342	0,141	0,348	0,140	0,347	0,128	0,334	0,134	0,341
Дальневосточный округ	0,053	0,225	0,055	0,227	0,055	0,228	0,056	0,230	0,052	0,222

*Примечание.* Средние и стандартные отклонения характеристик домохозяйств рассчитаны с учетом веса домохозяйства.



**Рис. 1.** Оценки экономии на масштабе по методу Энгеля  
(метод инструментальных переменных)

*Примечание.* Доверительные интервалы рассчитаны с помощью дельта-метода.

**Таблица 2.** Влияние размера домохозяйства на долю расходов на продукты питания в общих расходах<sup>21</sup>

	1994	1995	1996	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
	coef/se															
<b>OLS</b>	-0,019** (0,009)	-0,010 (0,009)	-0,026*** (0,010)	-0,029*** (0,010)	-0,047*** (0,010)	-0,028*** (0,009)	-0,039*** (0,009)	-0,039*** (0,009)	-0,046*** (0,009)	-0,062*** (0,008)	-0,038*** (0,007)	-0,046*** (0,008)	-0,053*** (0,008)	-0,047*** (0,008)	-0,029*** (0,006)	-0,036*** (0,006)
<b>OLS</b>	-0,036*** (0,010)	-0,033*** (0,010)	-0,046*** (0,010)	-0,038*** (0,011)	-0,057*** (0,011)	-0,033*** (0,010)	-0,049*** (0,009)	-0,051*** (0,009)	-0,063*** (0,009)	-0,081*** (0,009)	-0,048*** (0,008)	-0,052*** (0,008)	-0,064*** (0,008)	-0,059*** (0,009)	-0,041*** (0,006)	-0,050*** (0,006)
<b>IV</b>	-0,040*** (0,011)	-0,024** (0,011)	-0,043*** (0,011)	-0,043*** (0,012)	-0,064*** (0,011)	-0,041*** (0,010)	-0,049*** (0,010)	-0,042*** (0,010)	-0,055*** (0,010)	-0,074*** (0,010)	-0,036*** (0,009)	-0,053*** (0,009)	-0,056*** (0,009)	-0,046*** (0,009)	-0,034*** (0,007)	-0,038*** (0,007)
<b>PL</b>	-0,054*** (0,009)	-0,033*** (0,010)	-0,063*** (0,011)	-0,059*** (0,011)	-0,071*** (0,011)	-0,040*** (0,010)	-0,057*** (0,009)	-0,052*** (0,009)	-0,071*** (0,009)	-0,087*** (0,009)	-0,043*** (0,009)	-0,062*** (0,008)	-0,067*** (0,009)	-0,062*** (0,009)	-0,045*** (0,007)	-0,051*** (0,007)

*Примечание.* Каждая клетка – это оценка логарифма размера домохозяйства. Каждая клетка в таблице представляет результаты отдельной регрессии, в которой зависимая переменная – это доля расходов на продукты питания в общих расходах, а независимые переменные включают логарифм подушевых расходов, логарифм размера домохозяйства, долю детей до 7 лет, долю детей от 7 до 18 лет, долю взрослых мужчин в возрасте 18–59 лет, долю взрослых женщин в возрасте от 18 до 54 лет, долю женщин-пенсионеров, долю занятых членов в домохозяйстве, а также географические дамми. Модели регрессий различаются по способу включения логарифма подушевых расходов: в линейной модели МНК логарифм подушевых расходов входит линейно, в полупараметрической модели – данные упорядочиваются по величине подушевых расходов, и затем проводится метод первых разностей, в моделях с инструментальными переменными – подушевые расходы инструментуются подушевыми доходами. Робастные стандартные ошибки для первых трех моделей указаны в скобках, для полупараметрической модели с инструментальными переменными стандартные ошибки рассчитаны с помощью процедуры бутстрапа (500 репликаций). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

<sup>21</sup> Полные таблицы с регрессиями доступны по запросу у авторов.

**Таблица 3.** Влияние размера домохозяйства на долю расходов на продукты питания в бюджете, состоящем из расходов на продукты питания и на жилье<sup>22</sup>

	1994	1995	1996	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
OLS	0,018*** (0,004)	0,027*** (0,005)	0,018*** (0,005)	0,008 (0,005)	0,027*** (0,006)	0,028*** (0,006)	0,023*** (0,006)	0,027*** (0,006)	0,019*** (0,006)	0,017** (0,007)	0,038*** (0,006)	0,039*** (0,006)	0,044*** (0,006)	0,042*** (0,007)	0,051*** (0,005)	0,049*** (0,005)
OLS IV	0,017*** (0,004)	0,024*** (0,005)	0,018*** (0,005)	0,005 (0,006)	0,023*** (0,007)	0,030*** (0,006)	0,020*** (0,006)	0,022*** (0,006)	0,008 (0,007)	0,012* (0,007)	0,032*** (0,007)	0,041*** (0,007)	0,038*** (0,007)	0,037*** (0,008)	0,042*** (0,006)	0,039*** (0,006)
PL	0,018*** (0,004)	0,030*** (0,005)	0,018*** (0,006)	0,008 (0,008)	0,025*** (0,007)	0,031*** (0,006)	0,028*** (0,007)	0,025*** (0,007)	0,019*** (0,007)	0,014* (0,008)	0,044*** (0,007)	0,038*** (0,007)	0,041*** (0,007)	0,044*** (0,008)	0,051*** (0,006)	0,054*** (0,006)
PL IV	0,016*** (0,004)	0,030*** (0,005)	0,015*** (0,006)	0,002 (0,006)	0,021*** (0,007)	0,034*** (0,007)	0,024*** (0,006)	0,024*** (0,007)	0,008 (0,007)	0,006 (0,008)	0,040*** (0,007)	0,040*** (0,007)	0,033*** (0,008)	0,035*** (0,008)	0,041*** (0,006)	0,043*** (0,006)

*Примечани.* Каждая клетка – это оценка логарифма размера домохозяйства. Каждая клетка в таблице представляет результаты отдельной регрессии, в которой зависимая переменная – это доля расходов на продукты питания в бюджете, состоящем из расходов на продукты питания и жилье, а независимые переменные включают логарифм подушевых расходов, логарифм размера домохозяйства, долю детей до 7 лет, долю детей от 7 до 18 лет, долю взрослых мужчин в возрасте 18–59 лет, долю взрослых женщин в возрасте от 18 до 54 лет, долю женщин-пенсионеров, долю занятых членов в домохозяйстве, а также географические дамми. Модели регрессий различаются по способу включения логарифма подушевых расходов: в линейной модели МНК логарифм подушевых расходов входит линейно, в полупараметрической модели – данные упорядочиваются по величине подушевых расходов и затем проводится метод первых разностей, в моделях с инструментальными переменными – подушевые расходы инструментируются подушевыми доходами. Робастные стандартные ошибки для первых трех моделей указаны в скобках, для полупараметрической модели с инструментальными переменными стандартные ошибки рассчитаны с помощью процедуры бутстрапа (500 репликаций). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

<sup>22</sup> Полные таблицы с регрессиями доступны по запросу у авторов.

**Таблица 4.** Описательная статистика зависимых переменных для оценки экономии на масштабе по методу Каквани и Сон

Доля расходов (в общих расходах)	1994		2000		2004		2008		2011	
	Mean	Std_dev								
Питание дома	0,724	0,234	0,602	0,239	0,514	0,230	0,452	0,214	0,424	0,199
Питание вне дома	0,036	0,093	0,038	0,085	0,043	0,092	0,039	0,082	0,046	0,092
Бытовые услуги	0,024	0,085	0,029	0,091	0,028	0,087	0,032	0,095	0,034	0,096
Топливо и газ	0,012	0,049	0,024	0,069	0,024	0,065	0,025	0,062	0,030	0,070
Транспортные услуги и связь	0,025	0,052	0,029	0,057	0,038	0,060	0,059	0,056	0,060	0,057
Жилье	0,035	0,069	0,064	0,088	0,094	0,100	0,128	0,117	0,148	0,123
Одежду и обувь	0,077	0,121	0,093	0,133	0,092	0,110	0,079	0,098	0,071	0,092
Здравоохранение	0,008	0,048	0,045	0,088	0,049	0,091	0,056	0,099	0,067	0,108
Образование и отдых	0,013	0,048	0,016	0,055	0,018	0,061	0,018	0,058	0,019	0,061
Домашнюю мебель	0,010	0,054	0,006	0,040	0,010	0,051	0,010	0,051	0,009	0,049
Электрическую и бытовую технику	0,019	0,076	0,011	0,060	0,024	0,086	0,032	0,090	0,023	0,070
Недвижимое имущество	0,003	0,042	0,003	0,050	0,005	0,063	0,004	0,057	0,003	0,048
Автомобиль и мотоцикл	0,008	0,073	0,006	0,061	0,007	0,068	0,010	0,081	0,008	0,075
Прочие	0,006	0,041	0,007	0,042	0,063	0,081	0,062	0,086	0,063	0,086

*Примечание.* Средние и стандартные отклонения характеристик домохозяйств рассчитаны с учетом веса домохозяйства.

**Таблица 5.** Оценка индексов экономии на масштабе по методу Каквани и Сон

Специфический индекс ( $\varphi_i^*$ )	1994	1995	1996	1998	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Питание дома	0,503 (0,294)	1,085 (0,190)	1,199 (0,150)	0,903 (0,135)	0,888 (0,105)	1,043 (0,093)	0,922 (0,080)	0,830 (0,066)	1,037 (0,070)	0,764 (0,060)	0,782 (0,059)	0,888 (0,057)	0,885 (0,055)	0,880 (0,058)	0,945 (0,043)	0,801 (0,050)
Питание вне дома	0,269 (0,436)	1,031 (0,333)	1,014 (0,296)	0,367 (0,265)	0,831 (0,221)	0,835 (0,181)	1,170 (0,194)	1,212 (0,148)	1,576 (0,153)	0,964 (0,149)	0,886 (0,143)	0,845 (0,141)	1,041 (0,153)	0,905 (0,143)	1,114 (0,104)	1,001 (0,114)
Бытовые услуги	0,389 (0,581)	1,396 (0,428)	1,707 (0,389)	0,842 (0,303)	1,433 (0,298)	1,594 (0,244)	1,316 (0,239)	0,996 (0,209)	1,583 (0,203)	1,217 (0,217)	0,992 (0,166)	1,418 (0,207)	1,569 (0,188)	1,050 (0,196)	1,453 (0,170)	1,205 (0,158)
Топливо и газ	1,086 (0,462)	1,939 (0,366)	2,099 (0,291)	1,301 (0,312)	1,776 (0,229)	1,970 (0,182)	1,841 (0,186)	1,706 (0,143)	1,825 (0,157)	1,647 (0,151)	1,290 (0,171)	1,649 (0,167)	1,441 (0,145)	1,324 (0,131)	1,643 (0,105)	1,370 (0,109)
Транспортные услуги и связь	0,440 (0,306)	1,123 (0,280)	1,143 (0,247)	0,690 (0,192)	0,851 (0,188)	0,961 (0,145)	0,838 (0,126)	0,838 (0,110)	0,959 (0,112)	0,778 (0,097)	0,644 (0,089)	0,744 (0,077)	0,765 (0,080)	0,666 (0,078)	0,696 (0,064)	0,626 (0,064)
Жилье	0,046 (0,196)	0,641 (0,185)	0,857 (0,156)	0,677 (0,143)	0,586 (0,118)	0,659 (0,094)	0,680 (0,088)	0,589 (0,081)	0,884 (0,084)	0,514 (0,078)	0,429 (0,073)	0,541 (0,068)	0,549 (0,060)	0,529 (0,072)	0,525 (0,051)	0,417 (0,056)
Одежда и обувь	0,523 (0,394)	1,299 (0,267)	1,402 (0,215)	1,025 (0,204)	0,987 (0,164)	0,916 (0,137)	1,147 (0,128)	0,987 (0,104)	1,241 (0,108)	0,882 (0,104)	0,844 (0,102)	0,927 (0,097)	1,071 (0,105)	1,016 (0,099)	0,989 (0,073)	0,832 (0,079)
Здравоохранение	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)	1,000 (0,000)
Образование и отдых	0,319 (0,496)	1,103 (0,430)	0,903 (0,338)	0,261 (0,274)	1,080 (0,295)	1,372 (0,256)	1,009 (0,219)	0,909 (0,196)	1,222 (0,227)	0,877 (0,219)	0,891 (0,197)	1,016 (0,182)	0,922 (0,188)	1,048 (0,196)	0,985 (0,162)	0,685 (0,148)
Домашняя мебель	0,273 (0,723)	0,768 (0,593)	2,102 (0,603)	0,483 (0,511)	1,518 (0,482)	1,955 (0,403)	0,973 (0,288)	0,753 (0,276)	1,709 (0,265)	0,817 (0,251)	0,898 (0,241)	1,317 (0,263)	1,273 (0,254)	1,087 (0,247)	1,590 (0,208)	0,749 (0,214)
Электроника и бытовая техника	0,290 (0,546)	1,212 (0,518)	1,084 (0,397)	0,103 (0,449)	0,981 (0,420)	1,428 (0,297)	1,403 (0,240)	1,172 (0,229)	1,508 (0,188)	0,953 (0,198)	0,739 (0,178)	0,985 (0,144)	0,978 (0,150)	1,183 (0,179)	0,980 (0,150)	0,886 (0,131)
Недвижимое имущество	-0,160 (1,292)	3,415 (1,316)	3,451 (1,168)	0,334 (0,700)	1,870 (1,213)	1,655 (0,811)	2,601 (0,644)	2,037 (0,516)	3,109 (0,578)	1,410 (0,709)	1,500 (0,730)	2,855 (0,629)	3,016 (0,979)	2,710 (0,601)	2,690 (0,631)	2,334 (0,702)
Автомобили и мотоциклы	0,018 (0,946)	1,898 (0,907)	2,365 (0,752)	1,061 (0,604)	0,791 (0,738)	2,568 (0,503)	3,088 (0,642)	2,452 (0,524)	3,370 (0,540)	2,058 (0,437)	1,990 (0,390)	2,467 (0,383)	2,465 (0,576)	2,205 (0,408)	2,197 (0,431)	1,392 (0,398)
<b>Общий индекс (<math>\varphi^*</math>)</b>	0,474 (0,336)	1,111 (0,213)	1,221 (0,161)	0,864 (0,138)	0,927 (0,126)	1,050 (0,103)	0,998 (0,095)	0,903 (0,074)	1,151 (0,074)	0,831 (0,070)	0,791 (0,072)	0,930 (0,065)	0,952 (0,060)	0,891 (0,067)	0,956 (0,054)	0,814 (0,057)

*Примечание.* Модель оценена с помощью метода внешне несвязанных регрессии. Стандартные ошибки указаны в скобках и рассчитаны с помощью процедуры бутстрапа (500 репликаций)

**Таблица 6.** Описательная статистика переменных, используемых для субъективной оценки экономии на масштабе

Переменные	1994		2000		2004		2008		2011	
	Mean	Std_dev								
<i>Характеристики главы домохозяйства</i>										
Субъективный индикатор благосостояния_1 (нижняя ступень)	0,136	0,343	0,108	0,310	0,055	0,228	0,038	0,191	0,038	0,192
Субъективный индикатор благосостояния_2	0,163	0,370	0,158	0,365	0,130	0,337	0,112	0,315	0,115	0,319
Субъективный индикатор благосостояния_3	0,241	0,428	0,229	0,420	0,230	0,421	0,219	0,414	0,222	0,416
Субъективный индикатор благосостояния_4	0,218	0,413	0,206	0,405	0,247	0,431	0,249	0,432	0,247	0,431
Субъективный индикатор благосостояния_5	0,179	0,383	0,215	0,411	0,231	0,422	0,253	0,435	0,240	0,427
Субъективный индикатор благосостояния_6	0,043	0,202	0,058	0,234	0,066	0,248	0,081	0,273	0,088	0,284
Субъективный индикатор благосостояния_7 (верхняя ступень)	0,020	0,140	0,026	0,158	0,041	0,198	0,048	0,214	0,050	0,217
Возраст	47,9	16,8	50,0	16,9	49,5	17,2	50,1	17,4	51,0	18,0
Пол	0,490	0,500	0,454	0,498	0,463	0,499	0,459	0,498	0,448	0,497
Семейное положение	0,256	0,437	0,391	0,488	0,422	0,494	0,435	0,496	0,457	0,498
Начальное образование	0,148	0,355	0,113	0,317	0,085	0,279	0,060	0,238	0,048	0,214
Среднее незавершенное образование	0,175	0,380	0,179	0,384	0,158	0,365	0,154	0,361	0,151	0,359
Среднее завершенное образование	0,283	0,451	0,312	0,464	0,327	0,469	0,325	0,468	0,309	0,462
Колледж	0,200	0,400	0,207	0,405	0,208	0,406	0,225	0,418	0,234	0,423
Университет	0,193	0,394	0,188	0,391	0,221	0,415	0,236	0,425	0,258	0,438
Занятость	0,621	0,485	0,593	0,491	0,642	0,479	0,660	0,474	0,634	0,482
Хорошее здоровье	0,215	0,411	0,221	0,415	0,256	0,436	0,270	0,444	0,288	0,453
Нормальное здоровье	0,564	0,496	0,558	0,497	0,559	0,497	0,548	0,498	0,528	0,499
Плохое здоровье	0,220	0,415	0,221	0,415	0,185	0,388	0,182	0,386	0,184	0,388
<i>Характеристики домохозяйства</i>										
Автомобиль в наличии	0,216	0,412	0,270	0,444	0,287	0,453	0,348	0,476	0,364	0,481
Стиральная машина в наличии	0,795	0,404	0,797	0,402	0,812	0,391	0,532	0,499	0,662	0,473
Холодильник в наличии	0,929	0,256	0,937	0,244	0,949	0,219	0,347	0,476	0,462	0,499
Морозильник в наличии	0,060	0,238	0,068	0,251	0,076	0,264	0,088	0,284	0,107	0,309
Жилищные условия (количество квадратных метров)	32,021	13,477	33,965	15,483	34,327	15,695	35,089	15,836	35,595	17,857

*Примечание.* Средние и стандартные отклонения рассчитаны с учетом веса домохозяйства.



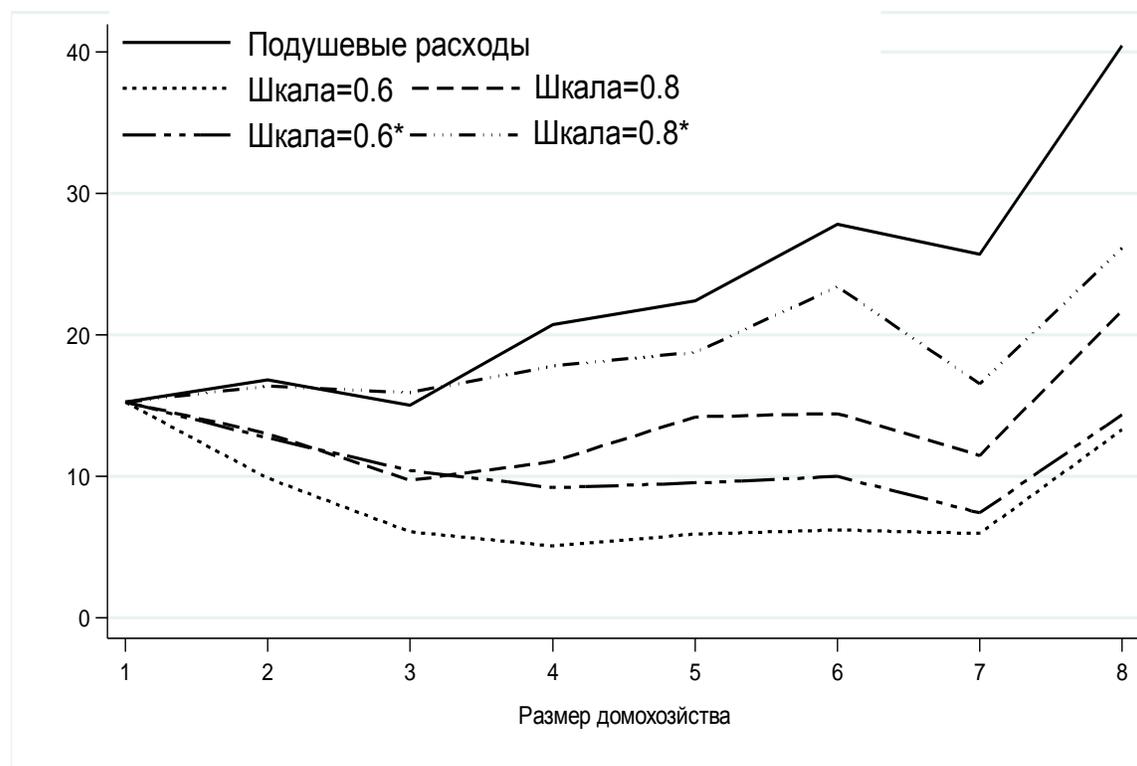
**Рис. 2.** Субъективные оценки экономии на масштабе

*Примечание.* Доверительные интервалы рассчитаны с помощью дельта-метода.

**Таблица 7.** Уровень бедности в 2011 г. (% индивидов)

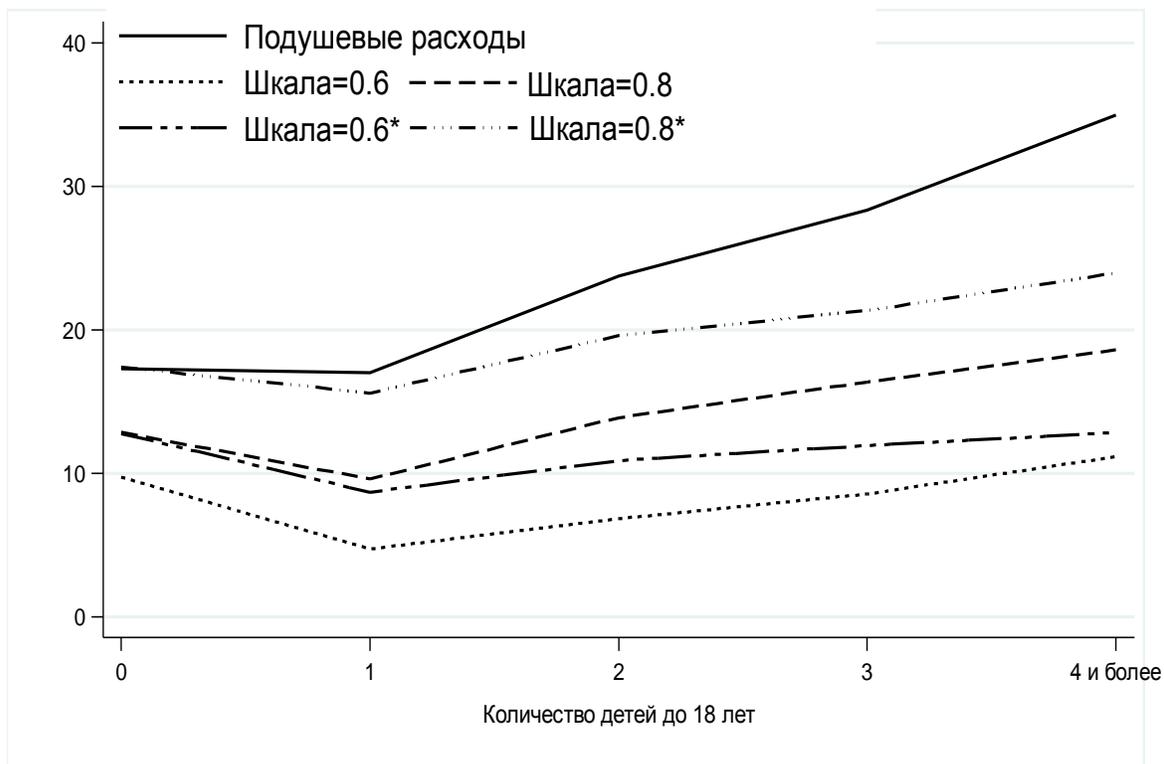
	Подушевые расходы	Размер экономии на масштабе	
		Шкала = 0,8	Шкала = 0,6
Нескорректированная граница бедности	18,7	12,1	7,7
Скорректированная граница бедности		17,4	11,2

*Примечание.* Оценки взвешены с учетом веса и размера домохозяйств.



**Рис. 3.** Профиль бедности по размеру домохозяйств, 2011 г.

*Примечание.* \*Скорректированная граница бедности. Оценки взвешены с учетом веса и размера домохозяйств



**Рис. 4.** Профиль бедности по числу детей в домохозяйстве, 2011 г.

\* Скорректированная граница бедности. Оценки взвешены с учетом веса и размера домохозяйств.

**Таблица 8.** Факторы, влияющие на попадание в бедность, 2011 г.

Переменные	<i>Нескорректированная граница бедности</i>						<i>Скорректированная граница бедности</i>			
	<i>Подушевые расходы</i>		<i>Шкала = 0,8</i>		<i>Шкала = 0,6</i>		<i>Шкала a= 0,8</i>		<i>Шкала = 0,6</i>	
	coef	se	coef	se	coef	se	coef	se	coef	se
	<i>Характеристики главы домохозяйства</i>									
Возраст	0,002**	0,001	-0,001	0,001	-0,005***	0,002	0,001	0,001	-0,003**	0,001
Пол (мужской)	-0,069**	0,032	-0,021	0,036	-0,148***	0,043	-0,028	0,033	-0,040	0,037
Семейное положение (в браке)	0,170***	0,033	0,207***	0,035	0,198***	0,041	0,177***	0,033	0,163***	0,036
Статус на рынке труда (занят)	0,425***	0,070	0,427***	0,082	0,243***	0,093	0,565***	0,074	0,511***	0,087
<b>Образование</b>										
Начальное	0,775***	0,277	1,100***	0,305	1,511***	0,330	0,832***	0,287	1,162***	0,315
Среднее незавершенное	0,129***	0,042	0,175***	0,044	0,277***	0,048	0,200***	0,042	0,161***	0,045
Колледж/техникум/ПТУ	-0,035	0,033	-0,105***	0,036	-0,112**	0,044	-0,030	0,034	-0,144***	0,038
Университет	-0,358***	0,038	-0,464***	0,045	-0,438***	0,055	-0,345***	0,039	-0,442***	0,047
Среднее завершенное					<i>референсная группа</i>					
<b>Профессия</b>										
Руководитель	-0,446***	0,069	-0,534***	0,091	-0,547***	0,123	-0,423***	0,071	-0,555***	0,098
Высококвалифицированный специалист	0,026	0,043	-0,080	0,051	-0,135**	0,063	0,007	0,045	-0,089*	0,054
Офисный работник	0,041	0,066	-0,162**	0,078	-0,242**	0,097	-0,078	0,069	-0,129	0,081
Работник частного предприятия	-0,007	0,050	-0,022	0,055	-0,044	0,066	0,083*	0,050	0,039	0,057
Сельскохозяйственный рабочий	0,503***	0,159	0,736***	0,167	0,224	0,203	0,621***	0,162	0,613***	0,179
Высококвалифицированный рабочий	0,012	0,047	-0,064	0,053	-0,063	0,063	-0,022	0,048	0,009	0,055
Среднеквалифицированный рабочий	0,043	0,046	0,058	0,051	0,050	0,061	0,049	0,047	0,043	0,053
Неквалифицированный рабочий	0,302***	0,051	0,269***	0,054	0,205***	0,062	0,316***	0,051	0,268***	0,056
Среднеквалифицированный специалист					<i>референсная группа</i>					
	<i>Характеристики домохозяйства</i>									
Логарифм размера домохозяйства	0,561***	0,038	0,117***	0,041	-0,208***	0,049	0,203***	0,037	-0,194***	0,042
Доля детей 0–6 лет	0,008	0,114	-0,084	0,128	0,110	0,149	-0,146	0,116	-0,008	0,129
Доля детей 7–17 лет	-0,228**	0,096	-0,034	0,106	-0,320**	0,127	-0,268***	0,097	-0,170	0,108
Доля пенсионеров-мужчин	-0,215	0,141	-0,133	0,157	-0,065	0,180	-0,219	0,139	-0,262	0,160
Доля пенсионеров-женщин	0,243**	0,111	0,295**	0,120	0,471***	0,133	0,137	0,108	0,236**	0,118
Доля женщин в возрасте 18–54 лет	0,343***	0,099	0,230**	0,109	0,207*	0,122	0,282***	0,096	0,132	0,106
Доля мужчин в возрасте 18–59 лет					<i>референсная группа</i>					
Доля занятых членов	-0,792***	0,067	-0,723***	0,076	-0,658***	0,088	-0,860***	0,068	-0,764***	0,077

<i>Место проживания</i>										
Москва/Санкт-Петербург	-0,537***	0,074	-0,631***	0,083	-0,781***	0,098	-0,557***	0,076	-0,690***	0,085
Северо-Западный округ	0,306***	0,066	0,241***	0,071	0,054	0,081	0,340***	0,067	0,108	0,073
Южный округ	-0,130*	0,077	-0,307***	0,087	-0,633***	0,109	-0,099	0,078	-0,413***	0,090
Волжский округ	0,511***	0,068	0,262***	0,072	-0,018	0,083	0,472***	0,068	0,113	0,074
Уральский округ	0,551***	0,067	0,410***	0,071	0,284***	0,081	0,519***	0,067	0,333***	0,073
Сибирский округ	0,435***	0,071	0,272***	0,077	0,119	0,088	0,408***	0,072	0,149*	0,079
Дальневосточный округ	0,178**	0,071	0,236***	0,076	0,031	0,088	0,192***	0,072	0,127	0,078
Центральный округ					<i>референсная группа</i>					
ПГТ	-0,409***	0,034	-0,537***	0,038	-0,672***	0,045	-0,386***	0,035	-0,549***	0,039
Село	-0,342***	0,035	-0,337***	0,038	-0,444***	0,044	-0,280***	0,035	-0,352***	0,039
Деревня	-0,397***	0,056	-0,287***	0,062	-0,346***	0,073	-0,274***	0,056	-0,222***	0,063
Город					<i>референсная группа</i>					
Константа	-1,276***	0,135	-0,901***	0,151	-0,338**	0,170	-1,010***	0,138	-0,437***	0,154
Количество наблюдений	12528		12528		12528		12528		12528	

*Примечание.* Оценки взвешены с учетом веса и размера домохозяйств. Стандартные ошибки скорректированы на гетероскедастичность. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

**Abanokova, K., Lokshin, M.**

The effect of adjustment for economies of scale in household consumption on poverty estimates in Russia [Electronic resource] : Working paper WP3/2014/06 / K. Abanokova, M. Lokshin ; National Research University Higher School of Economics. – Electronic text data (700 KB). – Moscow : Publishing House of the Higher School of Economics, 2014. – (Series WP3 “Labour Markets in Transition”). – 42 p.

The official poverty measurements in Russia are based on per capita welfare aggregate. We estimate economies on household size in consumption by different methodologies ranging from methods based on Engel curves to estimations of economies of scale using subjective questions. We demonstrate that, regardless of the method, larger households can reach a given level of wellbeing with less resource per capita compared to smaller households. The aggregate poverty estimates and composition of the poor derived with adjustments on household size will differ significantly from the Russian official statics. Taking into account the economies of scale in household consumption might affect both size and a profile of the groups targeted by anti-poverty programs.

Keywords: economies of scale, economies of household size, poverty rate, poverty profiles, Russia

*Препринт WP3/2014/06*  
*Серия WP3*  
*Проблемы рынка труда*

Абанокова Ксения, Локшин Михаил

**Влияние эффекта масштаба в потреблении  
домохозяйств на бедность в России**