

## Влияние эффекта масштаба в потреблении домохозяйств на бедность в России<sup>1</sup>

**Абанокова К.Р., Локшин М.М.**

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. В частности, мы показываем, что официальные оценки бедности крупных домохозяйств являются завышенными. Мы также обнаружили, что, несмотря на отсутствие четкого тренда, величина экономии на масштабе значительно колебалась на протяжении рассматриваемого периода. Результаты данного исследования имеют большое значение для выработки мер социальной политики. Поскольку оценка параметра экономии на масштабе важна для точной идентификации уязвимых 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. Полученные результаты являются серьезным аргументом в пользу использования экономии на масштабе для анализа бедно-

---

<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.

Мы выражаем благодарность Овчаровой Л.Н., Рошину С.Ю. и Капелюшникову Р.И. за их комментарии и поддержку. Мы также признательны анонимному рецензенту за ценные предложения, которые помогли улучшить первоначальную версию статьи.

**Абанокова Ксения Руслановна** – м.н.с., Центр трудовых исследований НИУ ВШЭ.  
Email: kabanokova@hse.ru

**Локшин Михаил Моисеевич** – ведущий научный сотрудник Центра трудовых исследований НИУ ВШЭ. Email: mlokshin@worldbank.org

Статья получена: июль 2014 г./ Статья принята: октябрь 2014 г.

сти в России и уточнения групп населения, подверженных риску бедности. Результаты анализа могут быть использованы для повышения адресности социальной помощи.

**Ключевые слова:** домохозяйства; эффект масштаба; экономия на размере; уровень бедности; профиль бедности; Россия.

## 1. Введение

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

В то же время учет экономии на масштабе при измерении индивидуального благосостояния влияет на уровень и профиль бедности. Ланье и Равалльон (1995) обнаружили, что существование эффекта масштаба ведет к исчезновению положительной связи между размером домохозяйства и уровнем бедности в Пакистане [Lanjouw, Ravallion, 1995]. Данное исследование одним из первых опровергло выводы эмпирических исследований о том, что крупные домохозяйства являются более бедными [Houthakker, 1957]. Последующие работы в этой области показали, что существование даже небольшой экономии на масштабе в потреблении домохозяйств может существенно изменять демографический профиль бедности в некоторых странах Восточной Европы, Южной и Центральной Азии [Dreze, Srinivasan, 1997; Lanjouw et al., 1998]. Отрицательное влияние экономии на масштабе на уровень бедности подтвердилось более поздними исследованиями по многим развивающимся странам. Минакаши и Рэй (2000) обнаружили, что коррекция благосостояния домохозяйства на его размер и состав приводит к снижению бедности в Индии, однако не меняет порядок ранжирования областных центров по уровню бедности [Meenakshi, Ray, 2000]. Мок и соавторы (2011) показали, что для низкодоходных групп населения Малайзии использование официального подхода<sup>2</sup> при измерении бедности переоценивает бедность крупных домохозяйств и, как следствие, завышает общий уровень бедности в стране [Mok et al., 2011]. Анализируя влияние денежных переводов мигрантов на бедность в Таджикистане, Бети и Ландгрэн (2012) не только подтвердили факт снижения уровня бедности при коррекции благосостояния на эффект масштаба, но и выявили, что чем выше размер домохозяйства, тем выше вероятность его выхода из бедности [Betti, Lundgren, 2012].

Необходимость коррекции индивидуального благосостояния на размер домохозяйств при измерении бедности в России осознавалась давно, однако эмпирических работ по российским данным оставалось немного. Попкин и соавторы (1992) сконструировали границу бедности для 1991 г.<sup>3</sup>, которую в дальнейшем использовали Мроз и Попкин (1995) при анализе бедности в России. По данным РМЭЗ – ВШЭ за 1992 и 1993 гг.,

<sup>2</sup> Официальная методология измерения бедности в Малайзии учитывала экономию на масштабе только в расходах на жилье.

<sup>3</sup> Российское правительство использовало эту методологию до 2000 г.

авторы обнаружили значительный рост уровня бедности в семьях с тремя и более детьми [Popkin et al., 1992; Mroz, Popkin, 1995]. Недостатком данного исследования являлось то, что используемая в анализе граница бедности учитывала гендерную и возрастную структуру домохозяйства исходя из различий в нормах калорийности, но не отражала экономию в потреблении домохозяйств, возникающую в результате роста размера домохозяйства. В дальнейшем Ланье и соавторы (1998) нашли обратную связь между размером домохозяйства и уровнем бедности в России при определенном («критическом») значении экономии на масштабе, но не смогли отделить эффект экономии на размере от эффекта композиции [Lanjouw et al., 1998]. Овчарова и соавторы (1998) на данных обследования домохозяйств Волгоградской области за 1997 г. показали, что применение эквивалентных шкал снизило уровень бедности крупных домохозяйств на 20% по сравнению с данными официальной статистики [Ovcharova et al., 1999]. Ган и Вернон (2003) использовали данные РМЭЗ – ВШЭ за 1994–1998 гг. для того, чтобы ответить на вопрос о существовании экономии на масштабе в потреблении российских домохозяйств [Gan, Vernon, 2003]. В то время как авторы подтвердили ее существование, они не предоставили конкретных оценок параметра. Более того, Ган и Вернон (2003) не проверяли чувствительность оценок бедности к возможным параметрам экономии на масштабе. Исследуя основные факторы хронической бедности по данным РМЭЗ – ВШЭ за 1994–2000 гг., Спрысков (2003) обнаружил снижение уровня бедности на 3–7% при учете эффекта масштаба [Spryskov, 2003]. Как и в случае с работой Ланье и соавторов (1998), Спрысков (2003) не разделял влияние экономии на размере от экономии, возникающей за счет различий в потреблении членов домохозяйств разного пола и возраста. Более того, Спрысков использовал относительную границу бедности, которую не корректировал на эффект масштаба. Анализируя субъективные шкалы эквивалентности на данных РМЭЗ – ВШЭ за 1994 и 2002 гг., Такеда (2010) сделала вывод о завышении официального уровня бедности [Takeda, 2010]. Предложенная автором шкала не учитывала экономию, связанную с ростом размера домохозяйства.

Наша статья расширяет эмпирическую литературу, изучающую экономию на масштабе и бедность в России, по следующим направлениям. Во-первых, мы рассматриваем влияние эффекта масштаба на бедность отдельно от влияния эффекта композиции, поскольку эти два понятия имеют «разную природу» [Lanjouw et al., 1998]. Мы проверяем, насколько чувствительны оценки бедности по отношению к параметрам экономии на масштабе и показываем, как меняется профиль бедности в зависимости от выбора конкретных параметров. Во-вторых, мы оцениваем экономию на масштабе, используя широкий набор методов. Все предыдущие исследования по России использовали самый простой метод оценки экономии на масштабе (метод Энгеля), который имеет множество недостатков. Наконец, мы предоставляем сравнительные оценки эффекта масштаба в динамике, используя длительный период наблюдения с 1994 по 2011 гг.<sup>4</sup>

Мы обнаружили, что вне зависимости от метода размеры экономии на масштабе в России значительны. Полученная экономия в потреблении российских домохозяйств значимо меняет уровень и профиль бедности по сравнению с официальным подходом. В частности, мы показываем, что официальные оценки бедности крупных домохозяйств

---

<sup>4</sup> Спрысков (2003) использовал сбалансированную панель РМЭЗ – ВШЭ за 1994–2000 гг. (6 волн) для оценки экономии на масштабе [Spryskov, 2003].

являются завышенными. Мы также обнаружили, что, несмотря на отсутствие четкого тренда, величина экономии на масштабе значительно колебалась на протяжении рассматриваемого периода.

Результаты данного исследования имеют большое значение для выработки мер социальной политики. Поскольку оценка параметра экономии на масштабе важна для точной идентификации уязвимых 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 имеет следующую структуру. Во втором разделе описывается методология оценки экономии на масштабе. В третьем разделе обсуждаются используемые данные. В четвертом разделе представлены эмпирические результаты оценивания экономии на масштабе. Последствия применения полученных оценок для анализа бедности обсуждаются в пятом разделе. Основные выводы и заключения представлены в шестом разделе.

## 2. Методология

В литературе существует несколько методов измерения экономии на масштабе.

Первый метод основан на выводах эмпирических исследований о том, что доля расходов на продукты питания снижается с ростом благосостояния [Engel, 1857]. Если предположить, что доля расходов на продукты питания в общем бюджете отражает различия в благосостоянии домохозяйств разного размера, то экономия на масштабе будет определяться как разница в подушевых расходах двух домохозяйств, имеющих одинаковую долю расходов на продукты питания, но отличающихся по размеру (метод Энгеля). Для оценки кривой Энгеля используется уравнение Уоркинга – Лесера [Leser, 1963], предполагающее линейную связь между долей расходов на индивидуальные блага и логарифмом общих расходов. Ланье и Равалльон (1995) модифицировали формулу Уоркинга – Лесера для анализа экономии на масштабе [Lanjouw, Ravallion, 1995]:

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

где  $w_i$  – доля расходов на продукты питания  $i$ -го домохозяйства;  $x_i$  – 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;  $z_i$  – набор характеристик  $i$ -го домохозяйства, которые влияют на спрос и могут быть связаны с размером семьи;  $\varepsilon_i$  – ошибка.

Метод Энгеля позволяет напрямую вычислить параметр экономии на масштабе  $(\theta)^5$  как разность между единицей и частным от деления коэффициента при размере домохозяйства на коэффициент при подушевых расходах домохозяйства. Скорректиро-

<sup>5</sup> Ланье и Равалльон (1995) определяют параметр  $\theta$  как эластичность функции затрат относительно размера домохозяйства.

ванные на эффект масштаба индивидуальные расходы ( $x/n^\theta$ ) отражают благосостояние члена домохозяйства ( $0 \leq \theta \leq 1$ ). Чем ближе  $\theta$  к единице, тем меньше степень (размер) экономии на масштабе, поскольку скорректированные расходы будут эквивалентны использованию подушевых расходов. Безусловное преимущество метода Энгеля – его простота, поскольку для оценки требуется одно уравнение спроса с долей расходов на продукты питания в качестве зависимой переменной. Ограничениями данного метода являются допущения о постоянстве цен и неизменности потребительских предпочтений при росте дохода. При нарушении этих условий метод Энгеля будет переоценивать размер экономии на масштабе [Lanjouw, Ravallion, 1995]<sup>6</sup>.

Дитон и Паксон критиковали метод Энгеля за предположение о нулевой эластичности замещения [Deaton, Paxson, 1998]. Они утверждали, что отрицательная зависимость между размером домохозяйства и долей продуктов питания в общем потреблении домохозяйств может существовать только в случае падения подушевых расходов на питание, что противоречит росту благосостояния в результате экономии на масштабе. Дитон и Паксон предположили, что при объединении в домохозяйство и сохранении благосостояния членов домохозяйств 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. Таким образом, 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. Дитон и Паксон оценили уравнение (1) на данных по США, Британии, Франции, Тайваню, Тайланду, 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<sup>7</sup>. Авторы предлагали несколько возможных объяснений полученных результатов, начиная от высоких постоянных издержек в потреблении продуктов питания и заканчивая ошибками измерения<sup>8</sup>.

---

<sup>6</sup> Ланье и Равалльон (1995) показали, что предположение о постоянстве цен не соблюдается, когда крупные домохозяйства могут приобретать покупки в больших количествах по сниженным ценам. Предположение о постоянстве предпочтений нарушается, когда продукты питания замещаются общественными благами, цены на которые снижаются в результате роста размера домохозяйства.

<sup>7</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 и 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>8</sup> Большой объем экономической литературы был посвящен объяснению результатов Дитона и Паксона [Gibson, 2002; Gibson, Kim, 2007; Horowitz, 2002; Abdulai, 2003; Gan, Vernon, 2003; Vernon, 2005; Parpiev, Yusupov, 2011; Pena, 2012].

Каквани и Сон (2005) критиковали метод Энгеля за вывод о существовании одинаковой для всех благ и домохозяйств экономии на масштабе [Kakwani, Son, 2005]. Они предложили метод, при котором экономия на масштабе не является постоянной, и определили экономию на масштабе в потреблении  $i$ -го блага как

$$(2) \quad \phi_i^* = \varepsilon_i \phi^* + \phi_i,$$

где параметр экономии на масштабе в потреблении  $i$ -го блага ( $\phi_i^*$ ) зависит от общего параметра экономии на масштабе ( $\phi^*$ ) и параметров  $\phi_i$  и  $\varepsilon_i$ . Оценивание  $\phi^*$  основано на допущении, что  $\phi^* = 1$  для полностью частных благ. Авторы предположили, что расходы домохозяйства на здравоохранение могут рассматриваться как частные блага. Параметры  $\phi_i$  и  $\varepsilon_i$  могут быть выведены по данным обследования домохозяйств с помощью уравнения Уоркинга – Лесера:

$$(3) \quad w_i = \alpha_i + \beta_i \ln x + \sum_{r=1}^R \gamma_{ir} a_r + \varepsilon_i,$$

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

Из уравнения (3) получаем:

$$(4) \quad \varepsilon_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i},$$

$$(5) \quad \eta_{ir} = \frac{\gamma_{ir} a_r}{w_i}.$$

Уравнения (4) и (5) рассчитываются исходя из средних  $w_i$  и  $a_r$ .

Если  $\phi_i^* < 1$ ,  $i$ -ое благо имеет экономию на масштабе; если  $\phi_i^* = 1$ ,  $i$ -ое 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.

Недостатком предыдущих методов оценивания экономии на масштабе являлось то, что благосостояние домохозяйства измерялось с помощью прокси<sup>9</sup>. Самооценка позволяет измерить благосостояние напрямую и используется исследователями как альтернативный способ оценивания экономии на масштабе [Van Praag, Warnaar, 1997; Pradhan, Ravallion, 2000; Lokshin et al., 2004; Takeda, 2010]. Критика данного метода состоит в том, что самооценка уровня благосостояния скорее отражает латентные психологические факторы, а не экономическое благосостояние индивида [Lokshin, Ravallion, 1999].

<sup>9</sup> Доля расходов на продукты питания в методе Энгеля и доля расходов на различные блага в методе Каквани и Сон.

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.

### 3. Данные

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

Рассматриваемый нами период 1994–2011 гг. обеспечивает сопоставимость данных по экономии на масштабе в динамике. 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. Окончательный размер репрезентативной выборки составил от 3957 домохозяйств в 1994 г. до 6365 домохозяйств в 2011 г.

Мы используем расходы как меру благосостояния, поскольку они обладают большей устойчивостью к временным колебаниям дохода, что является важным фактором в условиях частичного сглаживания потребления в России [Notten, Crombrugghe, 2012]. Использование расходов также позволяет учесть стоимость продуктов питания, произведенных и потребленных в домашнем хозяйстве. Спрысков (2003) показал, что данная категория занимает значительную часть в общих расходах домохозяйства (до 15%), причем 85–90% этой продукции потребляется внутри домохозяйства [Spryskov, 2003].

### 4. Эмпирические результаты

В данном разделе мы оцениваем размер экономии на масштабе, используя все основные техники, описанные в предыдущей секции.

Мы начинаем с метода Энгеля и оцениваем уравнение (1). Таблица 1 представляет описательную статистику используемых переменных. Поскольку расходы домохозяйства подвержены ошибкам измерения, то существует проблема эндогенности расходов, которая может приводить к смещению полученных оценок<sup>10</sup>. Метод инструментальных переменных может быть использован для борьбы со смещением, вызванным ошибками измерения [Wooldridge, 2002]. Мы следуем подходу Дитон и Паксон и инструментируем логарифм душевых расходов логарифмом душевых доходов [Deaton, Paxson, 1998]<sup>11</sup>. Несмотря на то, что доходы также могут быть подвержены ошибкам измерения, мы полагаем, что ошибки измерения доходов и расходов некоррелированы друг с другом<sup>12</sup>. Инструмент является высокозначимым в первом шаге. Оценка параметра экономии на

<sup>10</sup> От 30 до 60% вариации расходов могут объясняться ошибками измерения [Luttmer, 2000].

<sup>11</sup> Дитон и Паксон (1998) использовали душевой денежный доход как инструмент для душевых расходов, поскольку доход высоко коррелирован с душевыми расходами, но измеряется независимо.

<sup>12</sup> При определении денежного дохода домохозяйства по данным РМЭЗ – ВШЭ мы вычитаем денежный эквивалент продуктов питания, произведенных в домашнем хозяйстве.

масштабе варьируется от 0,48 в 2005 г. до 0,75 в 1995 г. (рис. 1). Статистически значимая экономия на масштабе сохраняется для всего рассматриваемого периода<sup>13</sup>.

Таблица 1.

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

Переменные	1994 г.		2000 г.		2004 г.		2008 г.		2011 г.	
	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. от- клоне- ние	сред- нее значе- ние	станд. от- клоне- ние	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение
Доля расходов на продукты питания в общих расходах домохозяйства	0,760	0,221	0,692	0,236	0,614	0,232	0,563	0,223	0,549	0,211
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	6,897	0,882	7,781	0,843	8,536	0,792	8,866	0,748
доходов	11,677	0,961	6,718	0,930	7,870	0,816	8,837	0,756	9,227	0,677
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
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

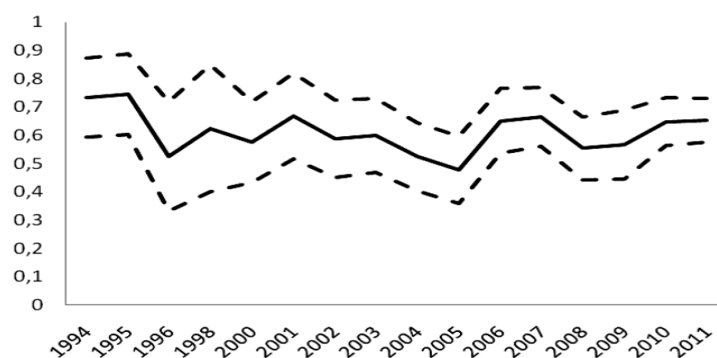
<sup>13</sup> Мы оценили уравнение (1), используя панельную составляющую РМЭЗ – ВШЭ (16 волн обследования – с 1994 по 2011 гг.), и получили статистически значимую экономию на масштабе, оценка параметра которой равна 0,38. Учитывая высокую степень выбывания домохозяйств из панели (68% домохозяйств), неслучайный отбор в панель будет существенно смещать полученные оценки. Поскольку вероятность домохозяйства остаться в панельном опросе нелинейно возрастает с ростом размера домохозяйства [Абанокова, Локшин, 2014], данный метод будет переоценивать размер экономии на масштабе (и занижать  $\theta$ ).



Окончание табл. 1.

Переменные	1994 г.		2000 г.		2004 г.		2008 г.		2011 г.	
	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. от- клоне- ние	сред- нее значе- ние	станд. от- клоне- ние	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение
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.



Примечание: доверительные интервалы рассчитаны с помощью дельта-метода.

Рис. 1. Динамика параметра экономии на масштабе ( $\theta$ ) по методу Энгеля (метод инструментальных переменных)

Далее оцениваем экономию на масштабе по методу Каквани и Сон. Чтобы определить зависимые переменные в уравнении (3), мы выделили 12 групп расходов: 1) питание дома; 2) питание вне дома<sup>14</sup>; 3) бытовые услуги; 4) одежда и обувь; 5) топливо и газ;

<sup>14</sup> Мы разделяем расходы на питание дома и вне дома, поскольку считаем, что питание вне дома является частным благом, тогда как для питания дома свойственна экономия на масштабе в приобретении, хранении и приготовлении еды [Vernon, 2004].

6) транспортные услуги и связь; 7) жилье; 8) здравоохранение и образование; 9) предметы домашней обстановки; 10) электрическая и бытовая техника; 11) недвижимое имущество; 12) другое. Поскольку ошибки в полученных уравнениях скоррелированы<sup>15</sup>, система из 11 уравнений оценивается с помощью метода внешне несвязанных регрессий Зельнера, а оценки последнего уравнения выводятся алгебраически [Zellner, 1962]. Оценивание уравнений без учета одновременной корреляции ошибок ведет к неэффективности полученных оценок. Таблица 2 представляет описательную статистику зависимых переменных. Расходы на продукты питания составляют не менее 40% от общего бюджета российских домохозяйств, вторыми по величине идут расходы на оплату жилья (до 15%), остальные группы расходов не превышают 10%. При оценивании общего параметра экономии на масштабе ( $\phi^*$ ) мы предполагаем, что расходы на здравоохранение и образование являются полностью частным благом. Оценки представлены в табл. 3<sup>16</sup>. Величина параметра  $\phi^*$  варьируется от 0,47 в 1994 до 1,2 в 1996 г. Статистически значимая экономия на масштабе сохраняется для 2005, 2006 и 2011 гг. Самая большая экономия на масштабе была обнаружена в расходах на оплату жилья. Несмотря на то, что продукты питания и одежда традиционно считаются частными благами, результаты говорят о том, что они предоставляют экономию на масштабе. Экономия на масштабе также присутствовала в расходах на транспортные услуги и связь, предметы домашней обстановки и электрической и бытовой техники.

Таблица 2.

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

	1994 г.		2000 г.		2004 г.		2008 г.		2011 г.	
	среднее значение	станд. отклонение	среднее значение	станд. отклонение	среднее значение	станд. отклонение	среднее значение	станд. отклонение	среднее значение	станд. отклонение
Доля расходов (в общих расходах) на										
питание дома	0,724	0,234	0,652	0,248	0,567	0,243	0,519	0,232	0,496	0,220
питание вне дома	0,036	0,093	0,040	0,090	0,046	0,098	0,044	0,092	0,053	0,104
бытовые услуги	0,077	0,121	0,100	0,142	0,102	0,121	0,091	0,113	0,084	0,108
топливо и газ	0,012	0,049	0,027	0,076	0,027	0,072	0,030	0,071	0,035	0,080
транспортные услуги и связь	0,025	0,052	0,032	0,063	0,042	0,067	0,035	0,049	0,034	0,052
жилье	0,035	0,069	0,071	0,097	0,105	0,111	0,148	0,133	0,175	0,143
одежду и обувь	0,024	0,085	0,022	0,080	0,022	0,080	0,025	0,086	0,026	0,088

<sup>15</sup> Ненаблюдаемые факторы, которые влияют на ошибки одного уравнения, будут влиять и на ошибки другого уравнения.

<sup>16</sup> 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.

Окончание табл. 2.

	1994 г.		2000 г.		2004 г.		2008 г.		2011 г.	
	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. от- клоне ние
здравоохранение и образование	0,019	0,063	0,019	0,064	0,023	0,069	0,023	0,069	0,024	0,073
предметы домашней обстановки	0,010	0,054	0,006	0,042	0,010	0,054	0,012	0,056	0,010	0,055
электрическую и бытовую технику	0,019	0,076	0,012	0,063	0,027	0,092	0,036	0,100	0,026	0,078
недвижимое имущество	0,003	0,042	0,003	0,050	0,005	0,064	0,004	0,058	0,003	0,049
прочие	0,016	0,088	0,016	0,084	0,023	0,099	0,033	0,125	0,033	0,120

Примечание: средние и стандартные отклонения характеристик домохозяйств рассчитаны с учетом веса домохозяйства.

Таблица 3.

## Оценка индексов экономии на масштабе по методу Каквани и Сон

Специфический индекс ( $\Phi_i^*$ )	1994 г.	1995 г.	1996 г.	1998 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.
Питание дома	0,946 (0,150)	1,085 (0,202)	1,199 (0,156)	0,903 (0,136)	0,888 (0,113)	1,043 (0,089)	0,922 (0,083)	0,830 (0,067)
Питание вне дома	0,850 (0,259)	1,031 (0,330)	1,014 (0,303)	0,367 (0,246)	0,831 (0,196)	0,835 (0,186)	1,170 (0,184)	1,212 (0,153)
Бытовые услуги	1,137 (0,356)	1,396 (0,426)	1,707 (0,379)	0,842 (0,309)	1,433 (0,289)	1,594 (0,247)	1,316 (0,227)	0,996 (0,200)
Топливо и газ	1,709 (0,308)	1,939 (0,350)	2,099 (0,298)	1,301 (0,323)	1,776 (0,247)	1,970 (0,196)	1,841 (0,173)	1,706 (0,140)
Транспортные услуги и связь	0,865 (0,201)	1,123 (0,288)	1,143 (0,235)	0,690 (0,192)	0,851 (0,196)	0,961 (0,142)	0,838 (0,135)	0,838 (0,105)
Жилье	0,288 (0,139)	0,641 (0,174)	0,857 (0,169)	0,677 (0,151)	0,586 (0,112)	0,659 (0,096)	0,680 (0,099)	0,589 (0,076)
Одежда и обувь	1,074 (0,228)	1,299 (0,270)	1,402 (0,244)	1,025 (0,188)	0,987 (0,170)	0,916 (0,129)	1,147 (0,134)	0,987 (0,109)
Здравоохранение и образование	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)
Предметы домаш- ней обстановки	0,273 (0,717)	0,768 (0,591)	2,102 (0,641)	0,483 (0,475)	1,518 (0,470)	1,955 (0,418)	0,973 (0,282)	0,753 (0,270)
Электрическая и бытовая техника	0,290 (0,546)	1,212 (0,503)	1,084 (0,401)	0,103 (0,453)	0,981 (0,420)	1,428 (0,287)	1,403 (0,274)	1,172 (0,241)
Недвижимое имущество	-0,160 (1,287)	3,415 (1,264)	3,451 (1,176)	0,334 (0,700)	1,870 (1,117)	1,655 (0,805)	2,601 (0,639)	2,037 (0,519)
Прочие	0,711 (0,722)	1,848 (0,599)	1,763 (0,513)	1,316 (0,412)	3,872 (0,758)	0,746 (0,094)	0,803 (0,107)	0,714 (0,083)
Общий индекс ( $\Phi^*$ )	0,474 (0,322)	1,111 (0,238)	1,221 (0,167)	0,864 (0,137)	0,927 (0,120)	1,050 (0,101)	0,998 (0,094)	0,903 (0,074)

Окончание табл. 3.

Специфический индекс ( $\Phi_i^*$ )	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.	2011 г.
Питание дома	1,037 (0,064)	0,764 (0,058)	0,782 (0,057)	0,888 (0,053)	0,885 (0,051)	0,880 (0,059)	0,945 (0,048)	0,801 (0,047)
Питание вне дома	1,576 (0,159)	0,964 (0,150)	0,886 (0,150)	0,845 (0,131)	1,041 (0,141)	0,905 (0,147)	1,114 (0,105)	1,001 (0,114)
Бытовые услуги	1,583 (0,215)	1,217 (0,213)	0,992 (0,172)	1,418 (0,192)	1,569 (0,192)	1,050 (0,195)	1,453 (0,170)	1,205 (0,160)
Топливо и газ	1,825 (0,158)	1,647 (0,162)	1,290 (0,174)	1,649 (0,159)	1,441 (0,139)	1,324 (0,149)	1,643 (0,112)	1,370 (0,115)
Транспортные услуги и связь	0,959 (0,116)	0,778 (0,094)	0,644 (0,084)	0,744 (0,084)	0,765 (0,080)	0,666 (0,072)	0,696 (0,060)	0,626 (0,059)
Жилье	0,884 (0,085)	0,514 (0,078)	0,429 (0,072)	0,541 (0,065)	0,549 (0,063)	0,529 (0,068)	0,525 (0,051)	0,417 (0,057)
Одежда и обувь	1,241 (0,110)	0,882 (0,102)	0,844 (0,099)	0,927 (0,097)	1,071 (0,107)	1,016 (0,093)	0,989 (0,078)	0,832 (0,080)
Здравоохранение и образование	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)
Предметы домашней обстановки	1,709 (0,262)	0,817 (0,235)	0,898 (0,233)	1,317 (0,285)	1,273 (0,262)	1,087 (0,235)	1,590 (0,208)	0,749 (0,207)
Электрическая и бытовая техника	1,508 (0,204)	0,953 (0,192)	0,739 (0,176)	0,985 (0,145)	0,978 (0,157)	1,183 (0,183)	0,980 (0,148)	0,886 (0,138)
Недвижимое имущество	3,109 (0,588)	1,410 (0,695)	1,500 (0,748)	2,855 (0,629)	3,016 (0,887)	2,710 (0,618)	2,690 (0,574)	2,334 (0,711)
Прочие	0,964 (0,089)	0,740 (0,093)	0,703 (0,083)	1,032 (0,103)	1,058 (0,094)	0,907 (0,090)	0,996 (0,073)	0,871 (0,081)
Общий индекс ( $\Phi^*$ )	1,151 (0,074)	0,831 (0,071)	0,791 (0,071)	0,930 (0,067)	0,952 (0,062)	0,891 (0,066)	0,956 (0,055)	0,814 (0,053)

*Примечание:* модель оценена с помощью метода внешне несвязанных регрессий Зельнера. Стандартные ошибки указаны в скобках и рассчитаны с помощью процедуры бутстрапа (500 репликаций).

Далее мы следуем подходу Равалльон и Локшина (2002) и оцениваем субъективный уровень материального благосостояния, 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) [Ravalion, Lokshin, 2002]. Мы предполагаем, что субъективная оценка главы домохозяйства<sup>17</sup> отражает благосостояние самого домохозяйства. Большинство домохозяйств (более 70%) находятся на 3, 4 и 5 ступенях в 2011 г. Только около 2% домохозяйств ставят себя на нижние и верхние ступени (табл. 4). Помимо объективного показателя (расходы), различия в самооценке благосостояния могут объясняться характеристиками домохозяйства (размер и состав домохозяйства по полу и возрасту, доля занятых членов в домохозяй-

<sup>17</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.

стве, владение активами (квадратными метрами) и предметами длительного пользования (машиной, холодильником, морозильником, стиральной машиной и телевизором)), главы домохозяйства (возраст, пол, семейное положение, занятость, образование и состояние здоровья), а также географическими характеристиками<sup>18</sup>. Используя субъективную оценку в качестве зависимой переменной, мы оцениваем уравнение (1) с помощью порядкового пробита. Поскольку результаты могут быть интерпретированы в терминах латентной переменной как в линейной регрессионной модели, мы можем посчитать параметр экономии на масштабе ( $\theta$ ). Величина параметра варьируется от  $-0,1$  в 2008 г. до  $0,6$  в 2011 г. (рис. 2). Статистически значимая экономия на масштабе сохраняется для большей части рассматриваемого периода. Практически для всех раундов оценки, полученные субъективным методом, оказались ниже оценок по методу Энгеля. Данный результат может объясняться склонностью респондентов занижать субъективный уровень благосостояния. Результаты согласуются с работами Равалльон и Локшина (2002) и Такедой (2010), которые на данных РМЭЗ – ВШЭ обнаружили большую экономию на масштабе при оценке субъективным методом по сравнению с объективными методами оценивания [Takeda, 2010; Ravallion, Lokshin, 2002].

Таблица 4.

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

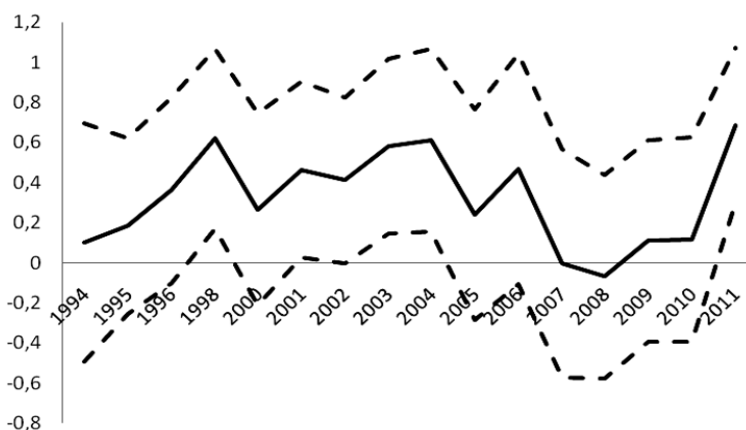
Переменные	1994 г.		2000 г.		2004 г.		2008 г.		2011 г.	
	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение
<i>Характеристики главы домохозяйства</i>										
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

<sup>18</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 [Ravallion, Lokshin, 2002].

Окончание табл. 4.

Переменные	1994 г.		2000 г.		2004 г.		2008 г.		2011 г.	
	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение	сред- нее значе- ние	станд. откло- нение
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/ПТУ	0,283	0,451	0,312	0,464	0,327	0,469	0,325	0,468	0,309	0,462
Техникум/училище	0,200	0,400	0,207	0,405	0,208	0,406	0,225	0,418	0,234	0,423
Университет/аспирантура	0,193	0,394	0,188	0,391	0,221	0,415	0,236	0,425	0,258	0,438
Занятость на рынке труда	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 характеристик домохозяйств рассчитаны с учетом веса домохозяйства.



Примечание: Доверительные интервалы рассчитаны с помощью дельта-метода.

**Рис. 2.** Динамика параметра экономии на масштабе ( $\theta$ ), полученного субъективным методом (порядковый пробит)

Несмотря на то, что размер экономии зависит от методов оценивания, мы получили значительную экономию на масштабе в потреблении российских домохозяйств. Мы также не обнаружили четкого тренда в динамике показателя экономии на масштабе на протяжении 1994–2011 гг.<sup>19</sup>

## 5. Влияние эффекта масштаба на уровень и профиль бедности

Учитывая, что существует значительная экономия на масштабе вне зависимости от применяемых методов (0,6–0,8 в 2011 г.<sup>20</sup>), мы показываем, как коррекция индивидуального благосостояния на размер домохозяйства может влиять на уровень и профили бедности на примере данных за 2011 г.

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

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, рассчитанной авторами статьи (табл. П4).

<sup>19</sup> Предполагая появление большего числа субституты продуктов питания со временем, можно было ожидать увеличение общей экономии на масштабе (и снижение  $\theta$ ) в потреблении российских домохозяйств.

<sup>20</sup> Оценки получены с использованием описанных выше методов определения экономии на масштабе на репрезентативных данных РМЭЗ – ВШЭ в 2011 г.

В соответствии с границами бедности мы получили два разных сценария, когда благосостояние ниже черты бедности. Применение полученных параметров экономии на масштабе ведет к резкому сокращению общего уровня бедности (табл. 5). 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.

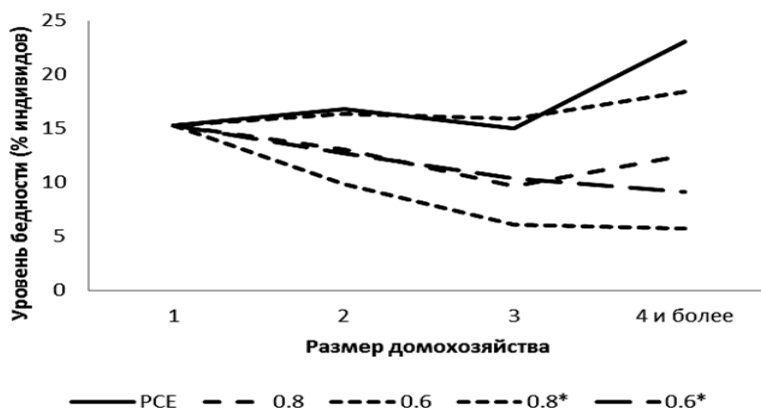
Таблица 5.

**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		17,2	11,2

*Примечание:* оценки взвешены с учетом веса и размера домохозяйств.

Рисунок 3 показывает, как изменяется уровень бедности 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 и более человек, без коррекции на эффект масштаба равен 23%. В случае коррекции меры благосостояния уровень бедности в этой группе находится в пределах от 6 до 13%. При одновременной корректировке подушевых расходов и границы бедности уровень бедности в домохозяйствах из четырех и более человек достигает 18%. Мы также обнаружили, что положительная корреляция между уровнем бедности и размером домохозяйства исчезает и даже становится отрицательной, когда используются различные шкалы.

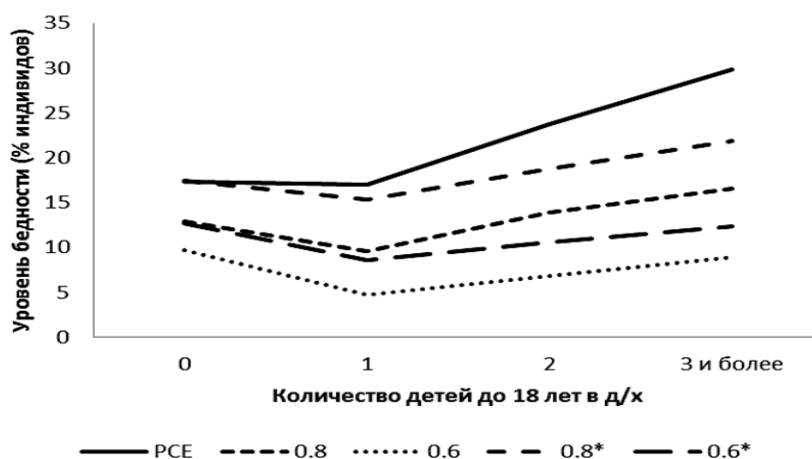


*Примечания.* \* Скорректированная граница бедности. Оценки взвешены с учетом веса и размера домохозяйств.

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



Рисунок 4 показывает, как изменяется уровень бедности 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. 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.



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

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

Таким образом, официальная методология измерения бедности, основанная на подушечном подходе, может переоценивать общий уровень бедности и уровень бедности крупных домохозяйств.

## 6. Заключение

Официальная методология оценки бедности основана на подушечном измерении индивидуального благосостояния, при котором игнорируется возможная экономия на масштабе.

Мы обнаружили, что вне зависимости от метода размеры экономии на масштабе в потреблении российских домохозяйств значительны. Полученный диапазон возможных значений экономии на масштабе имеет серьезные последствия для уровней и профилей бедности в России. В целом, общий уровень бедности снижается с введением экономии на масштабе. Показатели бедности крупных домохозяйств также являются весьма чувствительными к присутствию экономии на масштабе в потреблении. Мы также обнаружили, что, несмотря на отсутствие четкого тренда, величина экономии на масштабе значительно менялась на протяжении 1994–2011 гг.

Полученные результаты являются серьезным аргументом в пользу использования экономии на масштабе для анализа бедности в России и уточнения групп населения, подверженных риску бедности. Результаты анализа могут быть использованы для повышения адресности социальной помощи.

В качестве рекомендаций целесообразно отметить необходимость проведения дополнительных обследований расходов и доходов домохозяйств с целью проверки устойчивости полученных результатов.

Следующим шагом 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 домохозяйства являются более молодыми и имеют в своем составе больше маленьких детей.

## Приложение

### Коррекция официальной границы бедности

Чтобы скорректировать официальную границу бедности на эффект масштаба, 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 непродовольственные товары.

Требования к калорийности для российских домохозяйств в зависимости от пола и возраста, опубликованные Попкиным и соавторами (1992), были взяты за основу при расчете продуктового компонента бедности (табл. П1). Для определения требований к потреблению питательных веществ на момент 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 Попкиным и соавторами (1992) для разных групп населения, на коэффициент 1,02 (табл. П1). Рассчитанный средний показатель требуемой дневной нормы калорий на душу населения для населения в целом по выборке РМЭЗ составил 2267 калорий в 2011 г.

**Таблица П1.  
Требования по дневной калорийности (на душу населения)**

	1992 г.	2011 г.
Демографические группы:		
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 пересчета калорий, опубликованные официальной статистикой ВОЗ [FAO, 2004]. Далее, стоимость калорий по каждому домохозяйству рассчитывается путем деления расходов на питание на количество потребленных калорий. Таким образом, индивиды с разным потребительским поведением будут нести разные затраты при потреблении калорий.

На основе подушевых расходов<sup>21</sup> домохозяйства делятся на пять квантилей. Стоимость калорий для среднего квантиля распределения представлена в табл. П2. Мы используем стоимость калорий домохозяйств из среднего квантиля как контрольную группу для установления адекватной черты бедности, поскольку именно эти домохозяйства ближе всего к границе бедности.

**Таблица П2.  
Стоимость калорий для разных видов домохозяйств  
из контрольной группы в 2011 г.**

	Стоимость калорий (руб. за 1000 калорий на душу населения)
Домохозяйства, состоящие из	
одного человека	37,09
двух человек	41,6
трех человек	46,12
четырёх и более человек	44,20

Таблица П2 показывает различия в стоимости калорий между домохозяйствами разного размера. Продуктовый компонент черты бедности рассчитывается путем

<sup>21</sup> Мы следуем рекомендациям Всемирного банка для России и исключаем предметы длительного пользования из общих расходов для определения границы бедности, поскольку не можем по данным РМЭЗ – ВШЭ точно установить срок службы товаров длительного пользования.

умножения необходимого количества калорий на стоимость калорий по контрольной группе (табл. ПЗ).

Таблица ПЗ.

**Расчитанный продуктовый компонент черты бедности  
для каждого типа домохозяйства в 2011 г.**

	Продуктовая компонента черты бедности (руб. на душу населения в месяц)
Домохозяйства, состоящие из	
одного человека	2523,38
двух человек	2829,88
трех человек	3137,18
четырёх и более человек	3006,45

Продуктовый компонент черты бедности является только одной составляющей общей черты бедности. Чтобы добавить непродуктовый компонент черты бедности, 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 непродуктовый компонент черты бедности, при котором отношение расходов на продукты питания к продуктовому компоненту черты бедности находится между 0,9 и 1,1, принимая значение, равное единице, в том случае, когда расходы на продукты питания равны продуктовому компоненту черты бедности.

Имея данные по продуктовой и непродуктовой границам бедности, общая черта бедности может быть посчитана без особых затруднений. Таблица П4 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 П4 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.

Наконец, чтобы преобразовать официальную границу бедности, коэффициенты, полученные в результате нормализации, были применены к официально установленному прожиточному минимуму в 2011 г. Таблица П4 также показывает, что затраты добавления третьего человека в домохозяйство превышают затраты добавления четвертого, подтверждая таким образом существование экономии на масштабе.

**Таблица П4.**

**Границы бедности по видам домохозяйств в 2011 г. (в месяц)<sup>22</sup>**

	Наша оценка границы бедности, руб. на душу населения	Коэффициенты	Скорректированная официальная граница бедности, руб. на душу населения
Домохозяйства, состоящие из			
одного человека	3890,62	1	6369,00
двух человек	4415,36	1,13	7228,00
трех человек	4997,82	1,28	8181,49
четырёх и более человек	4760,85	1,22	7793,58

\* \*

\*

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

*Абанокова К.Р., Локшин М.М.* Укрупнение размера как механизм адаптации домохозяйств к кризису // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2014. Т. 18. № 1. С. 80–101.

*Abdulai A.* Economies of Scale and the Demand for Food in Switzerland: Parametric and Non-parametric Analysis // Journal of Agricultural Economics. 2003. 54(2). P. 247–267.

*Barten A.P.* Family Composition, Prices and Expenditure Patterns // P.E. Hart, G. Mills, J.K. Whittaker (eds.) Econometric Analysis for National Economic Planning. London: Butterworths, 1964.

*Betti G., Lundgren L.* The Impact of Remittances and Equivalence Scales on Poverty in Tajikistan // Central Asian Survey. 2012. 31:4. P. 395–408.

*Bishop J.A., Feijun Luo Xi Pan* Economic Transition and Subjective Poverty in Urban China // Review of Income and Wealth. 2006. Series 52. № 4.

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

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

*Dreze J., Srinivasan P.V.* Widowhood and Poverty in Rural India: Some Inferences from Household Survey Data // Journal of Development Economics. 1997. 54. P. 217–234.

*Engel E.* Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien Früher und Jetzt // International Statistical Institute Bulletin. 1895. 9. P. 1–74.

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

*Gan L., Vernon V.* Testing the Barten Model of Economies of Scale in Household Consumption: Toward Resolving a Paradox of Deaton and Paxson // The Journal of Political Economy. 2003. 111(6). P. 1361–1377.

*Gibson J.* Why does the Engel Method Work? Food Demand, Economies of Size and Household Survey Methods // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 2002. 64(4). P. 341–359.

<sup>22</sup> Полученные значения могут отражать не только эффект масштаба, но и эффект композиции.

- Gibson J., Kim B.* Measurement Error in Recall Surveys and the Relationship between Household Size and Food Demand // *American Journal of Agricultural Economics*. 2007. 89(2). P. 473–489.
- Houthakker H.S.* An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Centenary of Engel's Law // *Econometrica*. 1957. Vol. 25. № 4. P. 532–551.
- Kakwani N., Son H.H.* Economies of Scale in Household Consumption: With Application to Australia // *Australian Economic Papers*. 2005. 44(2). P. 134–148.
- Lanjouw P., Milanovic B., Paternostro S.* Poverty and Economic Transition: How Do Changes in Economies of Scale Affect Poverty Rates of Different Households? The World Bank Policy Research Working Paper. 1998.
- Lanjouw P., Ravallion M.* Poverty and Household Size // *The Economic Journal*. 1995. Vol. 105. № 433. P. 1415–1434.
- Leser C.E.V.* Forms of Engel Functions // *Econometrica*. 1963. 31. P. 694–703.
- Lokshin M., Umapathi N., Paternostro S.* Robustness of Subjective Welfare Analysis in a Poor Developing Country: Madagascar 2001 // *The Journal of Development Studies*. 2004. Vol. 42(4). P. 559–591.
- Lokshin M., Ravallion M.* Identifying Welfare Effects from Subjective Questions: World Bank Working Paper. 1999.
- Luttmer E.* Measuring Poverty Dynamics and Inequality in Transition Economies: Disentangling Real Events from Noisy Data. Washington, DC: World Bank, 2000.
- Meenakshi J.V., Ray R.* Impact of Household Size and Family Composition on Poverty in Rural India // *Journal of Policy Modeling*. 2002. 24. P. 539–559.
- Mok T.P., Maclean G., Dalziel P.* Household Size Economies: Malaysian Evidence // *Economic Analysis & Policy*. 2011. Vol. 41. № 2.
- Mroz T.A., Popkin B.M.* Poverty and the Economic Transition in the Russian Federation // *Economic Development and Cultural Change*. 1995. Vol. 44. № 1.
- Notten G., Crombrugghe D.D.* Consumption Smoothing in Russia // *Economics of Transition*. 2012. 20/3. P. 481–519.
- Ovcharova L., Turuntsev E., Korchagina I.* Indicators of Poverty in Transitional Russia: EERC Working Paper Series. № 98/4. Moscow, 1999.
- Parpiev Z., Yusupov K.* Testing Household Economies of Scale in Uzbekistan // *Eurasian Journal of Business and Economics*. 2011. 4 (7). P. 25–51.
- Pena A.A.* Economies of Scale and Gender Discrimination in Transition: The Case of the Republic of Tajikistan // *Applied Economics*. 2012. 44:18. P. 2265–2281.
- Popkin B.M., Mozhina M., Baturin A.K.* The Development of a Subsistence Income level in the Russian Federation. Unpublished manuscript. 1992.
- Pradhan M., Ravallion M.* Measuring Poverty Using Qualitative Perceptions of Consumption Adequacy // *Review of Economics and Statistics*. 2000. 82. P. 462–471.
- Ravallion M.* Poverty Lines in Theory and Practice: Living Standards Measurement Study Working Paper № 133. World Bank, 1998.
- Ravallion M., Lokshin M.* Self-rated Economic Welfare in Russia // *European Economic Review*. 2002. 46. P. 1453–1473.
- Takeda Y.* Equivalence Scales for Measuring Poverty in Transitional Russia: Engel's Food Share Method and the Subjective Economic Well-being Method // *Applied Economics Letters*. 2010. 17:4. P. 351–355.
- Van Praag B., Warnaar M.* The Cost of Children and the Use of Demographic Variables in Consumer Demand. Ch. 6 // M. Rosenzweig, O. Stard (eds.) *Handbook of Population and Family Economics*. 1A. Amsterdam: North-Holland, 1997. P. 241–273.
- Vernon V.* Food Expenditure, Food Preparation Time, and Household Economies of Scale. Unpublished Manuscript. Fashion Institute of Technology, State University of New York, 2005.
- Wooldridge J.M.* *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, 2002.
- World Bank.* Reducing Poverty through Growth and Social Policy Reform in Russia. 2005.
- Zellner A.* An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregate Bias // *Journal of the American Statistical Association*. 1962. Vol. 57. P. 348–368.

## The Effect of Adjustment for Economies of Scale in Household Consumption on Poverty Estimates in Russia

Kseniya Abanokova<sup>1</sup>, Michael Lokshin<sup>2</sup>

<sup>1</sup> National Research University Higher School of Economics,  
4/2, Slavyanskaya Ploschad, Moscow, 103074, Russian Federation.  
E-mail: kabanokova@hse.ru

<sup>2</sup> National Research University Higher School of Economics,  
4/2, Slavyanskaya Ploschad, Moscow, 103074, Russian Federation.  
E-mail: mlokshin@worldbank.org

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. We suggest that Russian welfare programs might suffer from leakages and undercoverage because they overestimate the extent of poverty among large households. We also find that scale economies changed significantly from 1994 to 2011. 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. The knowledge about scale economies at a point in time is crucial for poverty measurement and policy implementation. Moreover, as attention has shifted to targeting the antipoverty strategies at groups vulnerable to poverty, the reliable demographic poverty profiles hold considerable policy interest. The knowledge about dynamics of scale economies is useful for comparability of poverty profiles over time.

**Key words:** households; economies of scale; economies of household size; poverty rate; poverty profiles; Russia.

**JEL Classification:** J18.

\* \*  
\*

### References

Abanokova K.R., Lokshin M.M. (2014) Ukpupnenie razmera kak mehanizm adaptatsii domohozhajstv k krizisu [Growing Size of a Household as a Mechanism of Adaptation to Crises]. *Ekonomicheskii zhurnal VSE*, vol. 18, no 1, pp. 80–101.

- Abdulai A. (2003) Economies of Scale and the Demand for Food in Switzerland: Parametric and Non-parametric Analysis. *Journal of Agricultural Economics*, 54(2), pp. 247–267.
- Barten A.P. (1964) Family Composition, Prices and Expenditure Patterns. P.E. Hart, G. Mills, J.K. Whitaker (eds.) *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London: Butterworths.
- Betti G., Lundgren L. (2012) The Impact of Remittances and Equivalence Scales on Poverty in Tajikistan. *Central Asian Survey*, 31:4, pp. 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*, 106, pp. 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*, 54, pp. 217–234.
- Engel E. (1895) Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien Fruher und Jetzt, *International Statistical Institute Bulletin*, 9, pp. 1–74.
- 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*, 111(6), pp. 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*, 64(4), pp. 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*, 89(2), pp. 473–489.
- Houthakker H. S. (1957) An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Centenary of Engel's Law. *Econometrica*, vol. 25, no 4, pp. 532–551.
- Kakwani N, Son H.H. (2005) Economies of Scale in Household Consumption: With Application to Australia. *Australian Economic Papers*, 44(2), pp. 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, pp. 1415–1434.
- Leser C.E.V. (1963) Forms of Engel Functions. *Econometrica*, 31, pp. 694–703.
- 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), pp. 559–591.
- Lokshin M., Ravallion M. (1999) *Identifying Welfare Effects from Subjective Questions*. World Bank Working Paper.
- Luttmer E. (2000) *Measuring Poverty Dynamics and Inequality in Transition Economies: Distinguishing Real Events from Noisy Data*, Washington, DC: World Bank.
- Meenakshi J.V., Ray R. (2002) Impact of Household Size and Family Composition on Poverty in Rural India. *Journal of Policy Modeling*, 24, pp. 539–559.
- Mok T.P., Maclean G., Dalziel P. (2011) Household Size Economies: Malaysian Evidence. *Economic Analysis & Policy*, vol. 41, no 2.
- Mroz T.A., Popkin B.M. (1995) Poverty and the Economic Transition in the Russian Federation. *Economic Development and Cultural Change*, vol. 44, no 1.
- Notten G., Crombrugge D.D. (2012) Consumption Smoothing in Russia. *Economics of Transition*, 20/3, pp. 481–519.



- Ovcharova L., Turuntsev E., Korchagina I. (1999) *Indicators of Poverty in Transitional Russia*. EERC Working Paper Series, no 98/4. Moscow.
- Parpiev Z., Yusupov K. (2011) Testing Household Economies of Scale in Uzbekistan. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 4 (7), pp. 25–51.
- Pena A.A. (2012) Economies of Scale and Gender Discrimination in Transition: The Case of the Republic of Tajikistan. *Applied Economics*, 44:18, pp. 2265–2281.
- Popkin B.M., Mozhina M., Baturin A.K. (1992) *The Development of a Subsistence Income level in the Russian Federation* (unpublished manuscript).
- Pradhan M., Ravallion M. (2000) Measuring Poverty Using Qualitative Perceptions of Consumption Adequacy. *Review of Economics and Statistics*, 82, pp. 462–471.
- Ravallion M. (1998) *Poverty Lines in Theory and Practice*. Living Standards Measurement Study Working Paper no 133. World Bank.
- Ravallion M., Lokshin M. (2002) Self-rated Economic Welfare in Russia. *European Economic Review*, 46, pp. 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*, 17:4, pp. 351–355.
- Van Praag B., Warnaar M. (1997) The Cost of Children and the Use of Demographic Variables in Consumer Demand. Ch. 6. M. Rosenzweig, O. Stard (eds.) *Handbook of Population and Family Economics*, 1A, Amsterdam: North-Holland, pp. 241–273.
- Vernon V. (2005) *Food Expenditure, Food Preparation Time, and Household Economies of Scale*. Fashion Institute of Technology, State University of New York (unpublished manuscript).
- Wooldridge J.M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.
- World Bank (2005) *Reducing Poverty through Growth and Social Policy Reform in Russia*.
- Zellner A. (1962) An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregate Bias. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 57, pp. 348–368.