

## Укрупнение размера как механизм адаптации домохозяйств к кризису<sup>1</sup>

Абанокова К.Р., Локшин М.М.

За последние 15 лет российские домохозяйства испытали два экономических кризиса, повлекших за собой снижение их благосостояния. Существует множество способов, посредством которых домохозяйства могут адаптироваться к шокам. Одним из механизмов, которому уделяется мало внимания в литературе, является адаптация структуры домохозяйства в ответ на изменение экономических условий. Мы представляем новые эмпирические доказательства того, как домохозяйства могут реагировать на экономические шоки, фокусируясь на роли изменения структуры домохозяйства. На данных РМЭЗ – ВШЭ, которые охватывают две недавних рецессии в 1998 и 2008 годах, мы исследуем влияние снижения доходов домохозяйств на изменение их структуры. Мы предполагаем, что индивид сталкивается с выбором между получением выгод от экономии на масштабе и специализации в домохозяйстве и сохранением частного пространства при индивидуальном потреблении. Сглаживание потребления достигается за счет отказа от частного пространства в период кризиса, что приводит к увеличению размеров домохозяйства. Мы контролируем на эндогенность расходов домохозяйства по отношению к структуре домохозяйства, используя метод инструментальных переменных. Наши эмпирические результаты подтверждают, что домохозяйства, испытавшие снижение дохода в результате макроэкономического шока, более вероятно будут объединяться со взрослыми индивидами, чем домохозяйства, доход которых остался неизменным или увеличился. Политические меры, способствующие тому, что домохозяйства будут реализовывать собственные стратегии преодоления сильных колебаний дохода за счет изменения своей структуры, могут быть эффективными в плане улучшения благосостояния населения.

**Ключевые слова:** структура домохозяйства; стратегии сглаживания потребления; макроэкономические шоки; эндогенность; инструментальные переменные; Россия.

---

<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 Гимпельсону В.Е., Рошину С.Ю. и Попову С.В. за их комментарии и поддержку, а также признательны коллегам, участвовавшим в семинарах ЛИРТ и ЦеТИ, и конференции пользователей РМЭЗ – ВШЭ в Москве.

**Абанокова Ксения Руслановна** – младший научный сотрудник Центра трудовых исследований НИУ ВШЭ. E-mail: kabanokova@hse.ru

**Локшин Михаил Моисеевич** – ведущий научный сотрудник Центра трудовых исследований НИУ ВШЭ, Всемирный банк. E-mail: mlokshin@worldbank.org

Статья поступила в Редакцию в ноябре 2013 г.

## 1. Введение

За последние 15 лет российские домохозяйства испытали два экономических кризиса, повлекших за собой снижение их благосостояния. Кризис 1998 г. привел к обесцениванию национальной валюты и снижению доходов домохозяйств. Когда кризис достиг своего пика в 1999 г., реальные доходы достигли самого низкого уровня с 1992 г. [Worldbank, 2009]. После 10 лет экономического роста российская экономика испытала очередное снижение. Кризис 2008 г. оказал влияние на занятость, доходы и заработные платы. Уровень безработицы вырос с 6,1% в 2007 г. до 8,4% в 2009 г. Реальные доходы снизились на 5,8% к концу 2008 г. и упали на 10,2% в начале 2009 г., в основном, из-за роста задолженности по заработной плате и безработицы [Worldbank, 2009, 2012].

Сталкиваясь с экономическими шоками, российские домохозяйства вынуждены были искать стратегии, позволяющие не допустить снижения уровня благосостояния. Существует множество способов, посредством которых домохозяйства могут адаптироваться к шокам. Они могут использовать свои сбережения или продавать активы [Lee, Sawada, 2010; Lusardi et al., 2011], использовать формальные или неформальные институты страхования [Heltberg, Lund, 2009], перераспределять ресурсы между или внутри домохозяйств посредством частных или государственных трансфертов [Fafchamps, Gubert, 2007; Alvi, Dendir, 2009], мигрировать [Rozenzweig, Stark, 1989], изменять предложение труда или обращаться к натуральному хозяйству [Frankenberg et al., 2003; Skoufias, 2003].

Одним из механизмов, которому уделяется мало внимания в литературе, является адаптация структуры домохозяйства в ответ на изменение экономических условий. Данная статья предоставляет новые эмпирические доказательства того, как домохозяйства могут реагировать на экономические шоки, фокусируясь на роли изменения структуры домохозяйства. Мы формулируем простую теоретическую модель, которая описывает, как индивиды справляются с шоками, используя преимущества экономии на масштабе и специализации внутри домохозяйства. Сглаживание потребления достигается за счет отказа от частного пространства и, в результате, приводит к увеличению размеров домохозяйства. Преимущества от совместного проживания зависят от взаимодополняемости и взаимозаменяемости индивидуальных характеристик членов домохозяйств. Франкенберг и др. (2003) подчеркивают, что «перераспределение различных типов членов домохозяйств между домохозяйствами» является важным механизмом страхования, позволяющим домохозяйствам сгладить потребление.

Данная статья организована следующим образом: в разделе 2 обсуждаются теоретические основы сглаживания потребления. Раздел 3 определяет теоретическую модель сглаживания потребления за счет изменения структуры домохозяйств, после чего эмпирическая модель определяется в разделе 4. Раздел 5 описывает тенденции в области расходов и структуры домохозяйства. В разделе 6 представлены результаты регрессионного анализа, в разделе 7 – выводы.

## 2. Обзор литературы

Негативные изменения на рынке труда (падение реальных заработных плат, рост безработицы и высокие расходы на жилье) повышают вероятность того, что люди будут

делить жилье с родителями, друзьями или романтическими партнерами, чтобы сэкономить на расходах.

Микита и Макарти [Mykyta, Macartney, 2011] зафиксировали рост доли усложненных<sup>2</sup> домохозяйств в США в период рецессии 2007 г. Используя данные переписей за 2008 и 2010 гг., они обнаружили корреляцию роста доли усложненных домохозяйств с началом рецессии. Ли и Пэйнтер [Lee, Painter, 2013] исследовали влияние рецессии на формирование новых домохозяйств и на уровень перенаселения<sup>3</sup> в США. Они обнаружили, что во время рецессии, сопровождающейся ростом уровня безработицы и цен на рынке жилья, снижается вероятность формирования новых домохозяйств и увеличивается вероятность совместного проживания. Используя данные переписей и обследования американских домохозяйств за 30 лет, Мацудария [Matsudaira, 2010] показал, что негативные изменения на рынке труда увеличивают вероятность совместного проживания молодых людей с родителями. Ваймерс [Weimers, 2011] показала, что потеря работы одним из членов домохозяйства в два раза увеличивает вероятность того, что домохозяйство увеличится в размерах за счет объединения со взрослыми индивидами. Исследуя феномен детей-бумерангов<sup>4</sup> по данным панельного обследования американских подростков, не продолжающих обучение в колледже после школы, Каплан [Kaplan, 2009, 2010] пришел к выводу, что потеря работы увеличивает риск возвращения в родительскую семью на 64% для мужчин и на 71% для женщин. Автор объяснял это тем, что возможность возвращения в родительский дом является способом страхования малообразованных молодых людей от рисков на рынке труда. Дидра и др. [Didra et al., 2012] обнаружили значимые циклические изменения размера домохозяйства по данным обследования в США.

Опыт подобных исследований по европейским и другим странам ограничен. На примере когорты британцев Эрмих [Ermisch, 1999] подтвердил отрицательное влияние уровня региональной безработицы и цен на рынке жилья на решение о создании новых домохозяйств. Используя европейские панельные данные, Асв и др. [Aassve et al., 2002] обнаружили, что занятость и рост дохода повышают риск ухода молодых людей из родительского дома в Италии, Испании, Греции и Португалии, Франции и Германии и не оказывают значимого влияния на решение подростков покинуть родительскую семью в Великобритании. Роль демографических изменений в сглаживании потребления была рассмотрена Франкенбергом и др. [Frankenberg et al., 2003]. Они обнаружили, что кризис в конце 1990-х годов в Индонезии привел к росту размера домохозяйств. Авторы предположили, что, при падении заработных плат и доходов домохозяйства изменяют способ проживания, чтобы воспользоваться преимуществами экономии на масштабе. Фостер и Розенцвейг [Foster, Rosenzweig, 2002], анализируя влияние роста доходов на изменение структуры индийских фермерских домохозяйств, обнаружили, что сельскохозяйственный прогресс, сопровождающийся ростом доходов, увеличивал склонность крупных домохозяйств к разделению.

---

<sup>2</sup> Микита и Макарти (2011) определяют усложнение домохозяйств как объединение со взрослым индивидом, который не является главой домохозяйства, супругом или романтическим партнером главы домохозяйства.

<sup>3</sup> Ли и Пэйнтер (2013) определяют перенаселение как проживание в одной комнате более одного человека.

<sup>4</sup> Молодые люди, которые вынуждены были вернуться в родительский дом после периода самостоятельного проживания.

Совместное проживание связано с более высоким индивидуальным благосостоянием, чем раздельное проживание, из-за экономии на масштабе в производстве и потреблении как общественных, так и частных благ [Foster, Rosenzweig, 2002]. Более крупные домохозяйства также имеют возможность приобретать большие покупки со скидкой (оптом) [Nelson, 1988]. Дополнительные преимущества совместного проживания создает специализация, при которой члены домохозяйства могут воспользоваться ростом отдачи от масштаба на определенный вид обязанности. Совместное проживание может быть также способом преодоления провалов рынка, связанных с ограничениями доступа к кредитным средствам и формальным способам страхования, посредством перераспределения ресурсов внутри и между домохозяйствами [Fafchamps, Lund, 2003]. Среди неэкономических преимуществ совместного проживания можно выделить совместное времяпрепровождение и отдых. В то же время совместное проживание может ущемлять частное пространство и независимость [Karlsson, Borell, 2002].

В то время как в некоторых работах анализируются стратегии сглаживания потребления российских домохозяйств на примере кризиса 1998 г. [Gerry, Li, 2010], нам не известны работы, которые бы изучали то, как российские домохозяйства реагируют на экономический шок через изменение своей структуры.

### 3. Теоретическая основа

Предположим, что индивид потребляет как рыночные, так и созданные в домашнем хозяйстве блага. Блага, созданные в домашнем хозяйстве, могут быть произведены более эффективно двумя или более индивидами. Два и более индивида при общем бюджете достигают большего потребления за счет экономии на масштабе и специализации. Каждый индивид ценит свое частное пространство, причем существует обратная зависимость между частным пространством и долей дохода индивида в общем бюджете домохозяйства. Таким образом, полезность индивида представлена в виде дважды дифференцируемой функции потребляемых благ ( $C$ ), частного пространства ( $R$ ) и индивидуальных предпочтений относительно совместного проживания ( $X$ ):

$$\begin{aligned}
 (1) \quad & U = U(C(s), R(s), X); \\
 & U_c > 0; U_{cc} < 0; \\
 & U_r > 0; U_{rr} < 0; \\
 & C_s > 0; R_s < 0; \\
 & s \in [0, 1],
 \end{aligned}$$

где  $s$  – параметр, определяющий долю индивидуального дохода в общем бюджете домохозяйства.

Индивид максимизирует свою полезность в условиях бюджетного ограничения. Возрастающая, строго вогнутая функция полезности дает необходимые и достаточные условия максимума задачи:

$$(2) \quad \begin{aligned} & \max_{C,R} U(C, R, X), \\ & \text{s.t. } C = \Omega(w, s); \Omega(w, 0) = w, \Omega(w, 1) > w, \end{aligned}$$

где  $w$  – индивидуальный доход.

Задано также условие преобразования доходов в расходы ( $\Omega$ ): с ростом доли дохода в бюджете домохозяйства растет индивидуальное потребление за счет того, что каждый член домохозяйства имеет возможность пользоваться преимуществами совместного проживания. В равновесии увеличение полезности за счет роста потребления на один дополнительный рубль равно снижению полезности за счет потери личного пространства.

Если индивид испытывает негативный шок, связанный со снижением дохода с  $w$  до  $w_L$ , его потребление падает, в результате

$$(3) \quad \frac{\partial U}{\partial C(w_L, s)} > \frac{\partial U}{\partial R}.$$

Новое равновесие достигается за счет роста удельного веса дохода индивида в общем бюджете домохозяйства, что приводит к потере его частного пространства.

Рост удельного веса дохода индивида в общем бюджете означает более интенсивное использование преимуществ экономии на масштабе. Однако это не обязательно должно привести к объединению. Например, молодые родители могут попросить своих пожилых родителей присматривать за ребенком вместо того, чтобы отправлять его в детский сад, проживая при этом отдельно от пожилых родителей. Мы предполагаем, что наибольшая отдача от экономии на масштабе возникает в случае, когда индивиды принимают решение объединиться.

Пусть существует ненаблюдаемая величина  $s^*$  – некоторое пороговое значение параметра  $s$ , достижение которого заставляет индивидов съезжаться друг с другом. Из уравнения (1) можно заключить, что  $s^*$  зависит от характеристик домохозяйства и индивидуальных характеристик. Предположим, что ненаблюдаемая функция может быть аппроксимирована линейной комбинацией переменных  $X$ :  $s^* = X\beta + \varepsilon$ , где  $X$  – вектор экзогенных характеристик индивида. Тогда, в зависимости от значений  $s^*$ , мы наблюдаем ex-post решение индивида о том, съезжаться или не съезжаться. В этом случае наблюдаемый выбор состояния индивида ( $M$ ) будет принимать только два значения:

$$(4) \quad \begin{aligned} M &= 1 \text{ (объединение с другими индивидами), если } s^* > 0; \\ M &= 0 \text{ (проживание отдельно), если } s^* \leq 0. \end{aligned}$$

Если ошибки  $\varepsilon$  независимо и одинаково распределены (iid), а также нормально распределены, то вероятность того, что индивид примет решение объединяться с другими индивидами, может быть оценена с помощью пробит-модели.

Исходя из предположения модели можно ожидать, что мужчины более вероятно будут объединяться с домохозяйствами, состоящими из женщин; а домохозяйства с детьми – со взрослыми индивидами без детей. Во всех перечисленных случаях каждая сторона может специализироваться на своих сильных сторонах и использовать свой человеческий капитал более интенсивно. Например, в случае брака жена может специали-

зировавшись на домашнем производстве благ и услуг, тогда как муж может быть занят построением карьеры. В примерах с детьми объединение со взрослыми индивидами позволит родителям реализовать свой человеческий капитал на рынке труда, переложив заботу о детях на других членов домохозяйства. Выгоды в виде совместного использования общественных благ также могут быть факторами создания перечисленных выше видов домохозяйств. Например, если расходы на жилье являются общественным благом, то объединение в более крупные домохозяйства, очевидно, будет выгодно для всех членов. Объединение домохозяйств, содержащих детей, в более крупные также дает преимущества в виде совместного бремени расходов на воспитание детей, которое несут все члены домохозяйства. Также можно ожидать, что безработные индивиды будут объединяться с домохозяйствами, содержащими занятых членов семьи. Тем самым домохозяйство будет объединять риски и страховать друг друга.

Таким образом, преимущества совместного проживания будут зависеть от взаимодополняемости и взаимозаменяемости индивидуальных характеристик членов домохозяйств. Эти предсказания предоставляют базу для эмпирического исследования.

#### 4. Данные и определения

Настоящая работа основана на данных панельного обследования РМЭЗ – ВШЭ. Панель предоставляет не только детальную историю каждого члена домохозяйства, попавшего в первичную выборку в 1994 г., но и с 1996 г. отслеживает домохозяйства, которые впоследствии переехали, изменили адрес, указанный в первоначальной выборке, или разделились на несколько домохозяйств, но остались в пределах населенного пункта. Для определения отношений между членами домохозяйства используется «сетка родственных отношений», отражающая отношения между каждой парой членов домохозяйства. В РМЭЗ – ВШЭ устанавливается, какое отношение каждый из членов домохозяйства имеет к «референтному члену семьи». Под референтным членом семьи подразумевается лицо, «которое обладает наибольшей информацией о совершаемых семьей покупках и здоровье членов семьи»<sup>5</sup>.

Мы используем панельный массив данных, включающий 16 волн обследования – с 1994 по 2011 гг. за исключением 1997 и 1999 гг., когда не проводилось обследование. Панельная выборка содержит 16789 домохозяйств, 50% из которых наблюдались не менее двух последовательных волн и 25% наблюдались не менее семи последовательных волн<sup>6</sup>.

<sup>5</sup> <http://www.cpc.unc.edu/projects/rhms-hse/data/documentation/householddata>

<sup>6</sup> Репрезентативность выборочных данных РМЭЗ – ВШЭ играет решающее значение для наших результатов. Мы сравнили данные РМЭЗ – ВШЭ по расходам с национальным репрезентативным обследованием бюджетов домашних хозяйств и данные РМЭЗ – ВШЭ по размеру домохозяйств с тремя последними переписями населения. В целом, мы нашли хорошее соответствие переменных между этими наборами данных. Подробные результаты этого сравнения можно получить у авторов по запросу.

#### 4.1. Определение зависимых переменных

Мы выделяем два типа изменений в структуре домохозяйства. Домохозяйство может увеличиться в размерах за счет добавления членов домохозяйства после кризиса. Домохозяйство может также увеличиться в размерах за счет объединения со взрослыми членами домохозяйства после кризиса. Основное различие между первой и второй категориями в том, что во втором случае мы исключаем изменение в структуре семьи, которое происходит за счет рождения детей. Описательная статистика зависимых переменных показана в табл. 1.

Таблица 1.

##### Описательная статистика для основных зависимых переменных

	Среднее	Стандартная ошибка
Увеличение размера домохозяйства в 1996–2000 гг.	0,209	0,010
Объединение со взрослыми индивидами в 1996–2000 гг.	0,202	0,010
Увеличение размера домохозяйства в 2007–2009 гг.	0,162	0,006
Объединение со взрослыми индивидами в 2007–2009 гг.	0,151	0,006

*Примечание:* робастные стандартные ошибки скорректированы по 38 первичным единицам отбора.

#### 4.2. Способы измерения экономического шока

Экономический шок мы измеряем тремя способами. Наиболее простой способ измерения экономического шока – это изменение наблюдаемых расходов<sup>7</sup> домохозяйств до и после кризиса (рефлексивный метод оценки)<sup>8</sup>. Основной недостаток данного подхода – это невозможность изолировать влияние кризиса от общих макроэкономических изменений, вызванных подстройкой домохозяйств в ответ на кризис, а также от влияния других факторов, которые могут влиять на расходы домохозяйств. Для того чтобы отделить влияние кризиса от других факторов, действующих в это время, требуется подобрать такую группу для сравнения, которая не испытала влияния кризиса, но была бы сопоставима с группой испытавших кризис по наблюдаемым и ненаблюдаемым характеристикам.

<sup>7</sup> Показатель расходов включает все категории расходов за исключением товаров длительного пользования и вложений в активы, которые связаны как с текущим, так и с будущим потреблением (т.е. вложение в акции, облигации). Итого наши расходы состояли из расходов на продукты питания, алкоголь и табак (56 категорий), а также питание вне дома и произведенное в домашнем хозяйстве; расходы на одежду и обувь; топливо и энергию; коммунальные услуги и услуги домохозяйства (13–14 категорий). Стоимость продуктов питания, произведенных и потребленных в домашнем хозяйстве, рассчитывалась как произведение количества потребляемых продуктов в среднем в месяц на их цену, усредненную по первичной единице отбора.

<sup>8</sup> Метод оценки воздействия программы, когда за контрольную группу принимаются участники программы до ее начала и сравниваются изменения, произошедшие с ними после ее реализации.

Мы предлагаем два способа оценки воздействия кризиса. Мы предсказываем для каждого домохозяйства расходы в посткризисный период на основе расходов предкризисного тренда. Таким образом, мы определяем гипотетический уровень расходов, который имело бы каждое домохозяйство в отсутствие кризиса, при условии, что тренд расходов домохозяйства в кризисный год оставался неизменным. Предсказанные расходы рассчитываются следующим образом: для каждого домохозяйства мы оцениваем регрессию подушевых расходов на индикатор времени для панельных наблюдений, охватывая период до кризиса (включая кризисный год). Так, предсказанные расходы для кризиса 1998 г. рассчитываются на основе наблюдений с 1994 по 1998 годы; предсказанные расходы для кризиса 2008 г. рассчитываются на основе панели наблюдений за 2004–2008 раунды. В результате мы можем измерить влияние кризиса на благосостояние домохозяйств как разность между наблюдаемыми (фактическими) расходами в посткризисный период и расходами в посткризисный период, предсказанными на основе предкризисного тренда. Аналогичным образом мы можем предсказать расходы на основе посткризисного тренда. Для определения величины воздействия наиболее предпочтительным является второй вариант, поскольку шок может изменять траекторию расходов домохозяйств. Во втором случае предсказанные расходы будут очищены от идиосинкратических шоков. В силу этого сравнение предсказанных значений между собой является более корректным, чем сравнение предсказанных и реальных значений. Тогда влияние шока может быть измерено как разность между предсказанным доходом в посткризисный период, рассчитанным на основе посткризисного тренда, и предсказанным доходом в посткризисный период, рассчитанным на основе предкризисного тренда.

Формально это выглядит следующим образом: пусть  $Y_{it}^{pre}$  – предсказанный уровень расходов  $i$ -го домохозяйства в период  $t$ , полученных на основе предкризисного тренда, а  $Y_{it}^{post}$  – предсказанный уровень расходов  $i$ -го домохозяйства в период  $t$ , полученных на основе посткризисного тренда.

Мы определяем воздействие кризиса как

$$(5) \quad I_{it}^Y \equiv \ln\left(Y_{it}^{post} / Y_{it}^{pre}\right).$$

Мы предполагаем, что потребление  $i$ -го домохозяйства следует лог-линейному тренду со структурным разрывом в год кризиса<sup>9</sup>. Модель, описывающая предкризисный и посткризисный тренды, выглядит как

$$(6) \quad \ln Y_{it}^{pre} = \alpha_i^Y + \beta_i^Y t + \mu_{it}^Y \text{ for } (t < T_{crisis}),$$

$$(7) \quad \ln Y_{it}^{post} = \alpha_i^{Y^*} + \beta_i^{Y^*} t + \mu_{it}^{Y^*} \text{ for } (t \geq T_{crisis}),$$

где  $\alpha_i$  и  $\beta_i$  – параметры,  $\mu_i$  – остатки, которые могут включать как идиосинкратические ошибки, так и ошибки измерения. Положим остатки к нулю, тогда оцененное уравнение будет выглядеть как

<sup>9</sup> Мы тестировали как линейную, так и лог-линейную спецификацию и обнаружили, что для большинства домохозяйств лог-линейная спецификация подходит больше.



$$(8) \quad \hat{I}_{it}^Y = \ln Y_{it}^{post} - \hat{a}_i^Y - \hat{\beta}_i^Y t.$$

Однако уравнение (8) игнорирует влияние различных факторов на расходы домохозяйства в отсутствие кризиса. Чтобы учесть эти эффекты, мы включаем наблюдаемую ошибку в предсказание для каждого домохозяйства. Тогда оцененное уравнение будет выглядеть как разница в предсказанных расходах,

$$(9) \quad \hat{I}_{it}^Y = \hat{a}_i^{Y*} - \hat{a}_i^Y - (\hat{\beta}_i^{Y*} - \hat{\beta}_i^Y) t \text{ for } t \geq T_{crisis}.$$

Графическая иллюстрация нашего подхода показана на рис. 1.

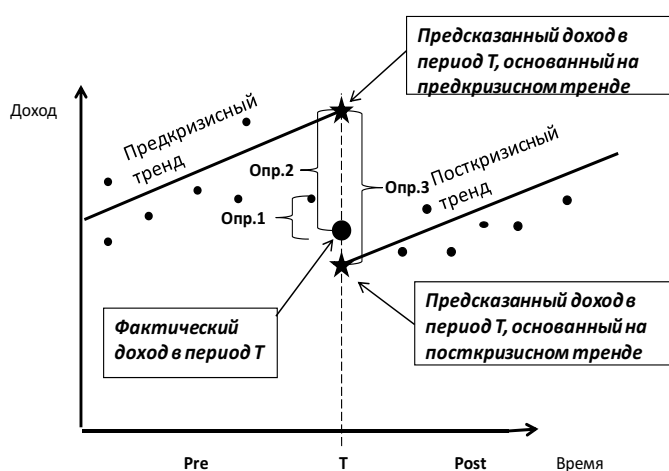


Рис. 1. Алгоритм построения трех вариантов экономического шока

## 5. Динамика расходов и размера домохозяйств в России во время двух кризисов

Рисунок 2 показывает изменение расходов и размера домохозяйств за период с 1994 до 2011 гг.<sup>10</sup>

В среднем, подушевые расходы домохозяйств снизились на 26% за период кризиса 1998 г. и на 7% за период кризиса 2008 г. Средний размер домохозяйства неуклонно снижался с 2,9 члена в домохозяйстве в середине 1990-х годов до 2,7 члена в домохозяйстве в 2011 г. Финансовый кризис 1998 г. несколько замедлил это снижение, тогда как кризис 2008 г. сопровождался значимым ростом среднего размера домохозяйств в 2010 г. На рис. 3

<sup>10</sup> Приведенные на рис. 2 графики расходов и размера домохозяйств построены с использованием кросс-секционных данных РМЭЗ – ВШЭ.

показано изменение среднего размера домохозяйств после кризиса относительно перцентилей предкризисного распределения расходов.



Рис. 2. Расходы и размер домохозяйства, 1994–2011 гг.

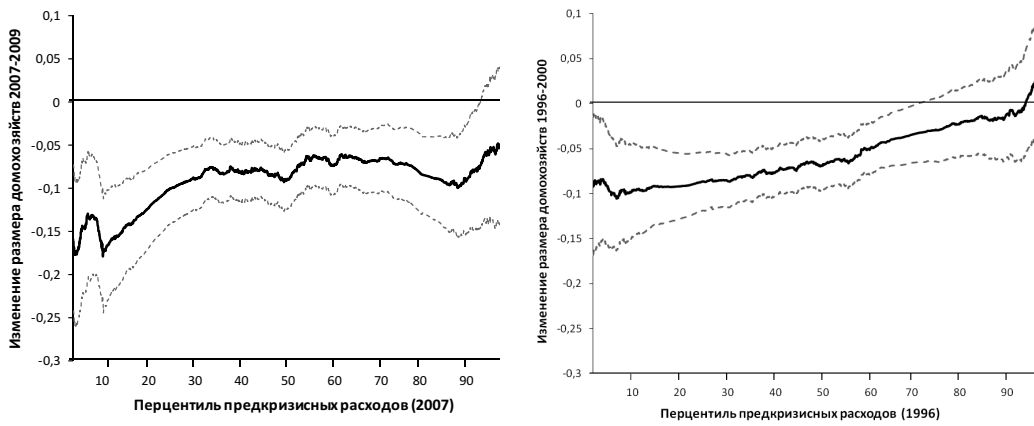


Рис. 3. Изменение среднего размера домохозяйства после кризиса относительно уровня предкризисных расходов

Левая панель показывает, что размер домохозяйств в нижней и средней частях распределения расходов снизился больше по сравнению с домохозяйствами, находящимися в верхней части распределения. Правая панель показывает, что посткризисное снижение среднего размера было сильнее для домохозяйств нижней части распределения предкризисных расходов.

Первый ряд графиков на рис. 4 показывает долю домохозяйств, которые увеличились в размерах после кризиса, в зависимости от интенсивности шока. Среди домохозяйств, испытавших большой негативный шок, измеряемый как изменение наблюдаемых расходов домохозяйств до и после кризиса (Определение 1), доля тех, кто увеличился в размерах, достигла 30%, тогда как среди домохозяйств, чей доход вырос, доля тех, кто увеличился в размерах, оказалась меньше 10%. Аналогичным образом мы рассматриваем два других способа измерения шока, один из которых – разница между наблюдаемым и предсказанным доходами в посткризисный период (Определение 2), второй – разница между предсказанными доходами в посткризисный период, рассчитанными на основе предкризисного и посткризисного тренда (Определение 3).

Значимая положительная связь между интенсивностью шока и долей домохозяйств, которые увеличились в размерах после кризиса за счет добавления взрослых членов домохозяйства, наблюдается для всех трех способов измерения шока (второй ряд графиков на рис. 4). Другими словами, доля домохозяйств, которые увеличились в размерах после кризиса, выше для тех, чьи расходы сильнее снизились после кризиса.

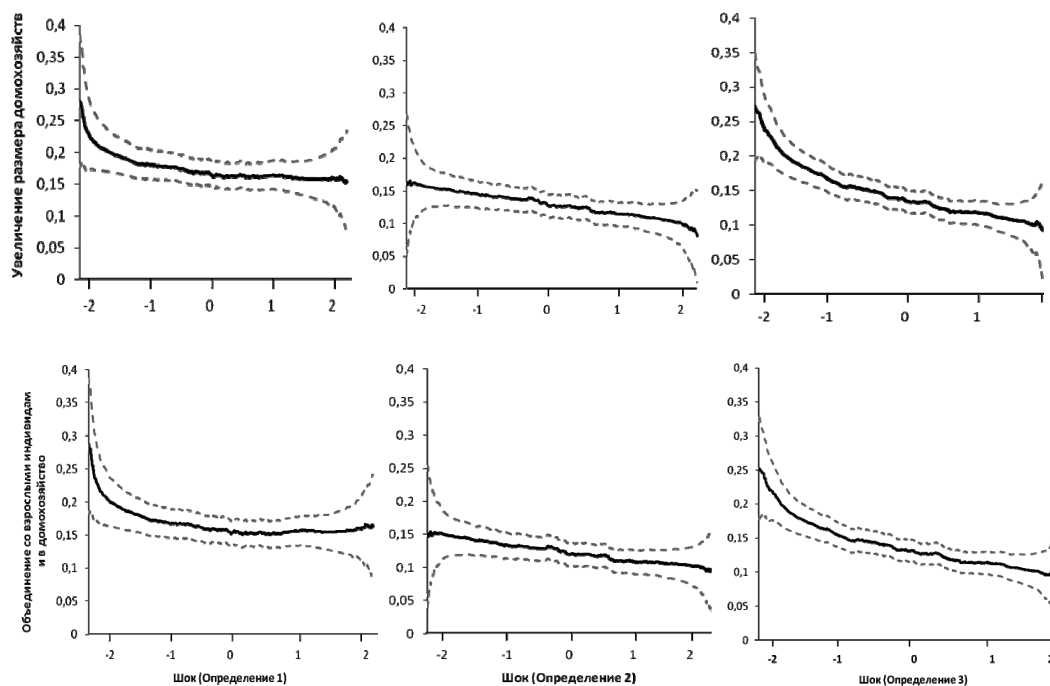


Рис. 4. Влияние изменения расходов (2000–1996 гг.) на долю домохозяйств, которые изменили свою структуру после кризиса 1998 г.

Рисунок 5 показывает соотношение между величиной шока и изменениями в структуре домохозяйств после кризиса 2008 г. Доля домохозяйств, которые увеличились в размерах, в том числе и за счет объединения со взрослыми членами домохозяйства, выше для тех, кто испытал большой негативный шок дохода после кризиса. Это справедливо для всех трех способов измерения шока.

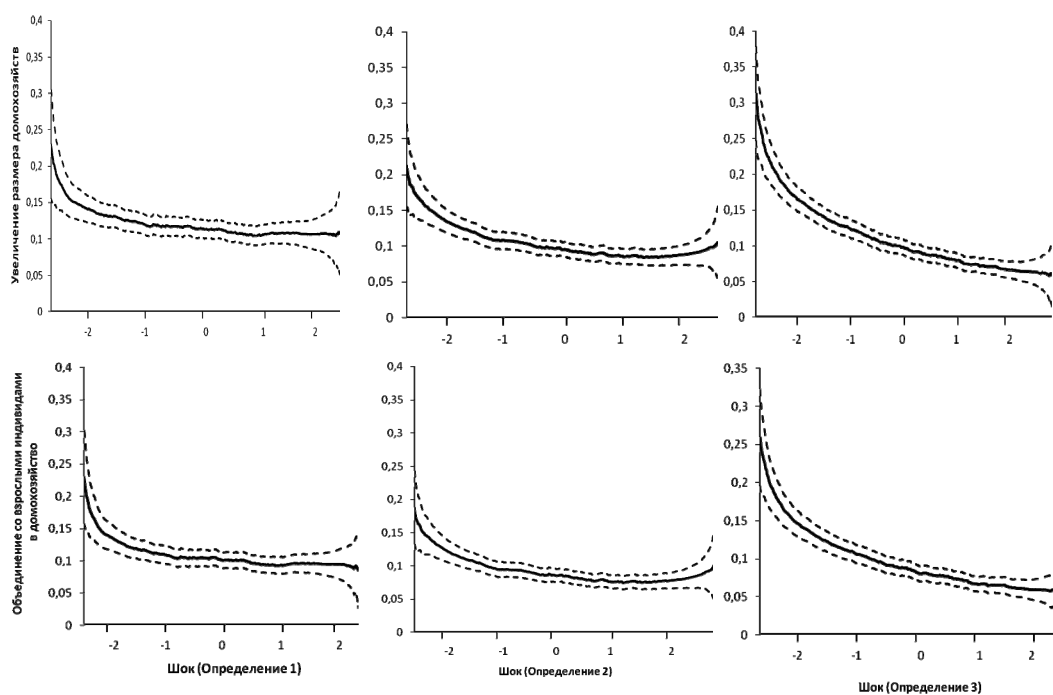


Рис. 5. Влияние изменения расходов (2007–2009 гг.) на долю домохозяйств, которые изменили свою структуру после кризиса 2008 г.

## 6. Эмпирические результаты

Коэффициенты переменных интереса при оценивании уравнения (4) с помощью пробит-модели показаны в табл. 2–4<sup>11</sup>.

Набор независимых переменных включает такие характеристики домохозяйства, как возраст и квадрат возраста главы домохозяйства, дамми на уровне образования главы домохозяйства, доля детей в возрасте 0–6 и с 7–17 лет, доли пенсионеров, женщин (в возрасте 18–54 лет) и мужчин (в возрасте 18–59 лет), число поколений в домохозяйстве, размер домохозяйства и его квадрат, доля безработных членов в домохозяйстве, тип населенного пункта, а также региональные дамми.

<sup>11</sup> Спецификации со всеми контрольными переменными для таблиц 2–4 доступны для референтов и по запросу у авторов.

Таблица 2.

**Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений  
в структуре домохозяйства, раунды 1996 и 2000 гг.  
(метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)**

	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
<b>Шок:</b> изменение логарифма наблюдаемых расходов до и после кризиса (2000–1996 гг.)	–0,010* (0,006)	–0,004 (0,009)
<b>Шок:</b> изменение логарифма предсказанных и наблюдаемых расходов в посткризисный период	–0,013** (0,006)	–0,012** (0,006)
<b>Шок:</b> изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда	–0,052*** (0,008)	–0,050*** (0,008)

*Примечание.* Здесь и в табл. 3, 4 робастные стандартные ошибки в скобках (с кластеризацией по 38 первичным единицам отбора). \*\*\* – p-value < 0,01; \*\* – p-value < 0,05; \* – p-value < 0,1. Контрольные переменные включены, но не показаны.

Таблица 3.

**Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений  
в структуре домохозяйства, раунды 2007 и 2009 гг.  
(метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)**

	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
<b>Шок:</b> изменение логарифма наблюдаемых расходов до и после кризиса (2009–2007 гг.)	–0,012* (0,007)	–0,005 (0,005)
<b>Шок:</b> изменение логарифма предсказанных и наблюдаемых расходов в посткризисный период	–0,021*** (0,007)	–0,015** (0,007)
<b>Шок:</b> изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда	–0,067*** (0,010)	–0,056*** (0,009)

**Таблица 4.**

**Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений в структуре домохозяйства, оцененное с помощью инструментальных переменных (метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)**

	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
<b>Шок 2000–1996 гг.:</b> изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда и инструментированных изменением заработной платы	-0,205*** (0,037)	-0,200*** (0,048)
<b>Шок 2009–2007 гг.:</b> изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда и инструментированных изменением заработной платы	-0,189*** (0,054)	-0,108** (0,052)

*Результаты оценивания для кризиса 1998 г.* В табл. 2 показаны основные коэффициенты для трех различных способов измерения шока 1998 г. Верхняя строка табл. 2 представляет оценки влияния шока, измеренного как изменение расходов домохозяйств до и после кризиса. Результаты показывают, что домохозяйства, испытавшие падение расходов, более вероятно увеличатся в размерах (значимость на 10-процентом уровне). Средняя строка табл. 2 показывает результаты спецификаций, в которых шок измеряется как изменение в наблюдаемых и предсказанных расходах до и после кризиса. Мы получили статистически значимое влияние изменения отношения наблюдаемых расходов к предсказанным на все виды изменения в структуре домохозяйства. Изменение отношения предсказанных расходов, рассчитанных на основе посткризисного тренда, к предсказанным расходам, рассчитанным на основе предкризисного тренда, снижает вероятность изменений в структуре домохозяйства и является высоко значимым для всех видов изменений<sup>12</sup>.

*Результаты оценивания для кризиса 2008 г.* В табл. 3 показано влияние изменения расходов между 2007 и 2009 гг. на структуру домохозяйств. Домохозяйства, испытавшие негативный шок, более вероятно увеличатся в размерах, в частности, и за счет объединения со взрослыми индивидами, по сравнению с теми домохозяйствами, чей доход остался прежним или вырос. Влияние на структуру домохозяйства оказывается более значимо в спецификациях, где величина шока измеряется как разница в предсказанных расходах, рассчитанных на основе предкризисного и посткризисного тренда.

<sup>12</sup> Мы также оценивали уравнения, представленные в табл. 2 и 3, с добавлением квадрата измерения шока для учета нелинейного влияния. Результаты оценок качественно и количественно не отличаются от тех, которые мы получили в оригинальной спецификации.

### 6.1. Учет эндогенности шока

Две проблемы могут смещать полученные нами оценки. Во-первых, могут существовать факторы, которые одновременно влияют как на изменения в структуре домохозяйства, так и на величину шока. Во-вторых, существует неслучайный отбор домохозяйств в панель РМЭЗ – ВШЭ, охватывающую кризисные годы.

Для учета эндогенности шока в нашей модели мы применяем подход с инструментальными переменными<sup>13</sup>, используя посткризисное изменение средней ставки заработной платы в населенном пункте как инструмент для шока доходов<sup>14</sup>. Мы предполагаем, что экономические кризисы 1998 и 2008 гг. были неожиданными как для российских работников, так и для работодателей, которые, в свою очередь, использовали изменение в заработной плате как подстройку к новым экономическим условиям [Заработная плата в России, 2007]. Авторы в этой книге отмечают высокую эластичность к шокам за счет гибкости в заработной плате при относительной стабильности занятости как особенность российского рынка труда. При сделанных предположениях заработные платы будут коррелировать с расходами домохозяйств, но не будут напрямую влиять на структуру домохозяйств.

Качество нашего инструмента обеспечивается высокой значимостью в первом шаге. Наиболее распространенный тест – F-статистика – подтверждает предсказательную силу нашего инструмента (6,35 для кризиса 1998 г. и 6,74 для кризиса 2008 г.) [Staiger, Stock, 1997]. Тест Крэгга – Дональда на слабость инструментов также подтверждает силу наших инструментов: исходя из статистики Крэгга – Дональда, мы можем на 5-процентном уровне значимости отвергнуть гипотезу о том, что наша система уравнений слабо идентифицируема (26,74 для кризиса 1998 г. и 20,88 для кризиса 2008 г.). Последний результат может быть интерпретирован как тест на присутствие слабых инструментов [Stock, Yogo, 2002].

Таблица 4 представляет результаты, полученные методом максимального правдоподобия, влияния кризиса на структуру домохозяйств для кризисов 1998 и 2008 гг. По сравнению с оценками, представленными в табл. 2 и 3, величина коэффициентов инструментального роста расходов выше в случаях для обоих кризисов. Результаты поддерживают нашу гипотезу о том, что снижение доходов домохозяйств приводит к росту их размера за счет объединения со взрослыми индивидами<sup>15</sup>.

<sup>13</sup> Фостер и Розенцвейг [Foster, Rosenzweig, 2002] использовали вариацию в темпах технического прогресса в различных районах Индии как инструментальную переменную для оценивания влияния роста доходов на разделение домохозяйств.

<sup>14</sup> Мы определяли ставку заработной платы двумя способами. В рамках первого способа мы рассчитывали часовую ставку заработной платы как отношение трудовых доходов, полученных за последний месяц, к количеству часов, отработанных за этот месяц. В рамках второго способа определяли часовую ставку заработной платы как частное от деления контрактных трудовых доходов, получаемых в среднем за месяц, на обычное количество отработанных часов в месяц.

<sup>15</sup> Чтобы учесть различия в потреблении между взрослыми и детьми, мы также использовали шкалу эквивалентности OECD. Мы обнаружили незначительные изменения в наших ключевых результатах.

## 6.2. Учет неслучайного отбора в панель

Результаты, представленные выше, могут быть смещены из-за того, что домохозяйства, оставшиеся в панели после кризиса, являются неслучайными. Например, если домохозяйства, которые разделились после кризиса, менее вероятно останутся в панели, влияние шока доходов на изменения в структуре домохозяйства будет недооценено.

Темпы выбывания между раундами РМЭЗ – ВШЭ, охватывающими кризисные годы, относительно высокие и составляют 30,7% для кризиса 1998 г. и 22,7% для кризиса 2008 г. Чтобы проверить, существует ли неслучайный отбор, мы оцениваем вероятность домохозяйства остаться в панельном опросе после кризиса как функцию его предкризисных характеристик (табл. 5).

Таблица 5.

### Влияние характеристик домохозяйств на вероятность остаться в панели РМЭЗ – ВШЭ после кризиса

Переменные	Опрошены в 1996 г., но не в 2000 г.		Опрошены в 2007 г., но не в 2009 г.	
	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка
Логарифм подушевых расходов	0,064**	(0,032)	0,021	(0,031)
<i>Характеристики домохозяйства</i>				
Возраст главы домохозяйства	-0,070***	(0,009)	-0,057***	(0,007)
Квадрат возраста главы домохозяйств/100	0,063***	(0,008)	0,051***	(0,007)
Начальное образование	0,088	(0,177)	0,172	(0,114)
Среднее незавершенное образование	-0,045	(0,073)	-0,052	(0,068)
Среднее образование	-0,072	(0,061)	0,057	(0,050)
Высшее образование	-0,109	(0,067)	-0,051	(0,056)
Среднее завершенное образование		<i>Пропущенная категория</i>		
Доля детей 0–7 лет	-0,119	(0,321)	-0,168	(0,262)
Доля детей 7–18 лет	-0,380*	(0,225)	-0,138	(0,199)
Доля женщин среднего возраста	0,002	(0,136)	0,032	(0,109)
Доля мужчин среднего возраста	0,295**	(0,132)	0,362***	(0,112)
Доля пенсионеров		<i>Пропущенная категория</i>		
Размер домохозяйства	-0,523***	(0,148)	-0,512***	(0,127)
Квадрат размера домохозяйства	0,241***	(0,085)	0,143**	(0,070)



Окончание табл. 5.

Переменные	Опрошены в 1996 г., но не в 2000 г.		Опрошены в 2007 г., но не в 2009 г.	
	коэффициент	стандартная ошибка	коэффициент	стандартная ошибка
Однопоколенные домохозяйства	0,208	(0,139)	-0,087	(0,117)
Двупоколенные домохозяйства	0,103	(0,101)	-0,090	(0,083)
Многопоколенные домохозяйства	<i>Пропущенная категория</i>			
Доля безработных членов в домохозяйстве	-0,984***	(0,261)	-1,012***	(0,182)
<i>Региональные дамми</i>				
Москва или Санкт-Петербург	0,271**	(0,126)	-0,027	(0,106)
Областной центр	0,371***	(0,067)	0,355***	(0,058)
Город	0,458***	(0,069)	0,339***	(0,060)
ПГТ	0,156	(0,112)	-0,027	(0,106)
Село	<i>Пропущенная категория</i>			
Центральный округ	-0,650***	(0,113)	-0,677***	(0,099)
Северо-Западный округ	-0,648***	(0,131)	-0,477***	(0,113)
Южный округ	-0,484***	(0,116)	-0,330***	(0,102)
Приволжский округ	-0,750***	(0,113)	-0,627***	(0,098)
Уральский округ	-0,609***	(0,124)	-0,544***	(0,109)
Сибирский округ	-0,519***	(0,119)	-0,479***	(0,103)
Дальневосточный округ	<i>Пропущенная категория</i>			
Константа	2,035***	(0,540)	1,979***	(0,452)
Количество наблюдений	3,533		5,302	

*Примечание:* робастные стандартные ошибки в скобках. \*\*\* – p-value < 0,01; \*\* – p-value < 0,05; \* – p-value < 0,1.

Домохозяйства с более высоким уровнем предкризисных расходов, с более молодым главой домохозяйства, проживающие в городских районах и метрополиях, а также меньшие по размеру домохозяйства более вероятно выпадут из панельной выборки после кризиса<sup>16</sup>. Тот факт, что вероятность выпадения из панели зависит от размера домохозяйства и от предкризисных расходов, говорит о том, что наши результаты могут быть смещены.

<sup>16</sup> Фрибел и Гуриев [Friebel, Guriev, 2005] по данным РМЭЗ – ВШЭ показали, что выплаты заработной платы в натуральной форме и задолженности по заработной плате, которые были распро-

Наши попытки найти подходящий инструмент для контроля неслучайного отбора не увенчались успехом. Однако мы можем утверждать, что члены домохозяйств меньшего размера, которые преобладают среди домохозяйств, выпавших из панели после кризиса, более вероятно будут объединяться в большие домохозяйства. В этом случае наши результаты представляют собой нижнюю границу фактического воздействия кризиса на размер домохозяйства. Если бы эти домохозяйства оставались в панели, оцененный эффект негативного шока дохода на размер домохозяйства был бы сильнее, чем тот, который мы обнаружили в данной работе.

## 7. Заключение

В данной работе мы оцениваем влияние шока дохода на изменения в структуре домохозяйства. Мы используем данные РМЭЗ – ВШЭ, которые охватывают кризисы 1998 и 2008 гг. В нашей теоретической модели мы предполагаем, что решение домохозяйства о своей структуре основано на сравнении полезности, получаемой от экономии на масштабе, и полезности, получаемой от частного пространства. Мы используем два подхода для того, чтобы оценить влияние шока дохода на структуру домохозяйства. Сначала мы предполагаем, что выбор об объединении является экзогенным к шоку дохода и рассматриваем шок как воздействие. Затем мы контролируем на эндогенность расходов домохозяйства по отношению к структуре домохозяйства, используя метод инструментальных переменных. Оба метода демонстрируют, что домохозяйства, которые испытали снижение доходов после кризисов 1998 и 2008 гг., более вероятно увеличатся в размерах по сравнению с домохозяйствами, чей доход остался неизменным или вырос. Наши эмпирические результаты подтверждают, что изменение структуры домохозяйства является важным механизмом преодоления негативных последствий кризиса.

Политические меры, которые помогли бы домохозяйствам реализовать собственные стратегии преодоления сильных колебаний дохода за счет изменения своей структуры, могут быть эффективными в плане улучшения благосостояния населения. Такая политика может включать в себя упрощение процедур, связанных с получением медицинского страхования и пенсионного обеспечения для людей, меняющих место жительства, с улучшением информационных услуг для лиц, желающих сдать в аренду жилье.

\* \*

\*

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшников. М.: НИУ ВШЭ, 2007.

Aassve A., Billari F.C., Mazzucco S., Ongaro F. Leaving Home: A Comparative Analysis of ECHP Data // Journal of European Social Policy. 2002. 12. 4. P. 259–275.

---

странены среди низкоквалифицированных работников, ограничивали мобильность рабочей силы в России.

- Alvi E., Dendir S.* Private Transfers, Informal Loans and Risk Sharing among Poor Urban Households in Ethiopia // *Journal of Development Studies*. 2009. 45. 8. P. 1325–1343.
- Dyrda S., Kaplan G., Rlos-Rull J.* Business Cycles and Household Formation: The Micro vs the Macro Labor Elasticity: NBER Working Paper № 17880. 2012.
- Ermisch J.* Prices, Parents and Young People's Household Formation // *Journal of Urban Economics*. 1999. 45. 1. P. 47–71.
- Fafchamps M., Lund S.* Risk Sharing Networks in Rural Philippines // *Journal of Development Economics*. 2003. 71. P. 261–287.
- Fafchamps M., Gubert F.* The Formation of Risk Sharing Networks // *Journal of Development Economics*. 2007. 83. 2. P. 326–350.
- Foster A.D., Rosenzweig M.R.* Household Division and Rural Economic Growth // *The Review of Economic Studies*. 2002. 69. 4. P. 839–869.
- Frankenberg E., Smith J.P., Thomas D.* Economic Shocks, Wealth, and Welfare // *Journal of Human Resources*. 2003. 38. 2. P. 280–321.
- Friebel G., Guriev S.* Attaching Workers through In-Kind Payments: Theory and Evidence from Russia // *World Bank Economic Review*. 2005. 19. 2. P. 175–202.
- Gerry C.J., Li C.A.* Consumption Smoothing and Vulnerability in Russia // *Applied Economics*. 2010. 42. P. 1995–2007.
- Heltberg R., Lund N.* Shocks, Coping, and Outcomes for Pakistan's Poor: Health Risks Predominate // *Journal of Development Studies*. 2009. 45. 6. P. 889–910.
- Kaplan G.* Boomerang Kids: Labor Market Dynamics and Moving Back Home: Working Paper № 675. Research Department, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2009.
- Kaplan G.* Moving Back Home: Insurance Against Labor Market Risk: Working Paper № 677. Research Department, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2010.
- Karlsson S., Borell K.* Intimacy and Autonomy, Gender and Ageing: Living Apart Together // *Ageing International*. 2002. 27. 4. P. 11–26.
- Lee J.J., Sawada Y.* Precautionary Saving under liquidity Constraints: Evidence from Rural Pakistan // *Journal of Development Economics*. 2010. 91. 1. P. 77–86.
- Lee K., Painter G.* What Happens to Household Formation in a Recession? // *Journal of Urban Economics*. 2013. 76. P. 93–109.
- Lusardi A., Schneider D.J., Tufano P.* Financially Fragile Households: Evidence and Implications: NBER Working Paper № 17072. 2011.
- Matsudaira J.* Economic Conditions and the Cyclical and Secular Changes in Parental Coresidence among Young Adults: 1960 to 2007: SSRN Working Paper. Department of Public Policy Cornell University, 2010. (<http://ssrn.com/abstract=1702573>)
- Worldbank.* Moderating Risks, Bolstering Growth, Russian Economic Report № 27. 2012.
- Mykyta L., Macartney S.* The Effects of Recession on Household Composition: 'Doubling Up' and Economic Well-Being: SEHSD Working Paper № 2011/4, U.S. Census Bureau, 2011. ([http://www.norwescap.org/pdf\\_public/recession-effects.pdf](http://www.norwescap.org/pdf_public/recession-effects.pdf))
- Nelson J.A.* Household Economies of Scale in Consumption: Theory and Evidence // *Econometrica*. 1988. 56. 6. P. 1301–1314.
- Rosenzweig M., Stark O.* Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence from Rural India // *Journal of Political Economy*. 1989. 97. 4. P. 905–926.
- Worldbank.* Russian Economic Report. № 18. 2009.
- Skoufias E.* Consumption Smoothing in Russia Evidence from the RLMS // *Economics of Transition*. 2003. 11. 1. P. 67–91.
- Staiger D., Stock J.* Instrumental Variables Regression with Weak Instruments // *Econometrica*. 1997. 65. 3. P. 557–586.
- Stock J., Yogo M.* Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression: NBER Technical Working Paper № 284. 2002.
- Wiemers E.E.* The Effect of Unemployment on Household Composition and Doubling Up: National Poverty Center Working Paper Series № 11/12. 2011.

## Growing Size of a Household as a Mechanism of Adaptation to Crises

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

There are many mechanisms households employ to adapt to shocks. A coping strategy that receives little attention in the literature is the adaptation of household size and structure in response to changing economic conditions. Using data from Russian Longitudinal Survey that span the two recent economic recessions of 1998 and 2008, we provide new empirical evidence on how households may respond to economic shocks, focusing on the role of changes in household size and composition. We assume that individuals face a tradeoff between taking advantages of economies of scale and specialization when living with others and individual privacy. Consumption smoothing is achieved by forgoing privacy during the crisis and results in increases in household size. We control for the endogeneity of household consumption with respect to household structure by using the instrumental variable method. Our empirical results suggest that members of the households that experienced negative income shocks are more likely to move in with others than households whose income remained the same or increased. Policy measures may include the simplification of procedures related to the geographical transfers of health insurance and pensions, the development of programs of part-time and temporary employment to help households to implement their own coping strategies.

**Key words:** household structure; coping strategy; consumption; macroeconomic shocks; instrumental variables; Russia.

**JEL Classification:** J10.

\* \*  
\*

## References

- Zarabotnaja plata v Rossii: jevoljucija i differenciacija [Wages in Russia: Evolution and Differentiation] (2007) V.E. Gimpel'son, R.I. Kapeljushnikov (red.) Moscow: HSE.
- Aassve A., Billari F.C., Mazzuco S., Ongaro F. (2002) Leaving Home: A Comparative Analysis of ECHP Data. *Journal of European Social Policy*, 12, 4, pp. 259–275.
- Alvi E., Dendir S. (2009) Private Transfers, Informal Loans and Risk Sharing among Poor Urban Households in Ethiopia. *Journal of Development Studies*, 45, 8, pp. 1325–1343.
- Dyrda S., Kaplan G., Ríos-Rull J. (2012) *Business Cycles and Household Formation: The Micro vs the Macro Labor Elasticity*. NBER Working Paper no 17880.
- Ermisch J. (1999) Prices, Parents and Young People's Household Formation. *Journal of Urban Economics*, 45, 1, pp. 47–71.
- Fafchamps M., Lund S. (2003) Risk Sharing Networks in Rural Philippines. *Journal of Development Economics*, 71, pp. 261–287.
- Fafchamps M., Gubert F. (2007) The Formation of Risk Sharing Networks. *Journal of Development Economics*, 83, 2, pp. 326–350.
- Foster A.D., Rosenzweig M.R. (2002) Household Division and Rural Economic Growth. *The Review of Economic Studies*, 69, 4, pp. 839–869.
- Frankenberg E., Smith J.P., Thomas D. (2003) Economic Shocks, Wealth, and Welfare. *Journal of Human Resources*, 38, 2, pp. 280–321.
- Friebel G., Guriev S. (2005) Attaching Workers through In-Kind Payments: Theory and Evidence from Russia. *World Bank Economic Review*, 19, 2, pp. 175–202.
- Gerry C.J., Li C.A. (2010) Consumption Smoothing and Vulnerability in Russia. *Applied Economics*, 42, pp. 1995–2007.
- Heltberg R., Lund N. (2009) Shocks, Coping, and Outcomes for Pakistan's Poor: Health Risks Predominate. *Journal of Development Studies*, 45, 6, pp. 889–910.
- Kaplan G. (2009) *Boomerang Kids: Labor Market Dynamics and Moving Back Home*. Working Paper no 675. Research Department, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Kaplan G. (2010) *Moving Back Home: Insurance Against Labor Market Risk*. Working Paper no 677. Research Department, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Karlsson S., Borell K. (2002) Intimacy and Autonomy, Gender and Ageing: Living Apart Together. *Ageing International*, 27, 4, pp. 11–26.
- Lee J.J., Sawada Y. (2010) Precautionary Saving under liquidity Constraints: Evidence from Rural Pakistan. *Journal of Development Economics*, 91, 1, pp. 77–86.
- Lee K., Painter G. (2013) What Happens to Household Formation in a Recession? *Journal of Urban Economics*, 76, pp. 93–109.
- Lusardi A., Schneider D.J., Tufano P. (2011) *Financially Fragile Households: Evidence and Implications*. NBER Working Paper no 17072.
- Matsudaira J. (2010) *Economic Conditions and the Cyclical and Secular Changes in Parental Coresidence among Young Adults: 1960 to 2007*. SSRN Working Paper. Department of Public Policy Cornell University. <http://ssrn.com/abstract=1702573>
- Worldbank (2012) *Moderating Risks, Bolstering Growth*. Russian Economic Report no 27.
- Mykyta L., Macartney S. (2011) *The Effects of Recession on Household Composition: 'Doubling Up' and Economic Well-Being*. SEHSD Working Paper no 2011/4, U.S. Census Bureau. [http://www.norwescap.org/pdf\\_public/recession-effects.pdf](http://www.norwescap.org/pdf_public/recession-effects.pdf)
- Nelson J.A. (1988) Household Economies of Scale in Consumption: Theory and Evidence. *Econometrica*, 56, 6, pp. 1301–1314.

- 
- Rosenzweig M., Stark O. (1989) Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence from Rural India. *Journal of Political Economy*, 97, 4, pp. 905–926.
- Worldbank (2009) *Russian Economic Report*. no 18.
- Skoufias E. (2003) Consumption Smoothing in Russia Evidence from the RLMS. *Economics of Transition*, 11, 1, pp. 67–91.
- Staiger D., Stock J. (1997) Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, 65, 3, pp. 557–586.
- Stock J., Yogo M. (2002) *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression*. NBER Technical Working Paper no 284.
- Wiemers E.E. (2011) *The Effect of Unemployment on Household Composition and Doubling Up*. National Poverty Center Working Paper Series № 11/12.