

Федеральное государственное автономное образовательное  
учреждение высшего профессионального образования  
«Национальный исследовательский университет  
"Высшая школа экономики"»

На правах рукописи

Абанокова Ксения Руслановна

Изменение структуры домохозяйства как стратегия преодоления макроэкономического  
шока

Специальность 08.00.05 — Экономика и управление народным хозяйством (экономика  
труда)

ДИССЕРТАЦИЯ

на соискание ученой степени кандидата экономических наук

Научный руководитель  
кандидат экономических наук,  
доцент Рощин С.Ю.

Москва 2015

# Оглавление

<b>Введение.....</b>	<b>3</b>
<b>Глава 1. Экономический анализ поведения домохозяйств в условиях макроэкономических шоков .....</b>	<b>15</b>
1.1 Экономическое поведение домохозяйств: основные понятия и определения .....	15
1.2 Теоретический анализ принятия решения в домохозяйстве об изменении своей структуры .....	22
1.3 Эмпирические исследования влияния макроэкономических шоков на изменения структуры домохозяйства .....	29
<b>Глава 2. Анализ структуры российских домохозяйств .....</b>	<b>39</b>
2.1 Описательный анализ структуры российских домохозяйств.....	39
2.2 Методология статистического анализа изменения структуры российских домохозяйств ..	51
2.3 Статистический анализ изменения структуры российских домохозяйств .....	58
<b>Глава 3. Оценка влияния макроэкономических шоков на изменение структуры домохозяйств .....</b>	<b>67</b>
3.1 Методология измерения влияния макроэкономического шока .....	67
3.2 Описательный анализ взаимосвязи макроэкономических шоков и изменений в структуре домохозяйств.....	71
3.3 Эмпирические оценки влияния макроэкономических шоков на изменение структуры домохозяйств.....	78
<b>Глава 4. Оценка последствий изменения структуры для экономического благосостояния российских домохозяйств.....</b>	<b>97</b>
4.1 Эмпирические оценки эффекта масштаба в потреблении российских домохозяйств .....	97
4.2 Влияние эффекта масштаба на уровень и профиль бедности в России.....	117
<b>Заключение .....</b>	<b>126</b>
<b>Список литературы.....</b>	<b>134</b>
<b>Приложение 1.....</b>	<b>143</b>
<b>Приложение 2.....</b>	<b>148</b>

## **Введение**

### ***Актуальность***

За последние два десятка лет российские домохозяйства испытали несколько экономических шоков, повлекших за собой для части из них снижение благосостояния. Кризис 1998 года привел к обесцениванию национальной валюты и снижению доходов домохозяйств. После 10 лет экономического роста российская экономика испытала очередное снижение. Кризис 2008 года оказал влияние на занятость, доходы и заработные платы. Последствия экономических шоков, выраженные в виде снижения совокупного потребления, сбережения и инвестиций и вызвавшие изменения в ценах, заработной плате и прибыли, оказали негативное влияние на качество и уровень жизни домохозяйств.

Сталкиваясь с последствиями, российские домохозяйства были вынуждены искать стратегии, позволяющие преодолеть снижение уровня жизни. Существует множество способов, посредством которых домохозяйства могут адаптироваться к негативным экономическим шокам. Они могут использовать собственные сбережения или продавать активы, использовать формальные или неформальные институты страхования, перераспределять ресурсы между домохозяйствами или внутри домохозяйств посредством частных или государственных трансфертов,

мигрировать, изменять предложение труда или обращаться к натуральному хозяйству<sup>1</sup>.

Одной из важных стратегий преодоления последствий негативных экономических шоков является возможность домохозяйства изменять свою структуру. Почему в условиях нехватки экономических ресурсов повышается вероятность изменения структуры домохозяйств? Домохозяйства могут принять решение об объединении, чтобы более интенсивно воспользоваться преимуществами экономии на масштабе и специализации на домашнем труде внутри домохозяйства, а также получить возможность страховать риски. Результаты использования данной стратегии напрямую отражаются на благосостоянии домохозяйств, оказывая влияние на уровень бедности и ее структуру. За счет более эффективного (благодаря экономии на масштабе) перераспределения ресурсов внутри домохозяйства совместное проживание приводит к увеличению порога бедности<sup>2</sup>.

Игнорирование способности домохозяйств снижать издержки посредством совместного потребления рыночных и созданных в домашнем хозяйстве благ имеет серьезные последствия для корректного измерения индивидуального благосостояния и ведет к неточной идентификации групп населения, подверженных риску бедности.

---

<sup>1</sup> Rozenzweig and Stark, 1989; Frankenberg et al., 2003; Skoufias, 2003; Fafchamps and Gubert, 2007; Alvi and Dendir, 2009; Heltberg and Lund, 2009; Lee and Sawada, 2010; Lusardi et al., 2011

<sup>2</sup> Rendal and Speare, 1995

Почему есть основания полагать, что российские домохозяйства используют изменение своей структуры как стратегию преодоления последствий макроэкономических шоков? Интерес к изучению структуры российских домохозяйств объясняется ее значительной подвижностью во времени. Многочисленные демографические исследования подчеркивают нестабильность структуры российских домохозяйств<sup>3</sup>. Более того, исследования, выполненные по данным Всероссийских переписей населения, говорят о постепенном процессе усложнения структуры российских домохозяйств<sup>4</sup>. В то же время структура бедного населения крайне неоднородна и российские домохозяйства большого размера считаются наиболее уязвимыми к негативным экономическим изменениям<sup>5</sup>.

Таким образом, эти два явления, а именно трансформация домохозяйств в период экономических изменений, определяют контекст проблемы диссертационного исследования, а также дают основания полагать, что между этими процессами существует причинно-следственная связь. Дальнейшее исследование этой проблемы позволит получить количественные оценки изменения издержек проживания российских

---

<sup>3</sup> Захаров, 2007; Вишневский, 2014

<sup>4</sup> Результаты исследования позволили автору заключить, что доля сложных многопоколенных домохозяйств в России выросла в 2002 году на 46 процентов по сравнению с 1989 годом (Прокофьева, 2007)

<sup>5</sup> Овчарова и Попова, 2005; Овчарова, 2014

домохозяйств в результате изменения их структуры и дать экономическое обоснование эффективности социальной политики в области бедности.

### ***Степень разработанности проблемы***

Исследования по разным странам подтверждают, что в условиях нехватки экономических ресурсов домохозяйства более вероятно будут объединяться. На настоящий момент получены доказательства того, что негативные изменения на рынке труда, сопровождающиеся ростом уровня безработицы и цен на жилье, падением реальных заработных плат, повышают вероятность совместного проживания с родителями, знакомыми и друзьями для США, ряда стран Европы (Италии, Испании, Греции и Португалии Франции и Германии) и некоторых развивающихся стран (Индии, Индонезии, Никарагуа). В то же время существуют противоречивые доказательства такой взаимосвязи для Великобритании.

Авторы исследований сходятся во мнении, что в основе принятия решения домохозяйства о совместном проживании лежат экономические стимулы. С экономической точки зрения домохозяйство принимает решение об объединении, если преимущества от совместного проживания превышают недостатки. Среди экономических преимуществ совместного проживания выделяют экономию на масштабе, специализацию на домашнем труде и страхование рисков. В целой серии работ Е.Лазира, Р.Майкл, Дж.Нельсон, А.Фостера и М. Розенцвейга была доказана способность домохозяйств снижать свои затраты за счет экономии на

масштабе в производстве и потреблении частных и общественных благ. Специализация членов домохозяйства на определенных видах деятельности, позволяющая более интенсивно использовать свой человеческий капитал, отмечается Г.Бекером и его последователями в качестве преимущества совместного проживания. Кроме того, работы М.Фачамс, С.Лунд и Ф.Губет указывают на способность домохозяйств сглаживать колебания доходов за счет объединения ресурсов и их перераспределения внутри домохозяйства.

Необходимо отметить, что измерение влияния экономического шока достаточно сложная задача, связанная с необходимостью изолировать влияние макроэкономического шока от влияния других факторов, действующих в это время. Многие исследователи (например, Е.Ваймерс, Г.Каплан, К.Ли, Г.Пэйнтер, А.Эсв, Ф.Билари, С.Мозуко и Ф.Онгаро) концентрируются на влиянии потери работы одним из членов домохозяйства, экстраполируя полученные результаты на общий случай негативных макроэкономических изменений. Ряд исследователей (Е.Франкенберг, Дж.Смит, Д.Томас, Дж.Мацудаира) оценивают влияние экономического шока, агрегированного по регионам/областям, сравнивая изменения, произошедшие в структуре домохозяйств до и после экономического шока. Кроме того, могут существовать факторы, которые одновременно влияют как на изменения в структуре домохозяйств, так и на величину экономического шока. Поиск инструментальных переменных,

которые бы позволили справиться с проблемой эндогенности, является нетривиальной задачей. Работы Е.Ваймерс, К.Ли и Г.Пэйнтер ограничиваются использованием эконометрических моделей, позволяющих избавиться от ненаблюдаемых индивидуальных эффектов, постоянных во времени. Вместе с тем вопросы измерения влияния экономического шока и методы борьбы с эндогенностью требуют дальнейшего анализа.

Несмотря на важность проблемы, на сегодняшний день экономические предпосылки изменения структуры российских домохозяйств не изучены в достаточной степени. Большинство российских исследований сфокусировано на факторах, влияющих на этапы жизненного цикла домохозяйства (рождаемость, смертность, брачность и разводимость)<sup>6</sup>. В исследованиях С.Джерри, С.Ли, Г.Ноттен, Д.Кромбрюгге, С.Стиллман и Д.Томаса анализируются различные стратегии сглаживания потребления и поддержания калорийности питания российских домохозяйств на примере кризиса 1998 года. Результаты исследования экономического поведения одиноких матерей с детьми, выполненного М.Локшиным, К.Харрис, Б.Попкиным на данных РМЭЗ-ВШЭ, позволили заключить, что рост трудового дохода является значимым фактором в принятии решения о самостоятельном проживании.

---

<sup>6</sup> Рощина и Бойков, 2005; Малева и Синявская, 2007; Головяница, 2007; Синявская, Захаров и Карцева, 2007; Рощин и Рощина, 2007; Синявская и Тындык, 2009; Slonimczyk and Yurko, 2014



Однако остается недостаточно исследованным экономическое поведение домохозяйств с точки зрения изменения своей структуры в условиях негативных экономических шоков.

Отсутствие убедительных доказательств существования экономических стимулов в принятии решения об объединении, приводит к недооценке экономических последствий укрупнения домохозяйств при анализе бедности в российских исследованиях. Те авторы, которые корректируют благосостояние с учетом способности российских домохозяйств экономить на издержках потребления (Л.Овчарова, Е.Турунцев, И.Корчагина, Д.Спрысков), приходят к выводу о завышении официального уровня бедности. Таким образом, игнорирование способности домохозяйств принимать решение о совместном проживании в ответ на негативные экономические изменения приводит к тому, что меры социальной политики, направленной на идентификацию уязвимых групп населения, требуют серьезного экономического обоснования.

### **Цель и задачи диссертационного исследования**

Целью исследования является оценка влияния снижения уровня благосостояния, вызванного макроэкономическими шоками, на экономическое поведение домохозяйств с точки зрения изменения их структуры. Реализация этой цели обусловила постановку и решение следующих задач:

1. Проанализировать экономическое поведение домохозяйств и представить формальную модель принятия решения в домохозяйстве об изменении своей структуры в ответ на снижение уровня своего благосостояния.

2. Оценить относительную стабильность российских домохозяйств и выявить основные группы домохозяйств, подверженные риску изменения структуры.

3. Разработать методологию измерения влияния экономического шока, позволяющую изолировать его влияние от других факторов, действующих в это время.

4. Произвести эмпирическую оценку влияния непредвиденного снижения уровня благосостояния на вероятность изменений структуры домохозяйств с учетом коррекции на эндогенность шока и смещенность выборки, а также проверить результаты на устойчивость.

5. Количественно оценить изменения в уровне благосостояния домохозяйств в результате изменения их структуры для более точной идентификации групп населения, подверженных риску бедности.

### ***Объект исследования***

Российские домохозяйства в период 1994-2013 гг.

### ***Предмет исследования***

Экономическое поведение российских домохозяйств в условиях непредвиденного снижения уровня благосостояния, вызванного макроэкономическими шоками.

### ***Методологическая основа исследования***

Теоретическая часть исследования базируются на основных положениях микроэкономической теории, исследованиях зарубежных и отечественных авторов, посвященных анализу стратегий преодоления шоков, проблемам бедности и уровня жизни населения. В прикладной части диссертации применяются статистические и эконометрические методы анализа (в частности, анализ дожития и регрессионный анализ).

### ***Информационная база***

Исследование опирается на данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения Высшей школы экономики (РМЭЗ-ВШЭ) за 1994-2013 гг., данные Всероссийских Переписей населения за 1994 год (микрперепись), 2002 и 2010 гг., статистические материалы Федеральной службы государственной статистики.

### ***Научная новизна исследования***

1. Предложена формальная модель экономического поведения домохозяйств с точки зрения изменения их структуры в условиях

непредвиденного снижения уровня благосостояния, вызванного макроэкономическими шоками. Предполагается, что домохозяйство принимает решение об изменении своей структуры, сравнивая полезность от совместного потребления рыночных и созданных в домашнем хозяйстве благ с полезностью от индивидуального потребления.

2. С помощью моделей дожития оценена относительная стабильность российских домохозяйств и выявлены основные группы домохозяйств, подверженные риску изменения структуры.

3. Разработана методология эмпирического оценивания влияния макроэкономических шоков на изменение структуры домохозяйств, позволяющая изолировать влияние шока от общих макроэкономических изменений, подстройки домохозяйств в ответ на шок, а также от влияния других ненаблюдаемых факторов.

4. Получены эмпирические оценки, доказывающие, что домохозяйства, испытавшие снижение уровня благосостояния, более вероятно будут объединяться со взрослыми индивидами по сравнению с домохозяйствами, благосостояние которых осталось неизменным или выросло. Значимое влияние экономического шока сохраняется после коррекции на эндогенность и смещенность выборки. Полученные оценки проверены на устойчивость.

5. Количественно оценены последствия изменения издержек проживания домохозяйств в результате изменения их структуры. Установлено, что, благодаря использованию преимуществ экономии на масштабе, крупные российские домохозяйства способны значительно снижать свои издержки без ущерба для уровня жизни. С учетом полученной экономии скорректирован уровень российской бедности и профиль домохозяйств, наиболее подверженных риску бедности.

### **Теоретическая значимость результатов исследования**

Работа восполняет пробелы в теоретической литературе, посвященной стратегиям преодоления непредвиденных колебаний благосостояния домохозяйств. По сравнению с подходами, используемыми в литературе, разработанная методология измерения влияния макроэкономических шоков позволяет изолировать влияние шока от других факторов, действующих в это время.

### **Практическая значимость результатов исследования**

Полученные результаты исследования могут быть использованы для обоснования таких политических мер, которые помогли бы домохозяйствам реализовать собственные стратегии преодоления сильных колебаний дохода за счет изменения своей структуры. Результаты данного исследования также могут быть полезны для повышения адресности социальной помощи и разработки социальных программ, позволяющих

сосредоточить ресурсы на наиболее нуждающихся группах населения. Материалы исследования вошли в итоговые отчеты Центра трудовых исследований и Центра фундаментальных исследований НИУ ВШЭ за 2011–2013 гг;

### ***Степень достоверности и апробация результатов работы***

Основные положения и результаты исследования были представлены на следующих научно-практических конференциях: 1) Второй российский экономический конгресс (Суздаль, Россия, 2013); 2) XIV Апрельская Международная научная конференция по проблемам экономики и общества НИУ ВШЭ (Москва, Россия, 2013); 3) 1-я международная конференция пользователей «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (Москва, Россия, 2013); 4) 2-я международная конференция пользователей «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (Москва, Россия, 2015) а также на трех научных совместных семинарах Центра трудовых исследований и Лаборатории исследований рынка труда НИУ ВШЭ и семинарах программы академической аспирантуры.

Основные теоретические и практические результаты диссертационного исследования отражены в 6 печатных работах общим объемом 8.5 п.л. (вклад автора 6 п.л.). Из них три статьи опубликованы в журналах, рекомендованных ВАК Министерства образования и науки России, общим объемом 3.3 п.л.

## **Глава 1. Экономический анализ поведения домохозяйств в условиях макроэкономических шоков**

Целью данной главы является теоретический анализ экономического поведения домохозяйства в условиях непредвиденного снижения уровня благосостояния, вызванного макроэкономическими шоками. Прежде необходимо рассмотреть в Параграфе 1.1, в чем состоит сложность определения понятий «домохозяйство», «структура домохозяйства», «макроэкономические шоки», а затем сформулировать, что в данном диссертационном исследовании понимается под термином «стратегия преодоления макроэкономических шоков». В Параграфе 1.2 теоретически обосновывается и формализуется процесс принятия решения в домохозяйстве, которое сталкивается с непредвиденным снижением уровня благосостояния. В Параграфе 1.3 приводится обзор основных эмпирических исследований, посвященных анализу взаимосвязи экономических факторов и изменений структуры домохозяйства. В этом же параграфе обсуждаются ключевые проблемы, с которыми сталкиваются исследователи в процессе эмпирического анализа, а также способы их решения.

### ***1.1 Экономическое поведение домохозяйств: основные понятия и определения***

Обширная литература, посвященная вопросам использования домохозяйства как экономической единицы (Guyers and Peters 1987;

Ermisch 1991), указывает на определяющие экономическое поведение домохозяйства характеристики – совместное проживание, совместное потребление или совместное производство. Таким образом, под домохозяйством обычно понимается группа индивидов, проживающих совместно и имеющих общий бюджет<sup>7</sup>. Отличительным признаком домохозяйства является то, что члены домохозяйства, в отличие от семьи, не обязательно должны быть связаны родственными связями, но должны проживать в одном и том же жилище и вести совместное хозяйство. В данном диссертационном исследовании домохозяйство, а не семья, рассматривается как единица наблюдения, поскольку совместное проживание с лицами, не являющимися родственниками, может иметь важные экономические последствия.

Изменения в структуре домохозяйства тесно связаны не только с уровнем его экономического благосостояния, но и оказывают влияние на эмоциональное и физическое здоровье членов домохозяйств, на интеллектуальное, психическое и физическое развитие детей, а также на социальное поведение подростков<sup>8</sup>.

---

<sup>7</sup> Данный подход согласуется с определением домохозяйства, используемым Федеральной службой государственной статистики, в соответствии с которым «домохозяйством» является группа людей, проживающих в одном и том же жилище и объединяющих часть или весь доход и совместно потребляющих определенные типы продуктов и услуг, главным образом, жилищные услуги и продукты питания.

<sup>8</sup> см.исследования, например, Lerman, 1996; Marks and Lambert, 1998; Pong, Dronkers and Hampden-Thompson, 2003; Wilson and Oswald, 2005; Roghrbaugh, Varda and Coyne, 2006; Fertig and Tamm, 2007; Bramlett and Blumberg, 2007; Gindling and Oviedo, 2008; Hofferth and Goldscheider, 2010; Kasy and Ramos-Chaves, 2014



Под изменением структуры в данном диссертационном исследовании понимается укрупнение размера домохозяйства. Выделяются два типа изменений в структуре домохозяйства:

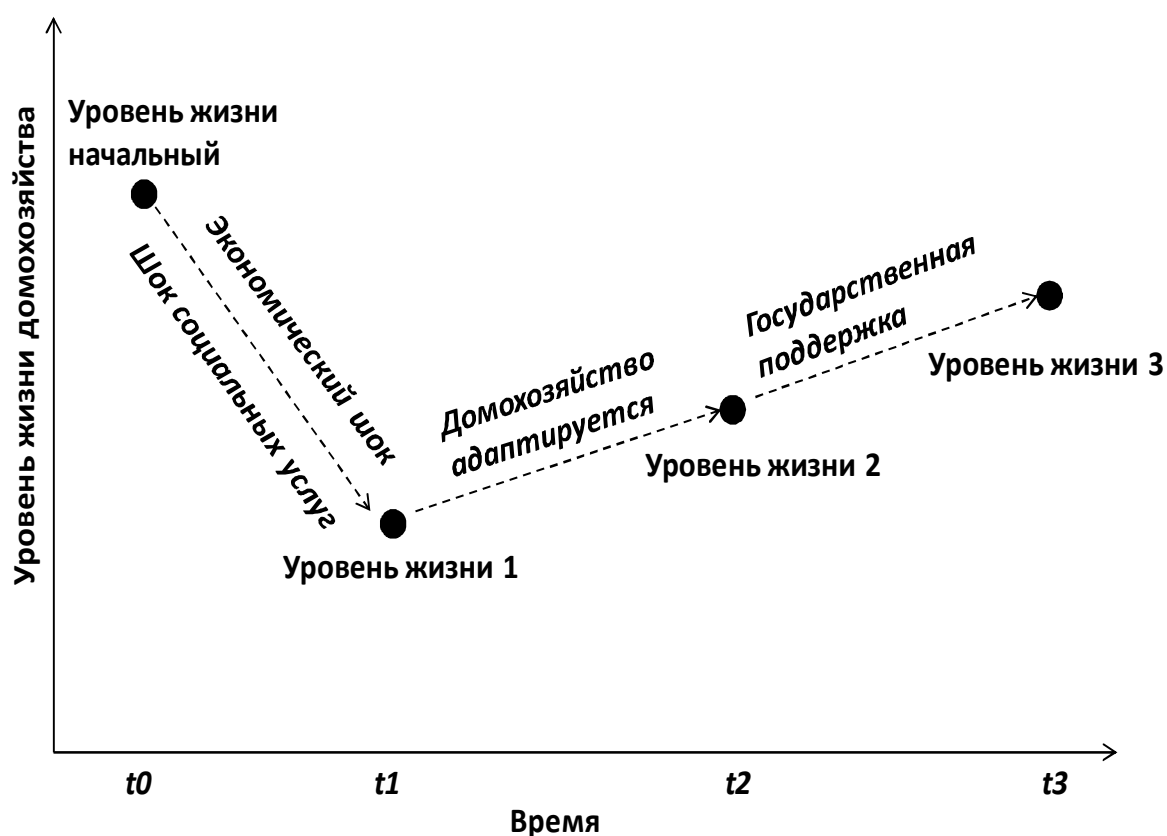
- Домохозяйство может увеличиться в размерах за счет добавления дополнительных членов в состав домохозяйства.
- Домохозяйство может увеличиться в размерах только за счет объединения со взрослыми членами домохозяйства.

Основное различие между первым и вторым типом в том, что во втором случае исключается увеличение размера домохозяйства, которое происходит за счет рождения детей.

В соответствии с определением Всемирного банка шок определяется как непредвиденное событие, которое может оказывать «значимое» влияние на благополучие (материальное и нематериальное) индивидов, общества, региона или страны (World Bank, 2000/2001). Выделяют идиосинкратические и ковариантные шоки, позитивные и негативные шоки. Макроэкономические шоки являются ковариантными, поскольку затрагивают население всей страны. Данное диссертационное исследование ограничивается рассмотрением негативных макроэкономических шоков.

На рисунке 1 показано, как макроэкономический шок отражается на уровне жизни домохозяйств. Макроэкономический шок приводит к снижению реальных доходов населения и изменению относительных цен.

Государство отвечает на новую макроэкономическую ситуацию снижением государственных трансфертов, вызывая шок социальных услуг. В результате, уровень жизни домохозяйств снижается с ( $t_0$ ) до уровня ( $t_1$ ). Домохозяйства реагируют на эти изменения, адаптируясь с помощью разных стратегий и поднимая свой уровень жизни до ( $t_2$ ). Может возникнуть новая форма государственной поддержки, которая приводит к росту уровня жизни этих домохозяйств до уровня ( $t_3$ ).



Источник: Glewwe and Hall, 1998

Рисунок 1 - Последствия макроэкономического шока для уровня жизни населения

Источниками макроэкономических шоков могут быть рынки труда, финансовые рынки, рынки товаров и услуг, рынки государственных услуг. В соответствие с источниками макроэкономических шоков причинами снижения благосостояния могут быть снижение спроса на труд, изменение в активах, рост цен, сокращение социальных расходов. Домохозяйства могут реагировать на внезапное снижение благосостояния увеличением располагаемого дохода (путем увеличения предложения труда, использованием своих сбережений, продажей активов, использованием формальных и неформальных институтов страхования) или снижением расходов на потребление предметов длительного пользования, продуктов питания, образовательных услуг и услуг здравоохранения, и прочих.

Последствия стратегий могут быть разными: ухудшение по сравнению с докризисным уровнем, устойчивое возвращение к докризисному уровню, улучшение по сравнению с докризисным уровнем или улучшение с докризисным уровнем наряду с мерами, позволяющими снизить риск в будущем. Результаты использования стратегий влияют на благосостояние домохозяйств. В частности, могут оказывать влияние на бедность, на долгосрочное накопление человеческого капитала, на норму сбережений и активы.

Таким образом, под стратегией по преодолению экономического шока в данном исследовании понимается реакция домохозяйств,

представляющая собой рациональные действия, направленные на минимизацию влияния шока на благосостояние.

В литературе существует множество классификаций стратегий по преодолению экономического шока. В зависимости от типа используемых ресурсов, Е.Мингион разделяет стратегии, основанные на мобилизации внутренних ресурсов домохозяйств, и стратегии, направленные на мобилизацию внешних ресурсов (например, помощь общества, друзей, родственников, частных и государственных организаций) (Mingione, 1987). В зависимости от интенсивности использования человеческого, финансового, физического и социального капитала М.Локшин и Р.Емцов выделяют активные стратегии (например, обращение к натуральному хозяйству, миграция), пассивные стратегии (сокращение расходов, увеличение предложения труда) и использование социальных связей (обращение к родственникам, друзьям или государству за помощью, совместное проживание с родственниками или друзьями) (Lokshin and Yemstov, 2001).

В зависимости от типа ресурса и интенсивности его использования, Е.Снел и Р.Старинг выделяют четыре вида стратегий по преодолению экономического шока (Snel and Staring, 2001).

- Первый тип стратегии предполагает ограничение расходов домохозяйств посредством снижения потребления либо посредством

замещения более дешевыми аналогами при сохранении уровня потребления.

- Второй тип стратегии направлен на интенсивное использование внутренних ресурсов домохозяйства за счет использования всех форм натурального хозяйства (выращивание собственных продуктов, пошив одежды для личного пользования).
- Третий тип стратегий относится к рыночной деятельности домохозяйства, начиная от продажи выращенных в домашнем хозяйстве продуктов, заканчивая занятостью на формальном и неформальном рынках труда.
- Четвертый вид стратегии заключается в поисках внешних источников, таких как помощь родственников, друзей, частных и государственных институтов.

В данном диссертационном исследовании мы концентрируемся на изменении структуры домохозяйства как одной из возможных стратегий, используемой домохозяйством для преодоления экономических шоков, объясняем процесс принятия решения в домохозяйстве об изменении своей структуры, а также степень влияния экономических факторов на этот процесс. В следующем параграфе мы обсудим, какие мотивы лежат в основе принятия решения в домохозяйстве об изменении своей структуры и формализуем этот процесс.

## ***1.2 Теоретический анализ принятия решения в домохозяйстве об изменении своей структуры***

Современные модели принятия решения в домохозяйстве, разработанные А.Фостер и М.Розенцвейг, предполагали, что структура домохозяйства реагирует на экономические стимулы (Foster, 1993; Foster and Rosenzweig, 2002). Экономические стимулы влияют на решения индивидов или группу индивидов относительно того, оставаться в данном домохозяйстве или оставлять его. Мы начнем с выяснения того, почему индивиды могут принять решение в пользу совместного проживания.

С экономической точки зрения домохозяйство принимает решение об объединении, если выгоды от совместного проживания превышают издержки. Совместное проживание связано с более высоким индивидуальным благосостоянием, чем раздельное, в силу роста отдачи от экономии на масштабе в производстве и потреблении как общественных, так и частных благ (Lazear and Michael, 1980; Nelson, 1988; Foster and Rosenzweig, 2002). Крупные домохозяйства также имеют возможность приобретать товары в больших количествах 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. Однако преимущества от специализации и экономии от масштаба могут быть нивелированы снижением отдачи от масштаба в совместном производстве,

если производственные процессы являются взаимозаменяемыми, а не комплементарными (Foster and Rosenzweig, 2002).

Совместное проживание может быть также способом преодоления провалов рынка, связанных с ограничениями доступа к кредитным средствам и формальным способам страхования, посредством перераспределения ресурсов внутри домохозяйства (Fafchamps and Lund, 2003; Fafchamps and Gubert, 2007). Источником выгод от совместного проживания может являться снижение издержек при получении внутрисемейных трансфертов (Haider and McGarry, 2006). Среди неэкономических преимуществ совместного проживания можно выделить совместное времяпрепровождение, отдых и власть. В то же время совместное проживание может ущемлять частное пространство и независимость (Burch and Matthews, 1987; Karlsson and Borell, 2002).

Таким образом, домохозяйство можно определить как рационального экономического агента, взвешивающего выгоды и издержки от совместного проживания в домохозяйстве. Изменения экономических условий, вероятно, влияют на решения о совместном проживании и побуждают агентов действовать.

Далее мы формализуем процесс принятия решения в домохозяйстве, которое сталкивается с непредвиденным снижением уровня благосостояния. Это позволит лучше понять, почему изменение структуры домохозяйства может быть одной из возможных стратегий по

преодолению макроэкономического шока, а также позволит сформулировать предсказания для дальнейшего эмпирического исследования. Мы формулируем простую теоретическую модель, которая описывает, как индивиды справляются с шоками, используя преимущества экономии на масштабе и специализации на домашнем труде внутри домохозяйства. Модель, по сути, является альтруистической и предполагает, что решение является индивидуальным, либо принимается одним членом домохозяйства за всех исходя из его предпочтений и функции полезности. Выбор в пользу индивидуальных решений обусловлен сложностью теоретического моделирования коллективных решений в домохозяйстве. Модель также предполагает, что индивиды обладают полнотой информации, что позволяет им оценить выгоды и издержки выбора той или иной альтернативы.

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 могут достигать большего индивидуального потребления за счет экономии на масштабе и специализации на домашнем труде в результате совместного использования общественных благ в домохозяйстве. Каждый индивид ценит свое частное пространство и независимость, 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 от потребляемых благ ( $C$ ), частного пространства ( $R$ ) и индивидуальных предпочтений относительно совместного проживания ( $X$ ):

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

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:

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

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.

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

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

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

частного пространства, поскольку  $\frac{\partial_2 U}{\partial C^2} < 0$

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  $s^*$  - это 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  $X$ :

$$s^* = X\beta + \varepsilon \quad (4)$$

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:

$M=1$  (объединение с другими индивидами), если  $s^* > 0$ ;

$M=0$  (проживание отдельно), если  $s^* \leq 0$ ;

Если ошибки  $\varepsilon$  независимо и одинаково распределены (*iid*), а также нормально распределены, то вероятность того, что индивид примет решение  $M=1$ , 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 конкурентных преимуществах и использовать свой человеческий капитал более интенсивно. Например, в случае брака, жена может специализироваться 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 распределяется между всеми членами домохозяйства. Также можно ожидать, что безработные индивиды будут объединяться с домохозяйствами, содержащими занятых членов семьи. Тем самым домохозяйство будет объединять риски отсутствия дохода и страховать друг друга.

Риск образования конфликтующих предпочтений в условиях перенаселенности ограничивает положительный эффект, снижая вероятность объединения в очень крупные домохозяйства.

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

В следующем параграфе приводится обзор основных эмпирических исследований по разным странам, посвященных анализу взаимосвязи экономических факторов и трансформации структуры домохозяйств.

### ***1.3 Эмпирические исследования влияния макроэкономических шоков на изменения структуры домохозяйства***

#### *Обзор эмпирических исследований*

Описательные эмпирические исследования показывают, что макроэкономические процессы связаны с трансформацией отношений в домохозяйстве. Исследуя феномен роста доли пожилых людей, проживающих отдельно от своих детей в США в период 1940-1990 гг., К.Макгарри и Р.Шони пришли к выводу, что экономический рост в 20 веке сыграл ключевую роль в создании данной тенденции. Авторы предполагают, рост доступных ресурсов способствовал самостоятельному проживанию пожилых людей (McGarry and Schoeni, 2000). Л.Микита и С.Макарти, исследуя поведение американских домохозяйств по данным обследований экономического положения населения за 2008 и 2010 годы, зафиксировали рост доли сложных<sup>9</sup> домохозяйств после рецессии 2007 года и обнаружили корреляцию роста сложных домохозяйств с началом рецессии. Наибольшее распространение сложные домохозяйства получили среди малообразованных и бедных групп населения (Mykyta and Macartney, 2011).

---

<sup>9</sup> Л.Микита и С.Макарти определяют усложнение домохозяйств как объединение со взрослым индивидом, который не является главой домохозяйства, супругом или романтическим партнером главы домохозяйства

На настоящий момент получены доказательства того, что негативные изменения на рынке труда, сопровождающиеся ростом уровня безработицы и цен на жилье, падением реальных заработных плат, повышают вероятность совместного проживания с родителями, знакомыми и друзьями для США, ряда стран Европы (Италии, Испании, Греции и Португалии Франции и Германии) и некоторых развивающихся стран (Индии, Индонезии, Никарагуа).

Исследуя феномен детей-бумерангов<sup>10</sup> по данным панельного обследования, позволяющего сопоставить ежемесячные изменения в составе семьи с изменениями на рынке труда, которые испытали малообразованные молодые люди в США, Г.Каплан пришел к выводу, что потеря работы увеличивает риск возвращения в родительскую семью на 64% для мужчин и на 71% для женщин. Г.Каплан предположил, что возможность возвращения в родительский дом является способом страхования малообразованных молодых людей от рисков на рынке труда (Kaplan, 2009, 2010).

Дж.Мацудария исследовал взаимосвязь между прогрессирующим ростом доли взрослых молодых людей, совместно проживающих с родителями, и макроэкономическими показателями в США. Используя данные переписей и обследования доходов американских домохозяйств за

---

<sup>10</sup> Молодые люди, которые вынуждены были вернуться в родительский дом после периода самостоятельного проживания

1960-2007 гг., Дж.Мацудария показал, что негативные изменения на рынке труда увеличивают вероятность совместного проживания молодых людей с родителями. Результаты его исследования также говорят о том, что решение об изменении структуры семьи зависит от индивидуальных характеристик. В частности, большая часть изменений среди мужчин может быть объяснена экономическими факторами, в то время как для женщин существование этого эффекта не подтверждается. Эффект различается также по возрасту: если для мужчин в возрасте 19-24 года 74% всех изменений объяснялись макроэкономическими факторами, то в возрасте 25-34 года доля совместно проживающих молодых людей была бы гораздо выше, если была бы спровоцирована только экономическими изменениями (Matsudaira, 2010).

Э.Ваймерс показала, что потеря работы одним из членов домохозяйства в два раза увеличивает вероятность роста его размера за счет объединения со взрослыми индивидами. Автор объясняет это тем, что объединение в более крупные домохозяйства, является одним из способов адаптации и позволяет безработным членам семьи справиться с потерей работы (Weimers, 2011). С.Дидра, Г.Каплан и Дж.Риос-Рул обнаружили значимые циклические изменения размера домохозяйства по данным обследования в США (Didra et al., 2012).

Используя данные панельного обследования доходов населения за период 1967-2007 гг., охватывающие шесть экономических спадов в США,

К.Ли и Г.Пэйнтер исследовали влияние рецессии на формирование новых домохозяйств и уровень перенаселения<sup>11</sup>. 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. В частности, вероятность проживания взрослого ребенка отдельно от родительской семьи снижается на 4 пп, если этот индивид еще и безработный, вероятность ухода из родительского дома снижается на 10 пп (Lee and Painter, 2013).

Опыт подобных исследований по европейским и другим странам ограничен. На примере когорты британцев, Дж.Эрмич подтвердил отрицательное влияние уровня региональной безработицы и цен на рынке жилья на вероятность создания новых домохозяйств (Ermisch, 1999). Используя данные панельного обследования европейских домохозяйств за 1994-1996 гг., А.Эсв, Ф.Билари, С.Мазуцо и Ф.Онгаро обнаружили, что рост уровня занятости и дохода повышают риск ухода взрослых детей из родительского дома в Италии, Испании, Греции и Португалии Франции и Германии, но не оказывают значимое влияние на вероятность ухода из родительской семьи в Великобритании (Aassve et al., 2002).

---

<sup>11</sup> К.Ли и Г.Пэйнтер определяют перенаселение как проживание в одной комнате более одного человека



Роль структуры в сглаживании потребления индонезийских домохозяйств была рассмотрена Е.Франкенберг, Дж.Смит и Д.Томас. Авторы исследовали способы адаптации к экономическому и финансовому кризису 1998 года. Панельные данные, которые собирались конкретно для данной цели, позволили изучить широкий спектр ответных реакций домохозяйств, включающих также изменения в размере домохозяйств. Они обнаружили, что кризис 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. Е.Франкенберг и соавторы подчеркивают, что “перераспределение индивидов между домохозяйствами” является важным механизмом страхования, позволяющим домохозяйствам сгладить потребление (Frankenberg et al., 2003).

Оценивая эффективность программы социальной поддержки бедного населения Никарагуа в кризисные годы (2000-2002), П.Винтерс, Г.Стеклов и Дж.Тодд показали, что взрослые индивиды менее вероятно будут мигрировать из тех домохозяйств, которые испытали снижение дохода в результате кризиса (Winters et al., 2009). А.Фостер и М.Розенцвейг обнаружили, что рост доходов увеличивал склонность крупных индийских фермерских домохозяйств к разделению (Foster and Rosenzweig, 2002).

Что касается отечественных исследований, на сегодняшний день экономические предпосылки изменения структуры российских домохозяйств не изучены в достаточной степени. В некоторых работах анализируются различные стратегии сглаживания потребления (изменение предложения труда и структуры потребления, займы и продажа имущества), и поддержания калорийности питания российских домохозяйств на примере кризиса 1998 года (Stillman and Thomas, 2008; Gerry and Li, 2010; Notten and de Crombrughe, 2012). В то же время мы знаем только одно исследование, которое затрагивает вопрос адаптационного поведения домохозяйств

Необходимо отметить исследование экономического поведения одиноких матерей с детьми в переходный период 1992-1996 годы, выполненного М.Локшиным, К.Харрис, Б.Попкиным на данных РМЭЗ. Они обнаружили, что рост потенциальной заработной платы, предсказанной по результатам оценивания минцеровского уравнения заработной платы с корректировкой занятости, увеличивает вероятность самостоятельного проживания одиноких матерей. Авторы предположили, что подобное поведение домохозяйств является адаптационной стратегией в условиях экономической неопределенности (Lokshin et al., 2000).

Таким образом, эмпирические исследования по разным странам подтверждают, что макроэкономические изменения способны вызвать трансформацию отношений в домохозяйстве. По результатам

исследований складывается мнение о многообразии форм структурной адаптации домохозяйств. Результаты исследований также говорят о том, что решение об изменении структуры домохозяйства варьируется в зависимости от индивидуальных характеристик членов домохозяйства и характеристик самого домохозяйства. Анализ отечественной литературы говорит о том, что существует пробел в исследованиях, которые бы рассматривали структуру домохозяйства как механизм преодоления снижения уровня благосостояния.

#### *Эмпирические проблемы оценивания влияния макроэкономических шоков на структуру домохозяйств*

Исследователи, анализирующие влияние макроэкономических изменений на структуру домохозяйств с помощью микроданных, сталкиваются с рядом сложностей. Основной проблемой является измерение влияния экономического шока. Трудность заключается в необходимости изолировать влияние макроэкономического шока от влияния следующих факторов:

- общих макроэкономических тенденций;
- стратегий, применяемых домохозяйствами с целью сгладить последствия шока;
- других ненаблюдаемых факторов, которые могут влиять на расходы;

Во многих работах эта проблема обходится стороной, вместо этого исследователи концентрируются на влиянии потери работы одним из членов домохозяйства в период кризиса на вероятность последующих изменений в структуре домохозяйства (Weimers, 2011; Kaplan, 2009, 2010; Aassve et al., 2002) и оценивают уравнение с дамми-переменными, обозначающими периоды рецессии (Lee and Painter, 2013). Полученные результаты затем экстраполируются на общий случай негативных макроэкономических изменений. Таким образом, экономический эффект влияния шока может быть недооценен, если не только рынок труда являлся источником экономического шока.

Другие исследователи пытаются решить эту проблему путем агрегирования экономических показателей на географическом уровне. Например, Дж.Мацудайра, Е.Франкенберг, Дж.Смит и Д.Томас определяли экономический шок как изменение средней по области/региону реальной заработной платы или реального дохода за период кризиса (Matsudaira, 2010; Frankenberg et al., 2003). Данный подход накладывает следующие ограничения:

- предполагается, что выбранный уровень агрегирования отражает экономическую ситуацию в области/регионе;
- не учитываются миграционные процессы, которые могут возникнуть в ответ на экономические изменения и сгладить географическую вариацию в экономических показателях;

Более того, данный подход не решает полностью проблему влияния ненаблюдаемых факторов на эффект, производимый снижением уровня благосостояния домохозяйств на их структуру. В Главе 3 Параграфе 3.1 мы предлагаем собственную методологию измерения экономического шока, которая позволяет отделить влияние кризиса от этих факторов. С помощью эконометрических методов мы определяем гипотетический уровень расходов, который имело бы каждое домохозяйство в отсутствие кризиса, формируя, таким образом, контрольную группу для каждого домохозяйства, сопоставимую по наблюдаемым и ненаблюдаемым характеристикам. Разница в уровне благосостояния этих двух групп отражает чистый эффект экономического шока.

Другой проблемой является существование ненаблюдаемых факторов, которые одновременно могут влиять как на изменения в структуре домохозяйств, так и на величину шока (эндогенность). Стандартным способом решения проблемы эндогенности является метод инструментальных переменных. А.Фостер и М.Розенцвейг использовали вариацию в темпах технического прогресса по разным районам Индии как инструментальную переменную для роста доходов домохозяйств (Foster and Rosenzweig, 2002). Поиск инструментальных переменных является нетривиальной задачей, поскольку инструментальная переменная должна

напрямую влиять на изменение уровня благосостояния домохозяйств и при этом не должна коррелировать с ошибками модели.

Многие исследования ограничиваются использованием эконометрических техник, позволяющих избавиться от ненаблюдаемых эффектов, постоянных во времени (например, предпочтения относительно совместного проживания или интенсивность внутрисемейных связей) с помощью оценивания моделей с индивидуальными фиксированными эффектами (Weimers, 2011; Lee and Painter, 2013). Однако данный метод не устраняет влияние ненаблюдаемых факторов, не постоянных во времени и коррелирующих с экономическими показателями. Особенности российского рынка труда позволяют подобрать инструмент, который отвечает требованиям валидности, и учесть эндогенность доходов по отношению к структуре домохозяйств. В Главе 3 Параграфе 3.3 мы используем метод инструментальных переменных для того, чтобы справиться с эндогенностью экономического шока.

Эмпирическое исследование взаимосвязи экономических факторов и структурных изменений в домохозяйстве начинается с описательного анализа структуры российских домохозяйств и выявления групп домохозяйств, подверженных риску изменения структуры.

## **Глава 2. Анализ структуры российских домохозяйств**

Глава начинается с описательного анализа основных изменений в распределении российских домохозяйств по данным РМЭЗ-ВШЭ в Параграфе 2.1. Перед этим данные РМЭЗ-ВШЭ проверяются на репрезентативность и конструируются зависимые переменные, используемые в основном эмпирическом анализе. В Параграфе 2.2 описывается методология статистического анализа стабильности структуры домохозяйства с использованием моделей дожития. Результаты статистического анализа представлены в Параграфе 2.3.

### ***2.1 Описательный анализ структуры российских домохозяйств***

В качестве эмпирической базы исследования использовались данные репрезентативного обследования домохозяйств Российского Мониторинга экономического положения и здоровья населения России Высшей школы экономики (РМЭЗ-ВШЭ). РМЭЗ-ВШЭ представляет собой ежегодное панельное обследование индивидов и домохозяйств, которое началось в 1994 году с 3975 домохозяйств и на момент 2013 года насчитывало 8149 домохозяйств (за исключением 1997 и 1999 годов, когда обследование не проводилось).

Поскольку дизайн выборки РМЭЗ-ВШЭ заключался в выборке жилищ, домохозяйства в которых опрашивались на протяжении всех волн, структура полученных данных позволяет отследить не только конкретные

домохозяйства и их членов во времени, но и новые домохозяйства в том же жилище, а также переехавшие домохозяйства в пределах населенного пункта. Для каждого года можно наблюдать, отличается ли тип домохозяйства, в котором проживает индивид, от предыдущего и последующего типа домохозяйства. В результате, можно определить время, проведенное индивидом в домохозяйстве конкретного типа (длительность), а также момент перехода индивида из одного домохозяйства в другое.

Мы используем кроссекционные данные за период 1994-2013 и панель за тот же период, которая включает в себя 17 волн. Панель насчитывает 18996 домохозяйств, которые были опрошены в период 1994-2013 годы (несбалансированная панель). Мы также используем панельную выборку за 1994-2011 годы, которая содержит 16789 домохозяйств.

Особенностью данных РМЭЗ-ВШЭ является значительное истощение панели: 50% домохозяйств, из тех которые были опрошены в 1994 году, наблюдались не менее двух последовательных волн, 25% домохозяйств наблюдалось не менее семи последовательных волн, и только около 17% домохозяйств из тех, которые были опрошены в 1994 году, остались в панели до 2013 года и участвовали во всех волнах обследования.

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.

Репрезентативность выборочных данных РМЭЗ-ВШЭ играет решающее значение для наших результатов. Для проверки репрезентативности данных по домохозяйствам, далее сравниваются микроданные РМЭЗ-ВШЭ с соответствующими показателями Переписи за 1994, 2002 и 2010 годы. Сравнение позволит ответить на следующие вопросы: Есть ли систематические различия между РМЭЗ-ВШЭ и Переписью в распределении домашних хозяйств? Каковы возможные причины этих различий, и как эти различия могут повлиять на наши выводы?

#### *Сравнение данных по домохозяйствам РМЭЗ-ВШЭ и Переписей населения*

В Таблице 1 показано распределение домохозяйств по размеру за 1994, 2002, 2010 годы, когда проводилась Перепись населения<sup>12</sup>. В 1994 году разница между РМЭЗ-ВШЭ и Переписью была в диапазоне 0.6 – 3.4 процентных пункта, в 2002 она колебалась в районе 0.3 – 2.6, а в 2010 составила не более 5.8 процентных пункта. Одной из возможных причин отклонений могут быть различные методы оценки числа домохозяйств. В РМЭЗ-ВШЭ было требование «не более одного домохозяйства в жилище», поэтому для подсчета числа домохозяйств выбиралось только одно

---

<sup>12</sup> В 1994 году проводилась микроперепись населения

домохозяйство в одном жилище. В Переписи такое ограничение не значилось. Подобные различия могут быть также результатом того, что максимально допустимый размер домохозяйства в РМЭЗ-ВШЭ составляет 20 человек, тогда как Перепись не имеет ограничений на размер домохозяйства.

Мы выявили хорошее соответствие между данными РМЭЗ-ВШЭ и Переписей населения, что делает наш анализ репрезентативным. Все несоответствия, выявленные в данном анализе, можно отнести на счет различных методик сбора данных<sup>13</sup>.

Поскольку данные обследования РМЭЗ-ВШЭ подвержены стандартным ошибкам<sup>14</sup>, не следует ожидать идеального соответствия. Тем не менее, как правило, разница не превышает 3-6 процентных пункта. Несмотря на то, что большинство различий между двумя типами данных являются статистически значимыми, величина различий между РМЭЗ-ВШЭ и Переписями населения является несущественной и поэтому не меняет наших выводов.

---

<sup>13</sup> Для определения респондентов, участвующих в Переписи, используется концепция постоянного местожительства. Поскольку постоянное местожительство может отличаться от зарегистрированного, это означает, что респондент может иметь более одного местожительства. В то время как в РМЭЗ опрашиваются только те, кто зарегистрирован по месту жительства.

<sup>14</sup> Чтобы принять это во внимание мы используем статистически значимые различия на 0.05 уровне

Таблица 1- Распределение домохозяйств по данным РМЭЗ-ВШЭ и Переписи населения в зависимости от размера

Домохозяйства, состоящие из (%)	1994			2002			2010		
	РМЭЗ	Перепись <sup>а</sup>	Разница	РМЭЗ	Перепись	Разница	РМЭЗ	Перепись	Разница
одного человека	16,8	16,2	0,6	19,7	22,3	-2,6*	19,9	25,7	-5,8*
двух человек	26,8	23,4	3,4*	30,2	27,6	2,6*	29,4	28,5	0,9
трех человек	24,0	21,8	2,2*	22,9	23,8	-0,9	23,5	22,5	1,0
четырех человек	21,2	24,4	-3,2*	16,7	17,0	-0,3	16,7	14,5	2,2*
пяти человек	7,2	9,6	-2,4*	6,2	5,7	0,5	6,1	5,3	0,8
шести и более человек	4,0	4,6	-0,6	4,4	3,6	0,8	4,5	3,4	1,1*
Средний размер домохозяйства	2,9	3,4 <sup>а</sup>		2,8	2,7		2,8	2,6	

*Примечание:* а) не учитываются домохозяйства, состоящие из одного человека,

\* статистически значимое различие на 0.05 уровне

## *Классификация домохозяйств*

Согласно определению РМЭЗ-ВШЭ под «домохозяйством» понимается группа людей, проживающих совместно и имеющих совместный бюджет. Для определения отношений между членами домохозяйства в РМЭЗ-ВШЭ используется «сетка родственных отношений», отражающая отношения между каждым членом домохозяйства и «референтным членом». Под «референтным членом домохозяйства» понимается лицо, «которое обладает наибольшей информацией о совершаемых семьей покупках и здоровье членов семьи»<sup>15</sup>.

Мы использовали детальную информацию о родстве для классификации домохозяйств по типам:

- одиночные домохозяйства;
- супружеские<sup>16</sup> бездетные пары;
- неполные домохозяйства с детьми<sup>17</sup>, состоящие из одного взрослого и его детей;
- супружеские домохозяйства с детьми;
- расширенные домохозяйства, включающие хотя бы одного индивида старше 18 лет, который не является ни супругом, ни ребенком референтного члена домохозяйства. Этим индивидом могут являться

---

<sup>15</sup> <http://www.cpc.unc.edu/projects/rhms-hse/data/documentation/householddata>

<sup>16</sup> В РМЭЗ до 1998 года не определялся правовой статус партнеров, тогда как с 1998 года категория супругов включала как зарегистрированные, так и незарегистрированные браки

<sup>17</sup> К детям относятся родные или усыновленные дети

родственники (родители, бабушки и дедушки, дяди и тети, и др.) и не родственники референтного члена домохозяйства.

Далее мы представляем описательный анализ основных изменений в распределении домохозяйств по данным РМЭЗ-ВШЭ.

### *Кроссекционный анализ*

За относительно короткий период в 19 лет произошли значительные изменения в структуре российских домохозяйств. Основные тенденции – снижение среднего размера российских домохозяйств, рост одиночных домохозяйств, а также снижение доли домохозяйств с детьми.

Средний размер домохозяйства неуклонно снижался с 2.9 членов в домохозяйстве в середине 1990-х годов до 2.7 членов в домохозяйстве в 2013 году (Рисунок 2). Финансовый кризис 1998 года сопровождался замедлением снижения размера домохозяйств, тогда как кризис 2008 года сопровождался значимым ростом среднего размера домохозяйств в 2010 году. Резкий скачок среднего размера домохозяйства также связан с увеличением размера выборки РМЭЗ в этот год.



Рисунок 2 - Изменение среднего размера домохозяйства, 1994-2013

Более подробный анализ домохозяйств по типам подтверждает полученную картину. За рассматриваемый период произошел рост доли одиночных домохозяйств на 35%, супружеских пар на 9% и расширенных домохозяйств на 11% (Рисунок 3). В то же время доля неполных домохозяйств с детьми снизилась на 20%, а доля супружеских домохозяйств с детьми снизилась на 42%.

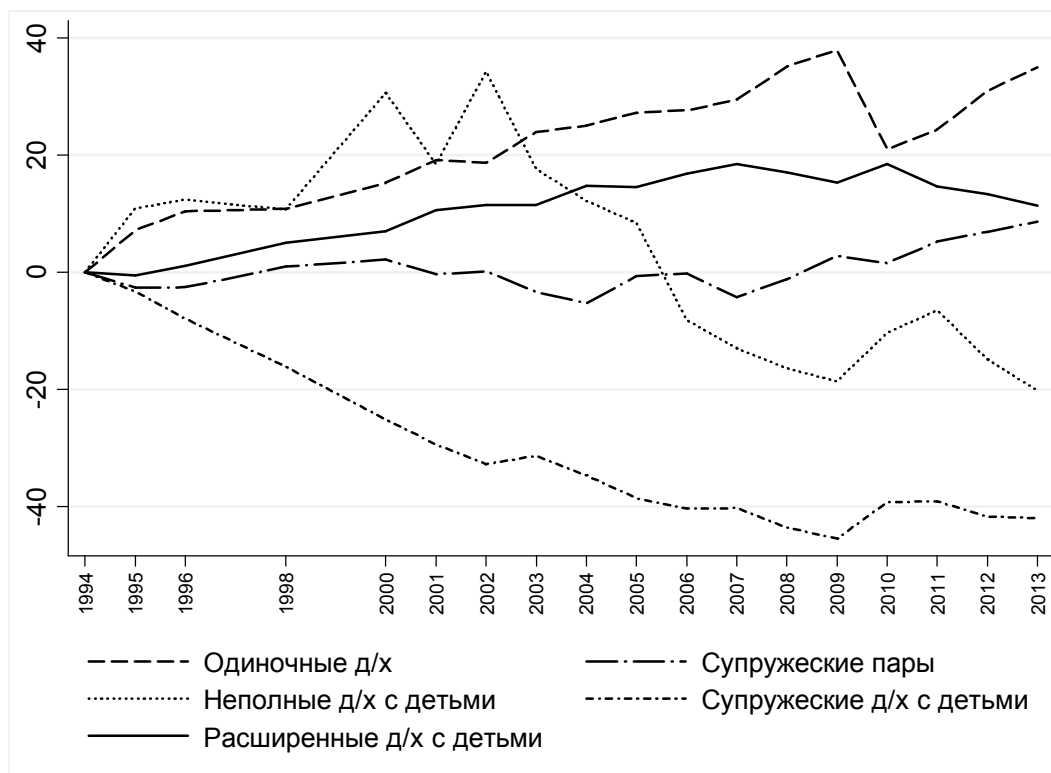


Рисунок 3 -Динамика домохозяйств по типам, 1994-2013

Результаты описательного анализа отражают основные демографические тренды в России – отсрочка вступления в брак и рождения первого ребенка, малодетность (Захаров, 2006). Такие факторы, как увеличение среднего возраста материнства и рост бездетных домохозяйств<sup>18</sup> связаны с ростом одиночных домохозяйств, сокращение рождаемости<sup>19</sup> – со снижением супружеских и неполных домохозяйств с детьми, а старение населения может во многом объяснить рост расширенных домохозяйств.

<sup>18</sup> Средний возраст матери при рождении детей увеличился с 24,6 лет в 1994 году до 27,2 в 2008 году (по данным Росстата)

<sup>19</sup> Суммарный коэффициент рождаемости в 1994 году составлял 1,39, тогда как в 2006 году он снизился до 1,29 (по данным Росстата)

### Панельный анализ

За период кризиса 1998 года 23% домохозяйств увеличились в размерах и около 20% домохозяйств увеличились в размерах за счет объединения со взрослыми индивидами. За период кризиса 2008 года около 17% домохозяйств выросли в размерах и 15% домохозяйств увеличились в размерах за счет объединения со взрослыми индивидами (Таблица 2).

Таблица 2 - Описательная статистика основных зависимых переменных

Зависимые переменные	Среднее	Ст. Ошибка
Увеличение размера домохозяйства в 1996-2000	0.229	0.010
Объединение со взрослыми индивидами в 1996-2000	0.202	0.010
Увеличение размера домохозяйства в 2007-2009	0.167	0.006
Объединение со взрослыми индивидами в 2007-2009	0.151	0.006

*Примечание:* Робастные стандартные ошибки скорректированы по 38 первичным единицам отбора

Для большинства домохозяйств объединение со взрослыми индивидами после кризисов связано с ростом размера домохозяйства на одного взрослого члена домохозяйства:

- 65% домохозяйств из тех, которые увеличились в размере за счет объединения со взрослыми индивидами после 1998 кризиса, выросли на 1 человека, 22% - на 2 человек;



- 76% домохозяйств из тех, которые увеличились в размере за счет объединения со взрослыми индивидами после 2008 кризиса, выросли на 1 человека, 16% - на 2 человек;

Таблица 3 дает распределение переходов между разными типами домохозяйств за период 1994-2013 годы. Для каждого домохозяйства переход классифицируется в соответствие с начальным и конечным типом. Пять типов домохозяйств создают матрицу переходов размером 5\*5. Диагональные клетки представляют случаи, когда не было перемещений.

Наиболее стабильными оказались одиночные домохозяйства, супружеские пары и расширенные домохозяйства – около 90 процентов всех переходов этих домохозяйств осуществлялось без смены статуса. Наименее стабильными оказались неполные домохозяйства с детьми. Подавляющая часть неполных домохозяйств, сменивших статус в течение рассматриваемого периода, более вероятно будет объединяться в расширенные семьи. Расширенные домохозяйства в качестве конечного типа характерны и для супружеских домохозяйств с детьми.

Далее мы представим методологию оценки относительной стабильности домохозяйств с помощью моделей дожития.

Таблица 3 - Распределение переходов по типам домохозяйств за 1994-2013 годы (как доля от начальных домохозяйств)

Начальный тип домохозяйства	Конечный тип домохозяйства					Число переходов
	Одиночные д/х	Супружеские пары	Неполные д/х с детьми	Супружеские д/х с детьми	Расширенные д/х	
Одиночные д/х	0,917	0,023	0,002	0,005	0,054	12 714
Супружеские пары	0,041	0,872	0,001	0,029	0,057	12 681
Неполные д/х с детьми	0,017	0,000	0,744	0,091	0,147	2 653
Супружеские д/х с детьми	0,003	0,008	0,021	0,860	0,108	14 767
Расширенные д/х	0,033	0,046	0,006	0,026	0,889	27 491

## **2.2 Методология статистического анализа изменения структуры российских домохозяйств**

Анализ изменения структуры домохозяйства производится с использованием моделей дожития. Пусть  $T$  – это время ожидания до перехода домохозяйства из одного типа в другой, тогда функция дожития представлена как вероятность того, что домохозяйство не сменило тип к моменту времени  $t$ :

$$S(t) = P(T > t),$$

$$\text{где } S(t) = 1 \text{ для } t = 0 \text{ и } S(t) = 0 \text{ для } t = \infty \quad (5)$$

Мы оцениваем функцию дожития с помощью метода Каплана-Мейера, где вероятность дожития определяется как отношение числа домохозяйств, сохранивших свой тип к моменту времени  $t$ , к общему числу домохозяйств, которые наблюдались до этого момента и были подвержены риску перехода. Общая вероятность дожития до момента времени  $t$  рассчитывается путем перемножения всех вероятностей, предшествующих этому времени.

Поскольку временные интервалы определяются периодичностью обследования РМЭЗ, мы измеряем длительность пребывания в группе риска с 1994 по 2013 годы, с интервалом в один год.

Модель пропорциональных рисков позволяет проанализировать влияние различных факторов на риск перехода домохозяйства из одного типа в другой:

$$h_{ij}(t) = \exp[\alpha_{ij}(t) + \beta_{ij}X + \gamma_{ij}Z(t)] \quad (6)$$

где  $i, j = 1, \dots, 5$  - индексы для каждого типа домохозяйства;  $h_{ij}(t)$  - риск перехода домохозяйства из типа  $i$  в тип  $j$  к моменту времени  $t$ ;  $X$  - набор объясняющих переменных, постоянных во времени;  $Z(t)$  - набор объясняющих переменных, значение которых может меняться (функция от времени  $t$ );  $\alpha_{ij}$ ,  $\beta_{ij}$ ,  $\gamma_{ij}$  - оцениваемые параметры<sup>20</sup>. Влияние объясняющих переменных одинаково для всех моментов времени  $t$ <sup>21</sup>.

Для каждого из пяти типов домохозяйств движение в один из оставшихся четырех типов рассматривается как набор взаимозависимых конкурирующих рисков. Таким образом, переход домохозяйства в одном направлении исключает либо существенно меняет вероятность перехода в других направлениях (Fine and Gray, 1999). Риск является функцией от времени  $t$ , которая полностью не определена. Для тех домохозяйств, у которых произошло изменение типа, время  $t$  представляет собой время до этого события. Для тех домохозяйств, у которых изменение типа не

---

<sup>20</sup> В нашем анализе мы будем использовать экспоненциальное распределение, оценка параметров которого осуществляется с помощью метода максимального правдоподобия.

<sup>21</sup> Мы также оценивали модель пропорциональных рисков, при которой влияние объясняющих переменных из набора  $Z$  может меняться во времени. Мы обнаружили, что модель добавляет небольшую дополнительную объясняющую силу.

произошло, время  $t$  представляет собой время до выбытия из обследования.

Мы анализируем только те переходы, которые были сделаны домохозяйствами в период 1994-2013. Таким образом, время дожития становится определенным только для тех домохозяйств, у которых произошло это изменение. Все незавершенные переходы, сделанные домохозяйствами в период 1994-2013, включаются в оцениваемую процедуру как цензурированные справа наблюдения. Кроме того, домохозяйства могут выбывать из обследования в силу разных обстоятельств (например, при изменении места жительства), включаться в обследование в середине или конце периода наблюдения. Это особенно важно в случае использования данных РМЭЗ-ВШЭ, поскольку существует значительное истощение панели.

Модели дожития позволяют преодолеть проблему смещенности оценки, которая может возникнуть как вследствие неравномерности включения домохозяйств в обследование, так и вследствие выбытия домохозяйств. При допущении, что причины выбытия или неравномерного включения домохозяйств в обследование не связаны с последующим риском изменения типа домохозяйства (независимое цензурирование), данный метод анализа дает несмещенную оценку риска всех перемещений, которые произошли после 1994 года. Ограничением данного анализа

является допущение о некоррелированности причин выбытия домохозяйств из панели с изменением типа домохозяйства.

В соответствие с результатами предыдущих исследований<sup>22</sup>, мы выделяем следующие переменные, которые могут влиять на риск перехода домохозяйства: демографические факторы (возраст и пол главы домохозяйства<sup>23</sup>), экономические факторы (уровень благосостояния домохозяйства) и региональные факторы (тип поселения, проживание в мегаполисе, регион проживания)<sup>24</sup>.

Демографические и региональные факторы, фиксированные во времени, измеряются на момент перехода домохозяйства из одного типа в другой ( $X$ ). Уровень благосостояния домохозяйства мы измеряем на момент времени, предшествующий переходу домохозяйства из одного типа в другой ( $Z$ ). Например, уровень благосостояния в 2000 году используется для того, чтобы предсказать риск перехода домохозяйства в 2001-2002 годах.

---

<sup>22</sup> Рощина и Бойков, 2005; Головяница, 2007; Малева и Синявская, 2007; Синявская и соавторы, 2007; Рощина и Рошин, 2007; Синявская и Тынди́к, 2009; Рощина и Черкасова, 2009

<sup>23</sup> Под главой домохозяйства в данном исследовании понимается член домохозяйства с максимальным индивидуальным доходом. В случае, когда доходы членов домохозяйства равны, главой становится референтный член домохозяйства.

<sup>24</sup> Мы также включали в анализ степень участия домохозяйства на рынке труда (долю занятых на рынке труда членов домохозяйства) как меру самодостаточности домохозяйства, но позже убрали эту переменную из-за мультиколлинеарности с расходами.

Общие расходы<sup>25</sup> домохозяйства используются как мера благосостояния. Мы используем расходы как меру благосостояния, поскольку они обладают большей устойчивостью к временным колебаниям дохода, что является важным фактором в условиях частичного сглаживания потребления российских домохозяйств (Notten and Crombrugghe, 2012). Использование расходов также позволяет учесть стоимость продуктов питания, произведенных и потребленных в домашнем хозяйстве. Данная категория занимает значительную часть в общих расходах домохозяйства (до 15 процентов), причем 85-90 процентов этой продукции потребляется внутри домохозяйства (Spryskov, 2003).

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): расходы на продукты питания, алкоголь и табак (56 категорий), на 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

---

<sup>25</sup> Общие расходы домохозяйства были дефлированы на основе региональных индексов роста потребительских цен декабря к декабрю предыдущего года (данные Росстата), и выражены в ценах 2009 года.

среднем в месяц на их цену, усредненную по первичной единице отбора (psu).

Поскольку разные типы домохозяйств могут представлять различные фазы цикла развития одного и того же домохозяйства, структура которого меняется по мере старения и взросления членов домохозяйств, мы включаем возраст главы домохозяйства в качестве контрольной переменной. Мы предполагаем, что молодой возраст и женский пол главы домохозяйства, а также проживание в городе/мегаполисе будут способствовать росту риска перехода домохозяйств. Мы также ожидаем увидеть рост степени риска для домохозяйств с низким уровнем благосостояния.

В Таблице 4 приведено распределение домохозяйств по основным характеристикам, используемым в статистическом анализе. Результаты показывают, что около 80 процентов одиночных домохозяйств и более 90 процентов неполных семей являются «женскими», более 70 процентов одиночных домохозяйств и супружеских пар имеют во главе члена домохозяйства старше 50 лет, большинство всех домохозяйств проживает в городах, отличных от Москвы и Санкт-Петербурга.



Таблица 4 - Описательная статистика переменных по типам домохозяйств, 1994-2013

Характеристики домохозяйств	Одиночные д/х		Супружеские пары		Неполные д/х с детьми		Супружеские д/х с детьми		Расширенные д/х	
	Mean	St.error	Mean	St.error	Mean	St.error	Mean	St.error	Mean	St.error
Женский пол главы д/х	0,784	0,412	0,382	0,486	0,947	0,224	0,332	0,471	0,523	0,499
Возраст главы д/х										
до 29 лет	0,088	0,284	0,119	0,324	0,185	0,388	0,272	0,445	0,188	0,391
от 30 до 49 лет	0,122	0,327	0,176	0,381	0,759	0,428	0,698	0,459	0,404	0,491
от 50 лет и старше	0,790	0,407	0,705	0,456	0,056	0,229	0,031	0,172	0,409	0,492
Проживание в Москве/Санкт-Петербурге	0,127	0,333	0,078	0,268	0,096	0,295	0,081	0,273	0,144	0,351
Проживание в других городах	0,590	0,492	0,594	0,491	0,643	0,479	0,614	0,487	0,545	0,498
Федеральный округ										
Центральный	0,127	0,333	0,078	0,268	0,096	0,295	0,081	0,273	0,144	0,351
Северо-Западный	0,217	0,412	0,214	0,410	0,169	0,375	0,179	0,383	0,178	0,382
Южный	0,062	0,241	0,072	0,258	0,125	0,331	0,086	0,280	0,062	0,241
Приволжский	0,111	0,314	0,117	0,321	0,126	0,332	0,140	0,347	0,172	0,378
Уральский	0,228	0,419	0,231	0,421	0,219	0,414	0,240	0,427	0,207	0,405
Сибирский	0,095	0,294	0,095	0,293	0,093	0,290	0,094	0,292	0,080	0,271
Дальневосточный	0,124	0,329	0,147	0,354	0,134	0,341	0,130	0,337	0,108	0,311
Логарифм подушевых расходов	8,565	0,989	8,546	0,875	8,458	0,897	8,464	0,886	8,387	0,853

*Примечание:* анализ выполнен по панельным данным

## 2.3 Статистический анализ изменения структуры российских домохозяйств

Рисунок 5 представляет оценки функции дожития Каплана-Мейера и описывает зависимость структуры домохозяйства от времени. Функция дожития представлена невозрастающей ступенчатой функцией со скачками в тех моментах, в которых происходит переход одного или нескольких домохозяйств в один из оставшихся четырех типов.

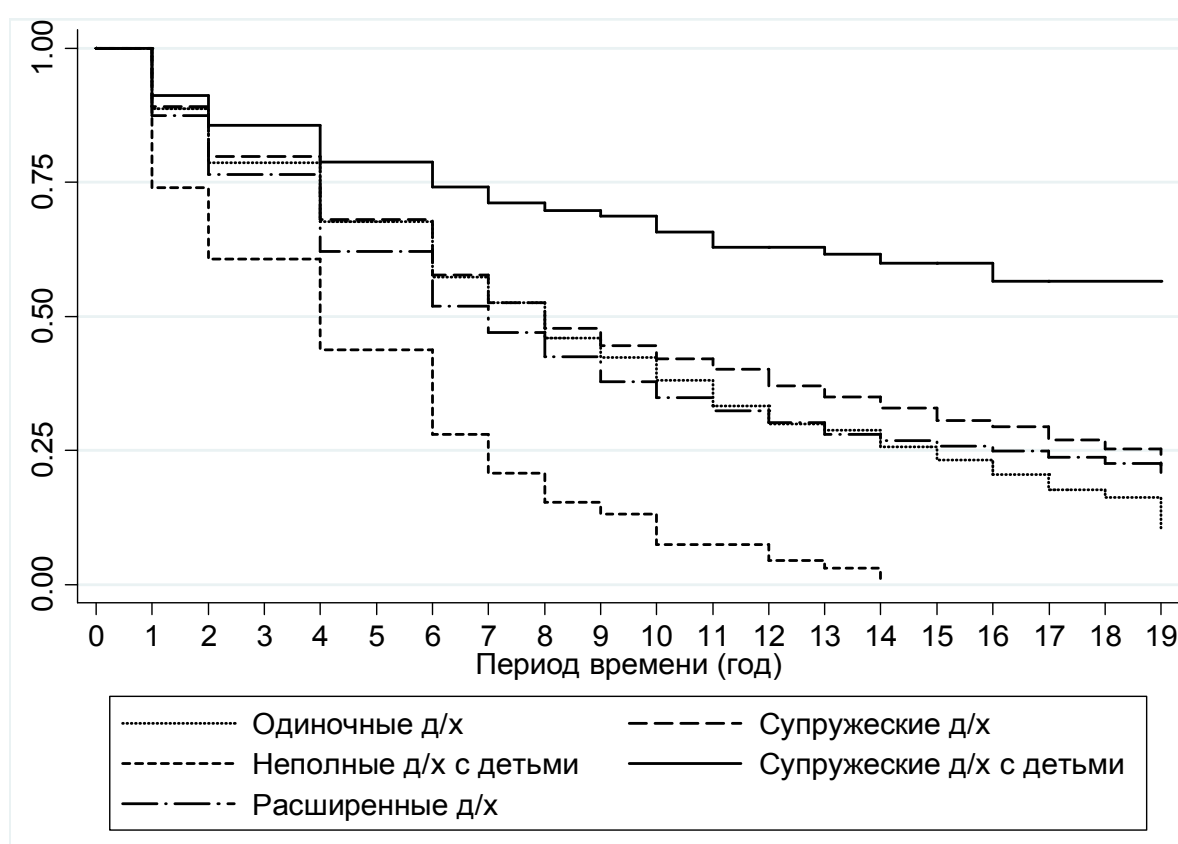


Рисунок 5- Функция дожития Каплана-Мейера, 1994-2013

Результаты показывают, что 25% неполных домохозяйств с детьми меняют свой тип после одного года, после четырех лет эта доля возрастает до 50%. Медианное время до изменения типа одиночных домохозяйств и

супружеских пар без детей составляет 8 лет, для расширенных домохозяйств – 7 лет. Существует 25%-ная вероятность того, что супружеские пары и расширенные домохозяйства не изменят свой тип в течение 19 лет (максимальный наблюдаемый период в нашей выборке). Наиболее стабильными выглядят супружеские домохозяйства с детьми - вероятность перехода этих домохозяйств через год составляет всего 10%, три четверти домохозяйств сохраняют свой тип в течение 6 лет, более половины домохозяйств не меняют свой тип за весь период обследования.

Отдельно мы оцениваем вероятность укрупнения размера домохозяйств (Рисунок 6). В данном случае функция дожития представлена невозрастающей ступенчатой функцией со скачками в тех моментах, в которых происходит увеличение размера одного или нескольких домохозяйств. Результаты показывают, что наименее стабильными домохозяйствами с точки зрения укрупнения размера являются расширенные домохозяйства – 50% домохозяйств увеличится в размере через 5 лет. Медианное время до увеличения размера одиночных домохозяйств – 10 лет, супружеских домохозяйств с детьми - 8 лет. Также существует 30% -ная вероятность, что одиночные домохозяйства не увеличатся в размере в течение 19 лет. Наиболее стабильными с точки зрения укрупнения размера оказались супружеские пары и неполные домохозяйства с детьми. Четверть супружеских пар и около 15% неполных

домохозяйств с детьми не увеличатся в размере за весь период обследования.

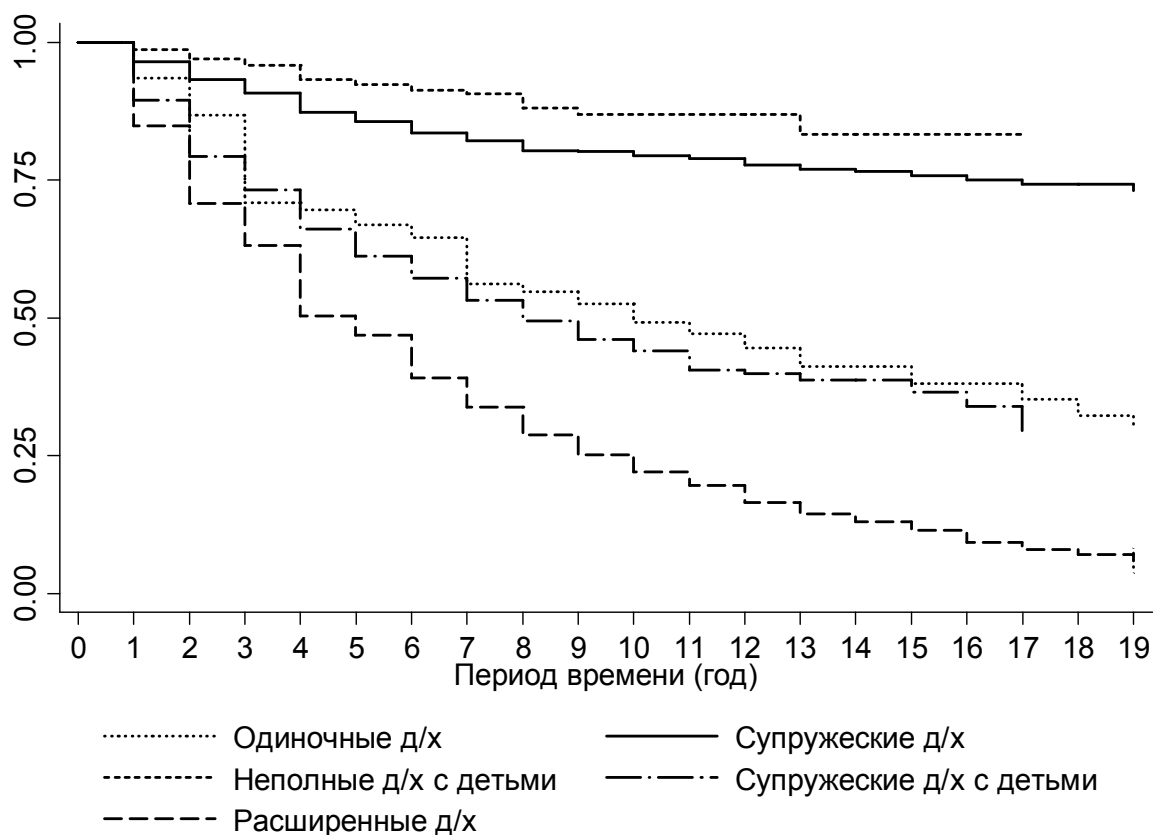


Рисунок 6 - Функция дожития Каплана-Мейера, 1994-2013

Результаты оценки уравнения (2) представлены в Таблицах 4-8. Таблицы сгруппированы по начальному типу домохозяйства. Относительный риск, связанный с объясняющими характеристиками, представлен в экспоненциальной форме  $\exp(\hat{\beta}_{ij})$ , где  $\hat{\beta}_{ij}$  - это оценка коэффициента переменной из наборов  $X$  или  $Z$  при переходе домохозяйства из типа  $i$  в тип  $j$ . Базовая функция риска для референтной группы выводится из уравнения (2) как  $\exp(\hat{\alpha}_{ij}(t))$ . В нашем случае,

референтной группой является домохозяйство, главой которого является мужчина в возрасте 30-49 лет, проживающее в городе центрального федерального округа, отличном от Москвы и Санкт-Петербурга, на момент начала своих перемещений.

В то время как числовая интерпретация полученных оценок для модели с конкурирующими рисками затруднительна, можно говорить о направлении и значимости связи между объясняющими переменными и риском. Если относительный риск равен единице, это говорит об отсутствии связи, в случае, если больше единицы – рост объясняющих переменных связан с ростом риска перехода, если меньше единицы – рост переменных ведет к снижению риска<sup>26</sup>.

*Одиночные домохозяйства.* Результаты оценки уравнения (2) представлены в Приложении 1 Таблице 1. При прочих равных риск перехода для одиноких женщин в неполные и расширенные домохозяйства гораздо выше, чем для одиноких мужчин. Возрастная группа по-разному влияет на нестабильность одиночных домохозяйств. Для индивидов в возрасте до 29 лет риск объединения в супружеские пары и домохозяйства с детьми выше, а вероятность объединения в расширенные домохозяйства ниже, чем для индивидов в возрасте от 30 до 50 лет. Для одиноких индивидов старше 50 лет вероятность объединения в расширенные

---

<sup>26</sup> Мы рассматриваем влияние объясняющих переменных как значимое, если  $p\text{-value} < 0.05$

домохозяйства увеличивается, а вероятность образования супружеских домохозяйств с детьми снижается по сравнению с одинокими индивидами от 30 до 50 лет. Проживание в сельской местности снижает вероятность, тогда как проживание в мегаполисах, наоборот, увеличивает риск перехода в расширенные домохозяйства по сравнению с проживанием в городе. Рост благосостояния одиноких индивидов приводит к снижению вероятности переходов в любом направлении.

*Супружеские пары.* Результаты оценки уравнения (2) представлены в Приложении 1 Таблице 2. Для супружеских пар, главой которых является женщина, вероятность перехода в одиночные домохозяйства, супружеские домохозяйства с детьми и расширенные домохозяйства ниже, чем для пар с мужчиной во главе. Молодой возраст главы супружеской пары увеличивает риск появления детей и снижает вероятность перехода в расширенные домохозяйства по сравнению с референтной возрастной группой. Для супружеских пар с главой в возрасте от 50 лет и старше повышается риск перехода в одиночные и расширенные домохозяйства, но снижается риск появления детей. Проживание в сельской местности и мегаполисах снижает вероятность появления детей по сравнению с проживанием в городе. Обеспеченные супружеские пары менее вероятно будут расходиться и более вероятно объединяться в расширенные домохозяйства.

*Неполные домохозяйства с детьми.* Результаты оценки уравнения (2) представлены в Приложении 1 Таблице 3. Для одиноких женщин с детьми риск перехода в любом направлении выше, чем для одиноких мужчин с детьми. Для молодых одиноких родителей в возрастной категории до 30 лет вероятность создания полного домохозяйства выше, а риск объединения в расширенные домохозяйства ниже по сравнению с одинокими родителями в возрасте от 30 до 50 лет. Для пожилых одиноких родителей значительно снижается риск перехода в любом направлении по сравнению с референтной возрастной группой. Проживание в сельской местности снижает вероятность объединения в полные и расширенные домохозяйства по сравнению с проживанием в городе. Рост уровня благосостояния значимо снижает вероятность объединения в расширенные домохозяйства.

*Супружеские домохозяйства с детьми.* Результаты оценки уравнения (2) представлены в Приложении 1 Таблице 4. Если главой супружеского домохозяйства с детьми является женщина, то повышается риск образования неполной семьи и снижается риск объединения в расширенные домохозяйства. Молодой возраст главы домохозяйства увеличивает риск образования неполной семьи и снижает риск перехода в расширенные домохозяйства по сравнению с домохозяйствами, глава которого находится в возрасте от 30 до 50 лет. Проживание в сельской местности увеличивает риск перехода в супружеские пары и расширенные домохозяйства.

домохозяйства по сравнению с проживанием в городе. Рост уровня благосостояния повышает вероятность объединения супружеской семьи с детьми в расширенные домохозяйства.

*Расширенные домохозяйства.* Результаты оценки уравнения (2) представлены в Приложении 1 Таблице 5. Женский пол главы домохозяйства повышает вероятность перехода в категорию одиночных и неполных домохозяйств и снижает вероятность перехода в супружеские бездетные домохозяйства и домохозяйства с детьми. У домохозяйств, глава которых младше 30 лет или старше 50 лет, возрастает риск перехода в одиночные домохозяйства и риск образования супружеской пары по сравнению с референтным домохозяйством. В старших возрастах также существенно ниже вероятность перехода в полные и неполные домохозяйства с детьми. Проживание в сельской местности снижает риск перехода в одиночные домохозяйства по сравнению с проживанием в городе. Рост уровня благосостояния домохозяйства снижает вероятность одиночного проживания и повышает вероятность перехода в супружеские домохозяйства.

Таким образом, большинство переходов, сделанных российскими домохозяйствами в период 1994-2013 годы, согласуются со стадиями жизненного цикла, в процессе которого индивиды, входящие в состав домохозяйства, по мере взросления проходят разные этапы формирования



и распада домохозяйства. Однако стоит отметить несколько важных для нашего исследования результатов:

- Такие характеристики, как женский пол и возраст старше 50 лет, значимо увеличивают риск объединения одиноких индивидов со взрослыми родственниками, не являющимися супругами/детьми, и не родственниками. Более того, супружеские пары, главы которых старше 50 лет, также сталкиваются с высоким риском объединения в расширенные домохозяйства.

- Рост благосостояния членов супружеских домохозяйств с детьми значимо увеличивает риск объединения в расширенные домохозяйства, отражая способность этих типов домохозяйств принимать в свой состав взрослых родственников и не родственников.

Примером, объединяющим данные перемещения домохозяйств, является ситуация, в которой оба родителя, занятые на рынке труда, могут своих пожилых родственников для ухода за детьми. Это позволяет родителям реализовать свой человеческий капитал на рынке труда, а пожилым людям снизить риски отсутствия дохода.

Суммируя предыдущие результаты анализа в этой главе, можно сделать следующие выводы:

- От 15 до 20% российских домохозяйств увеличились в размерах после кризисов 1998 и 2008 годов за счет объединения со взрослыми

индивидами. Для большинства домохозяйств этот рост произошел за счет увеличения размера домохозяйства на одного индивида.

- Наиболее стабильными с точки зрения изменения типа оставались супружеские домохозяйства с детьми: более половины домохозяйств в выборке не изменили свой тип за весь период обследования. Данная информация является важной для проверки на устойчивость полученных в Главе 3 эмпирических оценок к возможному смещению, вызванному истощением панели РМЭЗ-ВШЭ.

- Наиболее стабильными с точки зрения укрупнения размера оказались супружеские пары и неполные домохозяйства с детьми. Наименее стабильными домохозяйствами с точки зрения укрупнения размера являются расширенные домохозяйства. Медианное время до увеличения размера одиночных домохозяйств – 10 лет, супружеских домохозяйств с детьми - 8 лет.

Результаты описательного исследования, выполненного в данной главе, дают основу для дальнейшего аналитического исследования экономических причин трансформации отношений в домохозяйстве. В Главе 3 проводится эмпирическое исследование взаимосвязи экономических факторов и изменений в структуре российских домохозяйств.

### **Глава 3. Оценка влияния макроэкономических шоков на изменение структуры домохозяйств**

Целью данной главы является получение эмпирических оценок влияния макроэкономического шока на изменение структуры российских домохозяйств. Для достижения этой цели, сначала разрабатывается методология оценки влияния макроэкономического шока, позволяющая изолировать влияние шока от других факторов, действующих в это время (Параграф 3.1). Далее проводится описательный анализ взаимосвязи изменения уровня благосостояния и структуры домохозяйств (Параграф 3.2). Эмпирическому анализу связи посвящен Параграф 3.3, который включает в себя получение непосредственных оценок влияния, коррекция полученных оценок с учетом эндогенности и неслучайного отбора в панель, а также проверка оценок на устойчивость.

#### ***3.1 Методология измерения влияния макроэкономического шока***

Экономический шок измеряется тремя способами. Наиболее простой способ измерения экономического шока – это изменение наблюдаемых расходов домохозяйств до и после кризиса (рефлексивный метод оценки<sup>27</sup>). Основной недостаток данного метода – это невозможность изолировать влияние кризиса от общих макроэкономических изменений, подстройкой домохозяйств в ответ на кризис, а также от влияния других

---

<sup>27</sup> Такой метод оценки воздействия, при котором за контрольную группу принимаются участники программы до ее начала и сравниваются изменения, произошедшие с ними после ее реализации

ненаблюдаемых факторов, которые могут влиять на расходы домохозяйств.

Для того, чтобы отделить влияние кризиса от этих факторов, 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 индикаторы времени для панельных наблюдений (дамми-переменные), охватывая период до кризиса. Так, предсказанные расходы для кризиса 1998 года рассчитываются на основе наблюдений с 1994 по 1998 годы; предсказанные расходы для кризиса 2008 года рассчитываются на основе панели наблюдений за 2004-2008 раунды. В результате, мы можем измерить влияние кризиса на благосостояние домохозяйств как разницу между наблюдаемыми (фактическими) расходами в посткризисный период и расходами в посткризисный период, предсказанным на основе предкризисного тренда.

Аналогичным образом можно предсказать расходы на основе посткризисного тренда. Для определения величины воздействия наиболее

предпочтительным является второй вариант, поскольку воздействие шока может менять 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 разница между предсказанным доходом в посткризисный период, рассчитанным на основе посткризисного тренда, и предсказанным доходом в посткризисный период, рассчитанным на основе прекризисного тренда.

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

Мы определяем воздействие кризиса как

$$I_{it}^Y \equiv \ln(Y_{it}^{post} / Y_{it}^{pre}) \quad (7)$$

Мы предполагаем, что потребление  $i$ -ого домохозяйства следует лог-линейному тренду со структурным разрывом в год кризиса<sup>28</sup>. Модель, описывающая прекризисный и посткризисный тренды, выглядит как:

---

<sup>28</sup> Мы тестировали как линейную, так и лог-линейную спецификацию и обнаружили, что для большинства домохозяйств лог-линейная спецификация подходит больше

$$\ln Y_{it}^{pre} = \alpha_i^Y + \beta_i^Y t + \mu_{it}^Y \text{ for } (t < T_{crisis}) \quad (8)$$

$$\ln Y_{it}^{post} = \alpha_i^{Y*} + \beta_i^{Y*} t + \mu_{it}^{Y*} \text{ for } (t \geq T_{crisis}) \quad (9)$$

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 влияния экономического шока будет выглядеть следующим образом:

$$\hat{I}_{it}^Y = \ln Y_{it}^{post} - \hat{\alpha}_i^Y - \hat{\beta}_i^Y t \quad (10)$$

Однако, уравнение (10) 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 влияние экономического шока будет выглядеть как разница в предсказанных расходах:

$$\hat{I}_{it}^Y = \hat{\alpha}_i^{Y*} - \hat{\alpha}_i^Y - (\hat{\beta}_i^{Y*} - \hat{\beta}_i^Y) t \text{ for } t \geq T_{crisis} \quad (11)$$

Графическая иллюстрация нашего подхода показана на Рисунке 7.

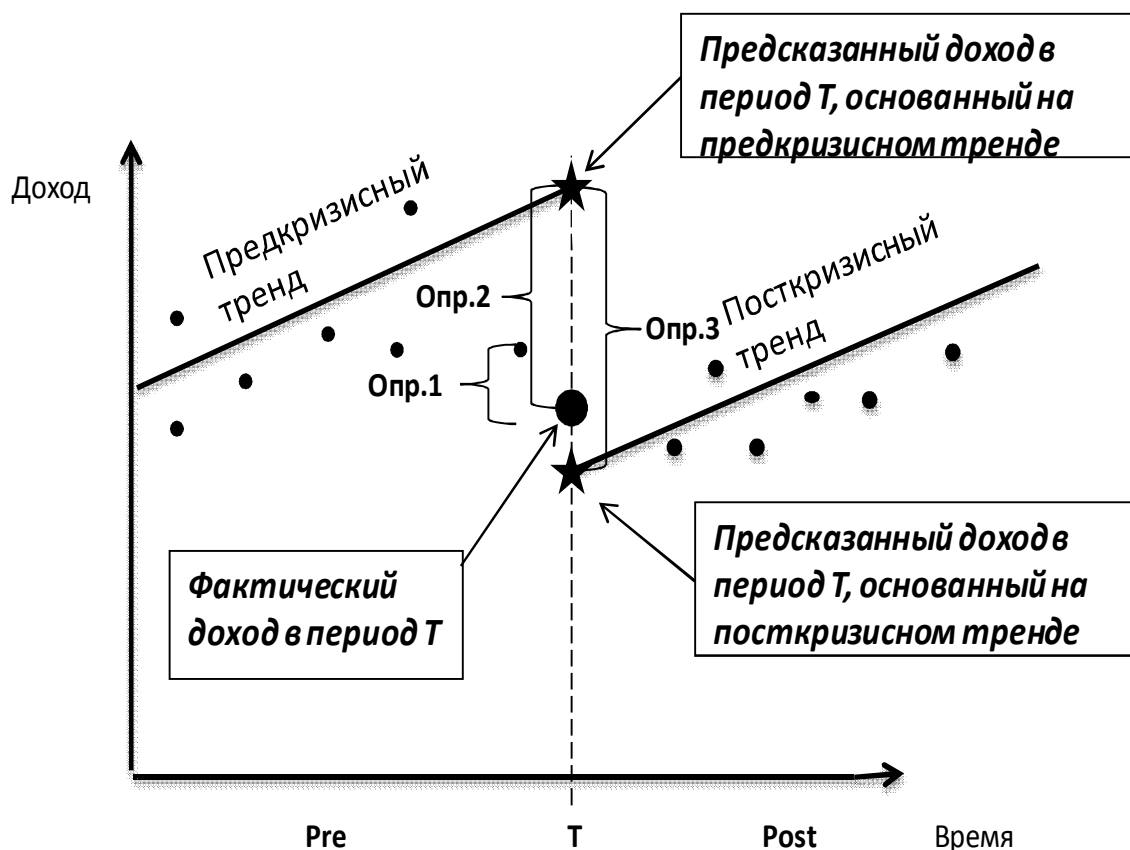


Рисунок 7 - Алгоритм построения трех вариантов экономического шока

Таким образом, наша методология предусматривает, что выбор способа проживания является экзогенным. Мы рассматриваем объединение домохозяйств как воздействие.

### ***3.2 Описательный анализ взаимосвязи макроэкономических шоков и изменений в структуре домохозяйств***

Рисунок 8 показывает изменение расходов домохозяйств за период с 1994 до 2013 годы<sup>29</sup>. В среднем, подушечные расходы домохозяйств

<sup>29</sup> Приведенные на Рисунке 8 графики расходов домохозяйств построены с использованием кроссекционных данных РМЭЗ-ВШЭ

снизились на 26 процентов за период 1998 кризиса и на 7 процентов за период 2008 кризиса.

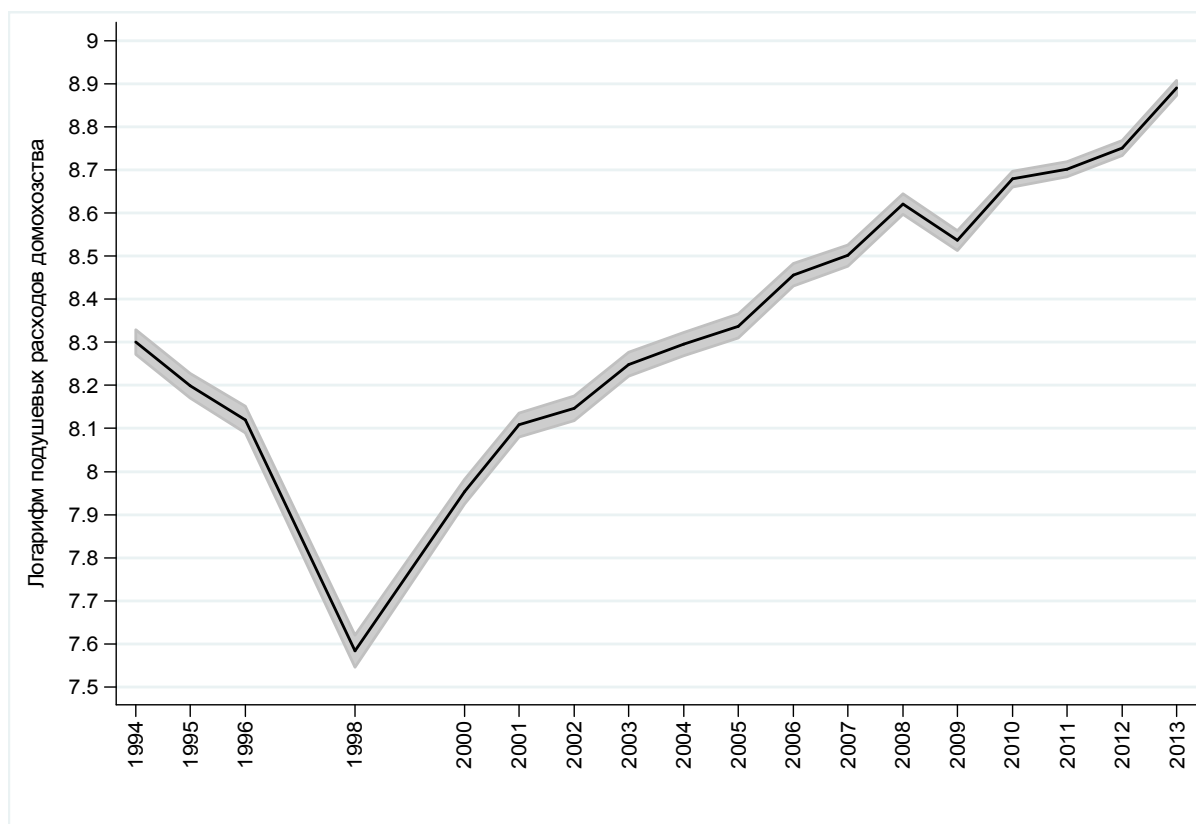


Рисунок 8 - Динамика подушевых расходов домохозяйства, 1994-2013

В то же время влияние двух кризисов на благосостояние домохозяйств было разное. Кризис 1998 года и стремительная девальвация национальной валюты имели системное влияние на российскую экономику, влияя на все группы российского населения. Кризис 2008 года, в основном, затронул городскую часть населения, относительно состоятельные группы российского населения.

Прошедшие кризисы по-разному влияли на благосостояние российских домохозяйств. В то время как для большинства российских



домохозяйств оба кризиса имели разрушительные последствия, для некоторых произошло улучшение благосостояния. По данным РМЭЗ-ВШЭ около 42% домохозяйств отметили рост уровня благосостояния после кризиса 1998 года и 51% домохозяйств повысили свое благосостояние после кризиса 2008 года.

На Рисунке 9 показано изменение среднего размера домохозяйств после кризиса относительно перцентилей предкризисного распределения расходов. Левая панель показывает, что в среднем, размер домохозяйства снизился после кризиса 1998 года. В 2000 году размер домохозяйств в нижней и средней части распределения расходов снизился больше по сравнению с домохозяйствами, находящимися в верхней части распределения. Правая панель показывает, что снижение среднего размера после кризиса 2008 года было сильнее для домохозяйств нижней части распределения предкризисных расходов. Размер домохозяйств, находящихся в верхней части распределения, остался практически неизменным после кризиса 2008 года.

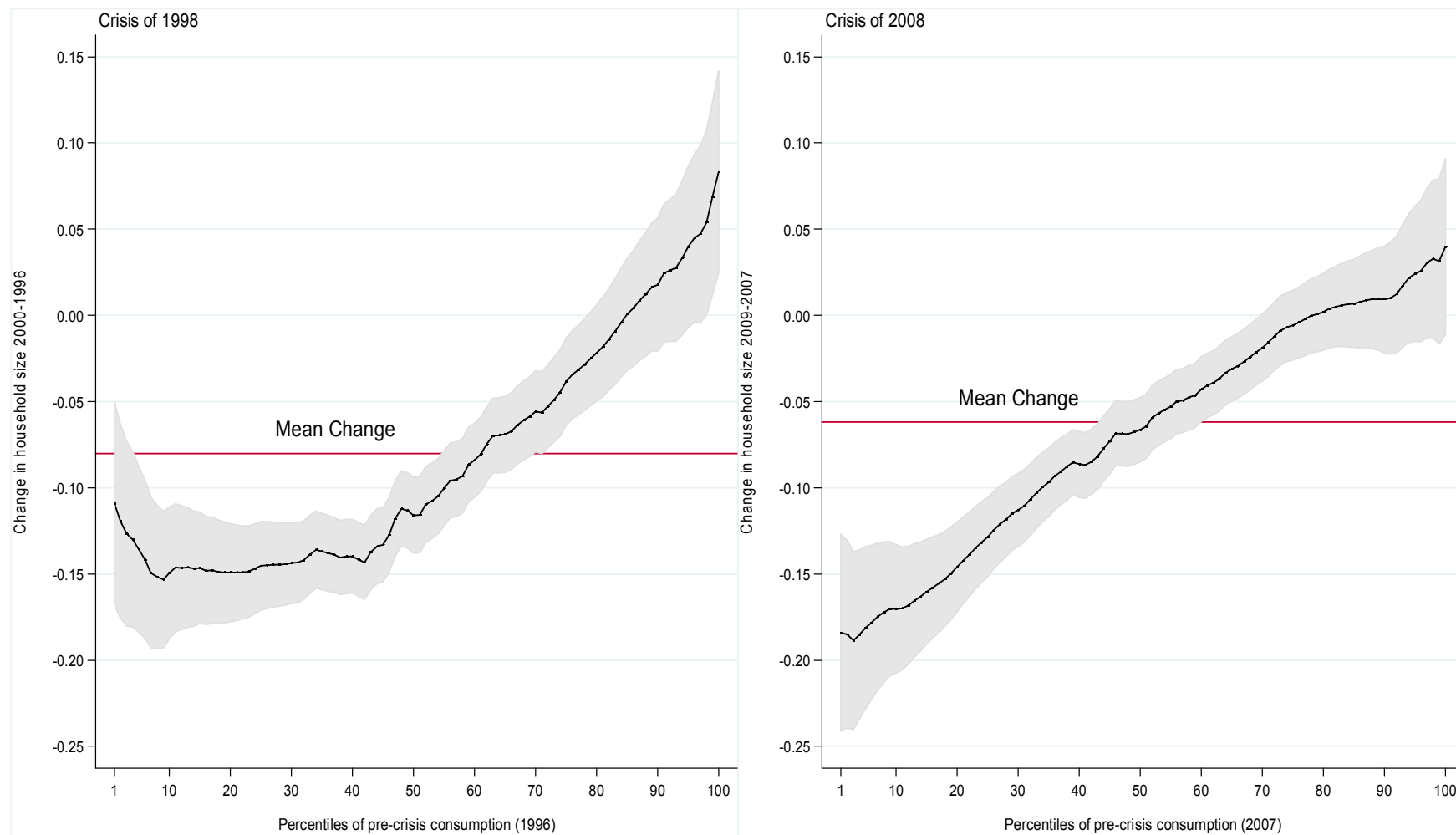


Рисунок 9 - Изменение среднего размера домохозяйства после кризисов относительно уровня предкризисных расходов

Первый ряд графиков на Рисунке 10 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 доходом в посткризисный период (Определение 2), второй - разница между предсказанными доходами в посткризисный период, рассчитанным 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 Рисунке 10). Другими словами, доля домохозяйств, которые увеличились в размерах после кризиса, выше для тех, чьи расходы сильнее снизились после кризиса.

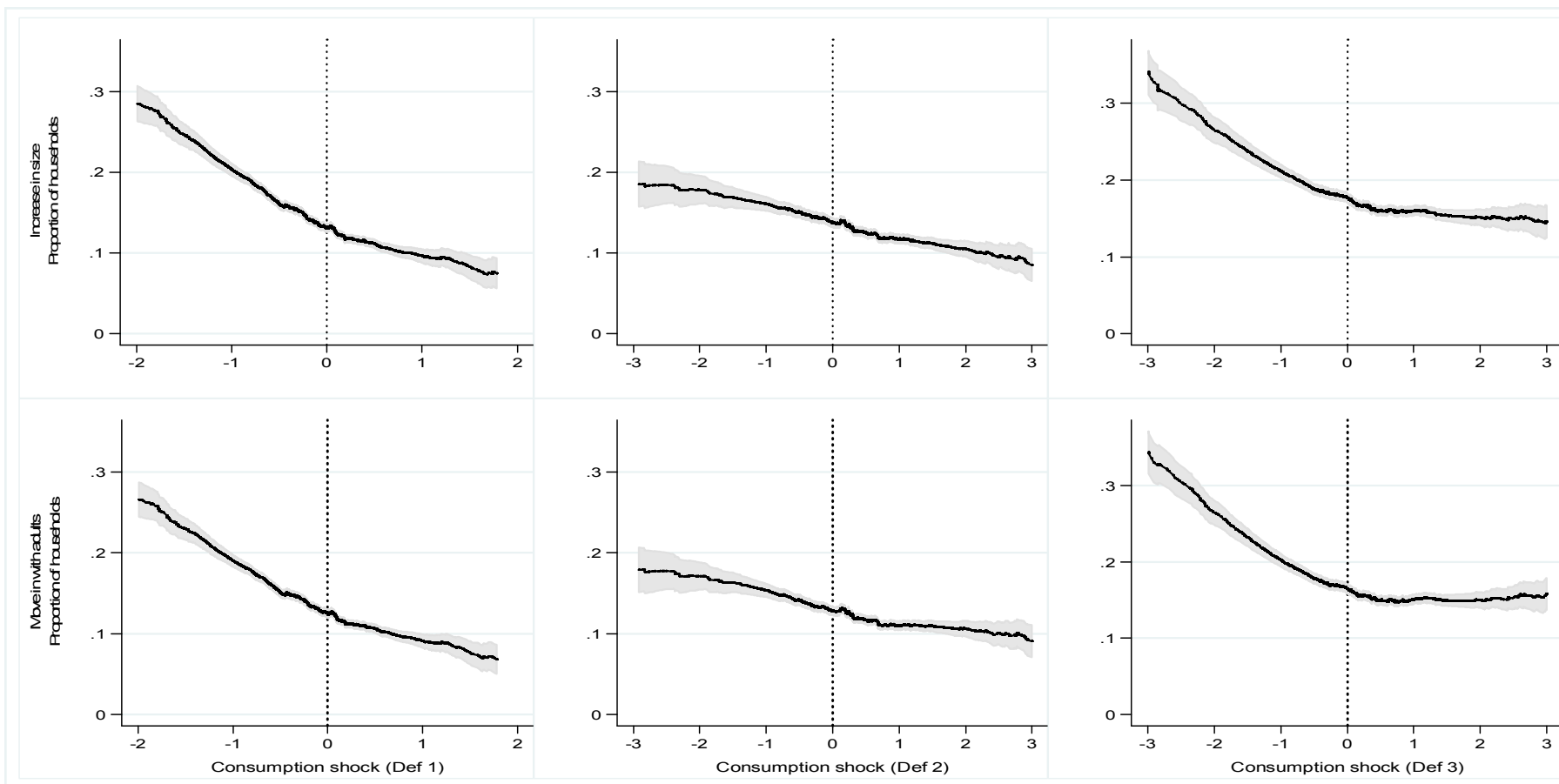


Рисунок 10 - Влияние изменения расходов (2000-1996) на долю домохозяйств, которые изменили свою структуру после кризиса 1998 года

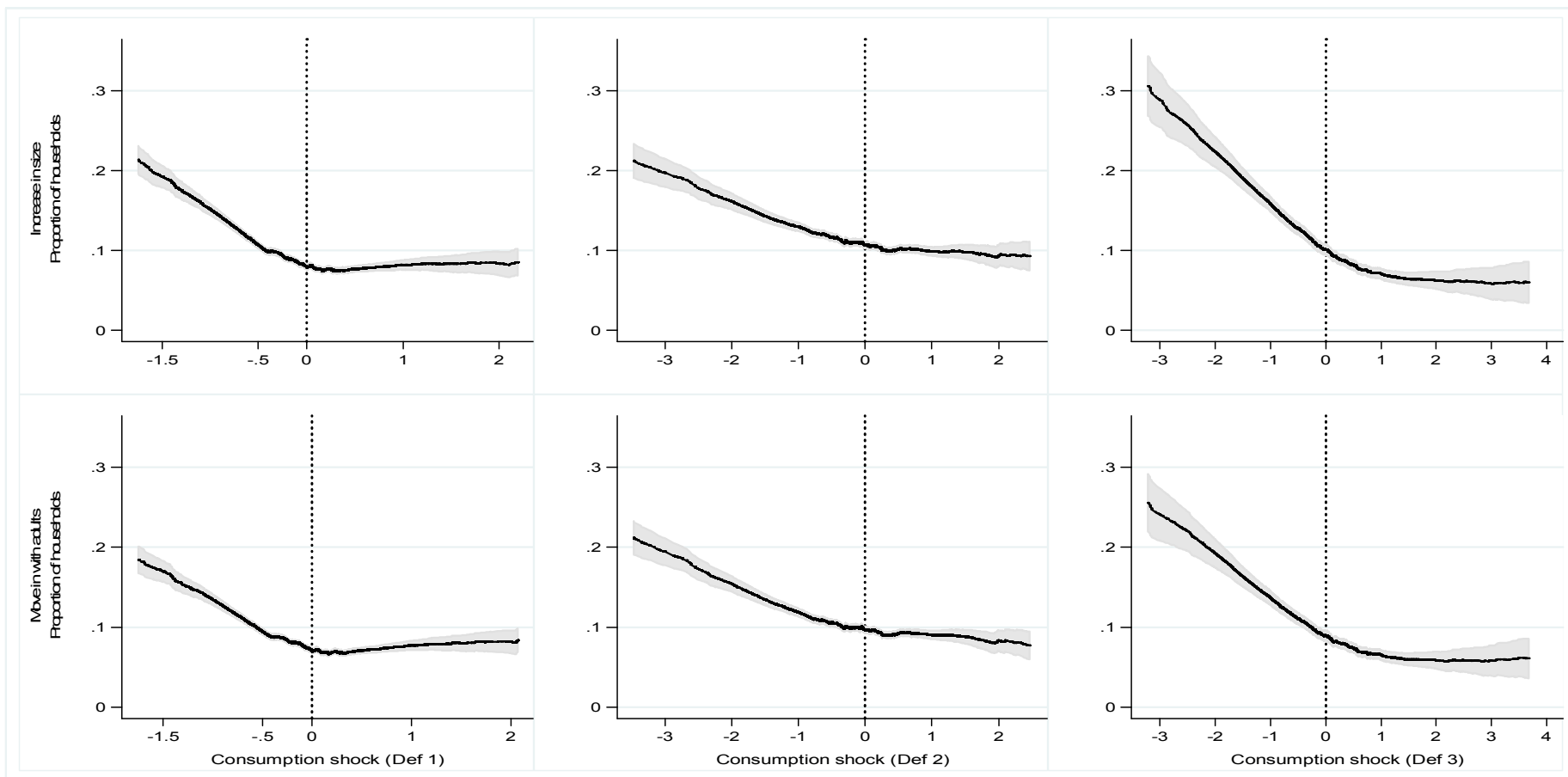


Рисунок 11 - Влияние изменения расходов (2007-2009) на долю домохозяйств, которые изменили свою структуру после кризиса 2008 года

Рисунок 11 показывает соотношение между величиной шока и изменениями в структуре домохозяйств после 2008 кризиса. 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

### ***3.3 Эмпирические оценки влияния макроэкономических шоков на изменение структуры домохозяйств***

Коэффициенты переменных интереса при оценивании уравнения (4) с помощью пробит-модели показаны в Таблицах 5, 6. Набор независимых переменных включает такие характеристики домохозяйства как возраст и квадрат возраста главы домохозяйства, дамми на уровни образования главы домохозяйства, доля детей в возрасте 0-6 и с 7-17 лет в домохозяйстве, доли пенсионеров, женщин (в возрасте 18-54 лет) и мужчин (в возрасте 18-59 лет) в домохозяйстве, размер домохозяйства и его квадрат, доля безработных членов в домохозяйстве, тип населенного пункта, а также региональные дамми.

#### ***Результаты оценивания для кризиса 1998 года***

В Таблице 5 показаны коэффициенты для трех различных способов измерения шока 1998 года. Верхняя строка Таблицы 5 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 Таблицы 5 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 рассматриваемых видов структурных изменений.

#### *Результаты оценивания для кризиса 2008 года*

В Таблице 6 показано влияние изменения расходов между 2007 и 2009 годами на структуру домохозяйств<sup>30</sup>. 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.

---

<sup>30</sup> Учитывая, что снижение уровня расходов домохозяйств продолжалось в 2009 году, то полученная оценка может занижать эффект макроэкономического шока.

Таблица 5- Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений в структуре домохозяйства, раунды 1996 и 2000 (Метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)

Методы измерения шока	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
Шок: изменение логарифма наблюдаемых расходов до и после кризиса (2000 – 1996)	-0.010* (0.006)	-0.004 (0.009)
Шок: изменение логарифма предсказанных и наблюдаемых расходов в посткризисный период	-0.013** (0.006)	-0.012** (0.006)
Шок: изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда	-0.052*** (0.008)	-0.050*** (0.008)

*Примечание:* 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 измерены на момент 1996 года, но не показаны. Набор независимых переменных включает такие характеристики домохозяйства как возраст и квадрат возраста главы домохозяйства, дамми на уровни 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), размер домохозяйства и его квадрат, доля безработных членов в домохозяйстве, тип населенного пункта, а также региональные дамми.



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>31</sup>.

Мы также оценивали уравнения, представленные в Таблицах 5 и 6, с добавлением квадрата измерения шока для учета нелинейного влияния. Результаты оценок качественно и количественно не отличаются от тех, которые мы получили в оригинальной спецификации.

#### *Учет эндогенности шока*

Для учета эндогенности шока в нашей модели применяется подход с инструментальными переменными. Мы используем изменение средней по населенному пункту (psu) ставки заработной платы как инструмент для шока доходов. Предполагается, что экономические кризисы 1998 и 2008 годов 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 (Гимпельсон и Капелюшников, 2007).

---

<sup>31</sup> Основной анализ предполагает использование изменений в размере домохозяйства как основной зависимой переменной. В этом случае, полученные результаты могут быть отражением того, что домохозяйства, испытавшие снижение уровня благосостояния, имеют большую вариацию в размере. Мы провели анализ с использованием категориальной зависимой переменной – изменение размера домохозяйства – методом упорядоченного пробит анализа. Результаты этих оценок подтверждают наши основные выводы.

Таблица 6- Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений в структуре домохозяйства, раунды 2007 и 2009 (Метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)

Методы оценивания шока	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
Шок: изменение логарифма наблюдаемых расходов до и после кризиса (2009 – 2007)	-0.012* (0.007)	-0.005 (0.005)
Шок: изменение логарифма предсказанных и наблюдаемых расходов в посткризисный период	-0.021*** (0.007)	-0.015** (0.007)
Шок: изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда	-0.067*** (0.010)	-0.056*** (0.009)

*Примечание:* 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 измерены на момент 2007 года, но не показаны. Набор независимых переменных включает такие характеристики домохозяйства как возраст и квадрат возраста главы домохозяйства, дамми на уровни 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), размер домохозяйства и его квадрат, доля безработных членов в домохозяйстве, тип населенного пункта, а также региональные дамми.

В.Гимпельсон и Р.Капелюшников отмечают высокую эластичность к шокам за счет гибкости в заработной плате при относительной стабильности занятости как особенность российского рынка труда. При определенных допущениях, заработные платы будут коррелировать с расходами домохозяйств, но не будут напрямую влиять на структуру домохозяйств<sup>32</sup>.

Ставка заработной платы определялась двумя способами. В рамках первого способа мы рассчитывали часовую ставку заработной платы как отношение фактических трудовых доходов, полученных за последний месяц, к количеству часов, отработанных за этот месяц (Спецификация 1).

Фактические трудовые доходы<sup>33</sup> включали:

- заработную плату, полученную в прошлом месяце по основному месту работы (а также выплаты в натуральной форме);
- заработную плату, полученную в прошлом месяце по дополнительному месту работы (а также выплаты в натуральной форме);

---

<sup>32</sup> При этом мы делаем допущение, что изменение заработных плат влияет на структуру домохозяйств только через расходы. Если экономический кризис может влиять на домохозяйства через другие каналы, такие как изменение в обеспечении общественными благами (например, услугами по уходу за ребенком), цена на которые зависит от уровня местных заработных плат, то валидность инструмента не будет соблюдаться.

<sup>33</sup> 0,25% от верхней и нижней части распределения были переведены в миссинги

- деньги, полученные в прошлом месяце от регулярной индивидуальной экономической деятельности.

Фактическое количество отработанных часов<sup>34</sup> включало время, отработанное на основной и дополнительной работах за прошлый месяц, а также время, потраченное в прошлом месяце на регулярную трудовую деятельность.

Учитывая, что переменная почасовой заработной платы из Спецификации 1 может оказаться крайне неинформативной в периоды задолженности по заработной плате<sup>35</sup> (например, работник может не получить деньги в прошлом месяце, а может получить за несколько месяцев сразу), мы использовали второй подход (Спецификация 2). В рамках второго способа мы часовая ставка заработной платы определялась как частное от деления контрактных трудовых доходов, получаемых в среднем за месяц, на обычное количество отработанных часов в месяц. Контрактные трудовые доходы<sup>36</sup> не включали платежи в натуральной форме и рассчитывались следующим образом:

- для работников, опрошенных в 1994-1996 годах, трудовые доходы включали среднемесячную сумму задолженности по

---

<sup>34</sup> Неправдоподобно высокие отработанные часы были кодированы как 480 часов в месяц

<sup>35</sup> Проблема задолженности по заработной плате была характерна для кризиса 1998 года

<sup>36</sup> 0,25% от верхней и нижней части распределения были переведены в миссинги

заработной плате на основной работе и заработную плату от дополнительной работы;

- для работников, опрошенных в 1998-2011 годах, трудовые доходы включали сумму среднемесячных трудовых доходов на основной и дополнительных работах;
- для всех самозанятых работников трудовые доходы рассчитывались как фактические заработки за прошлый месяц.

Обычное количество отработанных часов в месяц<sup>37</sup> рассчитывались сумма, состоящая из произведения количества отработанных часов в день на основной и дополнительной работах на общее количество рабочих дней в месяце, и количества часов, потраченных на регулярную индивидуальную трудовую деятельность.

Средняя часовая ставка заработной платы в населенном пункте получена путем усреднения всех индивидуальных ставок заработных плат по населенному пункту (psu).

---

<sup>37</sup> Неправдоподобно высокие отработанные часы были кодированы как 480 часов в месяц

Таблица 7- Результаты первого шага

Методы измерения инструментальной переменной	Шок
<i>Спецификация 1</i>	
Изменение логарифма средней ставки заработной платы 2000-1996	0.044*** <i>(0.008)</i>
Изменение логарифма средней ставки заработной платы 2009-2007	0.092*** <i>(0.016)</i>
<i>Спецификация 2</i>	
Изменение логарифма средней ставки заработной платы 2000-1996	0.031*** <i>(0.009)</i>
Изменение логарифма средней ставки заработной платы 2009-2007	0.081*** <i>(0.019)</i>
Количество наблюдений	1704

*Примечание:* \*\*\* p-value < 0.01, \*\* p-value < 0.05, \*p-value < 0.1 Шок измеряется как изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда. Контрольные переменные включены, но не показаны. Набор независимых переменных включает такие характеристики домохозяйства как возраст и квадрат возраста главы домохозяйства, дамми на уровни 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), размер домохозяйства и его квадрат, доля безработных членов в домохозяйстве, тип населенного пункта, а также региональные дамми.

Несмотря на то, что качество нашего инструмента обеспечивается высокой значимостью в первом шаге (Таблица 7), наиболее распространенный тест - F-статистика (меньше 10) говорит о возможной проблеме слабых инструментов (Staiger and Stock, 1997).

Таблица 8 представляет результаты, полученные методом максимального правдоподобия, влияния кризиса на структуру домохозяйств для 1998 и 2008 кризисов. По сравнению с оценками, представленными в Таблицах 5 и 6, величина коэффициентов инструментированного роста расходов выше для обоих кризисов. Результаты подтверждают нашу гипотезу о том, что снижение доходов домохозяйств приводит к росту их размера за счет объединения со взрослыми индивидами<sup>38</sup>.

Использование заработной платы в качестве инструментальных переменных ограничивает эффект экономического шока подгруппой домохозяйств, которые были не способны сгладить шок заработной платы. Этим отчасти объясняется более высокие значения оцененного влияния, полученного методом инструментальных переменных. Можно сказать, что полученный эффект экономического шока является локальным (Local Average Treatment Effect).

---

<sup>38</sup>Чтобы учесть различия в потреблении между взрослыми и детьми, мы также использовали шкалу эквивалентности OECD. Мы обнаружили незначительные изменения в наших ключевых результатах

Таблица 8- Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений в структуре домохозяйства, оцененное с помощью инструментальных переменных (Метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)

Методы оценивания шока	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
Шок 2000-1996: 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)
Шок 2009-2007: 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)

*Примечание:* 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. 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), размер домохозяйства и его квадрат, доля безработных членов в домохозяйстве, тип населенного пункта, а также региональные дамми.



### 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 1998 кризиса и 22.7% для 2008 кризиса. Чтобы проверить, существует ли неслучайный отбор, мы оцениваем вероятность домохозяйства остаться в панельном опросе после кризиса как функцию его предкризисных характеристик (Таблица 9).

Таблица 9 - Влияние характеристик домохозяйств на вероятность остаться в панели РМЭЗ-ВШЭ после кризиса

Переменные	Опрошены в 1996, но не в 2000		Опрошены в 2007, но не в 2009	
	Коэффициент	Ст. Ошибка	Коэффициент	Ст. Ошибка
	НТ	ка	НТ	бка
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 завершённое образование	Пропущенная категория			

Доля детей 0-7	-0.119	(0.321)	-0.168	(0.262)
Доля детей 7-18	-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	Пропущенная категория			
Размер домохозяйства	-0.523***	(0.148)	-0.512***	(0.127)
Квадрат размера домохозяйства	0.241***	(0.085)	0.143**	(0.070)
Однопоколенные домохозяйства	0.208	(0.139)	-0.087	(0.117)
Двупоколенные домохозяйства	0.103	(0.101)	-0.090	(0.083)
Многопоколенные домохозяйства	Пропущенная категория			
Доля безработных членов в домохозяйстве	-0.984***	(0.261)	-1.012***	(0.182)
<i>Региональные характеристики</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	Пропущенная категория			
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	Пропущенная категория			
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 молодой главой домохозяйства, проживающие в городских районах и метрополиях, а также меньшие по размеру домохозяйства более вероятно

выпадут из панельной выборки после кризиса<sup>39</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.

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.

### *Проверка результатов на устойчивость*

Мы повторили анализ на подвыборке домохозяйств, состоящих из супружеских пар с детьми до кризиса, которые имеют наименьший уровень выбытия из панели РМЭЗ-ВШЭ. Как было показано в Главе 2, данный тип является наиболее стабильным среди всех домохозяйств,

---

<sup>39</sup> Фрибел и Гуриев (2005) по данным РМЭЗ-ВШЭ показали, что выплаты заработной платы в натуральной форме и задолженности по заработной плате, которые были распространены среди низкоквалифицированных работников, ограничивали мобильность рабочей силы в России (Friebel and Guriev, 2005)

наблюдаемых в РМЭЗ-ВШЭ на протяжении 1994-2013. Проверка на устойчивость подтвердила основные результаты (Таблицы 10 и 11). Немного снизилась точность оценок вследствие уменьшения размера выборки, и, таким образом, снизилась значимость влияния шока. Однако на основные выводы это не повлияло.

Поскольку решение об объединении может зависеть от эластичности спроса на жилье, то мы оценили уравнение 4, добавив две новые переменные – количество квадратных метров на члена домохозяйства и издержки проживания домохозяйства. Если информация о количестве квадратных метров на члена домохозяйства доступна в РМЭЗ-ВШЭ, то прямой информации по издержкам проживания в данных нет. Мы используем усредненную по населенному пункту (psu) информацию о расходах на оплату квартиры и коммунальных услуг по тем домохозяйствам, которые арендуют жилье. Затем распространяем полученный результат на все домохозяйства в пределах psu. Наши основные результаты остались устойчивыми к добавлению новых переменных (Таблицы 12 и 13).

Таблица 10 - Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений в структуре домохозяйств, состоящих из супружеских пар с детьми на момент 1996 года (Метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)

Методы измерения шока	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
Шок: изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда	-0.027** (0.012)	-0.030** (0.013)

*Примечание:* 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 измерены на момент 1996 года, но не показаны.

Таблица 11 - Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений в структуре домохозяйств, состоящих из супружеских пар с детьми на момент 2007 года (Метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)

Методы измерения шока	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
Шок: изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда	-0.049** (0.018)	-0.047** (0.017)

*Примечание:* 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 измерены на момент 2007 года, но не показаны.

Таблица 12 - Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений в структуре домохозяйств, раунды 1996 и 2000 (Метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)

Методы измерения шока	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
Шок: изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда	-0.174*** (0.063)	-0.021*** (0.007)

*Примечание:* 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 измерены на момент 1996 года, но не показаны.

Таблица 13 - Влияние снижения подушевых расходов на вероятность изменений в структуре домохозяйств, раунды 2007 и 2009 (Метод максимального правдоподобия; средние предельные эффекты)

Методы измерения шока	Увеличение размера	Объединение со взрослыми индивидами
Шок: изменение логарифма расходов в посткризисный период, предсказанных на основе предкризисного и посткризисного тренда	-0.063*** (0.010)	-0.051*** (0.009)

*Примечание:* 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 измерены на момент 2007 года, но не показаны.

Таким образом, результаты данного исследования подтверждают, что изменение структуры домохозяйства является важным механизмом преодоления негативных последствий кризиса. Мы разработали собственную методологию эмпирического оценивания влияния макроэкономических шоков на изменение структуры домохозяйств, которая позволяет изолировать влияние макроэкономического шока от влияния следующих факторов:

- общих макроэкономических тенденций;
- стратегий, применяемых домохозяйствами с целью сгладить последствия шока;
- других ненаблюдаемых факторов, которые могут влиять на расходы.

При оценке влияния экономического шока мы использовали два подхода:

- при первом подходе мы предполагали, что выбор способа проживания является экзогенным и рассматривали объединение домохозяйств как воздействие;
- при втором подходе мы контролировали на эндогенность расходов домохозяйств по отношению к изменению их структуры, используя метод инструментальных переменных;

В результате, мы получили эмпирические доказательства того, что домохозяйства, которые испытали снижение доходов после 1998 и 2008 кризисов более вероятно увеличатся в размерах за счет объединения со взрослыми индивидами по сравнению с домохозяйствами, чей доход остался неизменным или вырос. Результаты остались устойчивыми к использованию альтернативных спецификаций.

В Главе 4 количественно оцениваются последствия изменения издержек проживания домохозяйств в результате изменения их структуры для уровня жизни. Это позволит скорректировать профиль домохозяйств, наиболее подверженных риску бедности, и дать рекомендации в плане улучшения благосостояния российских домохозяйств.



## **Глава 4. Оценка последствий изменения структуры для экономического благосостояния российских домохозяйств**

Увеличение размера домохозяйства напрямую отражается на благосостоянии членов домохозяйства за счет более интенсивного использования преимуществ экономии на масштабе. Чтобы выяснить, как объединение домохозяйств в более крупные отражается на их благосостоянии, в Параграфе 4.1 оценивается размер экономии на масштабе с помощью широкого набора методов. В результате мы получим диапазон возможных оценок экономии на масштабе и сравнительные оценки эффекта масштаба в динамике. Это позволит выяснить, насколько значительной является экономия на масштабе в потреблении российских домохозяйств. В Параграфе 4.2 эмпирически оцениваются последствия введения эффекта масштаба при измерении бедности в России. Это позволит оценить степень корректности официального подхода к измерению бедности.

### ***4.1 Эмпирические оценки эффекта масштаба в потреблении российских домохозяйств***

Эмпирические исследования, выполненные по разным странам, подтверждают существование значительной экономии на масштабе в потреблении домохозяйств (Таблица 14).

Таблица 14 - Результаты исследований по оцениванию параметра экономии на масштабе в разных странах

<i>Страна</i>	<i>Автор</i>	<i>Метод оценки</i>	<i>Размер экономии на масштабе</i>
Пакистан	Lanjouw and Ravallion, 1995	метод Энгеля	0.6
Нидерланды	Van Praag and Warnaar, 1997	субъективный метод	0.17
Америка	Van Praag and Warnaar, 1997	субъективный метод	0.33
Польша, Греция, Португалия	Van Praag and Warnaar, 1997	субъективный метод	0.5
Россия	Lanjouw et al., 1998	метод Энгеля	0.7
Непал	Pradhan and Ravallion, 2000	субъективный метод	0.47
Джамайка	Pradhan and Ravallion, 2000	субъективный метод	0.84
Россия	Ravallion and Lokshin, 2002	эластичность субъективной и объективной границ бедности	0.4-0.8
Россия	Spryskov, 2004	метод Энгеля	0.83
Австралия	Kakwani and Son, 2005	методы Энгеля и Каквани и Сон	0.6-0.7
Малайзия	Mok, Maclean and Dalziel, 2011	метод Энгеля и Каквани и Сон	0.57-0.93
Узбекистан	Parpiev, 2011	метод Каквани и Сон	0.63
Таджикистан	Betti and Lundgren, 2012	метод Энгеля	0.84

Оценка параметра экономии на масштабе для Пакистана, России, Австралии (нижняя граница) и Малайзии (нижняя граница), а также для Таджикистана была получена методом Энгеля, который предполагает, что доля расходов на продукты питания в общих доходах отражает различия в благосостоянии домохозяйств разного размера и состава. Верхняя граница оценки для Австралии и Малайзии, а также оценки для Узбекистана авторы оценивали с помощью спецификации Н.Каквани и Х.Сон, допускающей, что размеры экономии на масштабе могут варьироваться по разным благам и домохозяйствам. Оценки экономии на масштабе для Непала и Джамайки были получены субъективным методом, при котором самооценка используется в качестве прокси для экономического благосостояния. Результаты исследований, приведенные в Таблице 8, показывают, что величина экономии на масштабе варьируется по странам и зависит от применяемого метода.

Предыдущие исследования по России использовали самый простой метод оценки экономии на масштабе (метод Энгеля), который имеет множество недостатков (Lanjouw et al., 1998; Spryskov, 2004). М.Равалльон и М.Локшин эмпирически оценивают размер экономии, тестируя различные подходы к измерению границ бедности в России (Ravallion and Lokshin, 2002). М.Равалльон и М.Локшин обнаружили, что черта бедности, посчитанная объективным методом, имеет эластичность по размеру в два раза больше, чем при оценивании субъективной границы бедности (0.8

против 0.4 соответственно). Используя данные РМЭЗ за 1994-1998 годы для того, чтобы ответить на вопрос о существовании экономии на размере в потреблении российских домохозяйств, Л.Гэн и В.Вернон подтвердили ее существование, однако не предоставили конкретных оценок параметра экономии на масштабе (Gan, and Vernon, 2003).

### *Методология эмпирического оценивания экономии на масштабе*

Далее мы представим критический обзор существующих методов оценивания экономии на масштабе. Первый метод основан на выводах эмпирических исследований о том, что доля расходов на продукты питания снижается с ростом благосостояния. 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, предполагающее линейную связь между долей расходов на индивидуальные блага и логарифмом общих расходов. П.Ланье и М.Равалльон (1995) модифицировали формулу Уоркинга-Лесера для анализа экономии на масштабе (Lanjouw and Ravallion, 1995):

$$w_i = \alpha + \beta \ln\left(\frac{x_i}{n_i}\right) + \sum_{j=1}^{R-1} \delta_j \eta_{ij} + \mu z_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

где  $w_i$  это доля расходов на продукты питания  $i$ -ого домохозяйства;  $x_i$  общие расходы  $i$ -ого домохозяйства;  $n_i$  – размер  $i$ -ого домохозяйства;  $\eta_{ij}$  – доля членов  $i$ -ого домохозяйства в данной демографической группе  $j$ ;  $R$  – число демографических групп;  $z_i$  – набор характеристик  $i$ -ого домохозяйства, которые влияют на спрос и могут быть связаны с размером семьи,  $\varepsilon_i$  – это ошибка.

Метод Энгеля позволяет напрямую вычислить параметр экономии на масштабе<sup>40</sup> ( $\theta$ ) как разность между единицей и частным от деления коэффициента при размере домохозяйства на коэффициент при подушевых расходах домохозяйства. Скорректированные на эффект масштаба индивидуальные расходы ( $x/n^\theta$ ) отражают благосостояние члена домохозяйства ( $0 \leq \theta \leq 1$ ). Безусловное преимущество метода Энгеля – его простота, поскольку для оценки требуется одно уравнение спроса с долей расходов на продукты питания в общем бюджете в качестве зависимой переменной. Ограничениями данного метода является допущения о постоянстве цен и неизменности потребительских предпочтений при росте дохода. При нарушении этих условий метод Энгеля будет переоценивать размер экономии на масштабе (Lanjouw and Ravallion, 1995). П.Ланье и М.Равалльон показали, что предположение о постоянстве цен не соблюдается, когда крупные домохозяйства могут приобретать покупки в больших количествах по сниженным ценам.

---

<sup>40</sup> П.Ланье и М.Равалльон определяют параметр  $\theta$  как эластичность функции затрат относительно размера домохозяйства.

Предположение о постоянстве предпочтений нарушается, когда продукты питания замещаются общественными благами, цены на которые снижаются в результате роста размера домохозяйства.

А.Дитон и С.Паксон критиковали метод Энгеля за предположение о нулевой эластичности замещения (Deaton and 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. А.Дитон и С.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.

А.Дитон и С.Паксон оценили уравнение (12) 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>41</sup>. Авторы предлагали несколько возможных объяснений этих результатов, начиная от высоких постоянных издержек в потреблении продуктов питания и заканчивая ошибками измерения<sup>42</sup>.

Н.Каквани и Х.Сон критиковали метод Энгеля за вывод об одинаковой для всех благ и домохозяйств экономии на масштабе (Kakwani and Son, 2005). Они предположили, что экономия на масштабе не является постоянной, и определили экономию на масштабе в потреблении  $i$ -ого блага как:

$$\phi_i^* = \varepsilon_i \phi^* + \phi_i \quad (13)$$

где параметр экономии на масштабе в потреблении  $i$ -ого блага ( $\phi_i^*$ ) зависит от общего параметра экономии на масштабе ( $\phi^*$ ) и параметров  $\phi_i$

---

<sup>41</sup> А.Дитон и С.Паксон 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>42</sup> Большой объем экономической литературы был посвящен объяснению результатов А.Дитон и С.Паксон (Gibson, 2002; Gibson and Kim, 2007; Abdulai, 2003; Gan and Vernon, 2003; Vernon, 2005; Parpiev and Yusupov, 2011; Pena, 2012).

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:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln x + \sum_{r=1}^R \gamma_{ir} a_r + \varepsilon_i \quad (14)$$

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

Из уравнения (14):

$$\varepsilon_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}, \quad (15)$$

$$\eta_{ir} = \frac{\gamma_{ir} a_r}{w_i}, \quad (16)$$

Уравнения (15 и 16) 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 метода Энгеля и спецификации, предложенной Н.Каквани и Х.Сон, является измерение благосостояния домохозяйства с помощью прокси<sup>43</sup>. В качестве альтернативного подхода применяется самооценка респондента, которая позволяет измерить благосостояние индивида напрямую. Критика данного метода состоит в том, что самооценка уровня благосостояния скорее отражает латентные психологические факторы, а не экономическое благосостояние индивида (Lokshin and Ravallion, 1999).

Таким образом, не существует единого мнения о том, какой из методов предпочтительней для измерения экономии на масштабе. Различные методики расчета экономии на масштабе имеют как преимущества, так и недостатки. Далее на данных РМЭЗ-ВШЭ за 1994-2011 гг. мы будем оценивать размер экономии на масштабе, используя все основные техники, описанные в этом параграфе.

#### *Эмпирическое оценивание параметров экономии на масштабе в потреблении российских домохозяйств*

Мы начинаем с метода Энгеля и оцениваем уравнение (12). Приложение 2 Таблица 1 представляет описательную статистику используемых переменных. Мы рассматриваем влияние эффекта масштаба на бедность отдельно от влияния эффекта композиции, поскольку эти два понятия имеют «разную природу» (Lanjouw et al., 1998).

---

<sup>43</sup> Доля расходов на продукты питания в методе Энгеля и доля расходов на различные блага в методе Каквани и Сон.

Поскольку расходы домохозяйства подвержены ошибкам измерения, то существует проблема эндогенности, которая может приводить к смещению полученных оценок<sup>44</sup>. Метод инструментальных переменных может быть использован для борьбы со смещением, вызванным ошибками измерения. А.Дитон и С.Паксон использовали подушевой денежный доход домохозяйства как инструмент для подушевых расходов, поскольку доход высоко коррелирован с подушевыми расходами, но измеряется независимо.

Мы следуем подходу А.Дитон и С.Паксон и инструментируем логарифм подушевых расходов логарифмом подушевых доходов<sup>45</sup>. Несмотря на то, что стандартные ошибки доходов также могут включать ошибки измерения, мы полагаем, что ошибки измерения доходов и расходов некоррелированы друг с другом. Наш инструмент оказался высоко значимым в первом шаге ( $p\text{-value} < 0.01$ ).

Оценка параметра экономии на масштабе варьируется от 0.5 в 2005 до 0.7 в 1995 (Рисунок 12). Результаты также показывают отсутствие тренда в динамике экономии на масштабе масштаба. На протяжении всего периода мы можем на 5 процентном уровне значимости отвергнуть

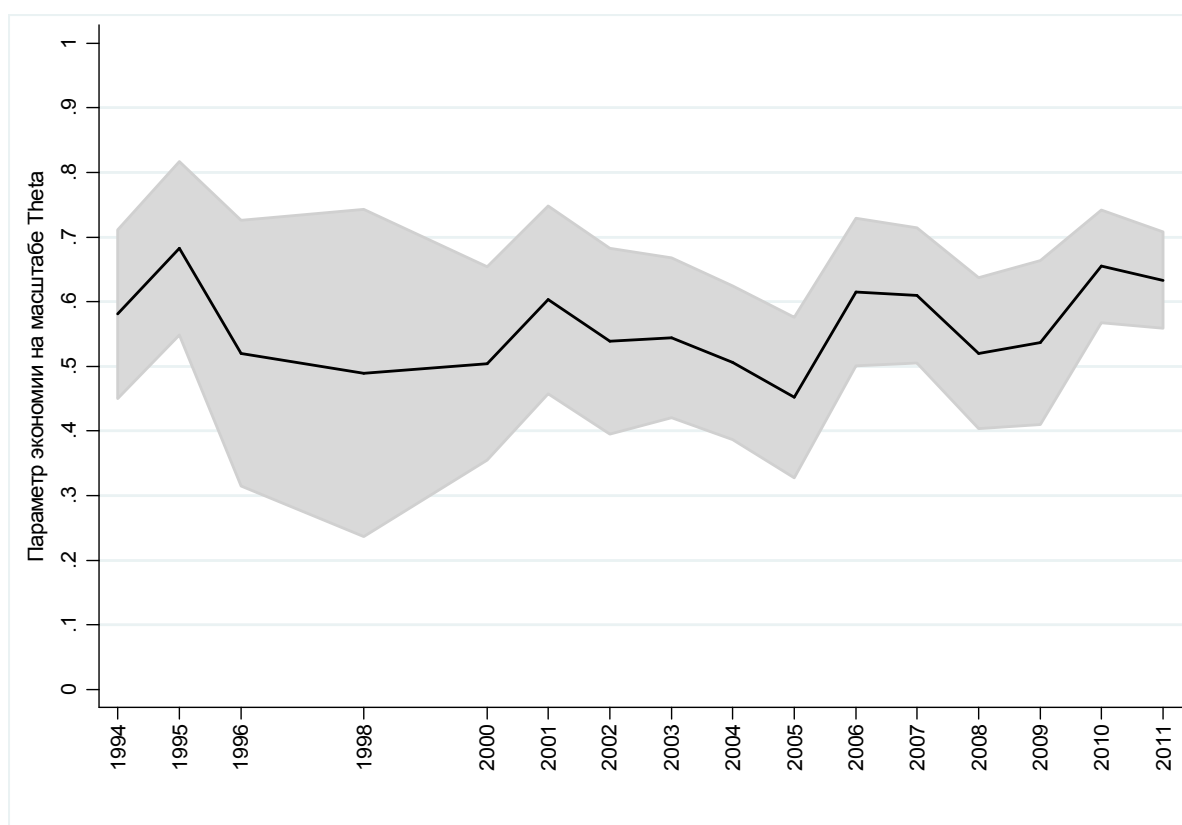
---

<sup>44</sup> От 30 до 60 процентов вариации расходов могут объясняться ошибками измерения (Luttmer, 2000).

<sup>45</sup> При определении денежного дохода домохозяйства по данным РМЭЗ-ВШЭ мы вычитаем денежный эквивалент продуктов питания, произведенных в домашнем хозяйстве.

нулевую гипотезу о том, что  $\theta$  равна единице, в пользу существования статистически значимой экономии на масштабе в потреблении.

Методология оценки экономии на масштабе также страдает от проблемы ненаблюдаемой гетерогенности. Существует множество факторов (например, предпочтения домохозяйства), которые влияют одновременно и на общие расходы, и на долю расходов на питание, что вызывает смещение оценок. Панельные данные РМЭЗ-ВШЭ позволяют проследить за одним и тем же домохозяйством, меняющим состав, и оценить экономию на масштабе, «очищенную» от ненаблюдаемых факторов, постоянных во времени (модель с фиксированными эффектами).



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

Рисунок 12 - Динамика параметра экономии на масштабе ( $\theta$ ) по методу Энгеля (метод инструментальных переменных)

Представляется интересным сравнить результаты, полученные по кросссекционным данным, с результатами, полученными в регрессионной модели с фиксированными эффектами. Мы оценили уравнение (12), используя 16 волн обследования РМЭЗ-ВШЭ с 1994 по 2011 годы, и получили статистически значимую экономию на масштабе, оценка параметра которой равна 0.5. Учитывая высокую степень выбывания домохозяйств из панели, неслучайный отбор в панель будет существенно смещать полученные оценки. Поскольку вероятность домохозяйства остаться в панельном опросе нелинейно возрастает с ростом размера домохозяйства (Абанокова и Локшин, 2014), данный метод будет переоценивать размер экономии на масштабе. Учитывая сильное истощение выборки РМЭЗ-ВШЭ, мы полагаем, что минусы от смещения, вызванного неслучайным отбором в панель, перевешивают плюсы от устранения смещения, вызванного ненаблюдаемой гетерогенностью домохозяйств. Таким образом, первоначальные оценки, полученные с использованием кросссекционных данных РМЭЗ-ВШЭ, являются более предпочтительным результатом.

Далее оцениваем экономию на масштабе по методу Н.Каквани и Х.Сон. Чтобы определить зависимые переменные в уравнении (14), мы

выделили 12 групп расходов: 1) питание дома; 2) питание вне дома<sup>46</sup>; 3) бытовые услуги; 4) одежда и обувь; 5) топливо и газ; 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>47</sup>, система из 11 уравнений оценивается с помощью метода внешне несвязанных регрессий Зельнера (1962), а оценки последнего уравнения выводятся алгебраически (Zellner, 1962). Оценивание уравнений без учета одновременной корреляции ошибок ведет к неэффективности полученных оценок.

Приложение 2 Таблица 2 представляет описательную статистику зависимых переменных. Расходы на продукты питания составляют не менее 40 процентов от общего бюджета российских домохозяйств, вторым по величине идут расходы на оплату жилья (до 15 процентов), остальные группы расходов не превышают 10 процентов. При оценивании общего параметра экономии на масштабе ( $\phi^*$ ) мы предполагаем, что расходы на здравоохранение и образование являются полностью частным благом.

---

<sup>46</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).

<sup>47</sup> Ненаблюдаемые факторы, которые влияют на ошибки одного уравнения, будут влиять и на ошибки другого

Оценки представлены в Таблице 15<sup>48</sup>. Величина параметра  $\phi^*$  варьируется от 0.47 в 1994 до 1.2 в 1996 году. Статистически значимая экономия на масштабе сохраняется для 2005, 2006 и 2011 годов. 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 (питание дома – 0.8 (значим), одежда и обувь – 0.8 (значим) в 2011 году).

Экономия на масштабе также присутствовала в расходах на транспортные услуги и связь (0.6 (значим) в 2011 году), предметы домашней обстановки и электрической и бытовой техники (домашняя мебель – 0.7 (не значим), электроника и бытовая техника – 0.9 (не значим) в 2011 году), а также в расходах на жилье (0.4 (значим) в 2011 году).

---

<sup>48</sup> Чтобы проверить гипотезу о существовании значимой экономии на масштабе, мы следуем подходу Н.Каквани и Х.Сон и вычисляем стандартные ошибки с помощью процедуры бутстрапа. В целях упрощения, мы используем 500 репликаций.

Таблица 15 - Оценка индексов экономии на масштабе по методу Каквани и Сон

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

Прочие	0,018 (0,946)	1,898 (0,907)	2,365 (0,752)	1,061 (0,604)	0,791 (0,738)	2,568 (0,503)	3,088 (0,642)	2,452 (0,524)	3,370 (0,540)	2,058 (0,437)	1,990 (0,390)	2,467 (0,383)	2,465 (0,576)	2,205 (0,408)	2,197 (0,431)	1,392 (0,398)
<b>Общий индекс (<math>\varphi^*</math>)</b>	0,474 (0,336)	1,111 (0,213)	1,221 (0,161)	0,864 (0,138)	0,927 (0,126)	1,050 (0,103)	0,998 (0,095)	0,903 (0,074)	1,151 (0,074)	0,831 (0,070)	0,791 (0,072)	0,930 (0,065)	0,952 (0,060)	0,891 (0,067)	0,956 (0,054)	0,814 (0,057)

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



Далее мы следуем подходу М.Равалльона и М.Локшина и оцениваем 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) (Ravallion and Lokshin, 2002). Мы предполагаем, что субъективная оценка главы домохозяйства<sup>49</sup> отражает благосостояние самого домохозяйства. Большинство домохозяйств (более 70 процентов) находятся 3,4 и 5 ступени в 2011 году. Только около 2 процентов домохозяйств ставят себя на нижние и верхние ступени (Приложение 2 Таблица 3).

Предположим, что экономическое благосостояние  $i$ -ого домохозяйства выражается через непрерывную латентную переменную  $w_i$ , которая определяется наблюдаемыми характеристиками  $X$ :

- характеристиками главы домохозяйства: возраст, пол, семейное положение, занятость, образование и состояние здоровья;
- характеристиками домохозяйства: подушевые расходы, размер и состав домохозяйства по полу и возрасту, доля занятых членов в домохозяйстве, владение активами (квадратными метрами) и предметами длительного пользования (машиной,

---

<sup>49</sup> Под главой домохозяйства мы понимаем члена домохозяйства с максимальным индивидуальным доходом. В случае, когда доходы членов домохозяйства равны, главой домохозяйства становится референтный член домохозяйства.

холодильником, морозильником, стиральной машиной и телевизором;

- географические характеристиками,

и некоторыми ненаблюдаемыми факторами  $\varepsilon$ :

$$w_i = \beta' X_i + \varepsilon_i \quad (17)$$

Вместо  $w_i$  мы наблюдаем порядковую категориальную переменную  $C_i$ , которая измеряется в  $K$  категориях (где  $k=1..7$ ) со строго возрастающими границами  $ck_i$ , специфичными для каждого домохозяйства.

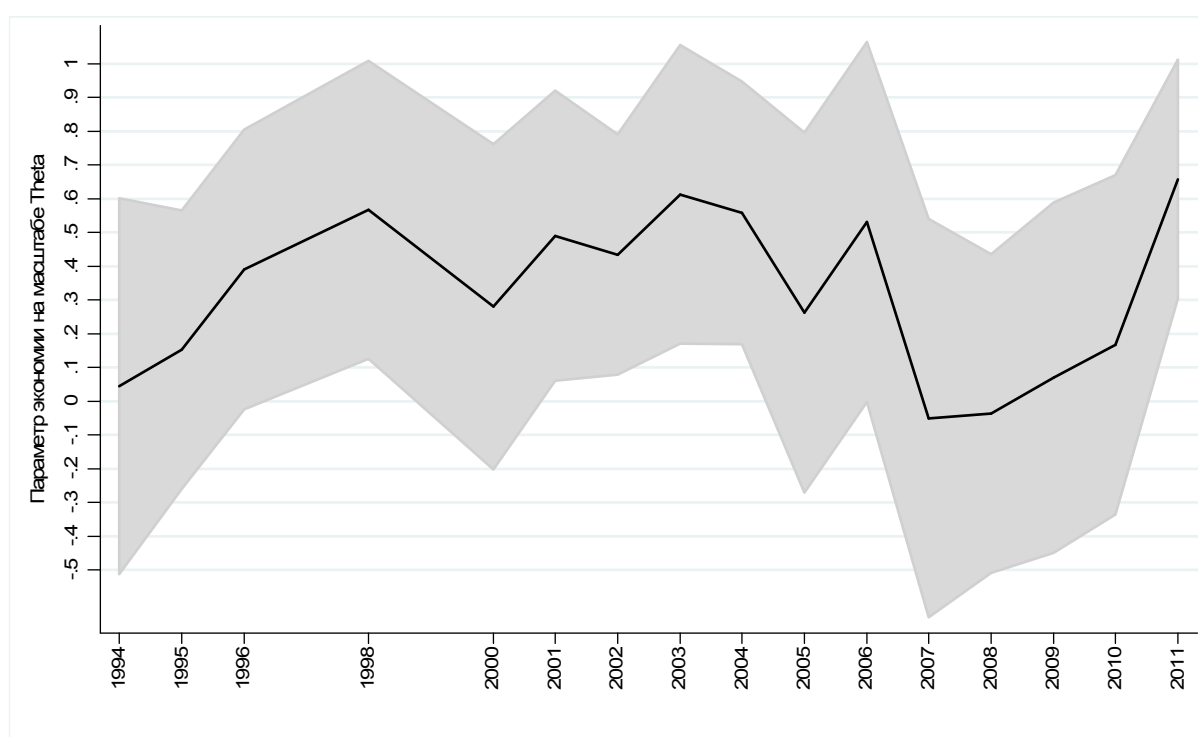
Это позволяет сравнить благосостояние разных домохозяйств как

$$C_i = \begin{cases} 1 \cdot if \cdot w_i < c_{1i}; \\ 2 \cdot if \cdot c_{1i} < w_i < c_{2i}; \\ 3 \cdot if \cdot c_{2i} < w_i < c_{3i}; \\ ..... \end{cases} \quad (18)$$

Используя субъективную оценку в качестве зависимой переменной, мы можем оценить модель с латентной переменной с помощью порядкового пробита, если ошибки в уравнении (17) независимо и одинаково распределены (*iid*), а также нормально распределены.

Приложение 2 Таблица 3 представляет описательную статистику переменных, используемых при оценке эффекта масштаба субъективным методом. Величина параметра экономии на масштабе варьируется от -0.1 в 2008 до 0.7 в 2011 году (Рисунок 13). 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 свой уровень благосостояния. Результаты согласуются с работами М.Равалльона, М.Локшина и Ю.Такедой, которые на данных РМЭЗ-ВШЭ обнаружили большую экономию на масштабе при оценке субъективным методом по сравнению с объективными методами (Ravallion and Lokshin, 2002; Takeda, 2010).



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

Рисунок 13- Динамика параметра экономии на масштабе ( $\theta$ ), полученного субъективным методом обследования (порядковый пробит)

Высокая волатильность субъективных оценок во времени может объясняться корреляцией переменной размера домохозяйства с другими неучтенными факторами, которые также могут влиять на субъективную оценку.

Таким образом, вне зависимости от методов оценивания, мы получили значительную экономию на масштабе в потреблении российских домохозяйств. Размеры экономии на масштабе в потреблении российских домохозяйств варьируются от 0,6 до 0,8 в 2011. Подобная экономия позволяет крупным домохозяйствам снижать подушевые расходы на 20-40 процентов без ущерба для уровня благосостояния.

Согласно А.Дитон и С.Паксон со временем можно ожидать появление большего числа субституты продуктов питания. Это должно приводить к росту общей экономии на масштабе (и снижению  $\theta$ ) в потреблении домохозяйств. Однако мы не обнаружили четкого тренда в динамике показателей экономии на масштабе на протяжении 1994-2011 годов.

Учитывая, что существует значительная экономия на масштабе вне зависимости от применяемых методов (0.6-0.8 в 2011 году<sup>50</sup>), мы показываем, как коррекция индивидуального благосостояния на размер

---

<sup>50</sup> Оценки получены с использованием описанных выше методов определения экономии на масштабе на репрезентативных данных РМЭЗ-ВШЭ в 2011 году

домохозяйства может влиять на уровень и профили бедности на примере данных за 2011 год.

#### ***4.2 Влияние эффекта масштаба на уровень и профиль бедности в России***

Исследования по разным странам подтверждают существование значимого влияния экономии на масштабе на бедность. П.Ланье и М.Равалльон обнаружили, что существование эффекта масштаба ведет к исчезновению положительной связи между размером домохозяйства и уровнем бедности в Пакистане (Lanjouw and 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 and Srinivasan, 1997; Lanjouw et al., 1998).

Отрицательное влияние экономии на масштабе на уровень бедности подтвердилось более поздними исследованиями по многим развивающимся странам. Дж.Минакаши и Р.Рэй 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 and Rayb, 2000).

Т.Мок, Дж.Маклин и П.Дэйзил показали, что для низкодоходных групп населения Малайзии использование официального подхода<sup>51</sup> при измерении бедности переоценивает бедность крупных домохозяйств и завышает общий уровень бедности в стране (Mok et al., 2011). Анализируя влияние денежных переводов мигрантов на бедность в Таджикистане, Дж.Бети и Л.Ландгрэн не только подтвердили факт снижения уровня бедности при коррекции благосостояния на эффект масштаба, но и выявили, что с ростом размера домохозяйства повышается вероятность его выхода из бедности (Betti and Lundgren, 2012).

Многие исследования, посвященные проблеме бедности в России, не учитывают экономию на масштабе в потреблении домохозяйств, используя подушечные доходы/расходы как индикатор индивидуального благосостояния<sup>52</sup>. Официальная методология определения уровня бедности также основана на подушечном подходе, который не отражает эффект масштаба в потреблении домохозяйств<sup>53</sup>.

Необходимость коррекции индивидуального благосостояния на размер домохозяйств при измерении бедности в России осознавалась давно, однако эмпирических работ по российским данным оставалось немного. Б.Попкин, М.Можина и А.Батуринов сконструировали границу

---

<sup>51</sup> Официальная методология измерения бедности в Малайзии учитывала экономию на масштабе только в расходах на жилье.

<sup>52</sup> Обзор литературы в работе И.Денисовой (Denisova, 2012)

<sup>53</sup> Подробный обзор развития официальной методологии измерения бедности с 1990-х годов до наших дней приведен в работе Л.Овчаровой, С.Бирюковой, Д.Поповой и Е.Варданяна (Овчарова и соавторы, 2014)

бедности для 1991 года, которую в дальнейшем использовали Т.Мроз и Б.Попкин при анализе бедности в России. По данным РМЭЗ-ВШЭ за 1992 и 1993 годы Т.Мроз и Б.Попкин обнаружили значительный рост уровня бедности в семьях с тремя и более детьми (Popkin et al., 1992; Mroz and 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, П.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). Л.Овчарова и соавторы (1998) на данных обследования домохозяйств Волгоградской области за 1997 год показали, что применение эквивалентных шкал снизило уровень бедности крупных домохозяйств на 20 процентов по сравнению с данными официальной статистики (Ovcharova et al., 1999). Шкалы эквивалентности, используемые авторами, позволили скорректировать благосостояние домохозяйств в соответствии с их размером, учитывая, таким образом, эффект экономии на масштабе.

Исследуя основные факторы хронической бедности по данным РМЭЗ-ВШЭ за 1994-2000 годы, Д.Спрысков обнаружил снижение уровня

бедности на 3-7 процентов при учете эффекта масштаба (Spryskov, 2003). Анализируя субъективные шкалы эквивалентности на данных РМЭЗ-ВШЭ за 1994 и 2002 годы, Ю.Такеда сделала вывод о завышении официального уровня бедности (Takeda, 2010). Предложенная автором шкала не учитывала экономию, связанную с ростом размера домохозяйства.

Далее 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.

#### *Оценка последствий учета эффекта масштаба при измерении бедности на примере 2011 года*

Для анализа бедности мы используем подушевые расходы, которые затем корректируем с учетом полученных оценок экономии на масштабе (0.6-0.8 в 2011 году).

Официальной границей бедности в России является прожиточный минимум, который определяется на основе минимальной потребительской корзины, состоящей из продуктовой и непродуктовой частей. Продуктовая и непродуктовая части рассчитываются исходя норм потребления продуктов питания и непродовольственных товаров для разных социально-демографических групп, а также для разных условий проживания.

Средний прожиточный минимум в 2011 году был равен 6369 рублей. Прожиточный минимум ребенка до 18 лет составил 0,9, а прожиточный



минимум пенсионера составил 0,7 от прожиточного минимума взрослого члена домохозяйства. Таким образом, официальная граница бедности учитывает структуру домохозяйства исходя из различий в потреблении членов домохозяйств разного возраста, но не отражает экономию, возникающую в результате роста размера домохозяйства.

Мы используем общую для всех регионов черту бедности, скорректированную с учетом возраста членов домохозяйства, в 2011 году<sup>54</sup>. Уровень бедности определяется как доля индивидов, чьи расходы находятся ниже прожиточного минимума.

Применение полученных параметров экономии на масштабе ведет к резкому сокращению общего уровня бедности (Таблица 16). В частности, мы видим снижение уровня бедности на 11 пп. в результате коррекции подушевых расходов по шкале 0.6 и на 6.4 пп. в результате коррекции по шкале 0.8.

Таблица 16 - Уровень бедности в 2011 году (% индивидов) в зависимости от способа измерения индивидуального благосостояния

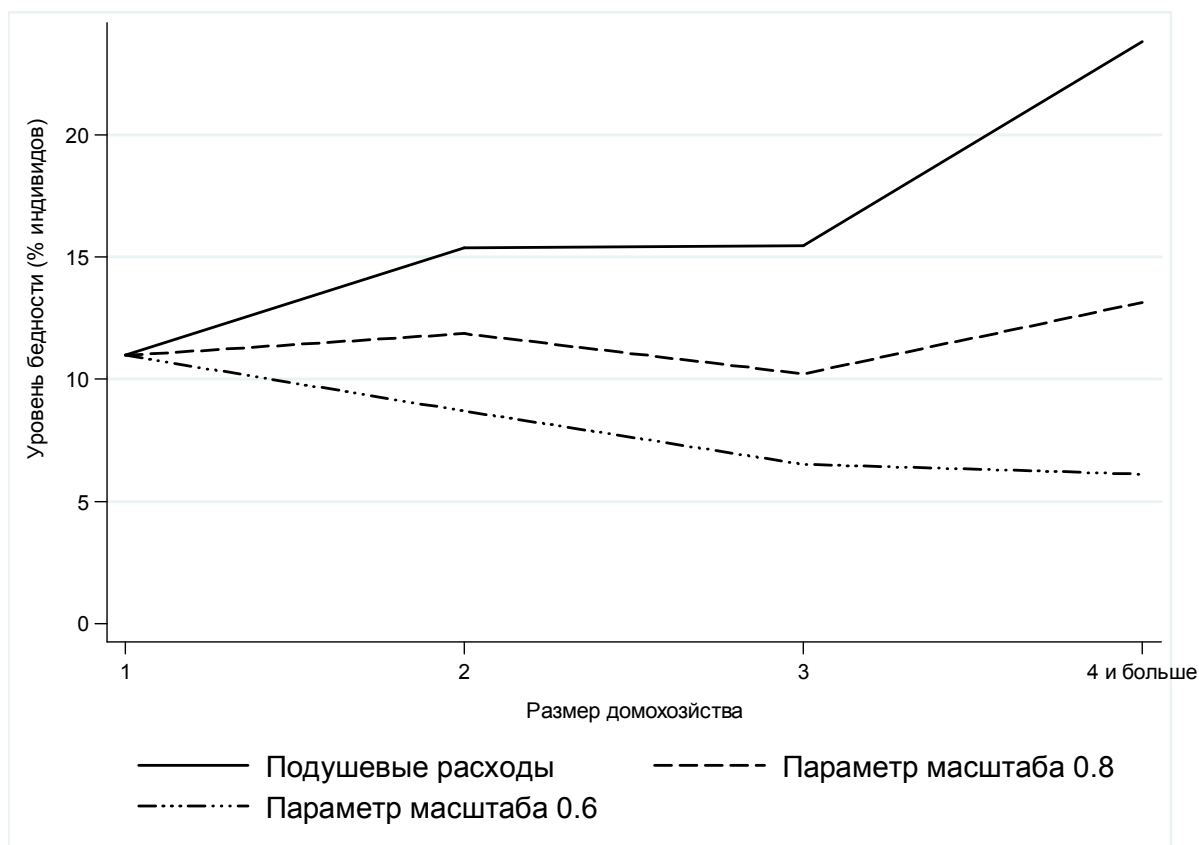
Подушевые расходы	Размер экономии на масштабе	
	<i>Шкала=0.8</i>	<i>Шкала=0.6</i>
18,4	12	7,4

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

<sup>54</sup> Если использовать региональные линии бедности, то уровень бедности существенно не изменится

Мы также обнаружили, что уровень бедности крупных домохозяйств, скорректированный на эффект масштаба, оказывается значительно ниже по сравнению с официальным подходом. Уровень бедности, в домохозяйствах, состоящих из трех человек, составил 15,5%, а в домохозяйствах, состоящих из четырех и более человек, составил 24%, если не корректировать подушевые расходы на эффект масштаба. В случае коррекции меры благосостояния, уровень бедности домохозяйств, состоящих из трех человек, находится в пределах 6,5-10%, а уровень бедности домохозяйств, состоящих из четырех и более человек, находится в пределах 6-13%. Положительная корреляция между уровнем бедности и размером домохозяйства исчезает и даже становится отрицательной, когда используются различные шкалы (Рисунок 14).

Исследования российской бедности показывают, что семьи с детьми являются наиболее подверженным риску бедности. Причем существует положительная корреляция между риском бедности и числом детей в домохозяйстве (Овчарова и Попова, 2005; Овчарова, 2014). Мы применяем полученные коэффициенты экономии на масштабе для коррекции уровня бедности домохозяйств с детьми (Рисунок 15).

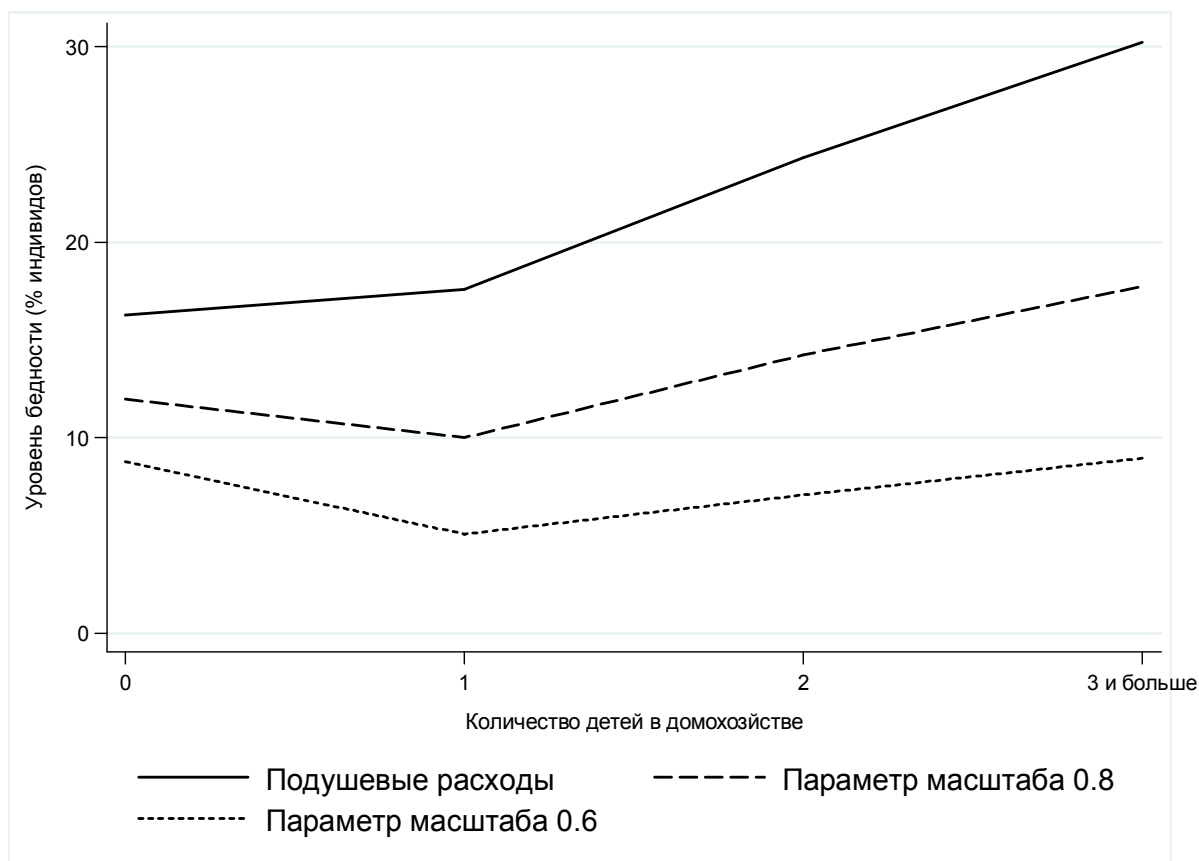


Примечание: Оценки взвешены с учетом веса и размера домохозяйств

Рисунок 14 - Профиль бедности по размеру домохозяйств, 2011

Как и в случае с размером домохозяйства, уровень бедности, измеренный без учета коррекции на эффект масштаба, растет с увеличением числа детей в домохозяйстве (от 16% в домохозяйствах без детей до 24% в домохозяйствах с 3 и более детьми). Коррекция на экономию от размера не меняет общей картины, но кривая становится более пологой по мере роста количества детей. Уровень бедности в домохозяйствах с 2 и более детьми снижается на 40-70%, если корректировать расходы с учетом эффекта масштаба. 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.



Примечание: Оценки взвешены с учетом веса и размера домохозяйств

Рисунок 15 - Профиль бедности по числу детей в домохозяйстве, 2011

Суммируя полученные результаты, можно с уверенностью говорить о существовании значительной экономии на масштабе в потреблении российских домохозяйств, которая дает возможность крупным домохозяйствам снижать свои издержки без ущерба для уровня жизни. Результаты исследования также демонстрируют, что официальные оценки

бедности являются чувствительными к применению параметров экономии на масштабе, а именно:

- Коррекция благосостояния на эффект масштаба снижает общий уровень бедности на величину до 11 п.п.;
- Отсутствие коррекции на эффект масштаба приводит к завышению уровня бедности крупных домохозяйств и домохозяйств с детьми;
- При использовании различных шкал масштаба положительная корреляция между уровнем бедности и размером домохозяйств исчезает и даже становится отрицательной;
- При коррекции на эффект масштаба бездетные домохозяйства попадают в категорию бедных чаще, чем индивиды в домохозяйствах с одним ребенком;

Таким образом, экономия в потреблении российских домохозяйств значительно меняет уровень и профиль бедности по сравнению с официальным подходом.

Краткие итоги выполненного диссертационного исследования, а также возможности использования результатов диссертационного исследования в целях улучшения качества и уровня жизни российских домохозяйств приведены в Заключение.

## **Заключение**

Основная задача данного диссертационного исследования — оценка влияния снижения уровня жизни, вызванного макроэкономическими шоками, на экономическое поведение домохозяйств с точки зрения изменения их структуры. Эта задача была сформулирована в рамках поиска ответа на вопрос: является ли изменение структуры российских домохозяйств стратегией преодоления экономических шоков?

Исследование начинается с обсуждения экономических мотивов принятия решения домохозяйством об изменении своей структуры. Домохозяйство определяется как рациональный агент, взвешивающий выгоды и издержки от совместного проживания в домохозяйстве. Далее моделируется процесс принятия решения в домохозяйстве, которое сталкивается с непредвиденным снижением уровня благосостояния. Предполагается, что индивид выбирает между получением выгод от экономии на масштабе и от специализации на домашнем труде внутри домохозяйства и сохранением индивидуального потребления. Поскольку совместное проживание позволяет достигать большего индивидуального потребления благодаря экономии на масштабе в производстве и потреблении благ, а также благодаря разделению труда в домохозяйстве, сглаживание потребления в периоды кризиса достигается за счет отказа от индивидуального потребления, что приводит к увеличению размеров домохозяйства.

Анализ существующих эмпирических исследований по разным странам подтверждает, что негативные экономические изменения вызывают трансформацию структуры домохозяйств, приводя к увеличению их размера. На настоящий момент получены доказательства для США, ряда стран Европы (Италии, Испании, Греции и Португалии, Франции и Германии) и некоторых развивающихся стран (Индии, Индонезии, Никарагуа). Анализ отечественной литературы говорит о том, что существует пробел в исследованиях, посвященных анализу структуры домохозяйства как адаптационному механизму.

Следующим шагом стало изучение характеристик российских домохозяйств, подверженных риску изменения структуры, на данных РМЭЗ-ВШЭ. Результаты показали, что от 15 до 20% российских домохозяйств увеличились в размерах после кризисов 1998 и 2008 годов за счет объединения со взрослыми индивидами. Для большинства домохозяйств этот рост произошел за счет увеличения размера домохозяйства на одного индивида. Статистический анализ показал, что супружеские пары и неполные домохозяйства с детьми менее вероятно будут увеличиваться в размерах, тогда как расширенные домохозяйства являются наименее стабильными с точки зрения изменения структуры. По результатам статистического анализа также можно говорить о существовании стратегии, в которой оба родителя, занятые на рынке труда, привлекают пожилых родственников, возможно, для ухода за детьми. Это

позволяет родителям реализовать свой человеческий капитал на рынке труда, а пожилым людям снизить риски отсутствия дохода, перераспределив их между всеми членами домохозяйства.

Основными проблемами, с которыми сталкиваются исследователи в процессе анализа, являются измерение влияния экономического шока и его эндогенность по отношению к структуре домохозяйства. В данном исследовании разработана собственная методология измерения экономического шока, которая позволяет отделить влияние кризиса от других факторов, действующих в это время. С помощью эконометрических методов определяется гипотетический уровень расходов, который имело бы каждое домохозяйство в отсутствие кризиса, и формируется контрольная группа для каждого домохозяйства, сопоставимая по наблюдаемым и ненаблюдаемым характеристикам. Разница в уровне благосостояния этих двух групп позволяет оценить чистый эффект экономического шока. Проблема эндогенности экономического шока решается с помощью метода инструментальных переменных. Эмпирические оценки, полученные в результате исследования, доказывают, что домохозяйства, которые испытали снижение доходов после 1998 и 2008 кризисов более вероятно увеличатся в размерах за счет объединения со взрослыми индивидами по сравнению с теми домохозяйствами, чей доход остался неизменным или вырос.



Полученные оценки сохраняют свою значимость в ходе проверки на устойчивость с использованием альтернативных спецификаций.

Таким образом, меры, которые помогли бы домохозяйствам реализовать собственные стратегии преодоления сильных колебаний дохода за счет объединения в более крупные домохозяйства, будут являться эффективными в плане улучшения уровня и качества жизни. В качестве мер, способствующих повышению уровня благосостояния населения, предлагается рекомендовать

- упрощение процедур, связанных с получением медицинского страхования для людей, меняющих место жительства,
- создание рынка доступного арендного жилья;
- улучшение информационных услуг для лиц, желающих сдать в аренду жилья,
- развитие программ временной и частичной занятости.

Для оценки экономических последствий изменения издержек проживания в результате изменения структуры домохозяйств, были рассчитаны параметры экономии на масштабе. Получены доказательства существования значительной экономии на масштабе в потреблении российских домохозяйств, которая дает возможность крупным домохозяйствам снижать свои издержки без ущерба для уровня жизни.

Выявленная экономия в потреблении российских домохозяйств значительно меняет уровень и профиль бедности по сравнению с официальным подходом. В исследовании показано, что официальные оценки общего уровня бедности и уровня бедности крупных домохозяйств и домохозяйств с детьми являются завышенными. Коррекция на эффект масштаба снижает общий уровень бедности на величину до 11 пп., уровень бедности крупных домохозяйств на величину до 10 пп., а уровень бедности домохозяйств с детьми на величину до 15 пп. Более того, при использовании различных шкал масштаба положительная корреляция между уровнем бедности и размером домохозяйств исчезает и даже становится отрицательной. Результаты подтверждают, что существует положительная корреляция между риском бедности и числом детей в домохозяйстве (Овчарова и Попова, 2005; Овчарова, 2014), однако разница между уровнями бедности в домохозяйствах с разным количеством детей снижается с ростом эффекта масштаба.

Результаты исследования также ставят под вопрос эффективность официальной политики поддержки групп домохозяйств, особенно подверженных риску бедности. До сих пор семьи с детьми считались основной группой риска<sup>55</sup>. Эквивалирование доходов не только приводит к значительному снижению уровня бедности крупных домохозяйств и

---

<sup>55</sup> В.Путин в своей статье "Строительство справедливости. Социальная политика для России" обозначил проблему помощи семьям с детьми как первоочередную для социальной политики (РИА новости 15.02.2012)  
<http://ria.ru/analitics/20120215/566332208.html>

домохозяйств с детьми, но и к росту бедности бездетных домохозяйств. При коррекции на эффект масштаба бездетные домохозяйства попадают в категорию бедных чаще, чем домохозяйства с одним ребенком.

Полученные результаты имеют большое значение для диагностики уровня бедности и выработки мер социальной политики. Адресные программы социальной защиты, направленные на поддержку бедных слоев населения, могут быть недостаточно эффективными, поскольку они переоценивают уровень бедности крупных домохозяйств и домохозяйств с детьми. По разным оценкам специалистов, примерно половина бедных не имеет никакого доступа к адресным программам социальной поддержки в связи с неточной оценкой нуждаемости<sup>56</sup>. Точное определение категории бедных домохозяйств и отделение ее от категории небедных позволит повысить адресность социальной помощи и сосредоточить ресурсы на наиболее нуждающихся группах населения. Полученные в данном исследовании результаты являются серьезным аргументом в пользу использования коэффициентов экономии на масштабе в диагностике уровня и структуры бедности в России для более точной оценки нуждаемости домохозяйств.

Дальнейшее изучение вопроса о том, как домохозяйства реагируют на негативные экономические шоки, может быть дополнено

---

<sup>56</sup> “Адресная социальная помощь — только для реальных бедных” *заведующий лабораторией бюджетного федерализма ИЭП им. Е.Т. Гайдара* В.Назаров (2012) <http://ecpol.iep.ru/2012-04-05-13-44-31/2012-04-05-13-44-50/131-adresnaya-sotsialnaya-pomoshch-tolko-dlya-realnykh-bednykh.html>

использованием уравнения Эйлера или измерением эластичности спроса на продуктовые и непродуктовые потребительские товары, жилищные услуги и сбережения в ответ на изменение дохода, исследованием альтернативных издержек сжатия частного пространства.

Дальнейшее развитие диссертационной работы может включать исследование влияния изменений относительных цен потребительских товаров и жилищных услуг. Например, в 1998 году, относительные цены на импортные потребительские товары выросли, тогда как цены на жилье сильно не изменились. Стремительный рост цен на импортные товары привел к росту спроса на труд в импорто-замещающих секторах экономики, включая внутренний сельскохозяйственный сектор экономики. Использование детальных индексов потребительских цен фиксированного набора товаров и услуг, индексов цен на рынке жилья, а также показателей предложения субсидируемого жилья, может значительно дополнить существующий анализ.

Индивидуальный выбор способа проживания может также объясняться возможностями местного рынка труда и доступом к рабочим местам. В дальнейшем можно расширить работу, добавив в качестве независимых переменных характеристики местного рынка труда – средний уровень безработицы в регионе. Это позволит отделить решения, принимаемые домохозяйствами о совместном/раздельном проживании, вследствие реакции на изменение экономической ситуации на рынке

труда, от решений, вызванных желанием разделять жилищное пространство.

## Список литературы

1. Абанокова К., Локшин М. (2014), Укрупнение размера как механизм адаптации домохозяйств к кризису // Экономический журнал Высшей школы экономики. 18(1), 80-101
2. Вишневский А. (ред.) «Население России 2012» /20-й ежегодный демографический доклад М: Изд. дом Высшей школы экономики, 2014
3. Гимпельсон В., Капелюшников Р. (ред.) Заработная плата в России: эволюция и дифференциация. Москва: НИУ ВШЭ, 2007
4. Головляница Е., «Роль социально-психологических факторов в репродуктивных намерениях» / Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе, под ред. Т.М. Малевой, О.В.Синявской, НИСП, 2007
5. Захаров С., «Трансформация брачно-партнерских отношений в России: «золотой век» традиционного брака близится к закату?» / Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе, под ред. Т. Малевой, О. Синявской, НИСП, 2007
6. Малева Т., Синявская О. (2006), Социально-экономические факторы рождаемости в России: эмпирические измерения и вызовы социальной политике // SPERO,5, 70–97.
7. Малева Т., Синявская О., «Социально-экономические факторы рождаемости в России: эмпирические измерения и вызовы социальной политики» / Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе, под ред. Т.М. Малевой, О.В.Синявской, НИСП, 2007
8. Овчарова Л., (2014), Глава 4. Доходы, неравенство, бедность: вызовы в условиях неопределенности // В кн.: Доклад о человеческом развитии в Российской Федерации "Человеческое развитие в условиях экономической неустойчивости" / Под общ. ред.: Л. М. Григорьев, С. Н. Бобылев. М.: Аналитический центр при Правительстве Российской Федерации, 63-83.
9. Овчарова Л., Бирюкова С., Попова Д., Варданян Е., Уровень и профиль бедности в России: от 1990-х годов до наших дней – М: НИУ ВШЭ, 2014

10. Овчарова Л., Турунцев Е., Корчагина И. (1998), Бедность где порог? (альтернативные оценки уровня малообеспеченности) // Вопросы экономики, 2.
11. Овчарова Л., Попова Д. (2005), «Детская бедность в России. Тревожные тенденции и выбор стратегических действий»/ ЮНИСЕФ
12. Прокофьева Л. «Домохозяйство и семья: особенности структуры населения в России» / Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе, под ред. Т.М. Малевой, О.В.Синявской, НИСП 2007
13. Рощин С., Рощина Я. (2007), Заключение и расторжение брака в современной России: микроэкономический анализ // Мир России, 4
14. Рощина Я., Черкасова А. (2009), Дифференциация факторов рождаемости для различных социально-экономических категорий российских женщин // SPERO. № 10 С. 159-180
15. Рощина Я., Бойков А. (2005), Факторы фертильности в современной России // Российский консорциум экономических исследований и образования. Серия «Научные доклады» WP № 05/04
16. Синявская О., Захаров С., Карцева М., «Поведение женщины на рынке труда и деторождение в современной России» / Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе, под ред. Т.М. Малевой, О.В.Синявской, НИСП 2007
17. Синявская О., Тындик А. (2009), Рождаемость в современной России: от планов к действиям? // SPERO, № 5 С. 131–158
18. Aassve A., Billari F.C., Mazzucco S., Ongaro F. (2002) Leaving home: a comparative analysis of ECHP data // Journal of European Social Policy, 12/4, 259-275
19. Abdulai A. (2003), Economies of scale and the demand for food in Switzerland: Parametric and non-parametric analysis // Journal of Agricultural Economics, 54(2), 247-267.
20. Alvi E., Dendir S. (2009), Private transfers, informal loans and risk sharing among poor urban households in Ethiopia // Journal of Development Studies, 45/8, 1325-1343
21. Barten A. (1964), Family composition, prices and expenditure patterns. In P.E. Hart, G. Mills & J.K. Whitaker (Eds.), Econometric Analysis for National Economic Planning, London: Butterworths.

22. Betti G., Lundgren L., (2012), The impact of remittances and equivalence scales on poverty in Tajikistan // *Central Asian Survey*, 31(4), 395-408
23. Bramlett M.D., Blumberg S.J. (2007), Family Structure And Children's Physical And Mental Health // *Health Affairs*, 26(2)
24. Burch T.K., Matthews B.J. (1987), Household formation in developed societies // *Population and Development Review*, 13(3), 495-511
25. Deaton A. S., Paxson C. (1998), Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food // *The Journal of Political Economy*, 106, 897–930.
26. 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>
27. Dreze J., Srinivasan, P.V. (1997), Widowhood and poverty in rural India: Some inferences from household survey data // *Journal of Development Economics*, 54, 217-234
28. 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,
29. Ermisch J. (1999), Prices, Parents and Young People's Household Formation // *Journal of Urban Economics*, 45/1, 47–71
30. Ermisch J. (1991), Lone Parenthood: an Economic Analysis / Occasional Papers (National Institute of Economic and Social Research) No.44
31. Fafchamps M., Lund S. (2003), Risk sharing networks in rural Philippines // *Journal of Development Economics*, 71, 261–287
32. Fafchamps M., Gubert F. (2007), The formation of risk sharing networks // *Journal of Development Economics*, 83/2, 326-350.
33. Fertig M., Tamm M. (2007), Always Poor or Never Poor and Nothing in Between? Duration of Child Poverty in Germany// IZA DP No. 2645
34. Fine J., Gray R., (1999), A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk // *Journal of the American Statistical Association*. 94, 496–509.
35. Foster A. (1993), Household partition in rural Bangladesh // *Population Studies*, 47, 97 – 114.



36. Foster A., Rosenzweig M. (2002), Household division and rural economic growth // *Review of Economic Studies*, 69, 839 – 869.
37. Frankenberg E., Smith J.P., Thomas D. (2003), Economic Shocks, Wealth, and Welfare // *Journal of Human Resources*, 38/2, 280-321.
38. Friebe G., Guriev S. Attaching workers through in-kind payments: Theory and evidence from Russia // *World Bank Economic Review*, 2005, 19/2, pp. 175–202.
39. 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), 1361-1377.
40. Gerry C.J., Li C.A. (2010), Consumption smoothing and vulnerability in Russia // *Applied Economics*, 42, 1995-2007
41. 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), 341-359.
42. 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), 473-489.
43. Gindling T. H., Oviedo L. (2008), Single Mothers and Poverty in Costa Rica// IZA DP No. 3286
44. Glewwe P., Hall G. (1998), Are some groups more vulnerable to macroeconomic shocks than others? Hypothesis tests based on panel data from Peru // *Journal of Development Economics*, 56, 181–206
45. Guyer J., Peters P.E. (1987), Conceptualising the household // *Development and Change*, 18(2), 197-214
46. Haider S.J., McGarry K. (2006), “Recent Trends in Income Sharing among the Poor.” In *Working and Poor: How Economic and Policy Changes Are Affecting Low-Wage Workers* (eds., Blank R., Danziger S., and Schoeni R.), New York: Russell Sage Press.
47. Heltberg R., Lund N. (2009), Shocks, Coping, and Outcomes for Pakistan’s Poor: Health Risks Predominate // *Journal of Development Studies*, 45/6, 889-910
48. Hofferth S.L., Goldscheider F. (2010), Family structure and the transition to early parenthood// *Demography*, 47(2)

49. Houthakker H. S. (1957), An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Centenary of Engel's Law // *Econometrica*, 25(4), 532-551
50. Kakwani N, Son H.H. (2005), Economies of scale in household consumption: With application to Australia / *Australian Economic Papers*, 44(2), 134-148.
51. Kanbur R., Calvo C.M., Das Gupta M., Grootaert C., Kwakwa V., Lustig N. (2001), World development report 2000/2001: attacking poverty / World development report. Washington, DC: World Bank Group. <http://documents.worldbank.org/curated/en/2000/01/7847266/world-development-report-20002001-attacking-poverty>
52. Kaplan G. (2009), Boomerang Kids: Labor Market Dynamics and Moving Back Home / Working Paper No.675, Research Department, Federal Reserve Bank of Minneapolis
53. Kaplan G. (2010), Moving Back Home: Insurance Against Labor Market Risk / Working Paper No.677, Research Department, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
54. Karlsson S., Borell K. (2002), Intimacy and autonomy, gender and ageing: Living apart together // *Ageing International*, 27/4, 11–26
55. Kasy M., Ramos-Chaves A. (2014), The Impact of Changing Family Structures on the Income Distribution among Costa Rican Women 1993–2009 // *Feminist Economics*, 20(2)
56. 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
57. Lanjouw P., Ravallion M., (1995), Poverty and Household Size // *The Economic Journal*, 105(433), 1415-1434
58. Lazear E.P., Michael R.T. (1980), Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income // *American Economic Review*, 70(1), 91-107.
59. Lee J.J., Sawada Y. (2010), Precautionary saving under liquidity constraints: Evidence from rural Pakistan // *Journal of Development Economics*, 91/1, 77-86
60. Lee K.Ok, Painter G. (2013), What happens to household formation in a recession? // *Journal of Urban Economics*, 76, 93–109

61. Lerman R. I.(1996), The Impact of the Changing US Family Structure on Child Poverty and Income Inequality // *Economica New Series*, 63(250), Supplement: Economic Policy and Income Distribution, S119-S139
62. 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): 559-591
63. Lokshin M., Ravallion M. (1999) Identifying welfare effects from subjective questions / World Bank working paper
64. Lokshin M., Harris K. Popkin B. (2000), Single mothers in Russia: Household strategies for coping with poverty // *World Development*, 28/12, 2183-2198.
65. Lokshin M., Yemtsov R. (2001), Household strategies for coping with poverty and social exclusion in post-crisis Russia / *The World Bank Policy Research Working Paper Series*, No.2556
66. Lusardi A., Schneider D.J., Tufano P. (2011), Financially Fragile Households: Evidence and Implications / NBER Working Paper No. 17072
67. Luttmer E. (2000), *Measuring Poverty Dynamics and Inequality in Transition Economies: Disentangling Real Events from Noisy Data*, Washington, DC: World Bank.
68. Marks N.F., Lambert J.D. (1998), Marital Status Continuity and Change among Young and Midlife Adults: Longitudinal Effects on Psychological Well-being // *Journal of Family Issues*, 19
69. 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>
70. McGarry K., Schoeni R.F. (1998), Social Security, Economic Growth, and the Rise in Independence of Elderly Widows in the 20th Century / NBER Working Papers 6511, National Bureau of Economic Research, Inc.
71. Meenakshi J.V., Rayb R., (2002), Impact of household size and family composition on poverty in rural India // *Journal of Policy Modeling* 24, 539–559

72. Mingione E. (1987), Urban survival strategies, family structure and informal practices. In: M.P. Smith and J.R. Foggin, *The capitalist city: global restructuring and community politics*. Oxford: Basil Blackwood Ltd.: 297-322
73. Mok T.P., Maclean G, Dalziel P., (2011), Household Size Economies: Malaysian Evidence // *Economic Analysis and Policy*, 41(2)
74. Mroz T.A., Popkin B. M. (1995), Poverty and the Economic Transition in the Russian Federation
75. Mykyta L., Macartney S. 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)
76. Nelson J.A. (1988), Household Economies of Scale in Consumption: Theory and Evidence // *Econometrica*, 56/6, 1301-1314
77. Notten G., Crombrugghe D.D. (2012), Consumption smoothing in Russia // *Economics of Transition*, 20/3, 481–519
78. Ovcharova L., Turuntsev E. and Korchagina I. (1999), Indicators of poverty in transitional Russia / EERC Working Paper Series, No.98/4, Moscow
79. Parpiev Z., Yusupov K. (2011), Testing Household Economies of Scale in Uzbekistan // *Eurasian Journal of Business and Economics*, 4 (7), 25-51
80. Pena A.A. (2012), Economies of scale and gender discrimination in transition: the case of the Republic of Tajikistan // *Applied Economics*, 44(18), 2265-2281
81. Pong S.L., Dronkers J., Hampden-Thompson G. (2003), Family Policies and Children’s School Achievement in Single- Versus Two-Parent Families // *Journal of Marriage and Family*, 65
82. Popkin B.M., Mozhina M., Baturin A.K., (1992), The Development of a Subsistence Income level in the Russian Federation, Unpublished manuscript.
83. Pradhan M., Ravallion M. (2000), Measuring poverty using qualitative perceptions of consumption adequacy // *Review of Economics and Statistics* 82, 462–71

84. Ravallion M. (1998), Poverty lines in theory and practice, Living Standards Measurement Study Working Paper No. 133. World Bank
85. Ravallion M., Lokshin M. (2002), Self-rated economic welfare in Russia // *European Economic Review* 46, 1453–73
86. Rendal M.S., Speare Jr. (1995), Elderly poverty alleviation through living with family // *Journal of Population Economics*, 8, 383-405
87. Rohrbaugh M.J., Varda S., Coyne J.C. (2006), Effect of Marital Quality on Eight-Year Survival of Patients with Heart Failure // *The American Journal of Cardiology*, 98
88. Rosenzweig M., Stark O. (1989), Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence from Rural India // *Journal of Political Economy*, 97/4, 905-926.
89. Skoufias E. (2003), Consumption smoothing in Russia Evidence from the RLMS // *Economics of Transition*, 11/1, 67–91
90. Slonimczyk F., Yurko A. (2014), Assessing the impact of the maternity capital policy in Russia // *Labour Economics*. 30, 265-281.
91. Snel E., Staring R. (2001), Poverty, migration, and coping strategies: an introduction // *European Journal of Anthropology*, 38, 7-22
92. Spryskov D.S. (2003), Below the Poverty Line: Duration of Poverty in Russia / Working Paper No.03/04, EERC
93. Staiger D., Stock J. (1997), Instrumental variables regression with weak instruments // *Econometrica*, 65/3, 557–586.
94. Stillman S., Thomas D. (2008), Nutritional status during an economic crisis: evidence from Russia // *The Economic Journal*, 118, 1385–1417.
95. 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), 351-355
96. Van Praag B., Warnaar M., (1997), The Cost of Children and the Use of Demographic Variables in Consumer Demand, Chapter 6 in Mark Rosenzweig and Oded Stark, eds., *Handbook of Population and Family Economics*, Amsterdam, North-Holland, 241-73

97. Vernon V. (2005), Food Expenditure, Food Preparation Time, and Household Economies of Scale. Unpublished Manuscript, Fashion Institute of Technology, State University of New York.
98. Wiemers E.E. (2011), The Effect of Unemployment on Household Composition and Doubling Up / National Poverty Center Working Paper Series No.11/12,
99. Wilson C.M., Oswald A.J. (2005), How Does Marriage Affect Physical and Psychological Health? A Survey of the Longitudinal Evidence// IZA DP No. 1619
100. Winters P., Stecklov G., Todd J.E. (2009), Household Structure and Short-Run Economic Change in Nicaragua // Journal of Marriage and Family, 71 708 – 726
101. Zellner A. (1962), An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregate Bias // Journal of the American Statistical Association, 57, 348–68

## Приложение 1

Таблица 1: Оценки модели пропорциональных рисков для одиночных домохозяйств, РМЭЗ, 1994-2013

Начальный тип д/х и его характеристики	Конечный тип домохозяйства							
	Супружеские пары		Неполные д/х с детьми		Супружеские д/х с детьми		Расширенные д/х	
	SHR	se	SHR	se	SHR	se	SHR	se
Женский пол главы д/х	1,333*	0,199	6,245***	4,151	0,740	0,228	3,024***	0,338
<i>Возраст главы д/х</i>			<i>референтная группа – от 30 до 49 лет</i>					
до 29 лет	2,237***	0,398	1,391	0,694	1,964**	0,570	0,560**	0,133
от 50 лет и старше	1,106	0,195	-	-	0,062***	0,045	2,683***	0,304
Москва/Санкт-Петербург	0,560*	0,179	0,586	0,677	1,011	0,566	1,422**	0,215
<i>Тип населенного пункта</i>			<i>референтная группа – город</i>					
Село	0,746*	0,117	0,306*	0,197	1,080	0,351	0,740***	0,075
<i>Федеральный округ</i>			<i>референтная группа – центральный федеральный округ</i>					
Северо-западный	1,949***	0,472	1,804	1,645	1,480	0,764	1,160	0,222
Южный	0,762	0,205	-	-	0,660	0,397	1,137	0,171
Приволжский	0,861	0,186	1,149	0,863	1,219	0,496	0,789*	0,107
Уральский	0,965	0,267	1,391	1,303	1,021	0,560	1,040	0,178
Сибирский	1,793***	0,377	1,262	1,056	0,996	0,486	1,152	0,169
Дальневосточный	0,553	0,260	3,590	3,535	0,369	0,387	1,202	0,278
Время начала перехода	1,035***	0,012	1,044	0,051	1,062**	0,027	1,007	0,009
Лог общих расходов д/х	0,955***	0,006	0,898***	0,028	0,944***	0,020	0,948***	0,004
Pseudo Log L	-1 872,76		-131,28		-444,20		-4 464,11	

Примечание: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Пробелы означают недостаточность наблюдений для оценки риска в данной категории.

Таблица 2: Оценки модели пропорциональных рисков для супружеских пар, РМЭЗ, 1994-2013

Начальный тип д/х и его характеристики	Конечный тип домохозяйства							
	Одиночные д/х		Неполные д/х с детьми		Супружеские д/х с детьми		Расширенные д/х	
	SHR	se	SHR	se	SHR	se	SHR	se
Женский пол главы д/х	0,538***	0,052	1,002	0,817	0,558***	0,082	0,519***	0,047
<i>Возраст главы д/х</i>			<i>референтная группа – от 30 до 49 лет</i>					
до 29 лет	1,203	0,256	0,844	0,757	6,732***	1,007	0,483***	0,084
от 50 лет и старше	5,490***	0,748	-	-	0,019***	0,019	1,792***	0,174
Москва/Санкт-Петербург	0,832	0,160	-	-	0,430***	0,123	1,035	0,181
<i>Тип населенного пункта</i>			<i>референтная группа – город</i>					
Село	0,857	0,087	0,489	0,513	0,662**	0,111	0,988	0,096
<i>Федеральный округ</i>			<i>референтная группа – центральный федеральный округ</i>					
Северо-западный	1,420*	0,269	-	-	0,813	0,215	1,439**	0,254
Южный	1,052	0,170	-	-	0,508**	0,142	1,334*	0,198
Приволжский	1,042	0,143	0,267	0,311	0,968	0,173	1,086	0,148
Уральский	0,872	0,172	0,694	0,771	0,696	0,180	1,465**	0,241
Сибирский	1,444**	0,216	0,977	0,849	0,942	0,194	1,374**	0,208
Дальневосточный	1,014	0,248	-	-	0,922	0,302	1,305	0,278
Время начала перехода	0,995	0,010	1,014	0,038	1,045***	0,012	0,995	0,009
Лог общих расходов д/х	0,981***	0,004	1,055	0,061	1,014	0,017	1,014***	0,005
Pseudo Log L	-3 926,47		-52,50		-1 834,74		-4 755,73	

Примечание: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Пробелы означают недостаточность наблюдений для оценки риска в данной категории.



Таблица 3: Оценки модели пропорциональных рисков для неполных домохозяйств с детьми, РМЭЗ, 1994-2013

Начальный тип д/х и его характеристики	Конечный тип домохозяйства					
	Одиночные д/х		Супружеские д/х с детьми		Расширенные д/х	
	SHR	se	SHR	se	SHR	se
Женский пол главы д/х	6,062***	2,496	26,441***	9,015	18,132***	4,264
<i>Возраст главы д/х</i>			<i>референтная группа – от 30 до 49 лет</i>			
до 29 лет	0,440*	0,204	2,140***	0,319	0,272***	0,058
от 50 лет и старше	0,054***	0,034	0,019***	0,011	0,074***	0,015
Москва/Санкт-Петербург	0,141*	0,148	0,551*	0,181	1,223	0,260
<i>Тип населенного пункта</i>			<i>референтная группа – город</i>			
Село	0,860	0,308	0,621***	0,109	0,757**	0,101
<i>Федеральный округ</i>			<i>референтная группа – центральный федеральный округ</i>			
Северо-западный	0,368	0,283	1,166	0,335	1,867***	0,383
Южный	0,955	0,465	1,175	0,321	1,026	0,223
Приволжский	0,533	0,239	0,905	0,217	1,239	0,216
Уральский	1,040	0,521	1,822**	0,464	1,342	0,291
Сибирский	0,605	0,324	1,026	0,267	1,183	0,241
Дальневосточный	0,639	0,502	0,796	0,349	0,871	0,283
Время начала перехода	0,994	0,031	1,055***	0,015	1,022**	0,010
Лог общих расходов д/х	0,989	0,013	0,984	0,013	0,963***	0,007
Pseudo Log L	-345,55		-1 379,36		-2 533,92	

Примечание: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 Недостаточно наблюдений для оценки риска перехода неполных домохозяйств в супружеские пары.

Таблица 4: Оценки модели пропорциональных рисков для супружеских домохозяйств с детьми, РМЭЗ, 1994-2013

Начальный тип д/х и его характеристики	Конечный тип домохозяйства							
	Одиночные д/х		Супружеские пары		Неполные д/х с детьми		Расширенные д/х	
	SHR	se	SHR	se	SHR	se	SHR	se
Женский пол главы д/х	0,733	0,226	0,842	0,163	1,462***	0,198	0,728***	0,041
<i>Возраст главы д/х</i>			<i>референтная группа – от 30 до 49 лет</i>					
до 29 лет	1,540	0,474	0,199***	0,077	1,322**	0,187	0,312***	0,029
от 50 лет и старше	0,064***	0,049	0,129***	0,040	0,035***	0,015	0,083***	0,009
Москва/Санкт-Петербург	0,205	0,216	0,155**	0,114	1,207	0,343	0,967	0,105
<i>Тип населенного пункта</i>			<i>референтная группа – город</i>					
Село	1,719	0,579	1,573**	0,311	1,037	0,161	1,185***	0,074
<i>Федеральный округ</i>			<i>референтная группа – центральный федеральный округ</i>					
Северо-западный	1,381	0,703	0,827	0,312	2,140***	0,553	0,883	0,105
Южный	0,642	0,347	0,705	0,211	1,182	0,333	1,013	0,094
Приволжский	0,917	0,375	1,163	0,304	1,495*	0,340	1,069	0,088
Уральский	0,542	0,352	0,981	0,341	1,996***	0,525	1,118	0,118
Сибирский	0,542	0,314	0,790	0,270	1,584*	0,400	1,059	0,102
Дальневосточный	0,851	0,559	0,128**	0,133	1,367	0,482	1,366***	0,164
Время начала перехода	1,011	0,030	0,983	0,019	1,007	0,012	0,966***	0,005
Лог общих расходов д/х	0,980	0,020	1,011	0,010	0,997	0,012	1,040***	0,004
Pseudo Log L	-389,89		-941,91		-1 900,88		-10 258,15	

Примечание: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Таблица 5: Оценки модели пропорциональных рисков для расширенных домохозяйств, РМЭЗ, 1994-2013

Начальный тип д/х и его характеристики	Конечный тип домохозяйства							
	Одиночные д/х		Супружеские пары		Неполные д/х с детьми		Супружеские д/х с детьми	
	SHR	se	SHR	se	SHR	se	SHR	se
Женский пол главы д/х	1,944***	0,155	0,597***	0,040	3,369***	0,672	0,773***	0,068
<i>Возраст главы д/х</i>	<i>референтная группа – от 30 до 49 лет</i>							
до 29 лет	1,666***	0,188	1,437***	0,129	1,087	0,225	0,944	0,098
от 50 лет и старше	1,369***	0,125	1,567***	0,118	0,131***	0,041	0,239***	0,031
Москва/Санкт-Петербург	1,202	0,158	0,839	0,111	0,470*	0,201	0,842	0,148
<i>Тип населенного пункта</i>	<i>референтная группа – город</i>							
Село	0,797**	0,073	1,126*	0,080	1,045	0,206	1,176*	0,115
<i>Федеральный округ</i>	<i>референтная группа – центральный федеральный округ</i>							
Северо-западный	1,221	0,178	1,096	0,143	1,257	0,413	1,294	0,208
Южный	0,754**	0,107	0,824	0,098	1,097	0,325	0,966	0,147
Приволжский	0,809*	0,092	1,091	0,106	0,931	0,251	1,015	0,137
Уральский	0,873	0,131	1,443***	0,170	1,124	0,370	0,765	0,146
Сибирский	0,765*	0,106	1,208*	0,134	0,835	0,270	1,247	0,185
Дальневосточный	0,813	0,171	1,346**	0,193	0,422	0,261	1,311	0,257
Время начала перехода	1,009	0,008	0,987**	0,007	0,982	0,018	0,963***	0,008
Лог общих расходов д/х	0,983***	0,004	1,032***	0,003	0,993	0,011	1,044***	0,006
Pseudo Log L	-5 988,78		-8 532,58		-1 078,52		-4 652,28	

Примечание: \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1.

## Приложение 2

Таблица 1: Описательная статистика основных переменных, используемых при оценке методом Энгеля

Переменные	1994		2000		2004		2008		2011	
	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev
Доля расходов на продукты питания в общих расходах домохозяйства	0,760	0,221	0,692	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
Логарифм подушевых 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
Доля детей от 7 до 18 лет	0,125	0,189	0,130	0,188	0,108	0,175	0,086	0,157	0,075	0,148
Доля мужчин-пенсионеров	0,081	0,195	0,094	0,212	0,083	0,202	0,081	0,201	0,083	0,206
Доля женщин-пенсионеров	0,241	0,336	0,246	0,344	0,258	0,351	0,274	0,357	0,294	0,373
Доля мужчин в возрасте 18-59	0,248	0,231	0,230	0,228	0,246	0,245	0,249	0,245	0,246	0,258
Доля женщин в возрасте 18-54	0,243	0,229	0,261	0,247	0,264	0,254	0,268	0,264	0,255	0,269
Доля занятых членов в домохозяйстве	0,401	0,331	0,387	0,330	0,409	0,340	0,434	0,353	0,435	0,365
Москва/Санкт-Петербург	0,103	0,305	0,061	0,239	0,127	0,333	0,122	0,327	0,105	0,306
Другие города	0,667	0,471	0,647	0,478	0,639	0,480	0,644	0,479	0,660	0,474
Деревня/село	0,333	0,471	0,353	0,478	0,361	0,480	0,356	0,479	0,340	0,474

Центральный округ	0,221	0,415	0,218	0,413	0,215	0,411	0,212	0,409	0,223	0,416
Северо-западный округ	0,079	0,270	0,074	0,262	0,069	0,253	0,083	0,276	0,083	0,276
Южный округ	0,158	0,365	0,166	0,372	0,162	0,368	0,171	0,376	0,158	0,365
Волжский округ	0,245	0,430	0,246	0,431	0,247	0,431	0,246	0,431	0,242	0,428
Уральский округ	0,107	0,310	0,100	0,300	0,112	0,315	0,105	0,306	0,107	0,309
Сибирский округ	0,135	0,342	0,141	0,348	0,140	0,347	0,128	0,334	0,134	0,341
Дальневосточный округ	0,053	0,225	0,055	0,227	0,055	0,228	0,056	0,230	0,052	0,222

---

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

Таблица 2: Описательная статистика зависимых переменных для оценки экономии на масштабе по методу Каквани и Сон

Доля расходов (в общих расходах) на	1994		2000		2004		2008		2011	
	Mean	<i>Std dev</i>	Mean	<i>Std dev</i>	Mean	<i>Std dev</i>	Mean	<i>Std dev</i>	Mean	<i>Std dev</i>
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
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: Описательная статистика переменных, используемых для субъективной оценки экономии на масштабе

Переменные	1994		2000		2004		2008		2011	
	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev	Mean	Std_dev
<i>Характеристики главы домохозяйства</i>										
Субъективный индикатор благосостояния_1 (нижняя ступень)	0,136	0,343	0,108	0,310	0,055	0,228	0,038	0,191	0,038	0,192
Субъективный индикатор благосостояния_2	0,163	0,370	0,158	0,365	0,130	0,337	0,112	0,315	0,115	0,319
Субъективный индикатор благосостояния_3	0,241	0,428	0,229	0,420	0,230	0,421	0,219	0,414	0,222	0,416
Субъективный индикатор благосостояния_4	0,218	0,413	0,206	0,405	0,247	0,431	0,249	0,432	0,247	0,431
Субъективный индикатор благосостояния_5	0,179	0,383	0,215	0,411	0,231	0,422	0,253	0,435	0,240	0,427
Субъективный индикатор благосостояния_6	0,043	0,202	0,058	0,234	0,066	0,248	0,081	0,273	0,088	0,284
Субъективный индикатор благосостояния_7 (верхняя ступень)	0,020	0,140	0,026	0,158	0,041	0,198	0,048	0,214	0,050	0,217
Возраст	47,9	16,8	50,0	16,9	49,5	17,2	50,1	17,4	51,0	18,0
Пол	0,490	0,500	0,454	0,498	0,463	0,499	0,459	0,498	0,448	0,497
Семейное положение	0,256	0,437	0,391	0,488	0,422	0,494	0,435	0,496	0,457	0,498
Начальное образование	0,148	0,355	0,113	0,317	0,085	0,279	0,060	0,238	0,048	0,214
Среднее незавершенное образование	0,175	0,380	0,179	0,384	0,158	0,365	0,154	0,361	0,151	0,359
Среднее завершенное образование/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 рассчитаны с учетом веса домохозяйства