

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

*На правах рукописи*

Матыцин Михаил Сергеевич

**Моделирование индексов потребительских цен для доходных групп  
российских домашних хозяйств**  
*(на основе совместного использования информации  
выборочных обследований и макростатистики)*

08.00.13 – Математические и инструментальные методы экономики

Диссертация на соискание ученой степени кандидата экономических наук

Научный руководитель  
к.э.н. Ершов Эмиль Борисович

Москва – 2012



**ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ**  
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

## Содержание

Введение.....	3
Глава 1. Проблема экзогенности-эндогенности цен в теории и практике моделирования поведения потребителей .....	11
1.1. Цены предложения и покупок в теории и моделировании поведения потребителей.....	11
1.2. Статистические данные, которые могут использоваться при проверке гипотезы эндогенности цен покупок.....	20
1.3. Особенности современного периода развития российской экономики, влияющие на потребительское поведение домашних хозяйств.....	25
1.4. Качественное обоснование эндогенности цен покупок.....	38
Глава 2. Статистическая основа анализа эндогенности цен покупок и оценивания дифференцированных по доходным группам домохозяйств индексов потребительских цен .....	45
2.1. Доступные статистические данные о потребительском поведении российских домашних хозяйств и проблемы, возникающие при целевом использовании .....	45
2.2. Проверка гипотезы эндогенности цен покупок по данным RLMS.....	52
2.3. Подготовка данных для совместного использования информации выборочных обследований ОБДХ и RLMS.....	64
Глава 3. Индексы потребительских цен для доходных групп российских домохозяйств .....	90
3.1. Дифференцированные по доходным группам индексы потребительских цен по продовольственным товарам .....	90
3.2. Общие индексы потребительских цен для доходных групп домашних хозяйств .....	108
3.3. Расчет показателей дифференциации обследуемых домашних хозяйств по реальным душевым доходам .....	122
Заключение .....	128
Список литературы .....	136



## Введение

Моделирование потребительского поведения населения страны является важным направлением экономических исследований. При построении макроэкономических и макроструктурных моделей необходимо описать конечный спрос на продукцию отраслей и видов деятельности для понимания происходящих в экономике процессов и разработки качественных прогнозов. Корректное описание особенно важно для выбора и предвидения результатов экономической политики в периоды происходящих в экономике структурных изменений. Ключевым элементом моделирования поведения экономических агентов в таких условиях является учет неоднородности, проявляющейся в их реакции на изменение условий их функционирования, а также учет и моделирование их совместного влияния на эти условия.

Для важнейшего экономического агента – населения страны как совокупного потребителя – необходимо выявить то, в какой мере и применительно к исследованию каких аспектов его поведения он может и должен рассматриваться как однородный агент или как агент, имеющий достаточно четко выделяемую и в то же время динамичную структуру.

По мнению многих экономистов и статистиков важнейшим фактором, определяющим поведение потребителей, является доход домашних хозяйств. В зависимости от его уровня потребители предъявляют разный спрос на товары и услуги. Следовательно, моделирование потребительского поведения должно вестись с учетом доходной дифференциации. Но и цены также являются важным фактором при принятии решения потребителем о покупке конкретных товаров и услуг. Поэтому необходимо исследовать связи цен покупок для домашних хозяйств с уровнем душевого дохода.

Традиционная экономическая теория считает цены товаров и услуг заданными, общими для всех потребителей и известными им. Таким образом, в её рамках, решая задачу максимизации полезности при фиксированных расходах или минимизации затрат при фиксированном уровне полезности, агент, в том числе репрезентативный потребитель, воспринимает цены как



экзогенные и определяемые при взаимодействии совокупности потребителей с производителями и другими агентами в рамках рыночного механизма. При этом фактические цены покупок для конкретных потребителей и их относительно однородных групп принимаются равными общим для всех потребителей ценам предложения. При таком предположении индексы цен для групп товаров также принимаются в исследованиях прикладной направленности равными для всех потребителей. Товарная структура покупок потребителя по такой группе товаров фактически принимается не зависящей от характеристик потребителя.

Альтернативное направление в экономической теории поведения потребителей и его прикладном моделировании исходит из практически наблюдаемого выбора потребителем структуры его покупок с учетом тех цен предложения для товаров из группы, с которыми он непосредственно сталкивается. Неоднородность совокупности потребителей в рамках таких предположений проявляется в том, что не только объемы (количества) покупаемых товаров, но наборы цен покупок могут и, возможно, должны рассматриваться как дифференцированные по потребителям, И, как следствие, также дифференцированными по потребителям должны быть индексы цен покупок по группам товаров и услуг. Но тогда для однородных групп потребителей должны быть свои индексы потребительских цен.

В данной диссертации предлагается и реализуется с использованием общедоступных статистических данных выборочных обследований и макроэкономической статистики метод оценивания индекса потребительских цен (ИПЦ) для групп российских домохозяйств, выделяемых по среднему душевому денежному доходу.

### ***Актуальность темы исследования***

Моделирование потребительского поведения является важным направлением экономических исследований. При построении макроэкономических и макроструктурных моделей необходимо описать конечный спрос на продукцию отраслей и видов деятельности для получения качественных прогнозов. Корректное описание особенно важно для выбора и



предвидения результатов экономической политики в периоды структурных изменений. Ключевым элементом моделирования поведения потребителей является учет их структуры, позволяющий понять какие факторы определяют поведения разных групп населения.

По мнению многих экономистов и статистиков таким важнейшим фактором является доход домашних хозяйств – в зависимости от его уровня потребители предъявляют разный спрос на товары и услуги. Следовательно, моделирование потребительского поведения должно вестись с учетом доходной дифференциации. Но и цены также являются важным фактором при принятии решения потребителем о покупке конкретных товаров и услуг. Поэтому необходимо исследовать связи цен покупок для домашних хозяйств с уровнем душевого дохода. Традиционная экономическая теория считает цены товаров и услуг заданными, общими для всех потребителей и известными им. Таким образом, решая максимизационную задачу, агент, в том числе репрезентативный потребитель, воспринимает цены как экзогенные и определяемые при взаимодействии совокупности потребителей с производителями и другими агентами в рамках рыночного механизма.

В исследовании сформулирована и осуществлена статистическая проверка гипотезы неоднородности совокупности потребителей. Из её подтверждения следует, что моделирование должно вестись с учетом выявляемой неоднородности. Для корректного построения моделей необходимо проанализировать наличие требуемых статистических данных и в случае необходимости интегрировать информацию из разных источников.

Полученные результаты свидетельствуют о неравномерности роста цен для различных категорий населения в течение последних лет. В среднем инфляция для богатых категорий населения оказывается значительно ниже, чем для бедных. Эта тенденция достаточно устойчива для российской экономики на протяжении последних 8 лет.

Рассчитанные дифференцированные по доходным группам индексы потребительских цен применены для дефлирования доходов по децильным доходным группам. Это позволило оценить динамику неравенства



российского населения по реальным доходам. Показано, что, несмотря на замедление роста неравенства в номинальном выражении, рост дифференциации по реальным доходам продолжался достаточно быстрыми темпами. Относительная стабилизация разрыва в доходах между богатыми и бедными слоями населения, обеспеченная многочисленными социальными программам по повышению зарплат и пенсий и других выплат, была во многом номинальной. Она не привела к стабилизации разрыва в уровне жизни между группами населения - высокая инфляция для бедных приводила к относительному снижению покупательной способности их доходов по сравнению с богатыми.

***Степень разработанности проблемы экзогенности и эндогенности цен покупок в теории поведения потребителей и его прикладном моделировании***

В теории поведения потребителей существуют несколько направлений, представленных в основополагающих работах А.А. Конюса, С.С. Бюшгенса, Г. Хаберлера и Р. Фриша, С. Малмвиста и Р. Аллена, С. Африата, В. Диверта и А.А. Шананина. Базирующиеся на идеях этих работ модельные исследования неоднократно выполнялись, в том числе А. Диттоном и Д. Мельбауром, Л. Лау, Д. Джоргенсоном и Д. Слезником, Б.Н. Михалевским, Ю.П. Соловьевым и С.Г. Друкер, К.К. Вальтухом и Л.М. Рувимской. Оценки функций спроса для репрезентативного потребителя и для домашних хозяйств с разными уровнями денежных среднедушевых доходов получены в работах А.Х. Карапетяна, Н.М. Римашевской, Н.Е. Рабкиной, И.Л. Лахмана, Е.Ю. Фаермана, М.Г. Френкеля, В.В. Швыркова, В.А. Волконского, А.В. Суворова, А.Ю. Шевякова и А.Я. Кируты, В.Ф. Майера, Э.Б. Ершова и В.В. Суворова. Однако во всех этих исследованиях использовались экзогенно задаваемые и единые для всех потребителей средние (для групп продуктов и услуг) цены предложения. Описание потребительского поведения, признающее дифференциацию цен покупок, встречается, в основном, в частных прикладных микроэкономических исследованиях, не ставящих задачу его



модельного описания. В работах Калмана [93, 94] цены предложения были в явном виде включены в число аргументов функции полезности потребителей, но также предполагались внешними и общими для всех потребителей. Переход к дифференцированным по доходным группам домохозяйств ценам покупок в работах, посвященных моделированию поведения потребителей, по-видимому, не рассматривался.

Вопрос о взаимосвязи уровня дохода и динамики цен для групп населения представляется важным в связи с тем, являются ли цены покупок внешними и одинаковыми для потребителей или нет, и в связи с выбором экономической политики. Индекс потребительских цен (ИПЦ), как самая распространенная мера инфляции, применяется для расчета и индексации различных социальных выплат. Вопрос о том насколько инфляция может различаться для разных слоев населения, несмотря на очевидную актуальность, исследуется редко. Хотя в некоторых странах получила распространение практика расчета и публикации индекса цен по доходным группам (например, в Сингапуре), методика расчета таких индексов, как и исходные данные, зачастую не раскрываются или раскрываются не целиком.

Текущие структурные сдвиги в мировой экономике вызывают все больший интерес к проблеме распределения выгод от экономического роста. Одним из каналов такого перераспределения выступает инфляция, которая может различаться для разных групп населения, и приводит к разному темпу роста реальных доходов населения. Эта проблема становится предметом активных исследований таких организаций как ООН, Всемирный банк, МВФ.

### ***Объект и предмет исследования***

Объектом диссертационного исследования являются все российские домашние хозяйства, информация о которых доступна в используемых источниках данных. Предмет исследования - потребительское поведение в контексте доходной дифференциации.

### ***Цели и задачи исследования***

Основной целью диссертационного исследования является моделирование индексов цен покупок для отдельных доходных групп, что



позволяет определить потребительскую инфляцию отдельно для категорий населения с разным уровнем душевого дохода. Исследование базируется на проверке гипотезы эндогенности цен покупок, то есть выборе потребителем в процессе реализации своего спроса не только набора товаров и услуг, но и цен покупок и их индексов, для которых практическая статистика предоставляет количественные данные.

Для достижения данной цели были поставлены и решены следующие взаимосвязанные задачи, определившие логику и структуру исследования:

1. Сформулировать гипотезу эндогенности цен покупок в конструктивном виде, допускающем ее статистическую проверку, и осуществить ее.
2. Предложить и реализовать механизм совместного использования информации из двух выборочных обследований домашних хозяйств, дополненный статистикой об общем ИПЦ и ИПЦ по крупным группам товаров и услуг как макроэкономическими показателями.
3. Разработать модель дифференцированной по доходным группам инфляции (ИПЦ) по продуктам питания с использованием информации о межгрупповом соотношении цен покупок в зависимости от уровня душевого дохода.
4. Предложить и реализовать модель общих индексов цен покупок, дифференцированных по доходным группам домашних хозяйств.
5. Предложить и реализовать метод расчета дифференциации населения РФ по реальным доходам, использующий решения задач 2-4.

*Методологической основой исследования* служат математические методы анализа имеющейся статистической информацией, выделение однородных групп домохозяйств и использование эконометрических методов для установления зависимостей между рассматриваемыми показателями.

*Статистической базой являются* официальное Обследование бюджетов домашних хозяйств (ОБДХ) Росстата и независимый Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ или RLMS), в настоящий момент проводимый НИУ ВШЭ, в сочетании с





макроэкономической статисткой общих ИПЦ и ИПЦ по крупным группам товаров и услуг.

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

- В работе сформулирована и подтверждена гипотеза об эндогенности цен покупок и их зависимости от различных микроэкономических характеристик домохозяйств.
- Предложен и реализован механизм совместного использования информации, содержащейся в выборочных обследованиях ОБДХ и RLMS, который позволяет конструировать необходимые данные о ценах покупок, зависящих от дохода потребителей,
- В работе предложена и реализована модель индексов цен покупок продуктов питания по доходным группам домашних хозяйств. Выполнены расчеты индексов по данным ОБДХ и RLMS.
- Разработана и оценена модель дифференцированной по доходным группам общей потребительской инфляции. Установлено, что в условиях, когда различны цены и индексы цен покупок товаров (продовольственных, непродовольственных и услуг) для доходных групп потребителей, представленных в выборочных обследованиях, уровень инфляции для членов домашних хозяйств из таких групп существенно различается.
- Исследована проблема дифференциации российского населения с учетом реальной покупательной способности доходов. Рассчитан коэффициент Джини, характеризующий такую дифференциацию и показано, что рост дифференциации по реальным доходам продолжался в последние годы быстрыми темпами.

### ***Практическая значимость результатов исследования***

Предлагаемый подход представляется особенно актуальным для оценки эффекта и влияния различных мер по воздействию на спрос, в том числе тарифных политик. Такие эффекты лишь частично улавливаются при моделировании потребления на макроэкономическом уровне. Так, например,



сокращение реальных располагаемых доходов населения может быть крайне неравномерным и способно значительно изменить структуру спроса. Показал проведенный анализ показал, что изменения в структуре спроса могут не ограничиваться изменениями в соотношении потребления крупных агрегатов (питание, непродовольственные товары, услуги и т.д.). Различные группы населения предъявляют дифференцированный спрос внутри групп продуктов, о чем, в частности, свидетельствует эндогенность цен покупок продуктов питания.

В текущей экономической ситуации принимаются и будут приниматься в дальнейшем меры воздействия, влияющие на потребительский спрос. Так, происходит повышение тарифов ЖКХ, пересматриваются акцизы и импортные пошлины на многие товары, изменяется курс рубля к валютам основных торговых партнеров – все это вызывает значительные изменения относительных цен на многие товары и услуги. Для проведения наиболее эффективной государственной политики в этой области важно максимально точно спрогнозировать реакцию спроса на подобные воздействия.



# **Глава 1. Проблема экзогенности-эндогенности цен в теории и практике моделирования поведения потребителей**

В настоящей главе дается критический анализ основных подходов к моделированию потребительского поведения. Особое внимание уделяется вопросу об экзогенности и эндогенности цен покупок в теории потребления. В следующем разделе описывается статистическая база исследования и производится общая экономическая характеристика рассматриваемого периода – с 2002 г. по 2010 г.

## **1.1. Цены предложения и покупок в теории и моделировании поведения потребителей**

Исследование потребительского поведения традиционно имеет два основных направления, которые условно можно считать теоретическим и эконометрическим. Первое сосредоточено на описание ключевых принципов поведения потребителя, в частности гипотезы максимизации функции полезности, и выводу на основе этих принципов некоторых закономерностей, например функций спроса, которые могут быть использованы в дальнейших моделях при описании рынка или проверены на практике с помощью эконометрической оценки.

Одной из ключевых проблем в теоретическом описании потребительского поведения, в частности, по мнению Д. Джоргенсона [90], является проблема агрегирования индивидуальных предпочтений потребителей. Для описания всего многообразия потребителей с помощью достаточно простой модели, которая может быть оценена эмпирически или тем более решена аналитически, необходимо введение некоторых предположений о взаимосвязи этих предпочтений, что зачастую является достаточно ограничивающим. Одним из ключевых вопросов становится возможность агрегирования индивидуальных предпочтений. Часто для этого используется концепция (репрезентативного) потребителя, поведение которого должно отражать агрегированное поведение индивидуальных потребителей. Вопрос о необходимых условиях для осуществления такого



агрегирования и стал ключевым. Важным результатом в этом направлении стало выведенное Горманом [87] требование о параллельности линейных кривых Энгеля для всех потребителей, для которых производится агрегирование.

Наиболее известной эмпирической моделью, соответствующей этому предположению, стала линейная модель Стоуна [109], получившая широкое распространение в эконометрическом моделировании потребительского поведения. В последующем эти результаты многократно уточняли и совершенствовались, требования к индивидуальным предпочтениям ослаблялись, в частности в работах Мельбауера и Лау [88].

Однако, несмотря на различные модификации теории, описание всех потребителей через единого репрезентативного агента все равно остается достаточно ограничивающим, не учитывающим гетерогенность различных категорий потребителей и/или домохозяйств и не вполне соответствующей эмпирическим данным. Важной проблемой в этом контексте является невозможность измерения потребительского поведения отдельных индивидов или даже групп в силу ненаблюдаемости одних характеристик и недостаточного развития статистического аппарата регистрирования других.

В свою очередь эконометрическое направление также эволюционировало параллельно с развитием теории. Пионерской моделью может считаться работа Стоуна, в которой описывается классическая линейная модель спроса [109]. Эта модель характеризуется тем, что для каждой категории товаров и услуг существует некоторый минимальный уровень потребления (возможно равный нулю), а функция полезности является линейной в логарифмах. После этой работы эконометрическое направление получило активное развитие. Эмпирические модели могут классифицироваться по разным признакам. Один из подходов, которого придерживаемся и мы, представлен в работе Бондарева [5]. Автор выделяет три наиболее популярных класса моделей, которые базируются на различных теоретических результатах. Первой моделью в этом ряду является Роттердамская модель спроса [73], базирующаяся на прямых функциях спроса,



которые аналитически выводятся из задачи максимизации функции полезности представительного агента. Одним из важных ограничений, связанных с применением этой модели на практике является необходимость дополнительных ограничений на коэффициенты для обеспечения интегрируемости, то есть возможности представления индивидуальных предпочтений общей функцией спроса.

Другим возможным подходом к эконометрическому моделированию функций спроса является транслоговая модель Джоргенсона [88], которая отличается значительной гибкостью. Эта модель базируется на двойственной задаче потребителя и функции спроса выводятся из косвенной функции полезности. К недостаткам модели относится прежде всего сложность оценивания в силу нелинейной спецификации и затрудненная интерпретация коэффициентов. Интегрируемость спроса также как и в Роттердамской модели возможна только при весьма ограничивающем условии общности предпочтений (функций спроса) у всех потребителей.

Пожалуй, наиболее популярной для эконометрического оценивания потребительского поведения является предложенная в 1980 году Дитоном и Мельбауером [79] модель AIDS. По мнению Бондарева [5] эта модель во многом является компромиссом между двумя предыдущими. Однако, как и ранее для обеспечения интегрируемости требуется идентичность предпочтений, хотя и без гомотетичности – обобщение результата Гормана, полученное Мельбауером [58].

Взаимодействие теории потребительского поведения и эконометрических моделей привели к значительному прогрессу в обоих направлениях. В частности уже упомянутая работа Джоргенсона [90] является примером такого синтеза, базирующегося теоретическом описании максимально согласованными с наблюдаемыми данными. Однако ключевым вопросом по-прежнему остается неоднородность потребительского поведения и возможность его описания с помощью представительного агента. Дискуссия в основном идет в направлении смягчения условий, требуемых для обеспечения интегрируемости, а не столько развития теории



дифференцированного потребительского поведения. Как следствие вопрос о различном уровне цен или хотя бы инфляции для разных категорий населения при обсуждении этих моделей, как правило, даже не поднимается. В большинстве из них явно или неявно предполагается, что они описывают либо всю совокупность потребителей, считающихся однородными, либо какую-то крупную однородную группу.

Между тем в отечественной науке также шло развитие исследований потребительского поведения, в основном эмпирического характера. Многие из этих исследований базировались на классических моделях, например модели Стоуна, как работы Михалевского [38], Соловьева и Друкер [18]. В работе Волконского [14] предлагался квадратичный вид функции полезности и ряд других изменений. В работах Вальтуха и Рувимской [9, 10, 53] предполагалось наличие не только минимального, но и максимального уровня потребления различных категорий товаров и услуг, то есть насыщения. Ряд моделей для оценки функций спроса был разработан коллективом авторов ЦЭМИ – Лахманом, Фаерманом, Френкельем [32]. Общим местом большинства упомянутых работ и ряда других является тот факт, что моделирование потребительского поведения ведется на макроуровне и вопрос его о дифференциации и/или дифференциации различного уровня цен и инфляции в таких моделях, как правило, не ставился.

Ключевым направлением моделирования дифференциации потребительского поведения стало составление так называемых дифференцированных балансов доходов и расходов. Эти исследования в основном велись двумя коллективами авторов – Карапетян и Римашевская [24, 44, 46], а также Майер, Голынский, Ершов [34, 33].

Баланс денежных доходов и расходов населения (БДДР) является ключевым источником статистической информации об уровне и структуре расходов и доходов потребителей. Как правило, он составляется на макроуровне для всей экономики сразу. Однако возможно составление баланса для различных регионов или даже категорий потребителей, выделяемых по принципу расселения (городское или сельское) или уровню



доходов. Составление таких балансов однако связано с рядом технических и содержательных трудностей и не может быть прямо осуществлено на имеющихся данных, а требует дополнительных предположений и расчетов. В первую очередь требуется информация о распределении населения по доходам и расходам [54, 56, 55]. Важным также является вопрос о том, в каких ценах составляется баланс – в текущих или базового года. При составлении баланса в текущих ценах игнорируется проблема гетерогенности цен, или хотя бы темпа их роста (инфляции) для различных категорий домашних хозяйств. Составление баланса в ценах базового года потребует использования различных дефляторов для разных категорий домашних хозяйств – задача, которая для российской экономики, по-видимому, до сих пор не реализована. Кроме того, возникает ряд трудностей с балансированием различных статей. В первую очередь речь идет о том, что дефлятор доходов вообще говоря может не совпадать с дефлятором расходов, о чем говорилось в литературе [21, 105]. Кроме того, наличие трансфертов между различными категориями домашних хозяйств приводит к тому, что баланс для различных категорий д/х выполняется лишь с точностью до этих трансфертов. А при переходе к ценам базисного года с использованием различных дефляторов не вполне понятно, какой из них использовать для дефлирования этих трансфертов – относящийся к получателям или донорам трансфертов.

Важной проблемой актуальной и для составления дифференцированных балансов доходов и расходов населения является распространение информации выборочных обследований на генеральную совокупность. Ряд работа на эту тему был осуществлен российскими авторами. В частности в работе В.В. Суворова [64] предложена модель типа дифференцированного баланса с окаймляющими итогами из общего БДР для корректировки данных обследования так, чтобы они соответствовали значениям макроэкономической статистики, в частности системы национальных счетов (СНС). Отметим также работы А.В. Суворова и соавторов в этом направлении – им удалось разработать и оценить ряд моделей для распространения результатов выборочных обследований



российских домашних хозяйств на генеральную совокупность. Общий вывод из этих работ заключается в том, что несмотря даже на перевзвешивание результатов обследований с учетом статистики отказов участия в опросах средние значения доходов в них все равно оказываются меньше соответствующих значений макростатистики. Это, прежде всего, связано с недостаточной представительностью богатых категорий населения в обследованиях. Преодоление этой проблемы связано с оценкой параметров распределения населения по доходам на уровне генеральной совокупности. Такое оценивание может производиться различными способами, в том числе как с предположением и конкретном виде распределения на макроуровне так и без него [56]. Работы других авторов, в том числе Айвазян, Бородкин [1] используют другие подходы к решению аналогичных задач – получению распределения населения по доходам на макроуровне, но общий результат оказывается сходным. Большинство расчетов в этом направлении указывает на то, что традиционные меры дифференциации населения, публикуемые Росстатом на основе выборочного обследования недооценивают степень неравенства доходов российского населения. Таким образом, оно оказывается еще менее однородным, чем это следует из официальной статистики, что косвенно свидетельствует в пользу обоснованности идеи моделирования потребительского поведения с учетом гетерогенности домашних хозяйств.

Теория интегрируемости потребительских предпочтений, то есть исследование вопроса о том, может ли совокупность предпочтений некоторой достаточно крупной группы потребителей (или всей генеральной совокупности) представляться общей функцией полезности или другими мерами также является достаточно развитым направлением теории потребления. Ключевыми работами в этом направлении являются исследования Африата [73] и Диверта [81], российские исследователи представлены работами Шананина и Пospelовой [64]. В ряде работ получены нетривиальные результаты, о том, что предпочтения покупателей крупных магазинов для отдельных товаров или товарных групп,





действительно, могут быть описаны общими закономерностями. Однако вопрос гетерогенности цен покупок различных потребителей в таких моделях также как правило не ставится.

Вопрос цен в контексте потребительского поведения обычно рассматривается их взаимосвязи с качеством. Традиционно цена рассматривается как сигнал ненаблюдаемого качества товара или услуги в этом смысле служит дифференцирующим признаком при покупках отдельных категорий потребителей. Наибольшее распространение эта идея получила в так называемой теории гедонических индексов цен, то есть моделях, где наблюдаемые характеристики используются для оценки ненаблюдаемых, в первую очередь качества и последующей поправки динамики цены на изменение качества.

Идея о том, что цена покупки может отражать качество приобретаемых товаров отмечалась в литературе давно. В частности в работе Т.С. Швырковой и В.В. Швыркова [71] прямо указывается: «Известно, что высокообеспеченные семьи покупают продукты питания лучшего качества по цене, гораздо более высокой, чем семьи с низким уровнем жизни. Поэтому средняя цена покупки может служить косвенным показателем уровня благосостояния семьи».

Дифференциация потребительского поведения может рассматриваться не только в зависимости от дохода, но, например, и от места жительства – городское или сельское население может характеризоваться совершенно разными привычками и предпочтениями. Как и в других областях экономики, достаточно распространено исследование региональной дифференциации потребителей. В Российской экономической науке это направление представлено, например, работами Герасимовой [16], в которой в частности исследуется вопрос дифференциации доходов по регионам. Автор приходит к выводу, что способ получения денег может влиять на распределение населения по доходам.

Отдельным направлением на стыке академической науки и экономической политики является анализ бедности, структуры потребления



и доходов этой категории потребителей. Это направление представлено, в частности, работами Шевякова и Кируты [72]. Для проведения такого анализа важно корректно оценивать динамику не столько номинальных, сколько реальных расходов населения, учитывающих изменение покупательной способности.

Вопрос о взаимосвязи уровня дохода и динамики цен для групп населения представляется важным в связи с тем, являются ли цены покупок внешними и одинаковыми для потребителей или нет, и в связи с выбором экономической политики. Индекс потребительских цен (ИПЦ), как самая распространенная мера инфляции, применяется для расчета и индексации различных социальных выплат. Вопрос о том насколько инфляция может различаться для разных слоев населения, несмотря на очевидную актуальность, исследуется достаточно редко.

Идея о том, что уровень инфляции может различаться для разных категорий домохозяйств, существует в литературе давно. В первую очередь различаются признаки, по которым дифференцируются домашние хозяйства. Чаще всего это отличие городского населения от сельского или уровень дохода в том или ином виде. Чаще всего исследуется вопрос о соответствии уровня инфляции для бедных категорий населения среднему уровню [110].

Различия в уровнях инфляции для разных категорий домашних хозяйств могут порождаться двумя причинами, которые очевидно должны рассматриваться в комплексе – различные цены покупок товаров для разных категорий домашних хозяйств, и как следствие, разные темпы их роста, и разная структура потребления, влияющая на инфляцию через изменение относительных цен. Вопрос о различном уровне цен для разных категорий  $d/x$  в литературе практически не ставится. Лишь в одной работе [101] в явном виде указано, что в силу ненаблюдаемости цен покупок для отдельных домохозяйств, использовано предположение об их общности для всех.

В основном исследуется вопрос о влиянии разной структуры потребления на изменение уровня цен для разных категорий населения в следствие изменения относительных цен. Иначе говоря, разный темп роста



цен на различные товары и услуги (например, предметы роскоши и товары первой необходимости) может приводить к тому, что общая инфляция для конкретных потребителей будет отличаться. Это связано с тем, что доля некоторых товаров (например, предметов роскоши у богатых) может быть выше, чем у других. Это ведет к необходимости использования разных ИПЦ для разных категорий, базирующихся на релевантной структуре потребления [76]. Авторы отмечают, что изменение относительных цен приводит к эффекту перераспределения. В результате неравенство по номинальным доходам (расходам) не обязательно соответствует неравенству по реальным доходам (расходам). Для оценки неравенства с учетом покупательной способности должны быть использованы ИПЦ для различных категорий. Это также может быть полезно при уточнении оценок уровня бедности. Авторы отмечают, что ряд таких исследований был произведен на испанских данных. Принимая в расчет некоторые очевидные ограничения, в частности использованные индексы Ласпейреса и Пааше дают лишь грубые верхнюю и нижнюю оценки, авторы приходят к выводу о том, что применение различных индексов в зависимости от дохода обоснованно.

Отдельным направлением исследований стал вопрос об измерении различия между демократическим и плутократическим индексами цен [95, 99]. Можно показать, что традиционные меры инфляции могут интерпретироваться как плутократические индексы, то есть домохозяйствами с большим объемом расходов имеют больший вес при расчете корзины такого индекса цен и сильнее влияют на его значение. Соответственно значение индекса отражает динамику цен для более богатых категорий населения (например, характеризующихся средним доходом). В противоположность этому существует другой подход к расчету индексов – демократический, когда все д/х должны иметь равный вклад в расчет индекса цен, который в этом случае будет отражать инфляция медианного потребителя. Оценка разрыва между этими двумя мерами может интерпретироваться как оценка смещения ИПЦ между средним и медианным потребителем.



Частично эти дифференциации ИПЦ не только разработаны теоретически, но и внедрены на практике. Так, В США помимо общего ИПЦ разрабатывается ИПЦ для жителей городов и отдельно для тех из них, кто работает по найму [7]. Идет постоянная дискуссия о дополнении этого перечня, например, ИПЦ для пожилого населения, так как структура потребления этой категории людей может достаточно сильно отличаться [85]. Авторы приходят к выводу, что инфляция для категорий населения, характеризующихся низкими доходами и высоким возрастом может быть существенно выше, чем средняя по экономике.

В некоторых странах получила распространение практика расчета и публикации индекса цен по доходным группам (например, в Сингапуре), где публикуется ИПЦ для 20% бедного населения, 60% имеющих средние доходов и 20% богатых. Методика расчета таких индексов не раскрыта [4].

В методических указаниях Росстата также есть прямое указание на то, что для дефлирования доходов могут применяться ИПЦ для доходных групп [48]. Таким образом, хотя формально признается необходимость использования дифференцированных по доходным группам индексов потребительских цен для целей расчета реальных доходов населения, но официальные индексы по доходным группам Росстата рассчитываются по упрощенной методике, учитывая только различия в структуре потребления товаров и услуг, но не в ценах покупок. В настоящий момент для дефлирования доходов используется общий индекс потребительских цен.

## **1.2. Статистические данные, которые могут использоваться при проверке гипотезы эндогенности цен покупок**

### *Используемые статистические данные*

Настоящая работа базируется на совместном использовании информации из различных источников статистических данных. Статистика потребительского поведения – доходов и расходов традиционно имеет две ключевых составляющих – макроэкономические данные, собираемые на уровне всей экономики или отдельных регионов и микроэкономических



данных различных выборочных обследований. Структура данных в последних оказывается принципиально различной, что требует совместного использования информации из всех источников. При этом процедура согласования информации из этих различных источников (распространение информации выборочных обследований на генеральную совокупность) имеет ряд фундаментальных проблем, рассматриваемых во многих исследованиях [54, 56], но в настоящей работе затрагивается лишь косвенно.

Моделирование потребительского поведения практически невозможно без использования макроэкономических данных. В настоящем исследовании использованы данные такого типа из различных разделов статистики – это информация о динамике цен, доходов, расходов и сбережений домашних хозяйств. Наиболее важной для моделирования структуры инфляции по доходным группам домашних хозяйств является, безусловно, информация об инфляции на макроэкономическом уровне. Традиционно для этих целей используется показатель индекса потребительских цен (ИПЦ), которые по достаточно широкой корзине измеряется в России. Информация о динамике ИПЦ публикуется в ежемесячном формате в различных статистических сборниках. Сама процедура расчета ИПЦ базируется на измерении цен определенного набора товаров-представителей (и услуг). Эти цены фиксируются в заранее выбранных торговых точках по всей стране, и фактически являются ценами предложения (в отличие от цен конкретных сделок, которые можно считать ценами покупок). Далее на основе этих цен рассчитывается сводный индекс по всей корзине (или по отдельным укрупненным позициям), аналогичный индексу Ласпейреса с постоянными весами (иногда именуемый индексом Лау). Веса для расчета индекса определяются на основе структуры потребления российских домашних хозяйств в предыдущих нескольких кварталах. Для этих целей используется информация выборочных обследований бюджетов домашних хозяйств.

Такой подход к измерению динамики потребительских цен является традиционным и используется во многих странах, хотя и не лишен ряда недостатков. Среди них можно отметить недоучет изменения структуры



покупок в течение года, проблему различного качества товаров-представителей и ряд других. Подробно особенности построения различных индексов охарактеризованы в [21]. В настоящем исследовании не ставится вопрос о корректности расчета ИПЦ и возможностях усовершенствования этой процедуры. Официальные данные о потребительской инфляции используется в качестве внешних при моделировании.

Отметим, что ИПЦ является наиболее распространенной, но не единственной мерой потребительской инфляции. В качестве альтернативной может быть использован, например, дефлятор потребительских расходов, рассчитываемый Росстатом в рамках системы национальных счетов. Из графика (Рисунок 1 видно, что в целом динамика этих показателей близка, поэтому мы ограничимся рассмотрением ИПЦ как более традиционной меры. Причем в расчетах использован не ИПЦ на конец периода (декабрь к декабрю предыдущего года), а ИПЦ в среднем за год (среднее значение из месячных приростов цен по отношению к соответствующему месяцу предыдущего года), так как эта мера больше подходит для дефлятирования потоков потребления, получаемый в течение всего периода (года).

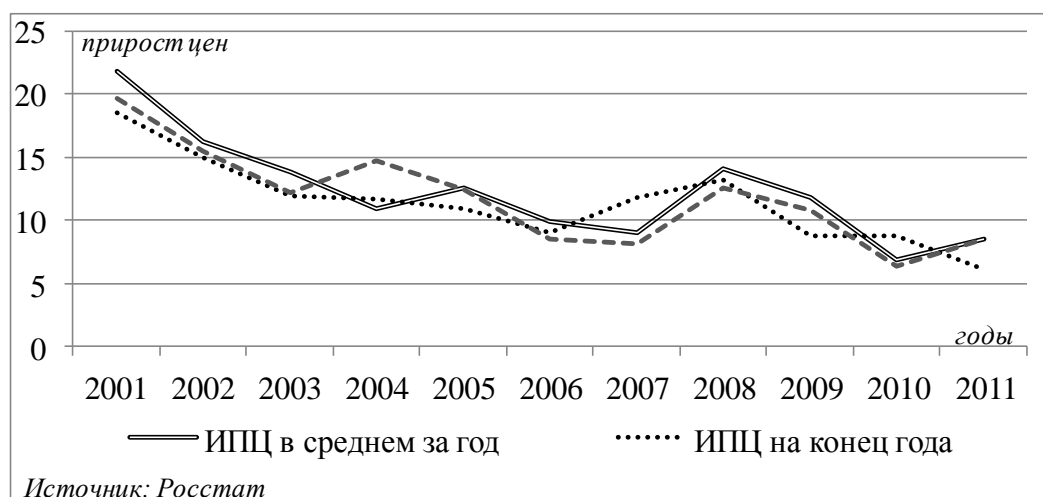


Рисунок 1. Прирост потребительских цен за год, %

Для расчета распределения населения по доходам, как и для исследования структуры расходов населения традиционно используются выборочные обследования. На настоящий момент в России существуют два основных источника информации на уровне отдельных домашних хозяйств –

Выборочное обследование бюджетов домашних хозяйств (ОБДХ), проводимое Росстатом, и Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения (RLMS). Эти два источника существенно различаются между собой по способу сбора данных и по предоставляемой информации. ОБДХ является официальным источником информации, используемым Росстатом. Кроме того, это наиболее масштабное обследование (порядка 50 тыс. наблюдений), и чаще проводящееся. Его методика сбора информации представляется более обоснованной, хотя и более трудоемкой в реализации. В то же время отсутствие полноценного доступа к первичным микроданным ставит ряд серьезных вопросов при использовании информации ОБДХ при построении прикладной модели, в том числе для прогнозирования инфляции по отдельным доходным группам.

ОБДХ представляет собой комплексное обследование бюджетов, проводимое ежеквартально. В его рамках в основном собираются данные о расходах и сбережениях домохозяйств, а также об их составе и численности, бытовых условиях, доступе к услугам и товарам, наличии товаров длительного пользования и других показателях. Наиболее важными в контексте поставленной задачи являются данные о покупках и других расходах домашних хозяйств. Такие данные собираются с помощью записей в дневниках и журналах, которые должны вестись на протяжении периода времени (от 2-х недель до 3-х месяцев), куда главе домохозяйства следует записывать все расходы, сделанные членами его домохозяйства за отчетный период. Очевидно, что такой способ сбора информации, хотя и не лишен целого ряда недостатков, в том числе допускает возможность недобросовестного заполнения дневников, все же является значительно более полным и информативным, чем, например, разовые опросы о расходах, применяемые в RLMS.

Отметим, что некоторое время назад Росстат перестал собирать данные о доходах домашних хозяйств в силу невысокого качества получаемых результатов (слишком значительное расхождение с результатами, получаемыми из макростатистики [55]). В настоящее время показатели



доходов являются расчетными и получаются на основе информации о расходах и приросте сбережений.

В течение ряда лет Росстат предоставлял доступ только к агрегированным результатам ОБДХ, которые публиковались в ряде источников. Но затем был открыт свободный доступ всех заинтересованных исследователей к микроданным обследования - информации нижнего уровня агрегирования по отдельным домохозяйствам. Такая информация доступна по двум волнам обследования – 2003-04 гг. (8 кварталов), и 2005-07 (12 кварталов), а также 2008-2009, которые не вполне сопоставимы между собой из-за различного способа кодирования регионов. У исследователей есть доступ к широкому перечню показателей, для отдельных домашних хозяйств с незначительными колебаниями размера выборки в зависимости от категории данных (46-53 тыс. семей) [50].

Предоставляемые данные являются агрегированными. Так, расходы для отдельных домашних хозяйств собраны в группы продуктов. Например, продовольственные товары представлены лишь по 12 группам, отдельно есть информация о расходах на алкоголь, табачные изделия, некоторым видам непродовольственных товаров (одежда и обувь), некоторым видам услуг (коммунальные услуги), а также несколько видов расходов согласно классификатору расходов по целям (на образования, здравоохранение и т.п.).

Другим источником информации, который может дополнить ОБДХ, то есть предоставить данные, которых нет в официальном обследовании, является RLMS. Это обследование многоцелевое и в его структуре присутствуют различные вопросы, как на уровне отдельных людей, так и домашних хозяйств, касающиеся занятости, безработицы, доходов и расходов населения. Существенно отличается метод сбора информации – анкета заполняется в формате интервью, на семейный вопросник отвечает глава домохозяйства. Число респондентов в обследовании существенно уступает аналогичному параметру ОБДХ. В зависимости от года в рамках RLMS как правило опрашивается 5-6 тысяч домохозяйств.





Такое обследование проводится ежегодно в течение длительного времени (по крайней мере, с середины 1990-х годов). Хотя содержание анкеты постоянно меняется – вопросы пополняются и совершенствуются, общая преемственность сохраняется. Из анкеты может быть извлечена информация об общих расходах домашних хозяйств за прошедший период, в том числе в разбивке по основным видам и группам, доходам, численности и составу семьи.

Представительность RLMS, как и большинства выборочных обследований, ограничена в силу объективных причин. Тем не менее, многие исследователи практически считают, что результаты обследования могут быть распространены на всю совокупность российских домашних хозяйств в целом, но не по отдельным регионам [17].

RLMS имеет полноценную панельную структуру и часто используется для анализа динамических эффектов потребительского поведения. Несмотря на постоянное обновление респондентов в панели, скорость этого обновления не слишком высока – ежегодно заменяется порядка 20% всех респондентов. Такая устойчивость выборки позволяет работать с панелями длиной в несколько лет с сохранением приемлемого числа наблюдений. Однако представительность при этом естественным образом нарушается.

### **1.3. Особенности современного периода развития российской экономики, влияющие на потребительское поведение домашних хозяйств**

Макроэкономическое развитие российской экономики последних десяти лет было несколько несбалансированным. В результате динамика уровня жизни населения характеризовалась разными тенденциями. С одной стороны, средний уровень дохода и заработной платы вырос достаточно значительно – с средним на 10% в год, но с другой – доходное неравенство также увеличивалось [51].

Трансформационный спад середины 1990-х закончился серьезным кризисом 1998 года, который сопровождался девальвацией и значительным



скачком инфляции. Однако после кризиса восстановился стабильный рост экономики – среднее значение роста за год в последующие 10 лет составляло около 7%. После нескольких лет быстрого роста экономики в экспертном сообществе обсуждался вопрос о возможном «перегреве» экономики [36, 115]. Причин такого роста можно выделить несколько, назовем две, которые на наш взгляд являются основными.

Изменение модели роста, связанное с импортозамещением и более активным использованием свободных мощностей в экономике, ставшее возможным в результате девальвации. Этот фактор оказывал серьезное значение в первые годы после кризиса 1998 года. В результате значительно менялись относительные цены товаров (в том числе импортных на фоне отечественных), что привело к серьезным различиям в инфляции для разных категорий товаров. Соответственно потребители, предъявлявшие спрос на различные товары также испытывали различное воздействие инфляции, что привело к существенным сдвигам в дифференциации доходов и, в первую очередь, в реальном выражении.

В следующие несколько лет рост российской экономики был во многом связан с благоприятной внешней конъюнктурой, которая проявлялась в высоких ценах на основные сырьевые товары, экспортируемые российскими предприятиями (нефть, газ, металлы) и стабильном спросе на них. Цены на нефть за период с 1999 по 2011 год выросли в 6-7 раз, в то время как объемы поставок, в том числе экспортных, увеличивались значительно медленнее: рост экспорта нефти вырос на 80% с 1999 по 2004 года, после чего стабилизировался, экспорт нефтепродуктов вырос примерно на 130%, а экспорт газа оставался практически стабильным в течение всего периода после 1999 года. Таким образом, рост экспортной выручки был связан именно с ценовым фактором. Аналогичная ситуация, хотя и в меньших масштабах, имела место и для некоторых других российских экспортных товаров, в том числе металлов. Такой рост доход через различные механизмы перераспределения транслировался и в другие сектора экономики, в том числе приводил к росту доходов населения. Однако это распределение было



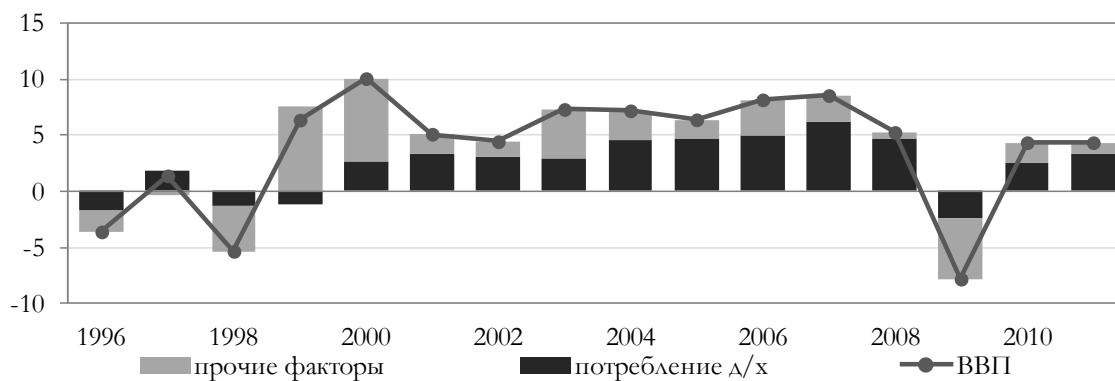
неравномерным. В том числе обострились различия между группами, выделяемыми не только по доходу, но и по другим признакам, в том числе территориальному. Изменение доходов приводило к адаптации групп населения к новым ценам предложения и покупок при новых доходах.

Для целей настоящей работы важно выяснить то, какое влияние имел быстрый рост экономики на динамику доходов населения и инфляцию, а самое главное как это рост сказывался на распределении населения по доходу, в первую очередь в реальном выражении. Для ответа на эти вопросы необходимо несколько подробнее обратиться к структуре экономики, а также коротко описать основные направления экономической политики того времени, которые могли стать причинами сдвигами в доходной структуре российского населения. Меры экономической политики существенно влияют, как на распределение номинальных доходов, так и на динамику роста цен, приводят к перераспределению доходов в реальном выражении [35, 115].

Известно [36, 75], что российская экономика характеризуется высокой зависимостью от нефтегазовых доходов. Эта зависимость проявляется, в том числе, в высокой и постоянно растущей доле сырьевого экспорта в общем объеме, а также ростом доли доходов от нефти и газа (НДПИ и экспортных пошлин) в доходах федерального бюджета.

Структура роста российской экономики свидетельствует о том, что основной вклад (до 2/3 всего роста ВВП) вносило конечное потребление домашних хозяйств – рост этого показателя опережал ВВП и составлял в среднем более 10% в год (см. Рисунок 2). Среди причин ускоренный рост доходов населения, а также значительная кредитная экспансия. Общая задолженность домашних хозяйств в России в с 1999 по 2011 годы увеличилась многократно – с 0,5 до 10% ВВП, а номинальный рост кредитования составлял около 60% в год.

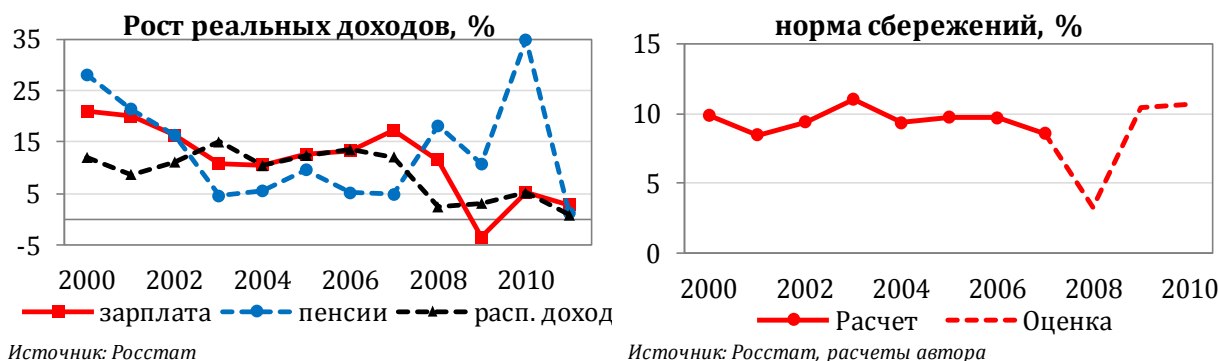




Источник: Росстат, расчеты автора

Рисунок 2. Рост ВВП по компонентам, %

Как уже отмечалось, рост реальных располагаемых доходов населения в указанный период был весьма значительным – около 9% в год, а рост зарплат еще более быстрым – более 11% (см. Рисунок 3). Но быстрее всего росли пенсии – в среднем на 13,5% в год, однако их рост был крайне неравномерным и в основном пришелся на период после 2008 года, когда рост пенсии стал важным инструментом социальной политики, что позволило увеличить коэффициент замещения (отношение средней зарплаты к средней пенсии) с 23% в 2007 до 35% в 2010 году.



Источник: Росстат

Источник: Росстат, расчеты автора

Рисунок 3. Рост реальных доходов и норма сбережений, %

Рост зарплат был также неравномерным, но не столько по времени, сколько по доходным группам, отраслям и другим признакам. Причем, в начале 2000-х неравномерность зарплат превышал неравномерность доходов почти в 3 раза. В 2001 году значение коэффициента фондов (КФ - средняя зарплата в 10-й децильной группе к средней зарплате в 1-й) по зарплате достигал 40, однако впоследствии быстро снижался и в 2009 году уже был ниже КФ по доходам, который за этот же период плавно возрастал [51].



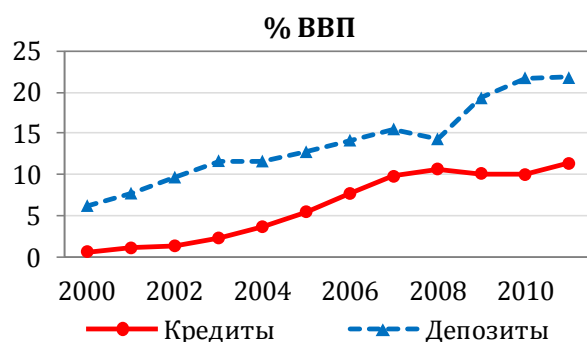
Норма сбережений российских домашних хозяйств в предкризисный период была достаточно стабильной и колебалась на уровне около 10%. К сожалению, данные за период 2008-2011 не позволяют точно оценить этот показатель в следствие изменений методики учета доходов от продажи недвижимости. Тем не менее, можно с уверенностью констатировать, что российские домашние хозяйства отреагировали на кризис резким уменьшением нормы сбережений, поддержав тем самым уровень потребления от резких скачков. По всей видимости, в 2010-2011 норма сбережений восстановилась и даже превзошла предкризисный уровень.

Структура сбережений, однако, остается достаточно консервативной – в основном сбережения хранятся в форме вложений в банковские депозиты (около 2/3 всего объема), другая значительная часть (порядка 1/4) хранится в форме наличных денег, и лишь оставшаяся величина в ценных бумагах – акциях и облигациях. К сожалению, мы говорим только о сбережениях в форме финансовых активов, причем рублевых. Надежных данных о запасах валюты на руках у населения, как и стоимости имеющейся недвижимости в нашем распоряжении нет. Существующие данные о движении валюты позволяют оценить, что прирост сбережений в этой форме в настоящее время незначителен, хотя еще в середине 2000-х годов доля продажи валюты составляла до 8% всех доходов населения (Росстат учитывает валовую продажу валюту в доходах). Незрелость рынка недвижимости и ипотечного кредитования, приводящие к высоким ценам, не позволяет рассматривать этот актив как массовый инструмент сбережений, доступный для широкого круга домохозяйств.

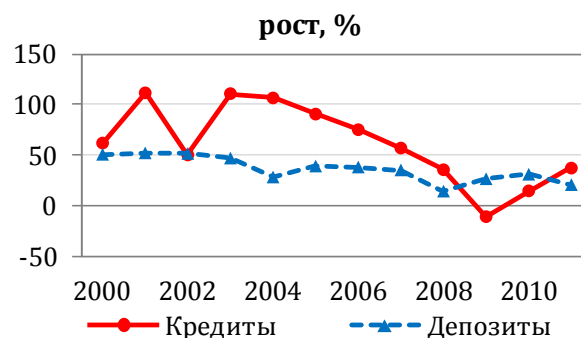
Как уже отмечалось выше динамика потребительского кредитования в середине 2000-х годов характеризовалась высокими темпами роста (Рисунок 4). В то же время объем депозитов рос несколько медленнее и значительно более стабильными темпами – около 50% в год в период 2000-2003 и 40% в 2005-2010. Некоторые годы характеризовались замедлением темпа роста депозитов – прежде всего 2004, 2008 и 2011. В 2004 году в российской банковской системе наблюдались некоторые кризисные явления, связанные с



подрывом доверия вкладчиков к банкам [35]. Общий объем депозитов всегда превышал объем выданных домашним хозяйствам кредитов и в последние годы этот разрыв продолжал увеличиваться. Таким образом, недостаточный по сравнению с развитыми странами уровень развития потребительского кредитования может в последующем негативно сказаться на росте потребления.



Источник: ЦБР, расчеты автора



Источник: ЦБР, расчеты автора

*Рисунок 4. Динамика кредитов и депозитов населения*

На фоне быстрого роста доходов домашних хозяйств их расходы также росли значительными темпами. Накануне кризиса, в 2007 году рост оборота розничной торговли в реальном выражении достиг 15%, а в среднем за период 2000-2011 гг. этот показатель рос на 10% в год – быстрее, чем рост доходов, но медленнее, чем средний рост зарплат (Рисунок 5). Причем объем торговли непродовольственными товарами оказывался значительно более волатильным, чем торговли продуктами питания – в благоприятные годы характеризовался более быстрым ростом, но в кризис сократился на большую величину. Это вполне соответствует общему представлению о том, что непродовольственные товары характеризуются большей величиной эластичности по доходу. Общий объем розничного товарооборота вырос за 12 лет на 175%, в том числе рост продаж непродовольственных товаров на 215%, а продуктов питания на 133%. Особенно быстрый рост начался после 2004 года, в котором наблюдалось некоторое замедление роста торговли.



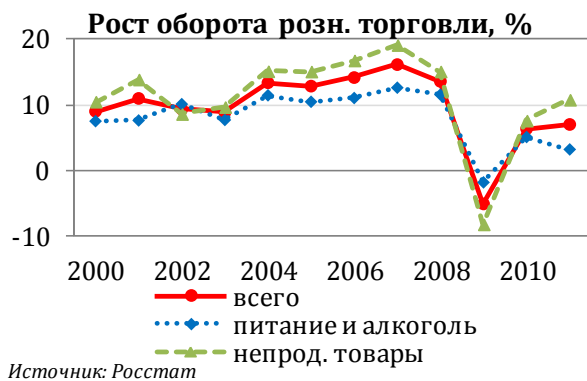


Рисунок 5. Рост оборота торговли и объема платных услуг.

В то же время рост объема платных услуг населению рос существенно медленнее, чем оборот торговли – средний темп роста за год составлял всего 4,5%. Причиной тому стал очень медленный рост потребления основных услуг – транспорта и ЖКХ. В то же время, движимый бурным развитием рынка мобильной связи и доступа в интернет общий объем услуг связи рост темпом свыше 15% в год – наибольшим среди всех услуг, что привело к увеличению этого рынка за период 2000-2011 гг. в 6 раз. Общий объем рынка платных услуг за этот период увеличился всего на 60% (17% для транспорта и 31% для услуг ЖКХ).

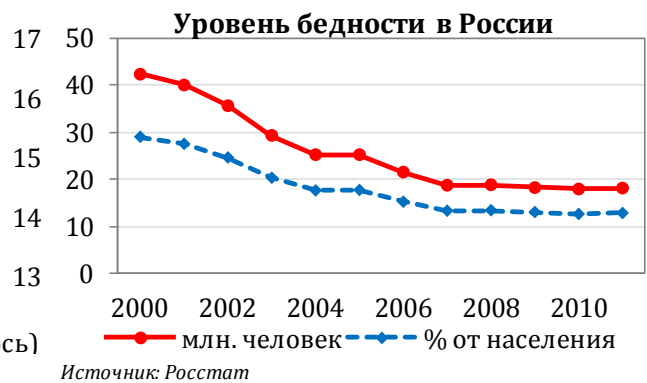
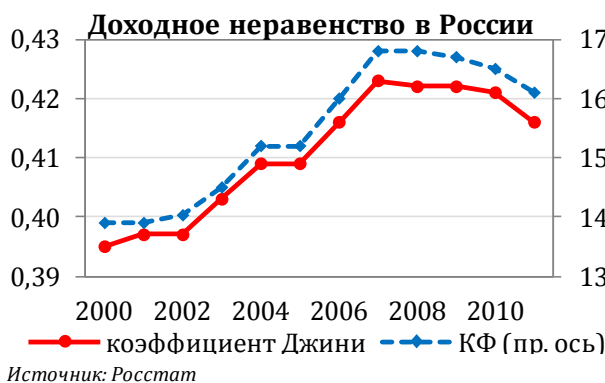


Рисунок 6. Динамика доходного неравенства и бедности

Значительный рост ВВП и доходов населения относительно слабо сказался на динамике расслоения по доходам публикуемого в официальной статистике [51] – по сравнению с 1990-м годами в 2000-х оно изменялось значительно медленнее. Тем не менее, общая динамика была возрастающей (Рисунок 6). Два периода: 2002-2004 гг. и 2006-2008 гг. характеризовались сравнительно быстрым ростом расслоения – это как раз те периоды, в которые рост пенсий значительно отставал от других форм дохода. Однако

после 2008 года рост доходного неравенства сменился его падением, как раз в период быстро роста пенсий и некоторых других социальных пособий. Эти факты еще раз свидетельствуют о том, что динамика расслоения населения по доходам в России крайне чувствительно к различным социальным программам.

Официальная динамика уровня бедности, то есть числа людей с доходами ниже величины прожиточного минимума, не вполне согласовывалась с динамикой доходной дифференциации. Несмотря на рост последней, уровень бедности стабильно и достаточно быстро снижался в течение всего периода, начиная с 2000-х и до кризиса 2008 года. Однако начиная с этого периода уровень бедности стабилизировался и практически не изменялся даже несмотря на быстрый рост пенсий.

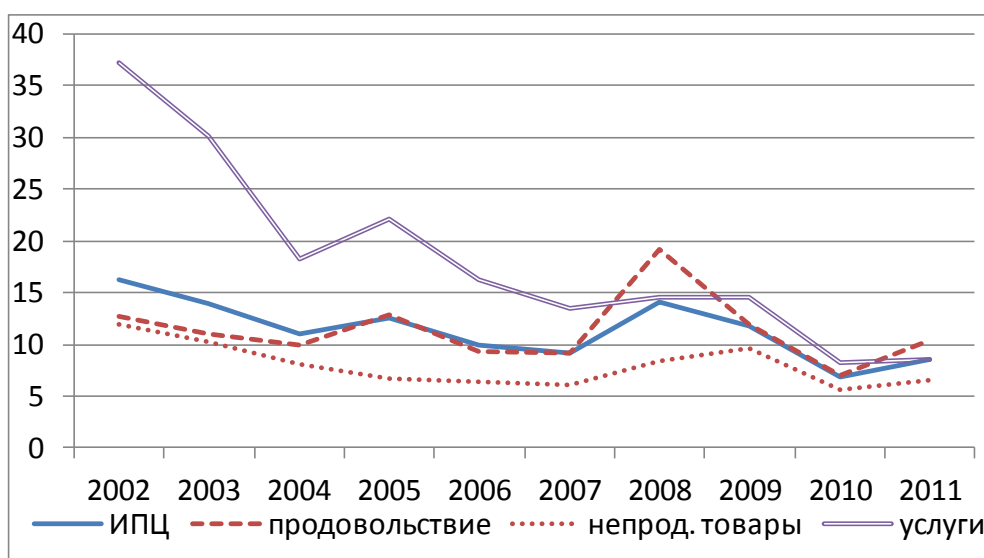


Рисунок 7. Динамика инфляции (прирост ИПЦ в среднем за год)

Инфляция в рассматриваемый период была несколько повышенной, но в целом умеренной (Рисунок 7). В дальнейших расчетах используем среднее значение ИПЦ за год (среднее из месячных ИПЦ в годовом выражении) в отличие от более традиционного измерения инфляции в форме декабрь к декабрю. Из графика на рисунке следует, что общий уровень инфляции в целом снижался на протяжении рассматриваемого периода, однако характеризовался рядом скачков. Так, после локального спада инфляции в 2004-м году, в 2005 году наблюдался некоторый рост, который в





большем масштабе повторился в кризисном 2008 году. Отметим, что 2004, 2007 и 2010 – это годы локального спада инфляции.

В целом, на протяжении рассматриваемого периода динамика общего ИПЦ во много определялась динамикой ИПЦ по продовольственным товарам. Тенденции этих индексов совпадают – скачки в продовольственном ИПЦ всегда приводили к скачкам в общей инфляции. А для ряда лет очень близкими оказались и численные значения (2005-2007, 2009-2010), причем для 2009 и 2010 совпадение оказалось практически точным – разница не превышает 0,1 п.п.

Этот факт представляется весьма интересной особенностью инфляционной динамики российской экономики, поскольку доля продовольственных товаров в потребительской корзине для расчета ИПЦ хотя и наибольшая, но отнюдь не доминирующая (37-45%). Более того, эта доля постоянно снижается и в 2012 году уже практически сравнялась с долей непродовольственных товаров.

Возможно, указанное явление является следствием довольно автономной динамики двух других составляющих ИПЦ – непродовольственных товаров и услуг, которые практически уравновешивали друг друга. Продовольственная инфляция традиционно тесно связана с динамикой цен на продовольственные товары на мировых рынках в силу большого объема внешнеторгового оборота по основным продовольственным товарам в России (зерно, мясо).

Динамика цен на непродовольственные товары, которые в структуре потребления россиян во многом импортные, скорее привязана к курсу рубля, потому как цены на такие товары на мировых рынках, не будучи привязанными к урожаю и другим случайным факторам гораздо стабильнее. В силу особенностей политики ЦБ, направленной на контроль над номинальным курсом рубля, в течение периода с 2000 по 2007 происходило реальное укрепление российской валюты, что и привело к умеренному и относительно стабильному росту цен на непродовольственные товары. Однако, начиная с 2008 года, ЦБ постепенно ослаблял контроль над курсом,



в результате чего динамика ИПЦ по непродовольственным товарам оказалось значительно более согласованной с динамикой общего ИПЦ.

В первой половине 2000-х годов основной вклад в общий рост цен вносила инфляция услуг, во многом коммунальных, которые занимают примерно  $\frac{1}{4}$  объема всех услуг в общей корзине ИПЦ. Цены на эти услуги определяются регулируемыми тарифами, которые росли быстрыми темпами, опережающими общую инфляцию. Тем не менее, 2004, 2007 и 2010 годы являются точками локального снижения инфляции и для услуг.

Среди прочего ИПЦ используется для расчета динамики реальных доходов населения – изменения доходов, скорректированных на инфляцию, то есть показателя, который должен отражать изменение покупательной способности денежный (или иных) доходов за определенный период времени. В методических положениях Росстата [48] указано, что для этих целей должны использоваться сводные индексы потребительских цен или дифференцированные по группам населения с различным уровнем доходов. Официальные органы статистики признают, что инфляция может различаться в зависимости от уровня дохода. Информация об ИПЦ, дифференцированных по доходным группам, рассчитываемых Росстатом, очень ограничена, а методика их расчета изложена чрезвычайно кратко. В соответствующем разделе «Методологических положений...» [47] указывается лишь тот факт, что «на федеральном уровне разрабатываются структуры потребительских расходов населения, рассчитанные по группам населения с различным уровнем доходов (децильные группы), и на их основе разрабатываются 10 сводных индексов потребительских цен в разрезе этих групп населения». Из этой формулировки следует, что рассчитываемые индексы по децильным группам различаются только структурой (весами) товаров и услуг в корзине, но не ценами и их индексами по отдельным позициям или укрупненным категориям. Обнаружить сведений о применении таких дифференцированных по доходным группам индексов потребительских цен для расчета реальных доходов населения по отдельным группам не удалось. В доступных официальных источниках имеются



индексы за ряд лет только для первой (с наименьшими доходами) и десятой (с наибольшими) децильных групп [51, 52]. Отсутствие полной информации в официальных публикациях по последствиям для пользователя близко к отсутствию таких данных [5]. Насколько известно, расчет этих индексов осуществляется на основе тех же цен товаров-представителей, что и общий ИПЦ, но с весами, отражающими структуру потребления соответствующих доходных групп. Причем, судя по всему, принимаются во внимание не только различные соотношения крупных групп (продовольствие, непродовольственные товары, услуги), но и отдельных товарных позиций внутри них.

*Таблица 1. Динамика ИПЦ по доходным группам по методике Росстата, %*

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
<b>ИПЦ</b>									
1-я группа (с наименьшими доходами)	16.6	13.9	13.3	12.3	9.8	15.1	15.8	9.3	11.8
общий	<b>15.1</b>	<b>12.0</b>	<b>11.7</b>	<b>10.9</b>	<b>9.0</b>	<b>11.9</b>	<b>13.3</b>	<b>8.8</b>	<b>8.8</b>
10-я группа (с наибольшими доходами)	14.4	11.2	10.6	9.8	8.3	10.0	11.4	8.4	7.1
<b>ИПЦ по продовольственным товарам</b>									
1-я группа (с наименьшими доходами)	10.9	12.1	12.6	8.6	8.2	18.0	17.7	5.0	14.7
общий	<b>11.0</b>	<b>10.2</b>	<b>12.3</b>	<b>9.6</b>	<b>8.7</b>	<b>15.6</b>	<b>16.5</b>	<b>6.1</b>	<b>12.9</b>
10-я группа (с наибольшими доходами)	11.3	9.8	12.1	9.7	9.2	14.4	15.8	6.6	11.7
<b>ИПЦ по непродовольственным товарам</b>									
1-я группа (с наименьшими доходами)	11.6	9.9	7.8	7.1	7.1	7.8	11.0	12.6	6.1
общий	<b>10.8</b>	<b>9.2</b>	<b>7.4</b>	<b>6.4</b>	<b>6.0</b>	<b>6.5</b>	<b>8.0</b>	<b>9.7</b>	<b>5.0</b>
10-я группа (с наибольшими доходами)	10.1	8.8	7.1	5.9	5.5	5.8	6.5	8.6	4.7
<b>ИПЦ по услугам</b>									
1-я группа (с наименьшими доходами)	40.8	23.8	20.4	26.2	15.5	14.2	15.4	15.8	10.7
общий	<b>36.2</b>	<b>22.3</b>	<b>17.7</b>	<b>21.0</b>	<b>13.9</b>	<b>13.3</b>	<b>15.9</b>	<b>11.6</b>	<b>8.1</b>
10-я группа (с наибольшими доходами)	33.6	20.9	16.0	18.7	13.2	12.9	16.6	9.9	6.7

Анализируя динамику опубликованных Росстатом ИПЦ по отдельным группам в разбивке продовольственные/непродовольственные товары и услуги (Таблица 1), можно прийти к выводу, что инфляция для более бедных категорий населения устойчиво выше, чем для более богатых. По ИПЦ разрыв составляет от 1-1,5 п.п. в 2002-2006 и 2009-2010 гг. до 4-5 п.п. в 2007 и 2008 гг., когда инфляция была повышенной. По отдельным укрупненным группам ситуация менее стабильная – для ряда лет это соотношение не выполняется, но средний рост цен в 1-й группе оказывается выше, чем в 10-й.



Таким образом, хотя признается необходимость использования дифференцированных по доходным группам индексов потребительских цен для целей расчета реальных доходов населения, но индексы рассчитываются по упрощенной методике, учитывая только различия в структуре потребления товаров и услуг, но не в ценах покупок. В настоящий момент для официального дефлирования доходов используется общий индекс потребительских цен.

Стоит отдельно подчеркнуть, что целью диссертационной работы не было повторение или уточнение официальных расчетов в силу несопоставимости методик и отсутствию широкого применения рассчитываемых Росстатом индексов. По всей видимости, их расчет был вызван осознанием важности проблемы, однако использовались они для «внутренних» расчетов, не получив продолжения в официальных расчетах. По крайней мере, нам не удалось обнаружить упоминания об официальных оценках динамики реальных доходов для доходных групп населения. Отметим, однако, что полученные в работе результаты в целом не противоречат официальным данным, подтверждая тезис о том, что инфляция для групп населения с низкими доходами оказывается существенно выше, чем для групп с высокими.

Таким образом, можно сделать вывод, на развитие российской экономики в целом и потребительского сектора в частности в течение периода с 2002 по 2010 гг. оказывало влияние множество различных факторов. Выделение из них ключевых на данном уровне анализа не представляется возможным, поэтому полученные в настоящем исследовании результаты не могут интерпретироваться как следствие одного и нескольких явлений, но всей совокупности процессов имевших место в макроэкономике в этот период их взаимодействия.

Тем не менее, можно отметить очевидные факты, которые не могут не приниматься во внимание при интерпретации результатов моделирования. Так кризис 2008 года проявился в значительном снижении доходов, но снижение потребления было значительно меньшим, что привело к



уменьшению нормы сбережений. 2007 год накануне кризиса характеризовался пиковыми значениями целого ряда показателей. 2004 и 2005 гг. во многом были «переходным» периодом от предыдущей модели роста, основанной на восстановлении экономики от прошлых кризисов, к новой, движимой благоприятной внешней конъюнктурой. В эти годы целый ряд показателей – объем депозитов, рост доходного неравенства, потребительская инфляция испытывали отклонения от общей тенденции, наблюдавшейся в соседние годы.

Кроме того, с 2004 года были введены новые правила расчета НДС и экспортных пошлин на природные ресурсы, что привело к быстрому росту нефтегазовых доходов федерального бюджета и накоплению средств в Стабилизационном фонде. Хотя это не сказалось непосредственно на изменении структуры расходования бюджетных средств, в долгосрочной перспективе это, возможно, повлияло на потребительское поведение домохозяйств через изменение структуры их доходов.

Все эти факторы могли и оказали значительное влияние на изменение потребительского поведения в течение рассматриваемого периода с 2002 г. по 2010 г. Так, общий рост средних доходов приводил к улучшению уровня жизни, однако значительные структурные сдвиги сказывались на распределении доходов населения. Различным был доступ к кредитным ресурсам, волатильность обменного курса рубля сказывалась на изменении относительных цен импортных товаров. В результате цены на различные категории товаров росли разными темпами. Это приводило к тому, что инфляция значительно дифференцировалась для различных категорий населения, в зависимости от их потребительских предпочтений и, в первую очередь, от дохода. По макроэкономическим данным оценить такую дифференциацию невозможно – для этого необходимо привлекать данные выборочных обследований. Однако, данные на макроуровне позволяют описать основные тенденции, выделить кризисные и переходные периоды, наметить точки структурных сдвигов.



## 1.4. Качественное обоснование эндогенности цен покупок

В научной и учебной литературе существуют несколько принципиально различающихся подходов к анализу и моделированию поведения потребителей, под которыми обычно понимаются отдельные индивидуумы или домашние хозяйства. Наиболее известная и продвинутая версия теории такого поведения базируется на предположении, согласно которому оно соответствует максимизации потребителем своей функции полезности на его бюджетном ограничении при экзогенно заданных для потребителя ценах и уже определенных общих потребительских расходах. Последние определяются в рамках специальных модельных построений, характеризующих взаимосвязанную динамику расходов, ожидаемых доходов и цен, сбережений, заимствований и возврата долгов домашнего хозяйства.

Предположение об экзогенности цен на покупаемые товары и услуги вполне оправдано микроэкономическим и статическим рассмотрением проблемы, когда индивидуальный потребитель не оказывает влияния своим спросом на цены. Однако на практике потребление может быть устроено иначе. Потребитель, предъявляя спрос на тот или иной товар или услугу из некоторой группы, одновременно с выбором требуемого количества товара и качества (категории, торговой марки и т.д.), во многих случаях имеет возможность выбрать и цену, по которой товар (услуга) покупается. Выбор не минимальной цены не вступает в прямое противоречие с предположением о рациональности индивида, может быть объяснен целым рядом факторов, подробное рассмотрение которых, как правило, опускается в классических микроэкономических моделях. Так, некоторые категории потребителей готовы платить более высокую цену за товары (пусть даже и того же качества), желая, например, сэкономить время покупки (то есть приобретая в ближайшем магазине, где цены могут отличаться), или получить более высокий уровень сервиса (покупая в магазине более высокого класса). Другими мотивами могут быть желание избежать дополнительных транзакционных издержек по поиску наилучшей цены или из соображений



учета требований коллективного характера использования товара. Результат такого выбора цен покупок будем называть эндогенными ценами, то есть определяемыми в процессе покупки, в отличие от традиционного подхода, имеющего дело с экзогенными ценами.

Для коротких периодов экзогенность цен предложения, по-видимому, оправдывается и при рассмотрении поведения групп потребителей или их совокупности в масштабах экономики страны или ее региона. Однако такая экзогенность цен не эквивалентна, по нашему мнению, равенству цен покупок по группам товаров для различных, предполагаемых однородными групп потребителей. То есть разные категории (классы) потребителей внутри своей группы могут не оказывать влияния на цены предложения конкретных товаров и услуг, но сами цены покупок, которые они реализуют в результате своего выбора, могут достаточно сильно различаться в зависимости от целого ряда характеристик этой категории потребителей – уровня их доходов или расходов, региона проживания, типа населенного пункта и т.д.

В условиях, когда цены покупок на группы товаров и услуг для разных групп потребителей существенно различаются и в динамике изменяются веса численностей таких групп и их доходов в их общей совокупности, моделирование макроэкономического потребительского поведения совокупности домашних хозяйств как поведения одного представительного агента может оказаться не учитывающим существенные и динамичные стороны изучаемого объекта. Поэтому должна быть подтверждена или опровергнута гипотеза об эндогенности (или экзогенности) рыночных цен, с которыми сталкиваются домашние хозяйства. Эта гипотеза должна быть корректно сформулирована. В зависимости от того, оправдается ли она или будет отвергнута, можно будет уточнять и развивать постановку проблемы макроэкономического и макроструктурного моделирования и прогнозирования потребительских расходов домашних хозяйств.

Проблема эндогенности цен тесно связана с проблемой выбора потребителем качества продукта. Традиционно во многих моделях цена рассматривается как сигнал качества продукта [93, 94, 101, 114], которое при



покупке во многих случаях не может быть определено покупателем. Таким образом, выбор цен покупок для разных категорий потребителей может быть свидетельством различного предпочтения качества, на которое они ориентируются по ценам. Эта проблема не является целью нашего исследования, в нашем предположении более высокие цены покупок для некоторых групп домохозяйств могут быть вызваны в том числе разным качеством процесса покупки, чем самого товара (например, расположение магазина, дополнительные услуги, включенные в цены товаров и т.д.).

Экономическая теория не конкретизирует то, для какого набора товаров и услуг она описывает потребительское поведение одного домашнего хозяйства или некоторой их совокупности. Такая конкретизация неизбежно делается в исследованиях эмпирической направленности, использующих статистические данные. Структура последних относительно консервативна и накладывает ограничения на область практического использования соответствующей теории. Однако, из общих соображений очевидно, что множество товаров и услуг, на котором конкретное домашнее хозяйство способно формировать и реализовать свои предпочтения, не является универсальным, изменяется со временем, зависит от многих его характеристик. Для отдельного домашнего хозяйства анализ его потребительского поведения неизбежно сводится к вербальному его описанию. Возможности моделирования такого поведения возникает при выделении и рассмотрении группы потребителей, предполагаемой однородной.

Целесообразности выделения таких групп и применения к ним теории, использующей функции полезности, посвящена Глава 18 «Руководства по индексу потребительских цен: Теория и практика», подготовленному рядом международных организаций [77]. Но применение такого подхода наталкивается на серьезные практические трудности. Во многом эти трудности связаны с дифференцированием товаров по качеству, которое трудно наблюдаемо, но, очевидно, принимается потребителями в расчет при принятии потребительских решений.





Проблема оценки качества приобретаемых товаров многократно обсуждалась в экономической литературе. Наше исследование, опирающееся на данные микроэкономических панельных обследований, не подразумевает разделение товаров по качеству еще и в силу ограниченности статистической информации. Номенклатура товаров в таких обследованиях достаточно укрупнена и не предполагает выделения категорий качества внутри отдельных наименований товаров. Фактически, такие обследования в силу особенности методики их проведения игнорируют дифференциацию по качеству продуктов внутри одной группы.

Вопросы моделирования поведения потребителей уже в последние годы рассматривались многими авторами, в том числе при обсуждении принципов расчета индекса потребительских цен (ИПЦ) и индекса стоимости жизни. В первую очередь необходимо отметить работы таких экономистов и статистиков как Балк (Balk), Дален (Dalen), Дитон (Deaton), Диверт (Dievert), Хилл (Hill), Триплетт (Triplett) и Турвей (Turvey). Ими, в частности, отмечались различия функций полезности и средних цен покупок или индексов цен по группам товаров и услуг (благ) для классов потребителей, необходимость учета динамики цен в базовом и текущем периодах, а не только уровней цен текущего периода. Но методы и модели, в которых бы учитывались эти особенности исследуемого объекта, при этом не предлагались.

В исследованиях, использующих российские данные, отмечают и характеризуются различия цен, по которым потребители приобретают товары из одной группы. Так Варшавский А. Е. в работе, посвященной исследованию внутреннего рынка продуктов питания, [12] приходит к заключению о сегментации рынка пищевых продуктов, характеризуемой двумя тенденциями: «рост цен и качества – для богатых, снижение качества при постоянной цене – для бедных». Очевидно, что эти тенденции проявляются в дифференциации средних цен покупок для потребителей с разными доходами.



Различие цен, по которым приобретаются товары и услуги различными группами домашних хозяйств было осознано и в теоретическом плане. Петер Калман в двух своих работах [93, 94] включил в число аргументов функции полезности не только приобретаемые или потребляемые количества  $q_1, \dots, q_n$  товаров и услуг, но их цены  $p_1, \dots, p_n$ . Такое включение Калман мотивировал, ссылаясь на работы Маршака [100]; Веблена [111] и других экономистов, в которых цены покупок связывались с качествами приобретаемых благ. Калман показал, что такое обобщение понятия «функция полезности» приводит к возможности получения неоднородных по ценам и суммарным расходам функций спроса на блага. Но в работах Калмана и позднее, в работах других экономистов эта идея не была развита, не доведена до выбора класса соответствующих функций полезности  $U(q;p)$  и спроса, до методов оценки их параметров по реально доступным статистическим данным.

Применяемые при построении функций спроса модели и методы, как правило, используют гипотезу однородности функции полезности. Редкое исключение представляет статья Феенстра и Рейнсдорфа [86]. В ней показана возможность введения при некоторых предположениях индекса цен Дивизиа для неоднородной системы функций спроса, соответствующих теории потребительского поведения, предложенной Дитоном и Мельбауром [79]. Однако в AIDS–модели цены по группам благ рассматриваются как экзогенно задаваемые.

Предположение об однородности функций спроса в неявном виде принимается и используется и при определении структуры статистических данных, получаемых в результате выборочных обследований доходов и расходов домашних хозяйств. В таких первичных и итоговых данных есть расходы в текущих ценах по группам товаров и услуг или их доли в расходах (или доходах), но нет сведений о ценах покупок или о количествах приобретаемых товаров и услуг (хотя бы в ценах базового периода). Очевидно, что для многих групп товаров невозможно получить данные, характеризующие их покупки или потребление в натуральных единицах. Предполагать, что домашние хозяйства самостоятельно могут учитывать



свои расходы не в текущих ценах приобретения, а в ценах некоторого базового например, предшествующего, периода, было бы также нереалистично.

В этих условиях представляется важным проанализировать возможности выявления так называемой эндогенности цен, по которым домашние хозяйства приобретают товары и услуги, сгруппированные в принимаемые статистическими ведомствами группы. Как об этом уже говорилось, эндогенность может быть следствием различий в детальных товарных структурах таких групп, реально доступных разным потребителям, дифференциации функций полезности для разных групп потребителей и различной оценки потребителями соотношения цена/качество блага. Если гипотеза эндогенности цен не будет отвергнута на стадии анализа доступных статистических данных, то тогда задачу разработки теории поведения потребителей, учитывающих такую эндогенность, можно будет рассматривать как потенциально актуальную.

Трудности выработки постановки такой задачи очевидны. В ней можно использовать макроэкономические сведения о ценах или индексах цен в базовом (предшествующем) периоде, индивидуальные оценки потребителями цен по группам приобретаемых ими в базовом периоде благ и некоторых средних цен по таким группам в текущем периоде. Но цены и, следовательно, расходы в текущих ценах должны для однородных групп домашних хозяйств моделироваться без использования предположения об экзогенном задании или определении цен их покупок. Последнее означает, что проблема моделирования и прогнозирования потребительских расходов не может решаться без учета совместного влияния спроса домашних хозяйств, дифференцированного по их однородным группам и формирующегося одновременно с суммарными расходами и ценами покупок, и предложения товаров и услуг с ценами предложения по конкретным товарным позициям.

Теоретический интерес к этой стороне проблемы объясняется тем, что гипотеза равновесия спроса и предложения на рынке потребительских благ в



макроэкономических моделях формализуется в ее статическом варианте и для представительного потребителя, фактически не изменяющего свои характеристики. Между тем для реальных потребителей такое поведение, характеризуемое в экономической теории в терминах функций полезности, может изменяться как следствие существенных изменений их реальных доходов, прогнозов потребителями их динамики, цен предложения, структуры имущества и появления новых товаров.

В условиях динамичности соответствующих процессов сама гипотеза неизменности функций полезности и спроса для однородных групп потребителей требует анализа и статистической проверки. Последняя, по-видимому, столкнется с существенными затруднениями, если будет принимать априорное допущение равенства индексов цен по группам товаров для выделяемых в практической статистике групп домохозяйств.

Для статистической проверки дифференциации индексов цен покупок и возможности их последующего применения в моделировании и прогнозировании потребительского поведения в настоящей диссертации были последовательно решены ряд задач, сформулированных во введении работы. В следующих главах обсуждаются особенности совместного использования информации двух выборочных обследований и макроэкономической статистики ИПЦ. Получаемые с их помощью межгрупповые индексы цен покупок продуктов питания по данным ОБДХ используются в дальнейших расчетах межвременных индексов цен покупок для доходных групп домохозяйств.



## **Глава 2. Статистическая основа анализа эндогенности цен покупок и оценивания дифференцированных по доходным группам домохозяйств индексов потребительских цен**

В этой главе рассматриваются ключевые особенности имеющихся массивов информации и проблемы, возникающие при их использовании для решения поставленных в данном исследовании задач. Они определили дальнейший ход исследования и потребовали решения промежуточных задач, в том числе проверки гипотезы экзогенности цен по данным RLMS, разработки и реализации метода подготовки данных для совместного использования информации из выборочных обследований ОБДХ Росстата и RLMS. Разработанные с помощью предложенного метода данные используются в Главе 3 при моделировании индексов потребительских цен для доходных групп российских домашних хозяйств и в расчетах показателей потребительской инфляции для обследуемого населения страны.

### **2.1. Доступные статистические данные о потребительском поведении российских домашних хозяйств и проблемы, возникающие при целевом использовании**

Возможность анализа и моделирования структуры расходов населения критически зависит от доступной статистической информации. При прогнозировании такой структуры не представляется возможным ограничиться лишь макроэкономическими данными – необходим более точный инструмент. Анализ динамики расходов, как на отдельные продукты, так и на крупные их группы показывает достаточно сильную волатильность структуры расходов. Для ее учета необходимо привлечение дополнительных микроэкономических характеристик и параметров исследуемого объекта, которые можно получить, используя результаты выборочных обследований.

Общая характеристика выборочных использованных выборочных обследований приведена в Главе 1. В настоящем разделе мы остановимся на ключевых особенностях и проблемах использования имеющихся массивов



информации, которые определили дальнейший ход исследования и пробовали решения промежуточных задач, в том числе совместного использования информации из двух выборок.

Ключевым с точки зрения моделирования дифференцированной по доходным группам потребительской инфляции является отсутствие в ОБДХ доступных данных об индивидуальных ценах покупок, необходимых для проверки гипотезы эндогенности цен и для моделирования, в случае принятия этой гипотезы [50]. В то время как такая информация, возможно, собирается в рамках обследования. В статистике цен продаж данных о ценах покупок для различающихся потребителей также нет. В данной диссертации предлагается механизм дополнения информации ОБДХ, в том числе в части цен покупок, с помощью данных RLMS, в которых такие цены доступны. Для решения вопроса о возможности такого дополнения и способа распространения информации одного обследования на данные другого необходимо сопоставить их структуру, методику проведения, а также параметры самих выборок. Опыт подобного совместного использования данных нескольких выборочных обследований в доступной научной литературе и методических разработках, насколько нам известно, не отражался и, возможно, он просто отсутствует.

С точки зрения анализа существенной проблемой также может стать сложная ситуация с панельной структурой данных ОБДХ. Формально, эти данные имеют все признаки панели – многие домашние хозяйства наблюдаются в течение нескольких периодов времени и имеет одинаковый индивидуальный идентификатор. В такой ситуации теоретически возможно применение методов анализа панельных данных с поправкой на естественное истощение панели. Однако в реальности Росстатом осуществляется очень специфический «ремонт панели», то есть замена выбывших домашних хозяйств новыми. Проблема в том, что новым респондентам, которые могут быть совсем не похожими на выбывшие по своим свойствам, присваивается старый идентификационный номер. Поэтому фактически, рассмотрение



таких данных как панель без явного указания на то, какие именно наблюдения были заменены некорректно.

Действительно, в результате сопоставления данных в разных периодах обнаруживается, что домашнее хозяйство с одним и тем же номером может обладать разными характеристиками, которые из общих соображений должны оставаться относительно стабильными. Так в любых двух соседних периодах существует достаточно большое число семей (до нескольких процентов), для которых очень значительно отличается размер семьи (на 3-5 человек), а также номер децильной группы, к которой они принадлежат.

Возникают существенные проблемы с распространением данных ОБДХ на всю совокупность семей. Хотя Росстат и предлагает механизм перевзвешивания результатов обследования для более точного их соответствия параметрам генеральной совокупности, даже взвешенные результаты сильно отклоняются от данных макростатистики. Один из базовых параметров – средний доход – отличается на десятки процентов (в среднем в ОБДХ на 35% меньше, чем в БДДР). Более того, даже показатели, рассчитываемые на основе выборочного обследования, впоследствии существенно корректируются. Так, например, коэффициенты дифференциации населения по доходам (коэффициенты Джини и фондов) в агрегированных итогах, приводимых Росстатом [50], достаточно сильно отличается от величины этого показателя, публикуемого Росстатом в официальных справочниках [50].

RLMS, имеющий в своей структуре раздел, посвященный расходам домашних хозяйств на различные товары, является вторым источником информации, который отчасти восполняет пробелы официальной статистики. Обследование RLMS проводится в форме ежегодных интервью представителей домашних хозяйств и, в отличие от ОБДХ, не подразумевают заполнения дневников или журналов в течение периода времени. Структура вопросов RLMS состоит из нескольких основных разделов, среди которых представлены, в том числе, данные о расходах (раздел E) и доходах (раздел F) домохозяйства. В ряде исследований было показано, что на данных



выборочных обследований домашних хозяйств данных об общих расходах и доходах домашних хозяйств могут довольно значительно расходиться между собой [78]. Так как для анализа требовались в первую очередь данные о расходах на отдельные виды товаров, то в качестве информации о благосостоянии нами использовалась сумма расходов на все статьи из опросного листа RLMS.

Информация о расходах RLMS включает данные о приобретении продовольственных товаров, расходах на них и количества приобретенных товаров (57 позиций) в натуральном выражении (по 56 позициям, данные о жевательной резинке не имеют натурального выражения). Представлены данные о расходах на целый ряд непродовольственных товаров (одежда: детская и взрослая, техника, топливо и т.д.) и услуг. В силу значительно большей дифференциации непродовольственных товаров, а также более высокой степени агрегированности для них, так же как и для услуг (по естественной причине сложности измерения соответствующего показателя), приводятся данные о покупках лишь в стоимостном выражении.

Для продуктов питания (и только для них) можно получить индивидуальные данные о ценах покупок, что позволяет исследовать зависимость уровня цен покупок от других характеристик, в том числе, от уровня благосостояния (дохода).

Данные о расходах на покупку отдельных видов товаров и услуг собираются на основе различных временных горизонтов. Так, расходы на покупку продовольственных товаров фиксируются лишь за период недели, предшествующей интервью. Это вносит значимый случайный фактор - далеко не все (в том числе, регулярно потребляемые) продовольственные товары покупаются семьей каждую неделю. Таким образом, целый ряд позиций может быть опущен в обследовании при заполнении домашним хозяйством соответствующего журнала в силу малой длины временного интервала. Такие пропуски приводят к значительным различиям структур покупок для каждой семьи в соседних волнах опроса и значительно затрудняет межвременные сопоставления.





Покупки большинства непродовольственных товаров фиксируются на протяжении периода в три месяца; для услуг этот горизонт, как правило, равен одному месяцу. При такой форме опроса (ежегодное интервью) автоматически возникают два эффекта, влияющие на точность получаемых данных о расходах. Так увеличение рассмотренных выше горизонтов ведет к неполноте данных, в силу того, что интервьюируемый может просто не точно помнить все свои расходы несколько месяцев назад и упустить некоторые существенные траты. Недостаточная длина такого горизонта ведет к пропуску некоторых позиций просто в силу нерегулярности покупок каждой из них, кроме того, может иметь значения фактор сезонности.

Следует иметь в виду также отсутствие вопросов об общей сумме расходов на те или иные категории товаров и раздела «прочие расходы», как в общем, так и по категориям (например, прочие расходы на продовольственные товары). Хотя список вопросов представляется вполне исчерпывающим, наличие таких позиций также могло бы нести некоторую дополнительную информацию. Категория «питание вне дома» представлена очень кратко. Отдельно фиксируется информацию о расходах на эти услуги за неделю. Но суммарные данные о расходах на питание дома и вне дома (уже за месяц) сильно расходятся с суммой соответствующих статей из вопросника (расхождение может быть в обе стороны, без системы), что говорит о явной неточности собранных в результате опросов данных.

В процессе анализа данных RLMS были выявлены две основные проблемы, которые могут повлиять на результаты и точность оценивания параметров любых моделей. Первая - неполная система ответов. То есть ситуация, когда опрашиваемый указывал, что приобретал тот или иной продукт питания, но «забывал» указать количество или стоимость (или, реже, и то, и другое). Такое искажение занижает общую сумму расходов на не очень значительную величину (порядка одного или нескольких процентов). Вторая проблема, в отличие от первой, носит более содержательный характер (тогда как первая – скорее технический) и может быть названа «рыхлостью данных». Многие домашние хозяйства, особенно хозяйства с относительно

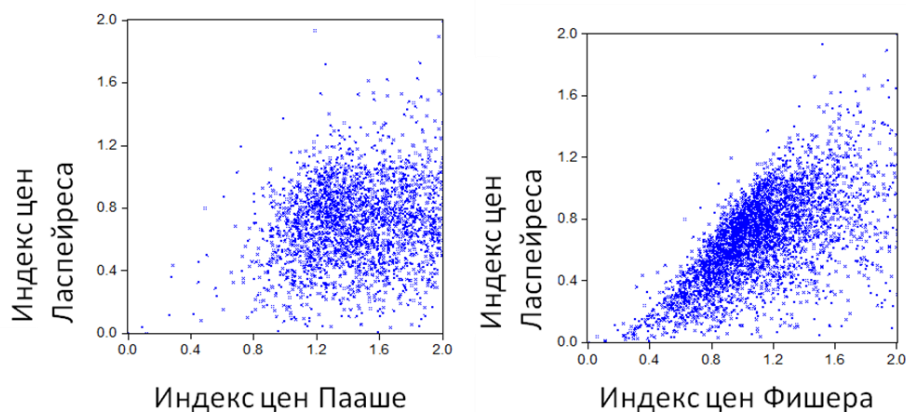


низким уровнем доходов/расходов, за отчетный период приобретали лишь небольшую часть номенклатуры всех товарных позиций в опросе – в среднем – 15 позиций (27% от общего числа позиций номенклатуры). Такое поведение, возможно, связано с коротким горизонтом опроса – одна неделя. «Рыхлость» и наличие явных неточностей в индивидуальных данных RLMS (в том числе, пропуски в ответах) не позволили работать напрямую с исходными данными по отдельным домашним хозяйствам для анализа взаимосвязи уровней доходов/расходов и цен покупок.

RLMS по сути своего построения имеет панельную структуру – одни и те же домашние хозяйства наблюдаются в течение нескольких лет и по мере выбытия заменяются новыми. Так что использование межвременных сопоставлений более корректно, в том числе для структуры расходов отдельных домашних хозяйств. Такой анализ (на примере 2005-2006 годов) подтверждает выводы о «рыхлости» данных. При горизонте опроса о покупках продуктов питания длиной всего одну неделю для одних и тех же семей достаточно сильно различается не только структура, но и номенклатура покупок в соседних волнах обследования. Так, только 10 семей (из 4 тысяч) полностью повторили свои покупки в двух соседних годах. Среднее значение совпадения составляет 78%. Хотя это значение не представляется слишком низким, оно существенно искажает значения индексов цен. Вследствие несовпадения номенклатуры покупок семьи в двух периодах при расчете индекс цен Ласпейреса существенно занижается (значение составляет 0,69 в 2005-06 гг.), а индекс цен Пааше – завышается (значение составляет 2,84 в 2005-2006 гг.).

Такое искажение проявляется не только в отклонении индексов от адекватных значений, но и в их соотношении. Из графика (Рисунок 8) видно, что индексы Ласпейреса и Пааше являются очень слабо зависимыми, так что выбор индекса может радикально повлиять на выводы о динамике цен индивидуальной продуктовой корзины.





*Рисунок 8. Соотношение индивидуальных индексов цен по данным RLMS 2005-2006 гг.*

При анализе динамики цен и расходов отдельных семей выявляются наблюдения с колоссальными разрывами. Так, не только уровень цен покупок может отличаться в сотни раз для одной семьи двух соседних периодах, но и общая сумма расходов, и сумма расходов на питание могут различаться в 150-170 раз.

Описанная «рыхлость», наличие явных неточностей (в том числе, пропусков в ответах) и значительные разбросы в индивидуальных данных не позволяют работать напрямую с исходной информацией по отдельным домашним при моделировании структуры расходов. Для анализа и моделирования такой структуры, в том числе для целей прогнозирования, необходимо выделение однородных в смысле уровня расходов или других признаков групп домашних хозяйств.

Моделирование и среднесрочное прогнозирование структуры расходов домашних хозяйств в российской экономике представляется важной задачей, особенно актуальной в период кризиса. Однако такое моделирование, невозможное без учета микроэкономических факторов на уровне отдельных семей или однородных групп, существенно затруднено отсутствием свободного доступа к необходимой статистической информации.

Для частичного восполнения пробелов в статистике необходимо комбинировать информацию из различных источников, в том числе объединять результаты ОБДХ и RLMS, что сопряжено с рядом как



технических, так и содержательных проблем. Анализ индивидуальных выборочных показателей свидетельствует в пользу необходимости объединения наблюдений в однородные группы для более корректного моделирования структуры расходов. Отдельной проблемой является согласование результатов моделей на уровне выборочных обследований с макростатистикой и распространение их на генеральную совокупность.

## **2.2. Проверка гипотезы эндогенности цен покупок по данным RLMS**

Было выдвинуто предположение о зависимости цен покупок от уровня доходов. Для более корректного определения уровня цен покупок в рамках такого предположения и в ситуации описанных проблем с расчетом индивидуальных цен, обоснованным выглядит расчет групповых индексов цен. Предлагается использовать цены покупок, единые для некоторых групп домашних хозяйств с близким уровнем расходов/доходов. Выделение таких групп может осуществляться различными способами. В данном случае предлагается простой механизм, который подтвердил свою состоятельность при применении к данным разных лет. Выделяется заранее определенное число равных по количеству домохозяйств групп, на основе ранжирования наблюдений в выборке по уровню целевого показателя. Для целей получения индексов цен покупок продуктов питания таким показателем был выбран уровень расходов на питание в домохозяйстве в пересчете на одного человека.

Предполагается, что так выделяемые группы потребителей являются относительно однородными и представительными для рассматриваемой задачи выявления дифференциации цен покупок по укрупненным позициям продовольственных товаров в зависимости от показателей, определяющих их потребительское поведение. В числе достоинств такого подхода стоит назвать простоту реализации и гибкость, позволяющие легко менять число групп, выбирать показатель, по которому происходит ранжирование, а также применять его к выборкам любого размера. В процессе моделирования



рассматривались и другие показатели, по которым проводилось деление на группы – в том числе общая сумма расходов. Также проводилось варьирование границ групп, для исследования вопроса чувствительности выделенных таким способом групп небольшим отклонениям в их структуре. Общим выводом является достаточно высокая устойчивость результатов к подобным изменениям в процедуре выделения групп.

В проведенном анализе по предлагаемой методике использовались данные 16-й волны RLMS за 2007 год. Для проверки корректности результатов проведенные вычисления были повторены для других лет и результаты оказались стабильными – отмеченные тенденции и закономерности подтверждаются в данных за соседние периоды.

После исключения незначительного количества наблюдений, не предоставивших данных о своих расходах за отчетный период, исследуемая совокупность составила 5410 наблюдений с ненулевой суммой расходов на питание. Для исследования стабильности полученных результатов указанным способом - через ранжирование по сумме расходов на питание на одного члена домохозяйства - было сделано несколько разбиений на группы данных RLMS за 2007 год:

- Малое число групп – 10 (по 540 домашних хозяйств в группе),
- Среднее число групп – 20 (по 270 домашних хозяйств в группе),
- Большое число групп – 50 (по 106 домашних хозяйств в группе),
- Наибольшее число групп – 100 (по 53 домашних хозяйств в группе).

Во всех вариантах разбиения по всем группам были рассчитаны показатели суммарных расходов на покупку каждого вида продуктов и их суммарное количество. Средние цены были рассчитаны как отношение общей суммы расходов на этот товар в группе к приобретенному количеству.

На основе этих показателей были рассчитаны 4 основных индекса цен: Ласпейреса (IPL), Пааше (IPP), Фишера (IPF) и Монтгомери (IPM):



$$(1) \quad IPL = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0},$$

$$(2) \quad IPP = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1},$$

$$(3) \quad IPF = \sqrt{IPL \times IPP},$$

$$(4) \quad IPM = \left( \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0} \right)^{\frac{\sum \frac{(p_1 q_1 - p_0 q_0) \ln(p_1/p_0)}{\ln(p_1 q_1 - p_0 q_0)}}{\sum p_1 q_1 - \sum p_0 q_0}}$$

Эти индексы могут интерпретироваться, как «пространственные», так как все относятся к одному периоду времени, но сравнивают между собой уровень цен в разных группах домашних хозяйств.

Рассмотрим последовательно 4 случая разбиения на группы.

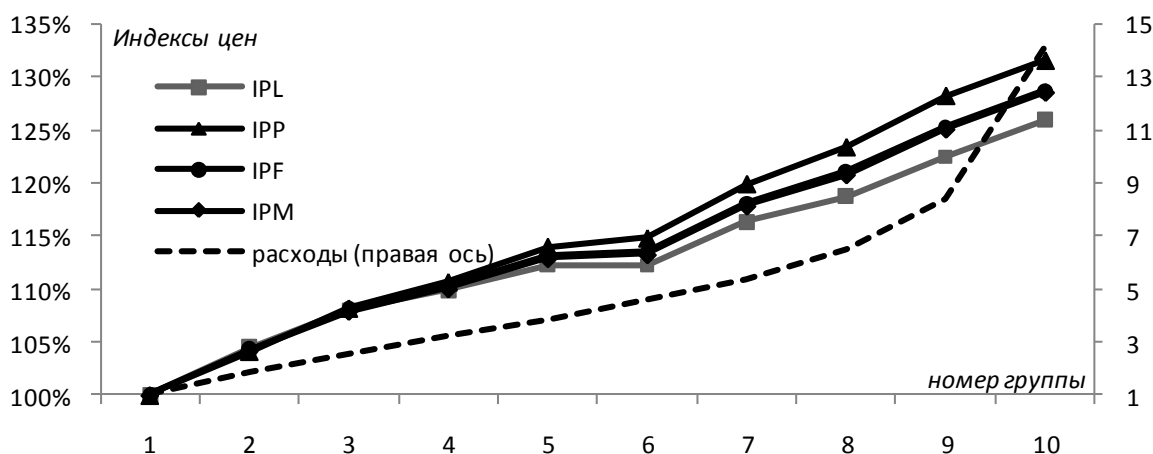


Рисунок 9. Зависимость цен покупок от суммы расходов на питание по группам (10 групп).

На графике (Рисунок 9) изображена межгрупповая динамика четырех индексов в базовом исчислении для случая разбиения на 10 групп (для IPM и IPF она практически совпала). Под динамикой понимается не отношение цен в разные периоды времени (так все моделирование ведется для одного периода), а изменение средних цен покупок продуктов питания при движении от групп с меньшими доходами к группам с большими. Базисные индексы рассчитаны по отношению к первой группе (с самыми низкими расходами на питание) путем последовательного перемножения цепных индексов. Относительное значение расходов отложено по правой оси.



Отметим несколько важных фактов. Все 4 индекса возрастают - то есть при малом количестве групп гипотеза о том, что больший доход (в данном случае совокупные расходы на одного члена домохозяйства) ведет к более высоким средним ценам покупок в целом подтверждается. Уровень расходов на продукты питания растет значительно большими темпами, чем межгрупповые индексы цен. Коэффициент фондов (отношение суммы подушевых расходов на питание 10% самых «богатых» к 10% самых «бедных») составляет 14 раз, а цепные индексы цен на продукты питания на таком диапазоне различаются в среднем лишь на 29%. Такое различие свидетельствует пользу того, что рост суммы расходов не может быть объяснен только дифференциацией цен покупок по рассматриваемым группам домашних хозяйств.

Гипотетически возможна такая ситуация, что все домашние хозяйства в выборке потребляют примерно одинаковые количества товаров, но по разным ценам, и все различия в сумме расходов на продукты питания могут объясняться только разными ценами покупок. Тогда положительная взаимосвязь между уровнем расходов и цен была бы автоматической и очень просто свидетельствовала в пользу подтверждения исследуемой гипотезы. Однако, как уже было отмечено, различия в расходах несопоставимо больше, чем различия в ценах покупок и анализ структуры расходов показывает, что более богатые семьи действительно значительно больше тратят на покупку продовольственных товаров.

Межгрупповые индексы цен Фишера и Монтгомери очень практически неразличимо зависят от душевого расхода на продовольственные товары, что хорошо согласуется с теорией, и косвенно подтверждает корректность построения индексов. Нетипичной является ситуация, что ИПР имеет завышенную динамику по сравнению с IPL (Рисунок 9).



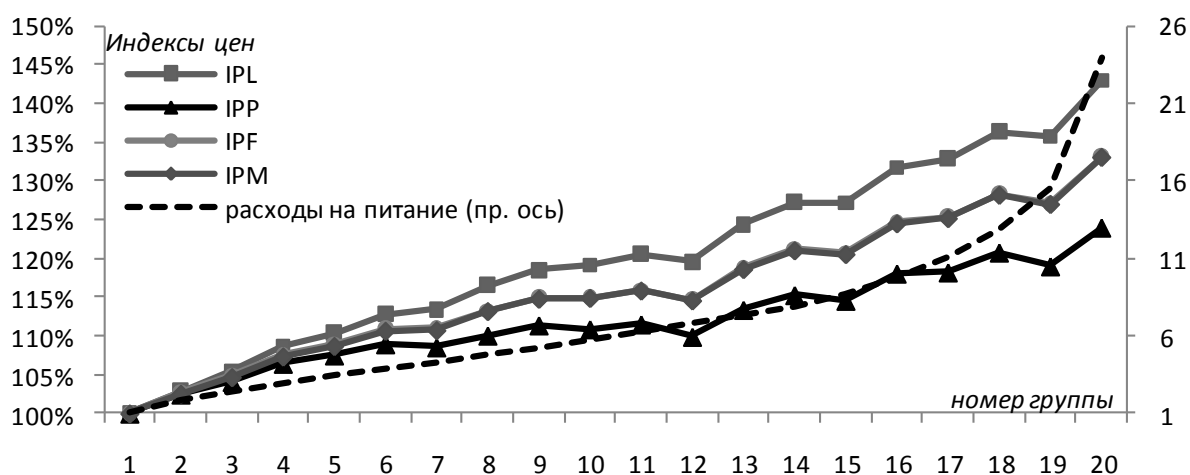


Рисунок 10. Зависимость цен покупок от суммы расходов на питание по группам (20 групп).

На графике (Рисунок 10) изображена аналогичная последовательность межгрупповых базисных индексов для 20 расходных групп. В целом, уровень цен, рассчитанный каждым из индексов, растет с ростом расходов, что также подтверждает исследуемую гипотезу. Однако, в данном случае рост уже не является монотонным – имеются некоторые группы, для которых происходит снижение индекса. Это означает, что уровень цен в следующей группе (с большей суммой расходов на питание) ниже, чем в предыдущей (с меньшей суммой расходов), что, видимо, объясняется различием других характеристик домашних хозяйств в соседних группах. Общий рост уровня цен покупок даже несколько выше, чем в случае 10 групп (33% против 29% по индексам цен Фишера и Монтгомери). Также различные индексы дают несколько больший разброс.

Рост общего уровня расходов по-прежнему значительно опережает по темпам рост уровня цен по выделенным группам для рассматриваемого периода. Более того, он значительно ускоряется с увеличением числа групп, на которые разбивается интервал. 5-процентный коэффициент фондов составляет уже 24.

Индексы цен Монтгомери и Фишера, как и в предыдущем случае, имеют очень близкую, практически неразличимую динамику. В данном случае индекс Ласпейреса достаточно значительно опережает индекс Паше,



что согласуется с описанными выше наблюдаемыми особенностями в данных.

На следующем график (Рисунок 11) представлена динамика «пространственных» индексов цен с ростом суммы душевых расходов на питание для 50 групп. Видно, что в данном случае получили развитие все эффекты, которые были отмечены при переходе от 10 групп к разбиению на 20 групп.

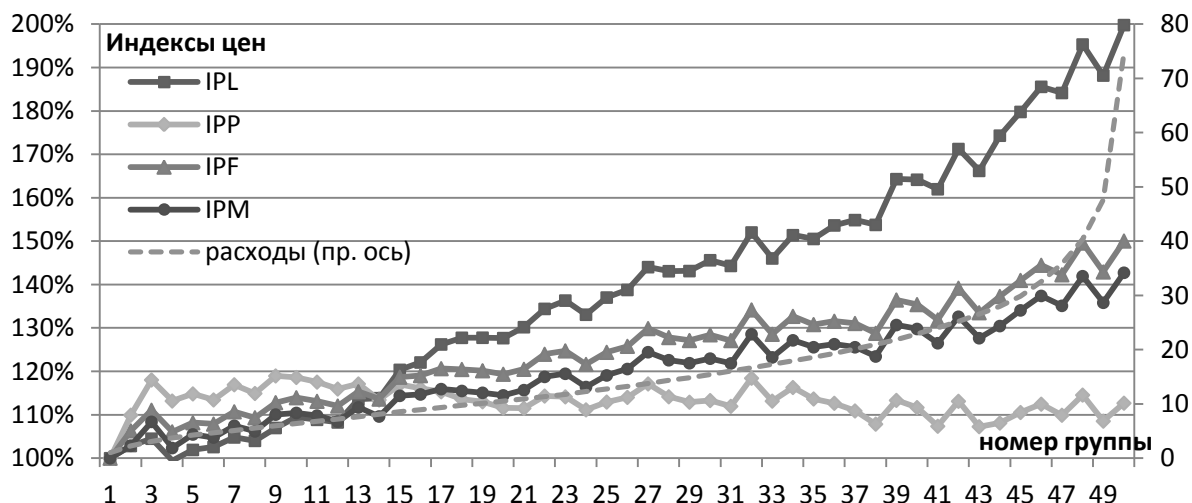


Рисунок 11. Зависимость цен покупок от суммы расходов на питание по группам (50 групп).

В целом по индексам Фишера и Монтгомери наблюдается рост уровня цен с ростом душевых расходов. Однако линии получились значительно более «изрезанные» - увеличилась волатильность по сравнению со случаями разбиения на 10 и 20 групп. Ситуации, когда индекс цен снижается стали гораздо более частными, но и размах колебаний также увеличился. Это привело к тому, что общий рост остался примерно на том же уровне, незначительно увеличившись (43 и 50% по индексам цен Монтгомери и Фишера соответственно).

С увеличением числа групп резко увеличивается неравномерность распределения по доходу, особенно в верхних группах. 2-процентный коэффициент фондов составляет 75 раз.

Динамика IPF и IPM уже не выглядит столь близкой, как в предыдущих случаях. В случае разбиения на 50 групп они различаются в первую очередь в



области групп с малым доходом, и движутся практически параллельно с некоторым превышением IPF над IPM. Соотношение индексов Ласпейреса и Пааше приобретает несколько более сложный характер. При среднем числе групп - 50 IPL растет значительно быстрее, демонстрируя более чем двукратный рост. В то время как IPP ведет себя неоднозначным образом. В области групп с малым доходом он растет значительно быстрее, опережая IPL, после чего начинает несколько снижаться и стабилизируется в области групп с высоким доходом на уровне 100%, то есть не демонстрирует значимой связи между ростом дохода и ростом уровня цен покупок.

При переходе к разбиению на 100 групп, расхождение в динамике IPL и IPP становится более выраженным. После непродолжительного интервала превышения IPP на IPL в области низких расходов, IPL начинает расти очень высокими темпами, достигая роста в 600%. IPP примерно с 20-й группы начинает снижаться со своего максимального значения и примерно с середины диапазона стабильно находится на уровне ниже 100%, то есть демонстрирует не ярко выраженную обратную зависимость между уровнем расходов на питание и уровнем цен покупок. При разбиении на 100 групп IPF и IPM также несколько меняют свое соотношение – они движутся параллельно, но расходятся по мере продвижения к группам с большей суммой расходов.

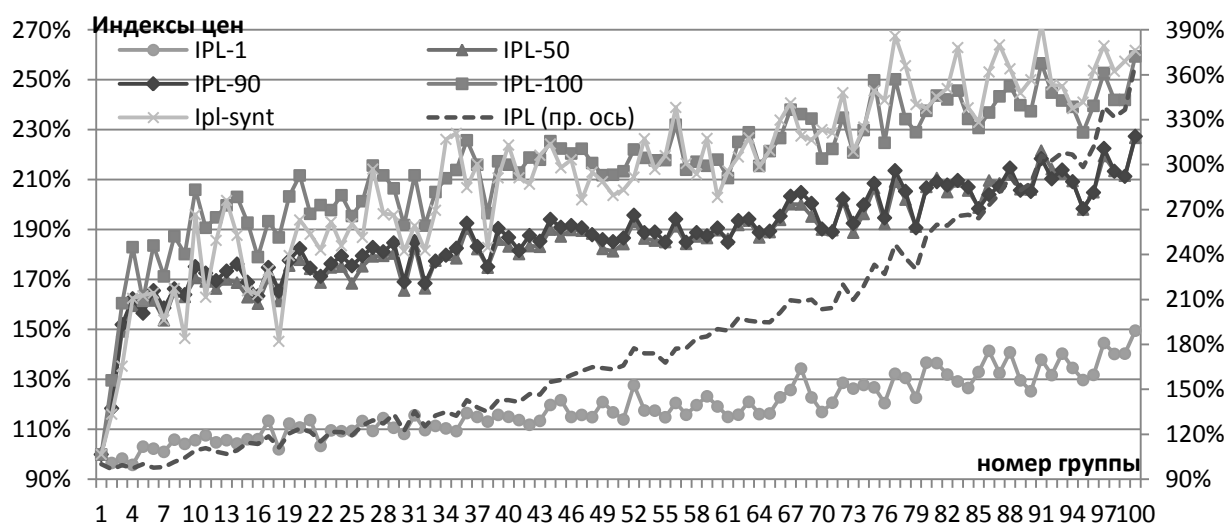
Несколько подробнее остановимся на вопросе о выборе индекса цен. Как уже отмечалось выше, разные индексы в некоторых случаях дают принципиально разные ответы на вопрос о выполнении исследуемой гипотезы.

В качестве основных в данном исследовании использованы индекс цен Пааше и индекс цен Ласпейреса, а также производный от них индекс Фишера. Отдельно получен индекс Монтгомери, который рассчитывается независимым образом и поэтому может использоваться для сравнения.

Все эти четыре индекса рассчитаны сначала в цепном исчислении. То есть рассматривается превышение уровня цен следующей группы над предыдущей. Переход к базисным индексам осуществляется



последовательно перемножение накопленных цепных индексов. Таким образом, такие индексы (например, IPL и IPP) можно условно считать индексами с переменной «корзиной».



*Рисунок 12. Межгрупповые индексы Лау, построенные на структурах покупок разных групп.*

В качестве альтернативного подхода рассмотрены индексы с фиксированной (для всех групп) «корзиной» – такие индексы в литературе называются индексами Лоу [25]. Основным вопросом при построении таких индексов является вопрос о выборе структуры покупок, определяющей веса товаров, включенных в индекс. Единого способа выбора такой системы весов – «корзины», по-видимому, нет. Для сравнения были построены (Рисунок 12) несколько таких индексов с «корзинами», соответствующие структурам покупок разных расходных групп (IPL-1, IPL-50, IPL-90, IPL-100, соответственно структура первой, 50-й, 90-й и сотой групп). Еще был рассчитан один синтетический индекс (IPL-synt), полученный простым сложением всех цен (фиксированные равные веса товаров). Также на графике приводится межгрупповой индекс цен Ласпейреса, построенный описанным выше способом (правая ось).

Прежде всего, отметим, что все рассчитанные индексы возрастают с ростом дохода в группах, причем этот рост немонотонный, присутствуют достаточно сильные колебания. Динамика индекса зависит от того, какая структура потребления используется в качестве структуры корзины. Чем

более высокого уровня корзина (соответствует более высокой расходной группе) рассматривается, тем значительнее оказывается итоговый рост – менее 150% для индекса, построенного на корзине первой группы, до 350% для сотой группы. Кроме того, с ростом номера группы, для которой рассматривается корзина, растет волатильность, как общая, так и первоначальный скачок.

Синтетический индекс с единичными весами ведет себя близким образом к индексу, построенному на «корзине» 50-й группы, однако демонстрирует большую волатильность. IPL с переменной корзиной растет значительно быстрее, чем любой из индексов с фиксированной корзиной.

В такой ситуации корректный выбор индекса цен является важным этапом анализа. Хотя общие качественные результаты являются достаточно общими, межгрупповая динамика чувствительна к выбранному индексу цен и результаты количественного моделирования могут сильно зависеть от этого выбора.

В результате сопоставления динамики базисных «пространственных» индексов цен покупок продуктов питания и динамики общей суммы расходов на питание для различного числа групп была установлена достаточно устойчивая зависимость между этими показателями. Кроме общего вывода о наличии указанной зависимости было выявлено несколько характерных тенденция, которые проявились при переходе от разбиения на меньшее число групп к большему. С ростом числа групп:

- Незначительно ускоряется средний рост уровня цен конечного периода по отношению к начальному (по индексам IPF и IPM).
- Увеличивается «изрезанность» динамики цен – растет частота случаев уменьшения уровня цен при росте дохода, которая может быть связана с наличием случайного фактора при отнесении домохозяйства к расходной группе в силу особенностей сбора данных.
- Растет расхождение между уровнями цен, рассчитанными по разным индексам (в том числе индексам IPM и IPF).



- Замедляется (вплоть до отрицательной) динамика уровня цен по индексу цен Пааше. То есть при большом числе групп при высокой волатильности наблюдается тенденция к уменьшению уровня цен покупок (по ИПР) с ростом расходов.
- Значительно ускоряется «динамика» цен по межгрупповому индексу цен Ласпейреса (IPL).

Последние два проявления связаны с особенностями расчета индексных формул Ласпейреса и Пааше. Известно, что эти индексы являются «граничными» для других, то есть представляют собой максимальную и минимальную оценку [21]. А по мере увеличения числа групп (и уменьшения их численности) надежность этих индексов падает в силу увеличения числа случайных «шумовых» факторов. В результате границы расходятся сильнее.

Для подтверждения выявленных зависимостей и уточнения результатов были построены несколько регрессионных моделей, которые во многом подтверждают отмеченные тенденции. Исследовалась зависимость уровня цен покупок от общей суммы душевых расходов. В этой модели уравнения принимали достаточно простой вид: зависимость индекса цен от отношения логарифмов расходов в каждой группе к первой:

$$(5) \quad \begin{aligned} IPF &= -0,3 + 1,185 \text{Expenditures}, \\ R^2 &= 0,91 \quad (-4,36) \quad (21,84) \\ IPM &= -0,46 + 1,347 \text{Expenditures}, \\ R^2 &= 0,92 \quad (-6,35) \quad (23,79) \end{aligned}$$

где:  $\ln(\text{Exp}_k/1)$  – отношение логарифмов среднедушевых расходов в k-ой группе к 1-ой. Под коэффициентами регрессионных уравнений указаны значения соответствующих t-статистик.

Подобные уравнения были построены для индексов Фишера и Монтгомери для случаев разбиения на 50 (уравнения (5)) и 100 групп (не приводятся). Отметим, что все четыре регрессии (оба индекса цен для случая 50 и 100 групп) характеризуются высокими значениями показателя  $R^2$  (90-94%), значимыми оценками коэффициентов  $\beta$ , несколько большими единицы.



Кроме того, были рассчитаны вспомогательные регрессии индекса цен Фишера на индекс цен Монтгомери для 50 групп:

$$(6) \quad IPF = -0,1 + 1,13 * IPM,$$

$$R^2 = 0,998 \quad (-11,8) \quad (154,1); \text{ в скобках значения } t\text{-статистик}$$

Моделирование для случая 50 и 100 групп дает очень близкие результаты, что подтверждает устойчивость исследуемой зависимости. Для обоих рассмотренных индексов цен были получены уравнения со значимыми положительными коэффициентами.

Значение коэффициента  $\beta$  в уравнении (5) при использовании индекса Фишера превышает значение этого коэффициента при использовании индекса Монтгомери, то есть IPF характеризуется несколько более сильной (по сравнению с регрессией для IPM) зависимостью от соотношения логарифмов душевых расходов в выбранной группе и группе с наименьшими такими расходами. Это также подтверждается результатами вспомогательных регрессий (6), в которых коэффициент перед IPM также больше 1. Вспомогательные регрессии, характеризующиеся очень высокими  $R^2$  (98-99%), подтверждают отмеченную тесную связь индексов цен Фишера и Монтгомери применительно к данному исследованию. В то же время с увеличением числа групп коэффициент наклона в регрессии (6) вырос с 1,13 до 1,71, что связано с увеличением волатильности индексов Ласпейреса и Пааше, лежащих в основе расчета IPF.

Устойчивая положительная зависимость между ценами покупок и уровнем расходов (доходов) может отчасти объясняться взаимным влиянием цен продуктов на уровень расходов на питание и обратно. В домохозяйствах с более высокими душевыми расходами более детальная структура покупок продуктов питания может быть смещена в сторону более качественных и более дорогих товаров. Для оценки степени такого обратного влияния был проведен аналогичный анализ, в котором наблюдения ранжировались не по сумме расходов на питание, а по общей сумме расходов на одного члена домохозяйства. В этот показатель включаются все расходы по анкете, в том числе расходы на продовольственные товары, питание вне дома, а также



покупки по всему перечню непродовольственных товаров, услуг (в том числе коммунальных) и т.д., за исключением сбережений (в любой форме). Возможно, в данной ситуации было бы лучше использовать показатель доходов. Однако в научной и методической литературе не раз высказывалась точка зрения, согласно которой, достоверность такого показателя в опросах не высока.

Показатель общих расходов также зависит от уровня цен, так как расходы на продукты питания входят в общую сумму. Представляется, что это влияние не велико. Так средняя доля расходов на продукты питания в общей сумме расходов составляет 37%.

Отметим, что с переходом к ранжированию по общей сумме расходов на человека основные наблюдаемые эффекты и, как следствие, выводы остаются без изменений. В целом, прослеживается тенденция к увеличению уровня цен в группах с большей суммой общих расходов (доходов). Во многих случаях рост цен с ростом дохода происходит даже быстрее (для 10, 20 и 50 групп), и несколько более плавно (например, для 20 групп).

Значительно отличается межгрупповая динамика расходов на продукты питания. Но так как ранжирование проводилось не по этому показателю, а по общей сумме расходов, то ее поведение не столь гладкое и увеличение суммы расходов в старших доходных группах не столь быстрое. В такой ситуации использование ранжирования и выделения групп на основе душевых расходов на питание представляется вполне оправданным и более корректным при моделировании цен покупок продуктов питания. Цены на товары этой категории, по-видимому, должны быть наиболее тесно связаны именно с суммой расходов на питание, что позволяет остановиться на этом показателе для проверки выдвинутой гипотезы.

При увеличении числа групп (дроблении выборки) результаты становятся менее устойчивыми – растет волатильность индексов цен и расхождение между разными индексами. Данное обстоятельство еще раз подтверждает, что работа с отдельными домашними наблюдениями в выборке не является корректной – необходимо агрегирование семей в



типичные группы. Но основные выводы сохраняются – базисные индексы Фишера и Монтгомери цен покупок, как и Ласпейреса и Пааше, значимо растут с увеличением расходов на питание.

Анализ показал, что существует зависимость между средним уровнем ценами покупок продуктов питания, измеряемым через межгрупповые индексы, и благосостоянием семьи. В рамках сделанных предположений уровень дохода характеризовался суммой душевых расходов на покупку продуктов питания или суммой общих расходов на члена домохозяйства. При разбиении на расходные группы, средние цены покупок продуктов питания растут по мере роста общей суммы расходов (доходов). То, что цены покупок связаны именно с доходной характеристикой домохозяйства (в данном случае – суммой расходов на питание или общей суммой расходов) свидетельствует в пользу того, что потребители выбирают цены, по которым приобретают те или иные товары, возможно учитывая некоторые скрытые параметры (качество, сервис и т.д.)

В контексте выдвинутой гипотезы эндогенности цен, то есть выбора цен покупок при принятии потребительских решений, обнаруженная зависимость между межгрупповыми индексами цен покупок и уровнем благосостояния является решающим аргументом в пользу принятия этой гипотезы. Анализ доступных микроэкономических данных показывает, что цены покупок не являются одинаковыми и заданными внешне для разных категорий населения.

### **2.3. Подготовка данных для совместного использования информации выборочных обследований ОБДХ и RLMS**

В условиях обнаруженной взаимосвязи цен покупок и микроэкономических характеристики домашних хозяйств ключевым является учет этих эффектов при моделировании и прогнозировании структуры спроса населения на отдельные продукты и группы товаров. Для такого моделирования могут быть использованы обследования RLMS и ОБДХ. Проводимое Росстатом обследование является более точным





инструментом в силу большего объема выборки, более высокой частоты проведения и ряда других факторов. Ключевым его недостатком, в контексте принятия гипотезы эндогенности цен, является отсутствие информации об индивидуальных ценах покупок даже для отдельных категорий товаров (например, продуктов питания). В результате построение модели, с учетом дифференциации цен, на базе только этих данных становится невозможным.

В этой связи актуальной является разработка подхода, позволяющего совместно учитывать информацию из двух разных обследований для получения всех необходимых для моделирования параметров предполагаемых зависимостей. Так как ОБДХ больше подходит для моделирования инфляции по доходным группам домашних хозяйств, необходимо проведение процедуры, которая позволит дополнить информацию этого обследования имеющимися данными о ценах покупок продуктов питания в выборке RLMS. В таких условиях хотя бы часть эффектов, связанная с дифференциацией потребительского поведения в части выбора цен покупок продуктов питания будет учтена. В результате применения указанного механизма удалось воспроизвести межгрупповую динамику индексов цен покупок продуктов питания для данных ОБДХ с 2002 по 2010 год, то есть всего доступного массива данных, в том числе, периодов начала и острой фазы экономического кризиса 2008-2009 годов.

В основе этого подхода лежит идея о разложении индекса цен по наблюдаемым характеристикам выборки и последующее восстановление такого индекса для новой выборки путем подстановки соответствующих характеристик доходных групп. Для этого строятся регрессионные модели для межгрупповых индексов цен для каждого года и для каждого разбиения на доходные группы, а потом рассчитываются прогнозные значения с помощью параметров новой выборки. В зависимости от конкретной задачи, данный механизм может несколько модифицироваться или варьироваться, хотя общий принцип сохраняется. В частности могут изменяться факторы, по которым осуществляется разложение, или другие параметры.



Рассмотрим для примера две модификации предлагаемого механизма. В первом случае речь идет о применении его к одному году в отдельности, и поэтому он может быть «тонко настроен» - возможен учет значительного числа параметров, возможных нормировок, детальный подбор факторов. Ключевым свойством является гибкость - это позволяет осуществить «перенос индексов» с максимальной точностью. Ниже рассматривается такой вариант на примере 2007 года. Во втором случае ставится несколько иная задача – осуществить «перенос индексов» для ряда лет с максимальным единообразием. Соответственно, фокус переносится с гибкости на универсальность. Особенности этих расчетов для периода с 2002 по 2010 годы описаны ниже. Полученные с помощью такого подхода межгрупповые индексы цен покупок продуктов питания для ОБДХ используются в дальнейших расчетах. Однако на предварительном этапе производится сравнение двух выборок по ключевым параметрам для подтверждения корректности применения указанного механизма совместного использования информации.

### ***Сравнение выборок ОБДХ и RLMS по основным параметрам***

Для решения вопроса о возможности распространения информации о ценах покупок по доходным группам из результатов RLMS на данные ОБДХ подробно рассмотрим процедуру на примере данных 2007 года. Для этого прежде всего сравним эти выборки по основным параметрам. Для такого сравнения были выбраны следующие показатели, которые могут быть получены из обеих выборок. Рассмотрим информацию о:

- средней по каждой группе сумме расходов на питание на человека,
- средней по каждой группе сумме общих потребительских расходов на человека,
- среднем размере семьи в каждой группе,
- средней доле расходов на питание в общей сумме расходов в каждой группе,
- доли городского населения в группах.



Опишем эти показатели. Один из крупных агрегатов, имеющих в базовом наборе индивидуальных данных ОБДХ – сумма расходов семьи на питание за отчетный период, не включающая расходы на алкоголь, которые выделены отдельно, и табачные изделия, учитываемые в непродовольственных расходах. Этот показатель приведен к подушевому уровню. Для получения аналогичного показателя по RLMS были сложены все расходы на продукты питания, за исключением алкогольных напитков и табачных изделий, которые в этом обследовании отнесены к продуктам питания, также отнесенный к количеству человек в домохозяйстве.

Другим важным показателем ОБДХ является общая сумма потребительских расходов, состоящая из покупок продуктов питания, алкоголя, непродовольственных товаров, затрат на услуги и питание вне дома. Для сопоставления с ним по данным RLMS был рассчитан аналогичный показатель, включающий в себя все расходы на покупку товаров (в том числе продукты питания, непродовольственные товары, топливо и т.д.) и оплату услуг (коммунальных, бытовых, образования, здравоохранения и др.), но без учета сбережений, отчислений на обязательные платежи, помощь родственникам и т.п. Обе эти суммы расходов также были приведены к расходам на одного члена домохозяйства.

Доля расходов на питание в общей сумме расходов представляет собой среднее значение по группе из отношений первых двух показателей для каждого домохозяйства.

Средний размер семьи – это данные о количестве человек в семье в каждой из выборок без разделения на взрослых и детей, так как такое разделение достаточно трудно выполнить по данным RLMS.

В качестве доли городского населения в группах домохозяйств из ОБДХ использована информация о проживании семьи в городском или сельском населенном пункте, которая в явном представлена в данных обследования. В RLMS предлагается несколько более детальное деление населенных пунктов по типам. Для сопоставления с результатами ОБДХ население областных центров и городов было отнесено к городскому, а



поселков и сел – к сельскому. Такое разделение представляется оправданным как содержательно, так и статистически близко к значениям ОБДХ

На следующем этапе были рассчитаны средние по группам значения этих пяти ключевых показателей (для 5-процентных и 10-процентных групп), а также выборочные значения стандартных отклонений каждого из параметра по группам, отдельно для RLMS и ОБДХ за 2007 год. Сопоставление показывает, что распределения всех этих показателей по группам очень близки для двух выборок (Рисунок 13). На графиках представлена межгрупповая динамика средних по группам значений пяти рассматриваемых параметров двух выборок, по горизонтальной оси – номер группы по расходам на питание на человека.

Во всех случаях наблюдается повторение качественных тенденций в распределении каждого из показателей с ростом номера расходной группы, в том числе немонотонной «динамике», причем как по средним значения, так и по рассчитанным значениям стандартных отклонений.

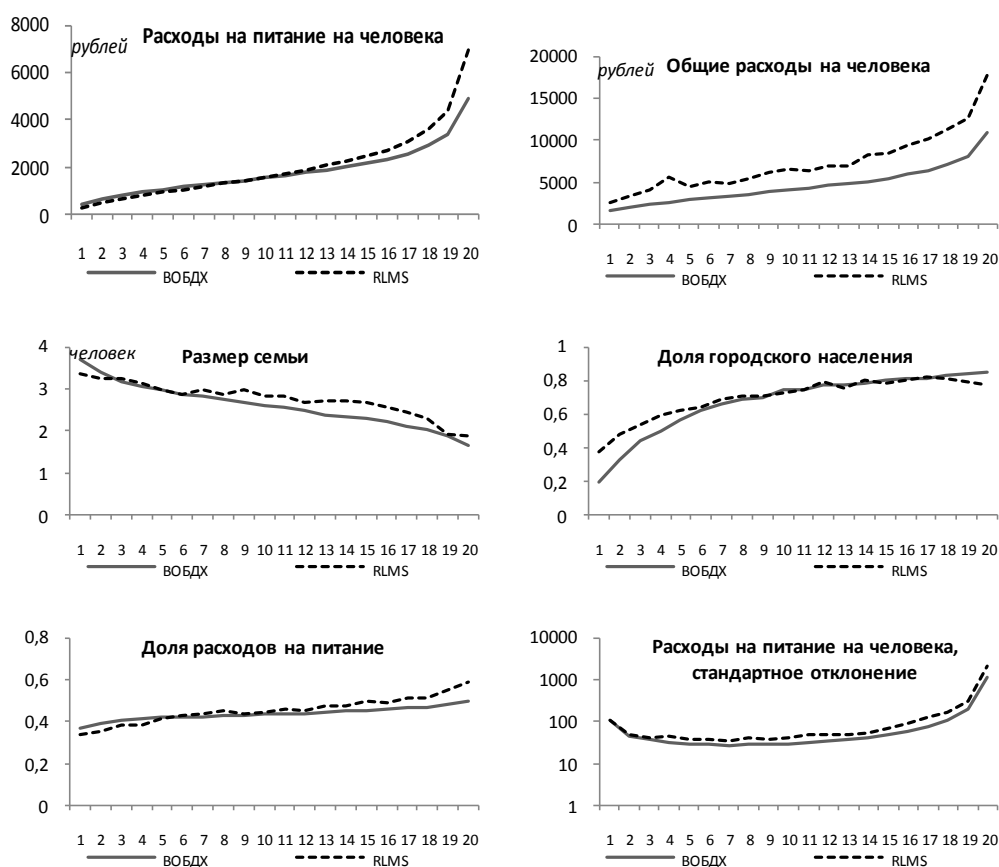


Рисунок 13. Сравнение основных параметров выборок RLMS и ОБДХ для 20 расходных групп.



Денежные расходы в ОБДХ без использования взвешивания, предлагаемого Росстатом, как правило, несколько ниже, чем аналогичные показатели в RLMS за тот же период. Применения взвешивания качественно не изменяет результаты и выводы, более того, основные параметры выборок оказываются даже более близкими, чем без него. В дальнейших расчетах использовались данные с учетом предлагаемого Росстатом взвешивания. Важным обстоятельством является выравнивание доходных групп в ОБДХ по составу городского и сельского населения при взвешивании. При учете взвешивания, доля городского населения во всех группах оказывается одинаковой, поэтому в дальнейших расчетах этот параметр не рассматривался при сравнении двух выборок.

Прокомментируем обнаруженные закономерности в межгрупповой динамике рассматриваемых параметров с ростом расходной группы. Они, по-видимому, достаточно характерны в силу того, что проявляются в обеих выборках. Полученная динамика во многих случаях выглядит весьма стабильной. Для 10-процентных групп почти во всех случаях тенденции являются монотонными, или изредка наблюдается плавная смена тенденций, резких скачков или колебаний не отмечается. Для 20 групп графики поведения показателей несколько менее регулярное, но также не отмечается сильных колебаний или значительных отклонений от тренда (Рис. 3). Для ОБДХ динамика значительно более гладкая, чем для RLMS, что вполне объяснимо большим числом наблюдений.

С ростом расходов на питание на человека в семье естественно увеличивается и общая сумма расходов, а также, постепенно замедляясь, растет доля городского населения в старших расходных группах.

Отметим интересный эффект. Доля расходов на питание растет с ростом суммы душевых расходов на эту статью. Общая сумма расходов, как было отмечено, также положительно коррелирована с уровнем расходов на питание. В тоже время, для обеих выборок справедливо оказывается выполнение так называемого закона Энгеля, то есть уменьшение доли расходов на питание в общей сумме потребительских расходов. Таким



образом, между этими тремя показателями возникает нетривиальная связь, когда два из них положительно коррелируют между собой, а третий – положительно с одним из них, но отрицательно с другим. Такая ситуация может объяснять двойственной природой доли расходов на питание. С одной стороны, она растет с ростом числителя, то есть суммы расходов на питание, с другой – падает с ростом знаменателя – общей суммы расходов.

Межгрупповая динамика выборочных стандартных отклонений в зависимости от доходной группы выглядит несколько менее регулярной, но при этом также на качественном уровне, а часто и численно, очень близка в обеих выборках. Отметим незначительное сокращение разброса числа человек в домохозяйстве с ростом номера расходной группы и резкое увеличение разброса уровня душевых расходов на питание на левом и правом конце распределения. Даже в логарифмическом масштабе видно очень существенное увеличение значения выборочного стандартного отклонения внутри группы для младших и, особенно, старших групп (Рисунок 13, график стандартного отклонения).

### ***Применение механизма совместного использования информации ОБДХ и RLMS на примере 2007 года***

В рамках поставленной задачи необходимо на основе доступной информации о параметрах обеих выборок разработать и реализовать механизм, позволяющий с помощью оценок «восстановить» динамику цен на продукты питания для данных ОБДХ. Такой механизм позволит использовать данные RLMS о ценах покупок совместно с данными ОБДХ, проведя соответствующую корректировку на различие в параметрах выборок. Структура выборок представляется очень близкой друг к другу, что дает основания для проведения такого оценивания, в то же время корректировка на различия параметров может сделать оценку индексов цен покупок еще более надежной.

Такая «пересадка» индексов цен покупок продуктов питания может осуществляться несколькими принципиально разными путями. Простой заключается в копировании и использовании этих индексов, рассчитанных на



основе данных RLMS в выборке ОБДХ. Такое заимствование представляется оправданным в силу близости характеристик выборок, но лишь на качественном уровне. То есть можно утверждать, что для ОБДХ также будет характерна тенденция увеличения средних цен покупок продуктов питания с ростом суммы расходов на питание или общей суммы расходов. Сохранятся и другие выводы, которые сделаны для данных RLMS. Но такое простое заимствование индексов цен не учитывает существующие, пусть и не значительные различия в параметрах выборок, проявляющие в несколько разной межгрупповой динамике рассматриваемых показателей.

Рассмотрим более продвинутый способ использования заимствованных индексов из RLMS для выборки ОБДХ отдельно для 2007 года. Для этого необходим механизм корректировки индексов цен на пусть и не значительные, но существующие отличия в характеристиках расходных групп в двух выборках. Для реализации такого механизма была оценена регрессионная модель, индекса цен покупок продуктов питания по группам населения, выделенным по уровню расходов на питание от всех доступных параметров выборки. В данном случае, необходимо учитывать те характеристики, которые доступны для обеих групп.

Для отдельного года были использованы данные без учета взвешивания, хотя не влияет на качественные выводы. Используются те пять характеристик, по которым проводилось сравнение выборок по структуре: средняя по группе сумма расходов на питание на человека; средняя по группе сумма общих потребительских расходов на человека; средний размер семьи; средняя доля расходов на питание в общей сумме расходов по группе; доля городского населения в группах.

Необходимо разложить динамику индекса цен по 5 рассмотренным факторам. Основной сложностью в этой задаче является крайне ограниченное число наблюдений при работе с достаточно крупным разделением выборки (10-20 расходных групп), не позволяющее использовать многие стандартные подходы и тесты, применимые лишь для случая большого числа групп. Возможен вариант перехода к более дробным



группам домохозяйств (например, 50), но в данном случае в межгрупповой динамике показателей, в том числе индексов цен, появляется достаточно сильная волатильность.

Рассмотрим подробнее парные корреляции отдельных показателей между собой и с индексом цен Фишера, демонстрирующий среднюю динамику из рассмотренных четырех индексов, на данных RLMS (Таблица 2). Заметим, что все значения коэффициентов корреляций крайне велики по модулю – более 0,65, а многие – более 0,9. Кроме того, знаки корреляций весьма регулярны – единственный показатель, который отрицательно связан с другими – размер семьи. Он имеет отрицательные корреляции со всеми 4 факторами и с межгрупповой динамикой цен. Все остальные корреляции между факторами и индексом цен – положительны. Такая ситуация может быть в том числе связана с наличием довольно устойчивой тенденции в межгрупповой динамике каждого из факторов и индекса цен – отрицательной для размера семьи и положительной для всех остальных. Знаки корреляций важны, в том числе для построения так называемых «гармонических регрессий» [18].

*Таблица 2. Значения парных корреляций на данных RLMS для 20 групп.*

	FOOD_EXP	FAM_SIZE	URBAN	FOOD_SH	TOTAL_EXP	IPF
FOOD_EXP	1.00	-0.95	0.67	0.92	0.99	0.91
FAM_SIZE	-0.95	1.00	-0.75	-0.95	-0.95	-0.94
URBAN	0.67	-0.75	1.00	0.88	0.71	0.88
FOOD_SH	0.92	-0.95	0.88	1.00	0.93	0.98
TOTAL_EXP	0.99	-0.95	0.71	0.93	1.00	0.93
IPF	0.91	-0.94	0.88	0.98	0.93	1.00

Для каждого из разбиений на группы (мы рассматриваем выделение 20 или 50 групп домохозяйств по расходам на питание на душу указанным выше способом) возможно оценивание нескольких вариантов моделей. Так, основным различием является функциональная форма – оценивались обычная линейная регрессия и линейная в логарифмах модели. Для пояснения процесса выбора модели и отбора значимых факторов приведем модели, включающие полный набор факторов:





$$(7) IPF=0,86-1,41 \cdot 10^{-5} Food\_exp-0,03 \cdot Fam\_size+0,21 Urban+0,33 Food\_sh-1,52 \cdot 10^{-5} Total\_exp,$$

$$R^2=0,975 \quad (3,92) \quad (0,59) \quad (-0,79) \quad (1,98) \quad (0,79) \quad (1,76)$$

$$(8) \ln(IPF)= -0,66+0,04 \ln(Food\_exp)+0,01 \ln(Fam\_size)-0,02 \ln(Urban)+0,12 \ln(Food\_sh)+0,06 \ln(Total\_exp)$$

$$R^2=0,971 \quad -1,18) \quad (0,57) \quad (0,09) \quad (-0,23) \quad (0,53) \quad (1,36)$$

Где: *Food\_exp* – средняя по группе сумма расходов на питание на одного члена д/х;

*Fam\_size* – среднее по группе число человек в д/х (взрослых и детей);

*Urban* – доля д/х в группе, проживающий в городах;

*Food\_sh* – средняя по группе доля расходов на питание в д/х;

*Total\_exp* – средние по группе общие расходы д/х.

Под коэффициентами регрессионных уравнений указаны значения соответствующих t-статистик.

Прокомментируем подробнее результаты регрессионного анализа. Видно, что результаты применения моделей (7), (8) очень близки. Значение  $R^2$  в обеих моделях очень велико (более 97%), что подтверждает гипотезу о том, что выбор цен покупок (индекс относительно первой группы) во многом определяется микроэкономическими характеристиками группы домохозяйств. Для случая 50 групп результаты качественно не отличаются, значения  $R^2$  несколько ниже, но все равно находятся на уровне выше 93%.

Результаты расчета индекса цен по данным RLMS с помощью обеих моделей приводятся на графике (Рисунок 14. Результаты регрессионного моделирования межгруппового индекса цен Фишера по данным RLMS для случая 20 групп.). Однако, говорить о преимуществах одной из них на этом этапе не вполне корректно.



Рисунок 14. Результаты регрессионного моделирования межгруппового индекса цен Фишера по данным RLMS для случая 20 групп.



Обратим внимание на незначимость коэффициентов в моделях. При столь малой длине выборки все параметры в случае линейной в логарифмах и почти все в случае линейной моделей оказываются незначимыми. Одной из причин этого может являться сильная мультиколлинеарность факторов. Это подтверждается при оценивании вспомогательных регрессий одного из факторов на другие – во всех случаях значение  $R^2$  оказывается крайне высоким (до 98-99%). В такой ситуации незначимые факторы должны быть исключены из модели, так как включение столько тесно коррелированных факторов делает модель некорректной и искажает получаемые оценки. Однако простое «механическое» исключение незначимых факторов в порядке наименьшего уровня значимости в данном случае не вполне применимо. Необходимо учитывать содержательные связи между факторами для получения наиболее точных оценок.

При последовательном исключении факторов для случая разбиения на 20 групп обе модели включают в себя по два фактора - общие расходы, линейная модель – долю городского населения, а лог-линейная – долю расходов на питание. При 50 группах в обеих моделях оказались значимыми по 3 фактора – общие расходы, доля расходов на питание, расходы на питание. С одной стороны, в такой ситуации не полностью учитывается различие между выборками. Все пять факторов имеют свою межгрупповую динамику для каждой из выборок. Идея пересчета индекса цен предполагает учет максимально возможной информации при восстановлении индексов для ОБДХ по параметрам выборки. Но, с другой стороны, имея в виду очень тесную корреляцию между факторами, есть возможность подобрать такое их сочетание, которое будет объяснять значительную долю колебаний индекса цен и в то же время не будет характеризоваться столь значительной мультиколлинеарностью.

Одним из возможных способов решения этой проблемы может стать применение метода главных компонент (МГК) для линейной модели, учитывающие влияние всех факторов. Были рассчитаны такие линейные комбинации факторов, составляющие первые две главных компоненты для



случая 50 групп, и одна для случая 20 групп, и оценены регрессии индекса цен Фишера на них. Результаты моделирования являются приемлемыми, хотя значение  $R^2$  оказалось несколько ниже, чем в обычных моделях – порядка 82-86%. Такая модель дает несколько заниженную межгрупповую динамику индекса цен по сравнению с обычными регрессиями и чувствительна к выбору количества главных компонент, включаемых в уравнение. В ситуации затрудненной интерпретации полученных таким способом результатов было решено не использовать этот метод в качестве основного.

Окончательный выбор модель должен быть основан не только на априорном выборе факторов, но и на результатах применения модели к расчету межгрупповой динамики цен для ОБДХ.

Следующим этапом предлагаемого механизма оценки межгрупповых индексов цен для данных ОБДХ по информации RLMS становится восстановление таких индексов с помощью полученных регрессионных моделей и параметров выборки ОБДХ. Одной из основных сложностей на этом этапе стало большое разнообразие полученных моделей в силу разного вида функциональной формы, использования метода главных компонент, а также многочисленных возможных корректировок, описанных ниже. Общее количество вариантов моделей в этом случае оказалось порядка двух десятков для каждого числа групп. В такой ситуации затруднительно выбрать одну наиболее точную и универсальную модель, которую можно предложить в качестве искомого механизма «пересадки» индексов.

Итак, для оценки межгрупповых индексов цен для ОБДХ в рассчитанные регрессионные уравнения для соответствующего числа групп должны быть подставлены параметры ОБДХ для каждой группы. Но простое восстановление индексов цен таким способом может оказаться не вполне корректным. Например, рассчитанный таким способом индекс цен для первой группы (рассматриваются базисные индексы, отнесенные к младшей группе) может не быть равным единице и возможно ввести соответствующую нормировку, разделив все полученные индексы на значение для первой группы.



Другой возможной корректировкой может стать включение в модель регрессионных остатков, рассчитанных в момент разложения индекса цен по пяти факторам по данным RLMS. Преимущество такой корректировки заключается в автоматическом учете направления и силы возникающего смещения, которое повторяется в рассматриваемой выборке ОБДХ по сравнению с исходной RLMS.

Приведем для примера график (Рисунок 15) межгрупповой динамики исходных данных RLMS и 6 различных рассчитанных значений для ОБДХ с помощью линейной модели (где «норм» – с учетом нормировки на значение индекса в первой группе, «остатки» – включение остатков в модель, «МГК» – модель, рассчитанная с помощью метода главных компонент для первой компоненты) для случая разбиения на 20 групп.

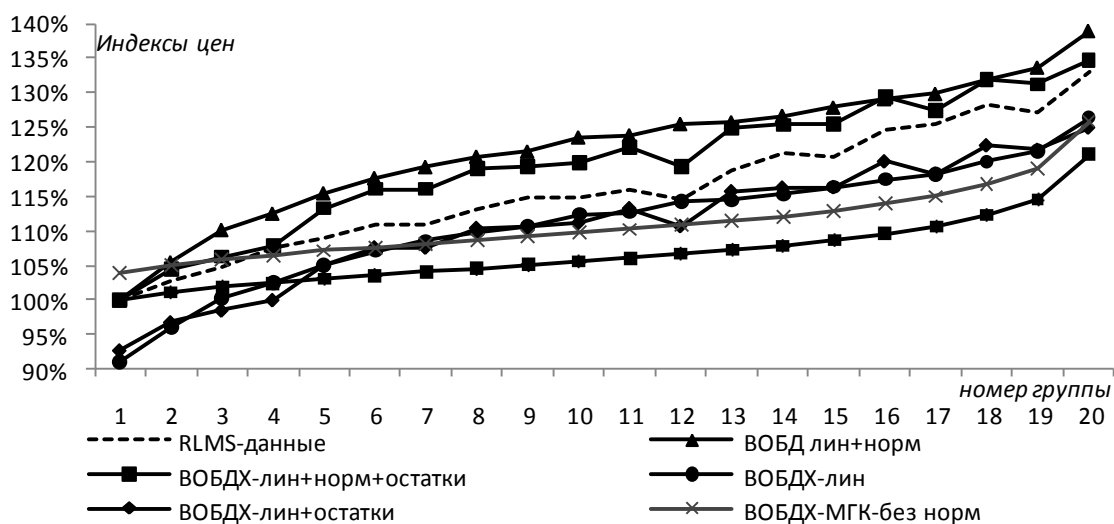


Рисунок 15. Результаты регрессионного моделирования межгруппового индекса цен Фишера по данным RLMS (20 групп).

Видно, что межгрупповая динамика достаточно сильно отличается для разных вариантов модели, даже в рамках линейной функциональной формы. Так, например, не использование нормировки на значение индекса в первой группе приводит к достаточно сильному отклонению расчетного значения от единицы, что затрудняет интерпретацию. Если для обычной регрессии, это приводит к занижению значению индекса в первой группе, то для регрессии с помощью метода главных компонент – к завышению. Обычные регрессии, построенные без применения МГК, нормированные на значения индекса в

первой группе, сильно «завышают» межгрупповую динамику индексов цен, в том смысле, что для всех групп значение базисного индекса оказывается выше, чем для исходных данных RLMS. Использование предлагаемой корректировки регрессионными остатками позволяет точнее повторить отдельные колебания в межгрупповой динамике, например, некоторый провал, наблюдаемый в 12-й группе.

Подробнее рассмотрим предложенные корректировки и оптимальный набор факторов, включаемых в модель. Включение в модель регрессионных остатков уравнения построенного по данным RLMS при расчете индекса ОБДХ, по-видимому, не имеет достаточных оснований. Несмотря на наличие малых колебаний в межгрупповой динамике индекса цен в выборке RLMS и всех остальных факторов в обеих выборках, нет априорных соображений, позволяющих предполагать согласованность таких колебаний в двух выборках. Разбиение каждой выборки на группы происходило независимо и, вообще говоря, группы не соответствуют друг другу по абсолютным значениям параметров.

Нормировка индекса цен для первой группы к единице, по-видимому, не является принципиальным обстоятельством, а скорее техническим приемом, облегчающим интерпретацию получаемой динамики. Кроме того, она позволяет отказаться от распространения свободного члена линейной в логарифмах регрессии по данным RLMS на ОБДХ и ограничиться только распространением коэффициентов при факторах, так как при такой нормировке и функциональной форме уравнения свободный член не влияет на окончательные значения нормированных рассчитанных индексов. В случае линейной модели можно предложить в качестве нормировки не деление на значение для первой группы, а вычитание его из рассчитанного индекса для каждой группы.

Заметим также, что нормировка рассчитанных индексов цен для ОБДХ не позволяет напрямую сравнивать межгрупповую динамику в исходной для RLMS в силу не совпадения абсолютных значений характеристик групп в выборках. Возможно, для более корректного такого сопоставления



нормировка должна проводиться не для группы с одним номером, а для групп с близкими значениями параметров. Такие расчеты также проводились и полученные результаты качественно оказываются близки.

Далее в уравнения (7) и (8) были подставлены соответствующие значения для данных ОБДХ для получения расчетных значений индексов цен. Для более удобного сравнения полученных результатов нормировка проводилась не на значение индекса в первой группе, а соответствующее значения во второй – наиболее близкой к первой группе по данным RLMS по душевым расходам на питание в домохозяйстве.

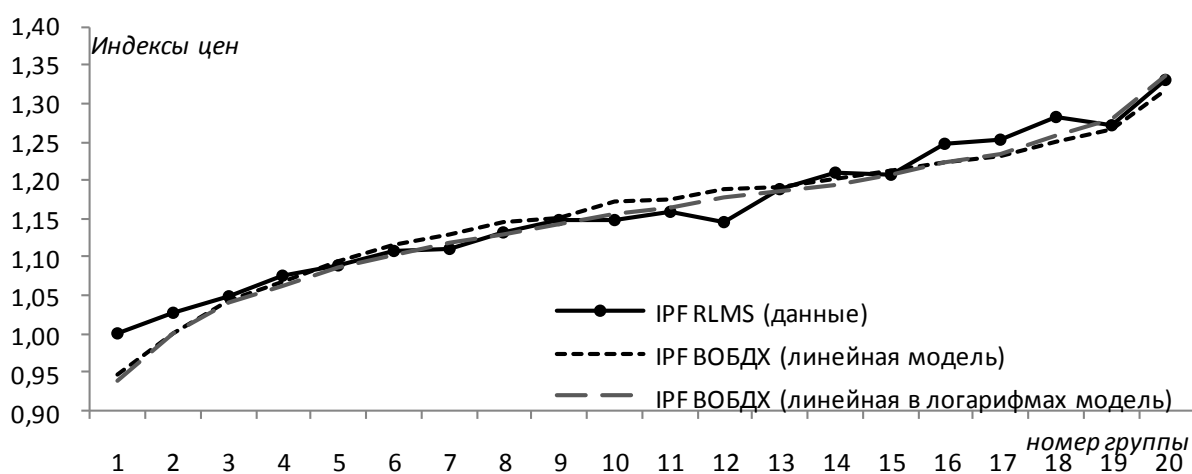


Рисунок 16. Результаты двух регрессионных моделей восстановления межгрупповых индексов цен Фишера для ОБДХ с помощью выборки RLMS.

Из графика (Рисунок 16) видно, что межгрупповая динамика восстановленных значений индекса цен по обеим моделям оказывается достаточно близкой к исходной динамике по данным RLMS. Существуют некоторые различия в расчетных значениях разных моделей – так линейная модель предполагает более быстрый рост в середине диапазона и несколько более медленный в старших группах, как по сравнению с исходной динамикой, так и с лог-линейной моделью. Лог-линейная модель предлагает более плавную динамику, которая также ближе к исходной. Для лог-линейной модели в условиях более традиционной нормировки – деление рассчитанных значений индексов на значение в группе, которая принята за

базовую, нет необходимости переноса модельного значения свободного члена, что упрощает расчеты и облегчает интерпретацию.

### ***Обобщение механизма совместно использования информации и его применение для периода 2002-2010***

Предложенная процедура была обобщена на весь рассматриваемый период с 2002 по 2010 гг. для расчета межгрупповых индексов цен по питанию по данным ОБДХ. Для такого обобщения потребовались некоторые модификации, о которых будет сказано ниже. Общим результатом является стабильность полученных индексов цен по времени.

Как и в предыдущем случае на предварительном этапе была рассчитана межгрупповая динамика индексов цен покупок продуктов питания по данным RLMS за период с 2002 по 2010 год. Основным выводом из этих расчетов стоит признать сохранение и стабильность полученного эффекта монотонного (для малого числа групп) или почти монотонного роста указанного индекса с ростом доходной группы. То есть обнаруженный эффект проявляется для всех проанализированных волн обследования RLMS, что становится дополнительным подтверждением гипотезы эндогенности цен. То есть домохозяйства совершают покупки по различным ценам в зависимости от доходов.

Стабильным оказалось не только проявление эффекта на качественном уровне, но и значения межгрупповых индексов цен для рассмотренных лет. Так, во всех случаях, кроме двух исключений (2004 и 2005 годы) значение индекса цен для старшей группы при разбиении на 10 групп лежит в диапазоне от 1,35 до 1,45 (Таблица 3). Однако для указанных 2004 и 2005 годов это соотношение значительно нарушается - в эти годы межгрупповая динамика оказывается существенно завышенной по сравнению с другими. Причем, если для 2005 года индекс оказывается равномерно больше, что проявляется для всех групп, то для 2004 года завышение имеет место, только начиная с пятой доходной группы.



Таблица 3. Межгрупповые базисные индексы цен Фишера для 10 групп по RLMS.

группа	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
1	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2	1,04	1,05	1,03	1,05	1,04	1,06	1,05	1,05	1,02
3	1,06	1,07	1,05	1,10	1,09	1,08	1,07	1,09	1,05
4	1,12	1,11	1,12	1,17	1,11	1,10	1,09	1,11	1,07
5	1,15	1,12	1,21	1,23	1,14	1,15	1,14	1,13	1,09
6	1,14	1,17	1,23	1,29	1,15	1,17	1,16	1,16	1,11
7	1,24	1,20	1,32	1,34	1,22	1,21	1,20	1,21	1,13
8	1,26	1,24	1,40	1,38	1,26	1,27	1,23	1,23	1,16
9	1,32	1,32	1,50	1,53	1,31	1,29	1,29	1,26	1,20
10	1,45	1,40	1,83	1,84	1,45	1,41	1,36	1,40	1,32

Эта особенность - стабильность для всех лет, кроме 2004 и 2005 и примерно двукратное «ускорение» межгрупповой динамики в эти годы - проявляется и при разбиении на большее число групп. По всей видимости, наличие такого явления в двух соседних годах не должно быть случайностью. С одной стороны, это может быть вызвано изменением структуры выборки, например, в эти годы удалось охватить более широкий диапазон населения по доходу, однако исследование других характеристик (общая сумма расходов в этих группах) не подтверждает такую гипотезу. С другой стороны, это опережение может быть связано с какими-то макроэкономическими тенденциями, например, подорожанием импортных продуктов питания из-за колебаний курса в этот период. Как отмечалось, в соответствующем пункте диссертации, описывающим макроэкономические тенденции в период 2002-2010 гг., однозначно связать это явление с конкретным событием трудно. Однако можно с уверенностью констатировать, что 2004-2005 является некоторым переходным периодом, связывающим две модели роста – восстановление после кризиса и достаточно быстрый рост в результате благоприятной внешней конъюнктуры. Этот переход сопровождался многочисленными структурными сдвигами, в том числе в потребительском поведении домашних хозяйств.





На втором этапе исследования нам удалось успешно применить к ряду лет (2002-2010 годы) разработанный ранее механизм «восстановления» индексов цен покупок продуктов питания для ОБДХ по данным выборки RLMS, который был подробно описан для данных 2007 года.

Ради большей универсальности механизм «пересадки» индексов был модифицирован. В дальнейшем полученные результаты использовались для расчета межвременных индексов цен покупок по доходным группам, как для продовольственных товаров отдельно, так и для всей корзины товаров и услуг. Соответственно, выделение групп по уровню расходов на питание уже не обеспечивало требуемый уровень представительности групп и не позволяло интерпретировать их в качестве децимальных групп в привычном понимании. Таким образом, первым изменением стало ранжирование домашних хозяйств в обеих выборках и выделение групп на основе этого ранжирования по уровню общего дохода на одного члена д/х, а не уровню расходов на питание как раньше.

Стоит отметить, что так как выборочные обследования характеризуются неполнотой данных, данные о доходах и расходах могут не полностью соотноситься друг с другом – зачастую сумма расходов (даже с поправкой на уменьшение сбережений или полученные кредиты) может сильно превышать уровень доходов д/х в конкретном периоде или даже на протяжении ряда лет. Для корректировки на такую неполноту в данных RLMS дальнейших расчетах использовался некоторый синтетический показатель дохода, который был равен максимуму из указанного респондента дохода и общей суммы расходов с поправкой на сбережения и кредиты. То есть если уровень расходов превышает доходы, то в качестве меры доходы принимается соответствующая величина расходов. Фактически аналогичный подход использует при публикации данных ОБДХ, поэтому для этой выборки такая корректировка не требуется – данные о доходах в ней изначально получены на основе информации о расходах и сбережениях и расхождения не возникает.



Вторым важным изменением стало использование встроенного механизма взвешивания при работе с данными ОБДХ. Как уже отмечалось, это позволяет приблизить данные выборочного обследования к параметрам генеральной совокупности. Однако различие, в том числе по среднему доходу, все равно сохраняется существенным (Таблица 4). Тем не менее, так, по крайней мере, обеспечивается сопоставимость с официальными расчетами Росстата, выполнены при использовании взвешивания.

*Таблица 4. Соотношение среднего дохода в обследованиях и макростатистике, руб. на человека в месяц*

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
БДДР	3 920	5 115	6 343	8 025	10 090	12 489	14 815	16 860	18 719
ОБДХ	2 533	3 179	3 983	5 050	6 209	7 874	10 224	11 167	12 898
RLMS	3 265	4 070	5 497	6 259	7 747	8 819	11 758	11 596	13 753
ОБДХ/БДДР, %	64.6	62.2	62.8	62.9	61.5	63.0	69.0	66.2	68.9
RLMS/БДДР, %	83.3	79.6	86.7	78.0	76.8	70.6	79.4	68.8	73.5

Третьим важным изменением стал выбор факторов, использующих при разложении межгруппового индекса цен RLMS и последующем восстановлении. При использовании для одного года (2007) нами подробно обсуждался вопрос о выборе факторов, которые должны быть использованы в регрессионной модели. Отмечалось, что включение всех пяти факторов в одну модель может вызвать некоторые трудности с точки зрения ее качества. Одна из проблем связана с тем, что для основного случая – разбиения на 10 доходных групп использование пяти факторов делает модель слишком «длинной», то есть оставляет малое число степеней свободы. Кроме того, эти факторы характеризуются некоторой мультиколлинеарностью, как по построению (сумма расходов на питание и доля расходов на питание), так и статистически.

В данном случае применение этого метода к различным годам и к различным вариантам разбиения на группы не позволило установить универсальное сочетание двух-трех факторов, которые с одной стороны были бы во всех случаях значимыми, а с другой - объясняли бы значительную долю вариации индекса (что характеризуется большим значением  $R^2$  в



модели). Перебор возможных вариантов приводил к тому, что во всех случаях для ряда лет некоторые факторы оказывались незначимыми, причем как для разбиения на малое число групп (10 или 20), так и на большое (50). Никакой системы в этом установить не удалось. В такой ситуации возможны два варианта модификации механизма – выбор значимых факторов индивидуально по каждому году, что является несколько более точным с точки зрения статистических свойств моделей (в них не участвуют незначимые факторы), но значительно уменьшает универсальность механизма, так как требует «ручной настройки» для каждого года в отдельности. Однако, в некоторых случаях даже выбор факторов для каждого года в отдельности оказывался затруднен, если значимыми оказывались разные факторы при различном разбиении на группы. Кроме того затрудняется процесс прогнозирования – в такой ситуации выбор факторов в будущем ничем не мотивирован.

Поэтому в данном случае использовались другой более универсальный подход. В моделях разложения индекса цен по регрессорам для всех лет и различного разбиения на группы использовался стандартный набор факторов, хотя и несколько измененный. Не рассматривалась доля городского населения в силу того, что она стабильна для ОБДХ при использовании взвешивания. Решено было также отказаться от общей суммы расходов на питание из-за тесной связи с соответствующей долей, но зато добавить долю расходов на услуги. Таким образом, факторов осталось лишь четыре – общая сумма расходов на одного члена д/х, размер семьи и доли расходов на питание и услуги. Это, в частности, позволило повысить на единицу число степеней свободы, что достаточно критично для регрессии на 10 наблюдениях.

Однако для дальнейшего увеличения числа степеней свободы была опробована еще одна модификация. Данные за разные годы рассматривались как панель. Ниже приводятся результаты для логарифмической модели.

$$(9) \ln(IPF(s;t)) = \underset{R^2=0,973}{const(t)} + 0,32 \cdot \underset{(0,07)}{\ln(fam(s;t))} - 0,12 \cdot \underset{(0,09)}{\ln(food\_sh(s;t))} + 0,17 \cdot \underset{(0,04)}{\ln(serv\_sh(s;t))} + 0,26 \cdot \underset{(0,03)}{\ln(ex(s;t))},$$



$s = 1, \dots, 10$  – номер группы,  $t = 2002, \dots, 2010$  – год; в скобках указаны стандартные отклонения оценок коэффициентов;

$fam(s;t)$  – среднее по группе число человек в д/х (взрослых и детей);

$food\_sh(s;t)$  – средняя по группе доля расходов на питание в д/х;

$serv\_sh(s;t)$  – средняя по группе доля расходов на услуги в д/х;

$ex(s;t)$  – средние по группе расходы на одного члена д/х.

То есть при оценке регрессии для разложения межгруппового индекса цен по факторам все коэффициенты кроме свободных членов полагались равными для разных лет, а отличие заключалось лишь в значении констант (временных эффектов). Естественно, такая модель является несколько ограничивающей. Хотя численные значения оценок коэффициентов, полученные в предположении такой панельной структуры и без нее (то есть с постоянным набором факторов для всех лет, но разными значениями коэффициентов) несколько отличаются, итоговые результаты оказались качественно и численно близки. Это позволило остановиться на панельной спецификации модели (9), дающей сходные результаты, но имеющей значительно лучшие статистические свойства. (Таблица 5)

*Таблица 5. Сравнение результатов разложения межгруппового индекса цен по факторам в панельной спецификации (9) и отдельно по годам*

год	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Панель
размер семьи	0.10	0.33	-0.03	0.02	0.34	0.30	0.30	0.50	0.65	0.32
доля питания	0.02	0.13	-0.28	-0.50	0.06	0.10	0.10	0.03	0.24	-0.12
доля услуг	-0.08	0.04	0.10	0.22	0.21	0.02	0.11	0.19	-0.04	0.17
расходы	0.18	0.20	0.19	0.15	0.18	0.19	0.18	0.22	0.36	0.26
константа	-1.43	-1.56	-1.32	-1.07	-1.36	-1.73	-1.49	-2.00	-3.63	
врем. эффект в панели	-2	-2	1.846	1.793	1.610	1.585	1.558	1.536	1.528	
Число наблюдений	10	10	10	10	10	10	10	10	10	
$R^2$	0.99	0.98	0.99	0.99	1.00	0.99	0.98	1.00	0.94	

На графиках (Рисунок 17) приводится динамика для исходных и восстановленных индексов цен с помощью описанной процедуры для всех рассмотренных лет для случая разбиения на 10 доходных групп. Аналогичные графики получены и для более дробного деления – на 20 и 50 групп, однако в тексте работы они не приводятся. Здесь и далее основным рассматриваемым случаем будет разбиение именно на 10 групп, как наиболее



оптимальное с точки зрения точности получаемых результатов и возможности их прогнозирования.

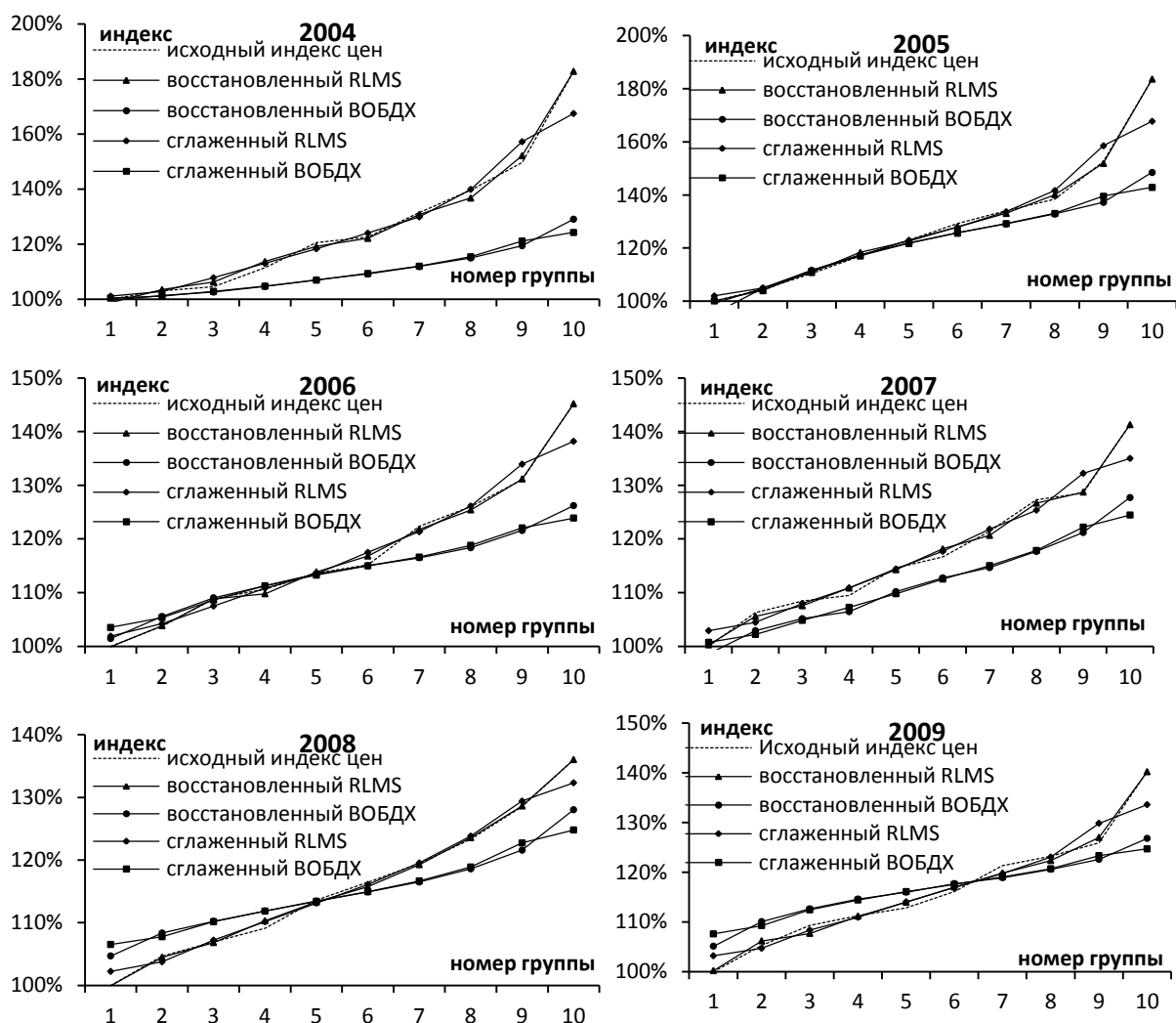


Рисунок 17. Исходная и восстановленная динамика межгрупповых индексов цен покупок продуктов питания для данных RLMS и ОБДХ (10 групп).

Пунктирной линией отмечен исходный индекс, то есть рассчитанный с помощью описанной процедуры межгрупповой базисный индекс цен Фишера покупок продуктов питания для каждой доходной группы. Сплошной линией с треугольным маркером (практически совпадает с исходной динамикой) изображена динамика прогнозных значений индекса по данным RLMS с помощью регрессии на пять указанных выше факторов, то есть фактически исходные данные за вычетом регрессионных остатков. Сплошной линией с круглым маркером на графиках отмечена восстановленная с помощью регрессионной модели на пять факторов динамика для ОБДХ для соответствующих доходных групп. Сплошными



линиями с квадратными и ромбовидными маркерами отмечены сглаженные кривые для восстановленных индексов для RLMS и ОБДХ ответственно. Сглаживание проводилось с помощью взятия среднего из значений индекса и двух соседних методом скользящего окна.

Во всех случаях наблюдается стабильный, почти монотонный рост межгрупповых базисных индексов цен при продвижении от младших к старшим доходным группам. Разложение исходного индекса, рассчитанного по данным RLMS по пяти факторам, как и последующее дополнительное сглаживание не оказывают существенного влияния на демонстрируемую динамику – все три линии на графиках находятся очень близко. Отметим, что дополнительное сглаживание путем взятия среднего из трех соседних групп сильно влияет на значение индекса в старшей группе (для нее берется среднее значение лишь из двух групп – девятой и десятой). Во всех случаях наблюдается некоторое «ускорение» межгрупповой динамики ближе к концу диапазона. Описанное сглаживание в силу построения не улавливает такого ускорения, а наоборот – нивелирует его, что оказывается существенным. Вопрос о корректности такого сглаживания остается открытым и подробнее освещен ниже при анализе разложения потребительской инфляции по групповым межвременным индексам, для которого сглаживание и применяется.

Для всех рассмотренных лет характерно некоторое «отставание» межгрупповых индексов цен восстановленных для данных ОБДХ от аналогичных индексов для RLMS, как для обычных, так и для сглаженных. Такая ситуация, по-видимому, является следствием двух обстоятельств, как включения в модель сразу всех факторов, так и ранжирования по общей сумме расходов. При первом применении процедуры такое расхождение не наблюдалось, однако, там использовалась более «короткая» модель, включающая лишь два фактора, и ранжирование проводилось по сумме расходов на питание на одного члена домашнего хозяйства. Также там использовалась аддитивная нормировка для обеспечения сопоставимости индексов цен в группах. На наш взгляд, вопрос об обеспечении такой



сопоставимости и требование максимально приблизить межгрупповые индексы в обеих выборках друг к другу является дискуссионным. С одной стороны, близкая динамика индексов в двух группах позволяет констатировать более четкое проявление эффекта эндогенности цен, то есть зависимости цен покупок продуктов питания от уровня доходов домашнего хозяйства. С другой - стоит учитывать различие в структуре выборок, связанное с изменением показателя, по которому производилось ранжирование.

Таблица 6. Сравнение основных характеристик RLMS и ОБДХ в 2009

номер группы	RLMS				ОБДХ			
	размер семьи (чел.)	доля расходов на питание, %	доля расходов на услуги, %	сумма расходов на члена д/х (руб. в месяц)	размер семьи (чел.)	доля расходов на питание, %	доля расходов на услуги, %	сумма расходов на члена д/х (руб. в
1	3,50	22,4	46,8	2 327	4,13	50,7	28,0	2 675
2	2,76	23,8	47,3	3 476	3,80	48,1	28,1	3 763
3	2,70	25,5	47,7	4 336	3,60	46,3	27,9	4 591
4	2,72	26,5	45,4	5 098	3,50	44,8	27,8	5 412
5	2,72	28,3	45,2	5 926	3,50	42,8	27,3	6 331
6	2,68	28,3	43,9	6 627	3,55	39,4	28,0	7 741
7	2,75	25,7	41,9	7 668	3,55	36,4	28,4	9 469
8	2,55	28,8	41,6	8 850	3,37	33,1	28,4	11 556
9	2,49	30,9	36,9	11 544	2,91	32,2	26,4	13 838
10	2,29	31,2	22,3	25 062	2,54	25,8	24,1	21 496
КФ				10,8				8,0

Так для всех рассмотренных лет, для выборки ОБДХ характерно значительно меньшая дифференциация по уровню расходов, чем для RLMS, как по сумме расходов на питание, так и по общей сумме расходов. В таблице (Таблица 6) приводятся параметры исследуемых выборок для 2009 года, но все тенденции являются характерными и для других периодов времени. Так, коэффициент фондов (КФ) для RLMS, рассчитанный по сумме расходов на питание на одного члена домохозяйства, в среднем в 2 раза выше, а рассчитанный по общей сумме расходов – в 4 раза выше, чем для ОБДХ. При этом, что другие параметры (размер семьи и средняя доля городского населения) оказываются близки, доля расходов на питание различается незначительно. Возможно, это связано с большей



представительностью обследования RLMS по сравнению с ОБДХ или с большей ротацией респондентов.

Такого различия в дифференциации не наблюдалось при ранжировании по сумме расходов на питание на человека, но, по нашему мнению, выбор показателя, по которому производится ранжирование, должен осуществляться из содержательных соображений, а не исходя из близости двух выборок. В этой ситуации использование общей суммы расходов является более корректным, если целью является не просто обнаружение факта эндогенности цен, то есть зависимости средних цен покупок от уровня доходов – в этом случае этот эффект выражен даже сильнее, но и использование этих индексов для дальнейшего моделирования потребительского поведения. Например, возможно применение их для прогнозирования инфляции и спроса с учетом доходной дифференциации. Очевидно, что прогнозирование и объяснение дифференциации по общей сумме расходов есть задача более простая и логичная, чем по сумме расходов на питание. Поэтому необходимо просто учитывать имеющееся различие в выборках - гибкость используемого механизма позволяет сделать это без дополнительных модификаций.

Явно проявляется отмеченный ранее эффект завышения межгрупповой динамики индексов цен для 2004 и 2005 годов для данных RLMS. Причем интересным является тот факт, что для 2005 года завышенная динамика по RLMS воспроизводится также и в выборке ОБДХ (индексы оказываются ниже, чем для RLMS, но значительно выше, для других лет для ОБДХ). В то время как для 2004 года индексы лежат в пределах своих нормальных значений (1,24 для десятой доходной группы, против 1,49 в 2005 году) и не выделяются на общем фоне. Каких либо значительных отклонений в характеристиках выборок в эти периоды выявить не удалось.

Отметим, что в нашем случае, в отличие от применения описываемой процедуры «пересадки» индексов, мы ограничились лишь использованием линейной модели – расчеты для линейной в логарифмах модели оказываются численно очень близки и не позволяют получить более точные или лучше





интерпретируемые результаты. Также в нынешней работе не использовалась нормировка, так как данные межгрупповые индексы являются промежуточным этапом при построении межвременных индексов, нечувствительных к умножению межгрупповых индексов на константу.

Полученные результаты представляются достаточно надежным свидетельством в пользу подтверждения выдвинутой гипотезы эндогенности цен покупок. Показана зависимость между межгрупповым индексом цен покупок продуктов питания и средним уровнем дохода в домашнем хозяйстве в расчете на одного его члена. Эта зависимость является устойчивой и характерна для всех рассмотренных лет с 2002 по 2010 гг. Подтверждение этого результата потребовало совместного использования информации из ОБДХ и RLMS. Предложенный и реализованный механизм такого совместного использования информации позволил рассчитать межгрупповые индексы цен покупок продуктов питания по децильным группам для ОБДХ. Таким образом, были решены первые две задачи исследования, сформулированные во Введении к диссертации.

Эти межгрупповые индексы цен покупок в Главе 3 используются для расчета потребительской инфляции для доходных групп домашних хозяйств на базе данных ОБДХ для решения 3 других задач и достижения основной цели диссертационного исследования.



## **Глава 3. Индексы потребительских цен для доходных групп российских домохозяйств**

В этой главе решаются третья, четвертая и пятая задачи исследования, сформулированные во Введении к диссертации. Используются результаты, полученные в Главе 2, а именно подтверждение эндогенности цен покупок и данные, полученные с помощью предложенного метода оценки цен покупок для групп домашних хозяйств в ОБДХ, учитывающего отличие их структурных характеристик от характеристик доходных групп домашних хозяйств в выборочном обследовании RLMS.

### **3.1. Дифференцированные по доходным группам индексы потребительских цен по продовольственным товарам**

Было установлено, что на данных выборочных обследований имеет место выраженная тенденция к росту базисных межгрупповых индексов цен покупок продуктов питания для умеренного числа доходных групп (10-20 доходных групп). То есть можно говорить о том, что уровень цен приобретаемых продовольственных товаров  $p(s;t)$  растет по мере роста номера группы от бедных к богатым категориям населения. Как следствие можно говорить о выраженной, во многих случаях, монотонной возрастающей динамике базисного межгруппового индекса цен  $a(s;t)$  (Рис. 1). То есть растет отрыв цен покупок рассматриваемой категории товаров от первой, наиболее бедной доходной группы.

В такой ситуации актуальным становится вопрос о разложении потребительской инфляции (в данном случае речь пойдет о динамике инфляции на продукты питания) по доходным группам с учетом межгрупповой динамики цен. Опишем простую модель, которая позволит по имеющимся данным оценить дифференцированную по доходу продовольственную инфляцию.

Введем следующие обозначения:

$s=1, \dots, n$  – номер доходной группы в предлагаемой модели;

$n$  – общее число групп (в данной модели рассматривалось  $n=10$ );



$i = 1, 2, 3$  – категория расходов домохозяйства: расходы на покупку продуктов питания ( $i=1$ ), расходы на покупки непродовольственных товаров ( $i=2$ ) и расходы на услуги ( $i=3$ );<sup>1</sup>

$t = 1, \dots, T$  – номер периода времени (года);

$p_t(i, s)$  – общий уровень цен  $i$ -ой категории товаров для  $s$ -ой доходной группы в период  $t$ .

$p_t(\cdot, s)$  – общий уровень цен для  $s$ -ой доходной группы в период  $t$ .

$I_t(i, s) = \frac{p_t(i, s)}{p_{t-1}(i, s)}$  – межвременной индекс цен покупок товаров (услуг)  $i$ -ой категории между периодами  $t-1$  и  $t$  для  $s$ -ой доходной группы;

$I_t(\cdot, s) = \frac{p_t(\cdot, s)}{p_{t-1}(\cdot, s)}$  – общий межвременной индекс цен покупок между периодами  $t-1$  и  $t$  для  $s$ -ой доходной группы по всей корзине товаров и услуг;

$I_t(i, \cdot) = \frac{p_t(i, \cdot)}{p_{t-1}(i, \cdot)}$  – межвременной индекс цен покупок товаров (услуг)  $i$ -ой категории между периодами  $t-1$  и  $t$  для всей совокупности потребителей (средний по доходным группам);

$I_t(\cdot, \cdot) = \frac{p_t(\cdot, \cdot)}{p_{t-1}(\cdot, \cdot)}$  – общий межвременной индекс цен покупок по всей корзине товаров и услуг между периодами  $t-1$  и  $t$  для всей совокупности потребителей (средний по доходным группам);

$w_t(i, s)$  – доля покупок товаров (услуг) категории  $i$  в общей структуре расходов  $s$ -ой доходной группы в периоде  $t$  ( $\sum_{i=1}^3 w_t(i, s) = 1$ );

$a_t(1, s) = \frac{p_t(1, s)}{p_t(1, 1)}$  – межгрупповой базисный индекс цен покупок продуктов питания для  $t$ -го периода для  $s$ -ой группы, полученный в результате «переноса» результатов RLMS на ОБДХ;

Очевидно, выполнено следующее соотношение:

$$(10) \quad \frac{a_t(1, s)}{a_{t-1}(1, s)} = \frac{I_t(1, s)}{I_t(1, 1)}, \quad s = 2, \dots, n$$

Тогда можно выразить значение межвременного индекса цен для  $s$ -ой группы  $I_t(1, s)$  следующим образом:

<sup>1</sup> Питание вне дома и алкоголь относятся к продовольствию, а табак – к непродовольственным товарам.



$$(11) \quad I_t(1, s) = \frac{a_t(1, s)}{a_{t-1}(1, s)} I_t(1, 1)$$

Далее необходимо связать динамику межвременных индексов цен по группам  $I_t(1, s)$  с общим межвременным индексом цен покупок продуктов питания  $I_t(1, \cdot)$ , который может трактоваться, например, как ИПЦ по продовольственным товарам. Для этого необходимо сделать предположение о такой связи. Разумным является предположение о том, что общий уровень цен является средним арифметическим, возможно средневзвешенным, из индексов цен по группам:

$$(12) \quad \sum_{s=1}^n I_t(1, s) \varphi_t(s) = I_t(1, \cdot)$$

где  $\varphi_t(s)$  – доля  $s$ -ой доходной группы в общей совокупности потребителей в период времени  $t$ . Эти доли могут выбираться исходя из различных соображений. Существует, по крайней мере, два основных подхода к выбору доли – плутократический и демократический [88]. Плутократический подход заключается в том, что вклад каждой группы в суммарный индекс цен должен соответствовать ее вкладу – стоимостному или натуральному - в оборот товаров и услуг, по которому рассчитывается индекс. То есть в рамках такого подхода в качестве доли может использоваться, например, относительный объем расходов данной группы в общем объеме расходов на покупку данной категории товаров или услуг. Демократический подход состоит в том, что вес каждой группы должен быть пропорциональным численности ее членов. Оба этих подхода являются скорее теоретическими конструкциями, так как для непосредственной реализации требуют значительного объема информации, в частности, об индивидуальных ценах покупок всех товаров и услуг, которые на практике не доступны.

Поэтому в настоящем исследовании мы использовали комбинацию этих подходов. Как отмечалось в первом разделе Главы 2, в силу особенностей работы с данными обследования, расчеты на уровне отдельных домашних хозяйств оказываются не вполне корректными. Поэтому мы



работали с данными в разрезе децильных групп, которые характеризовались средними параметрами – доходами, расходами, ценами покупок. В этом смысле внутри групп используется плутократический подход. С другой стороны, в силу неполной репрезентативности выборок и отсутствию информации о точных вкладах групп в динамику общего ИПЦ, между группами мы использовали демократический подход. Так как мы выделяли группы с учетом числа человек (для ОБДХ Росстата – это уже сделано), то дополнительного взвешивания по среднему размеру семьи не потребовалось – все группы уже содержали одинаковое число членов, но не семей. Поэтому все  $\varphi_t(s)$  полагались равными  $1/n$ .

$$(13) \quad \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n I_t(1, s) = I_t(1, \cdot),$$

Подставим в выражение (13) формулу для индексов по группам (11) и вынесем общий множитель за знак суммы:

$$(14) \quad I_t(1, \cdot) = \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n I_t(1, s) = I_t(1, 1) \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \frac{a_t(1, s)}{a_{t-1}(1, s)},$$

отсюда следует:

$$(15) \quad I_t(1, 1) = \frac{I_t(1, \cdot)}{\frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \frac{a_t(1, s)}{a_{t-1}(1, s)}}$$

Выразив  $I_t(1, 1)$  из формулы (11) относительно  $I_s(t + 1)$  и подставив в выражение (15), можно получить аналогичное соотношение не только для первой, но и для  $k$ -ой произвольной доходной группы:

$$(16) \quad I_t(1, k) = \frac{\frac{a_t(1, k)}{a_{t-1}(1, k)}}{\frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \frac{a_t(1, s)}{a_{t-1}(1, s)}} I_t(1, \cdot).$$

Очевидно выполнение соотношения:

$$(17) \quad \frac{a_t(1, s)}{a_{t-1}(1, s)} = 1$$



в силу прямого следствия из определения межгруппового базисного индекса цен  $a(1; t + 1) = a(1; t) = 1$ . Уравнение (17) также является естественной нормировкой для первой доходной группы.

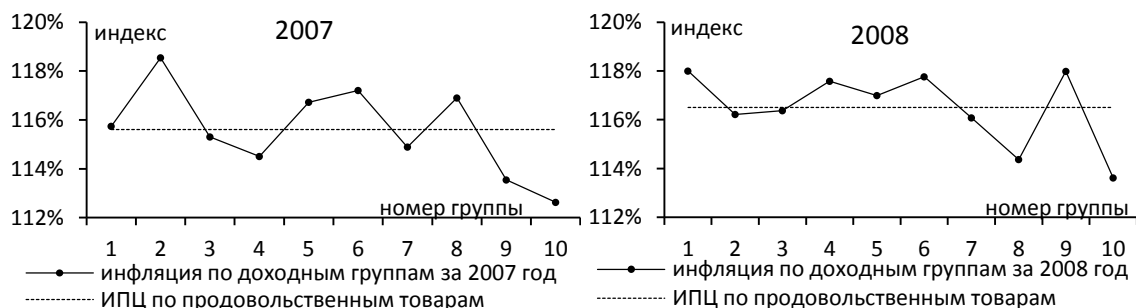
Полученное соотношение (16) позволяет разложить общую динамику потребительских цен (в данном случае для продовольственных товаров) по межвременным индексам цен покупок отдельно для доходных групп. Таким образом, базируясь на данных о средней (общей) динамике цен на продукты питания и межгрупповой динамике цен, которая может быть рассчитана по данным выборочного обследования RLMS, могут быть восстановлены значения инфляции для отдельных категорий населения, представляемых как доходные группы. Такой подход оказывается достаточно гибким и может применяться к доходным группам произвольного размера, которые могут выделяться по различным признакам. В его основе лежит лишь предположение о связи групповых индексов цен и общего уровня цен (соотношение (13)), которое при необходимости также может быть обобщено до формулы (12), что позволяет легко пересчитать все результаты, включая формулу (16). Экономическая целесообразность таких предположений обсуждается ниже при описании численных расчетов индексов.

В результате применения описанного подхода были рассчитаны дифференцированные по доходным группам межвременные индексы цен покупок продуктов питания, которые могут трактоваться, как продовольственная инфляция.

На графике (Рисунок 18) приведены графики межвременной динамики индексов цен по доходным группам в сравнении с ИПЦ по продовольственным товарам для 2008 (декабрь 2008 года к декабрю 2007) и 2007 (декабрь 2007 к декабрю 2006) годов. Пунктирной линией отмечены уровни инфляции по продуктам питания, то есть значение ИПЦ по продовольственным товарам в годовом выражении (декабрь к декабрю) [51]. Такие графики позволяют наглядно сравнить дифференциацию продуктовой инфляции по группам и значение ИПЦ по продуктам питания. Кроме того их можно сравнить с приводимыми ниже графиками с результатами



модификаций механизма (в том числе сглаживанием) для этих же лет. На рисунке 3 представлены аналогичные графики для всех рассмотренных периодов времени для ряда лет.



*Рисунок 18. Межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп для 2007 и 2008 годов в сравнении с ИПЦ по продовольственным товарам. (10 групп).*

Отметим несколько характерных тенденций. Видно, что динамика оказывается крайне немонотонной и достаточно сильно волатильной. Для большинства лет не удастся установить четкой зависимости более высокой или низкой инфляции для конкретных групп. Как правило, отсутствует и тенденция по группам внутри одного года. В связи с особенностью процедуры межвременной индекс цен представляет собой нормированное отношение межгрупповых индексов в соседних периодах для соответствующих доходных групп. Колебания таких межвременных индексов цен отражают неравенство в росте межгрупповых индексов, которое, как видно, оказывается достаточно нерегулярным.

Исключением из этого правила стоит признать 2004 год (квадратные маркеры, Рисунок 19), когда обнаруживается достаточно устойчивая тенденция к росту инфляции по продуктам питания с ростом доходной группы, и 2006 год (круглые маркеры, Рисунок 19), когда проявляется обратная тенденция – уменьшение продуктовой инфляции с ростом доходной группы вплоть до дефляции для 10-й доходной группы. Причины могут быть связаны с уже отмечавшимся феноменом более быстрого роста межгруппового индекса цен для 2004 и 2005 годов по данным RLMS. В связи с этим для старших доходных групп накапливается значительное



расхождение в соседние годы, в 2004 – превышение по сравнению с 2003, а 2006 – наоборот, занижение, по сравнению с 2005. Как результат инфляция по доходным группам оказывается в некотором смысле упорядоченной.

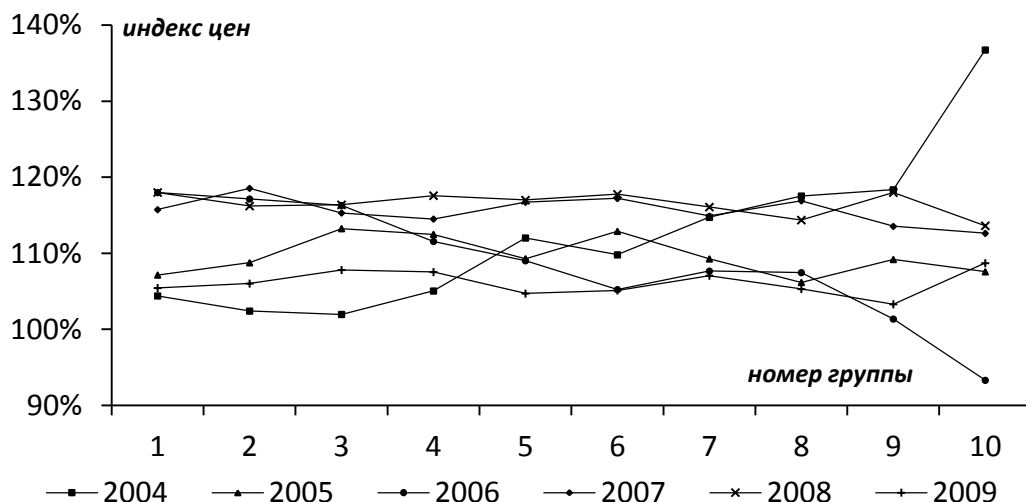


Рисунок 19. Межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп для всех рассмотренных лет. (10 групп).

Аналогично были рассчитаны значения межвременных индексов цен для случая разбиения на 20 и 50 доходных групп, графики которых не приводятся. Отметим, что динамика в этом случае оказывается еще значительно менее регулярной и подверженной частным колебаниям в межгрупповых индексах цен.

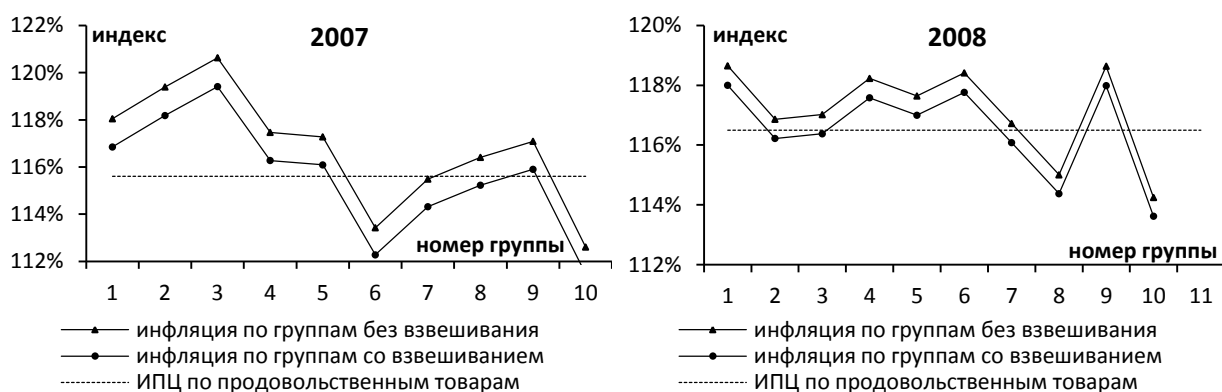
В такой ситуации важным становится вопрос о выделении некоторой устойчивой зависимости от дохода в таких межвременных индексах. Для этого необходимо некоторым образом сгладить межгрупповую динамику индексов или модифицировать методику расчета межвременных индексов с использованием межгрупповой динамики.

Рассмотрим различные способы модификации исходного алгоритма расчета межвременных индексов цен покупок продуктов питания с помощью учета дифференциации цен по уровню доходов, то есть распределения межгрупповых индексов цен. В рамках предлагаемого подхода сделано предположение о связи общего уровня инфляции по продуктам питания и значений такой инфляции отдельно для доходных групп. Предполагается, что общий уровень есть среднее взвешенное (3) из групповых значений или в более простом случае среднее арифметическое из групповых значений (4).





Откажемся от более простого предположения (4) в пользу соотношения (3) и рассмотрим один из вариантов выбора таких весов. В качестве весов будут использоваться стоимостные объемы покупок продуктов питания каждой из групп относительно общей суммы таких покупок. Таким образом, веса различаются довольно сильно, и разброс может составлять до 12-14 раз для различных лет.

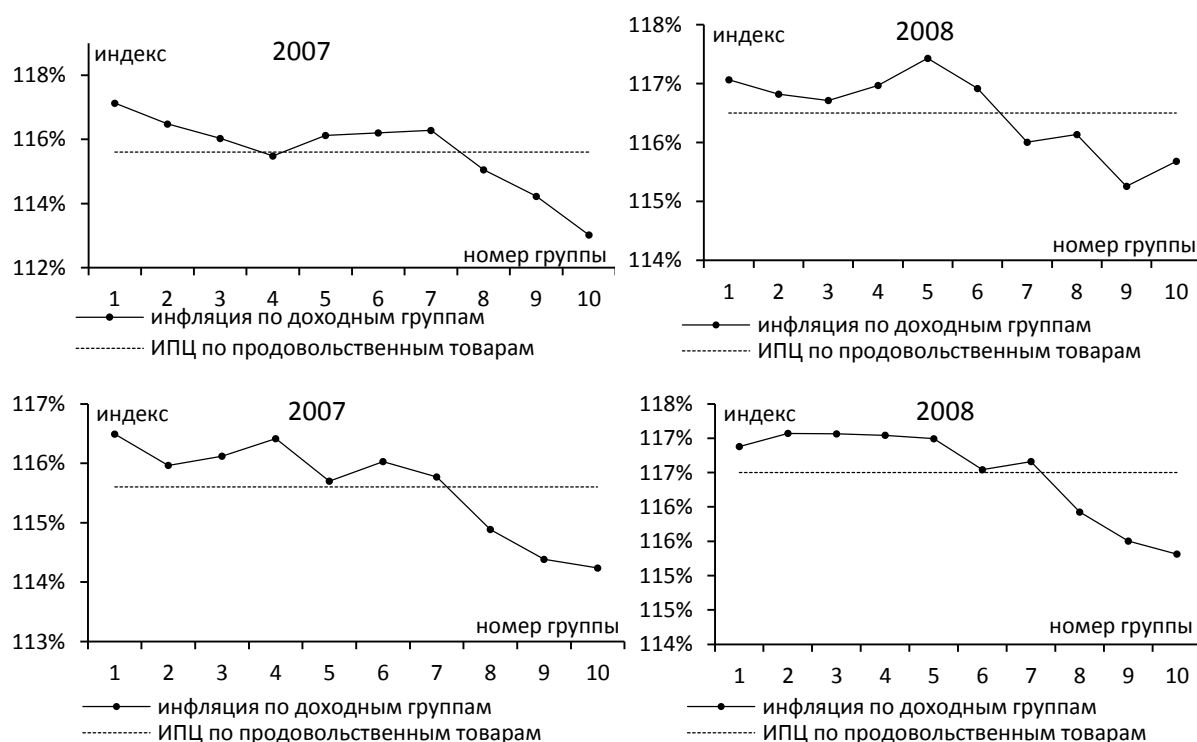


*Рисунок 20. Межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп с использованием средневзвешенной нормировки в сравнении с обычной нормировкой для 2007 и 2008 годов и 10 групп.*

Фактически, использование взвешенного среднего, вместо простого среднего в качестве нормировки не влияет на распределение инфляции по доходным группам с точки зрения сглаживания различий по группам. Оно приводит лишь к перенормировке, так как фактически в формуле (7) меняется лишь знаменатель, общий для всех групп. Как видно из графиков на примере 2007 и 2008 годов (Рисунок 20) значения инфляции по продуктам питания для отдельных доходных групп изменяется незначительно и одинаково для всех групп, лишь сдвигаясь в сторону значений старших групп (групп с большим весом). Межгрупповая динамика остается неизменной и колебания не сглаживаются. Таким образом, использование формулы (4), то есть простого среднего в качестве нормировки представляется вполне оправданным и будет использоваться в дальнейших расчетах.

Другим способом выделения тенденции может стать «сглаживание» межвременной динамики для отдельных доходных групп путем разложения ее по некоторым внешним факторам или усреднения за счет среди соседних

групп. Рассмотрим несколько способов такого сглаживания. Первым способом сглаживания является использование не самого рассчитанного значения межвременного индекса цен для каждой доходной группы, а среднего значения из него и нескольких соседних, используя метод скользящего окна, аналогично тому, как это применялось ранее для расчета межгруппового индекса цен. Было применено два способа такого сглаживания: с малым окном и с большим окном. В качестве сглаживания динамики с использованием малого окна рассчитывалось среднее значение для индекса из трех доходных групп – своей, соседней сверху и соседней снизу, для крайних групп (первой и последней) – только двух соседних групп, своей и соседней. Аналогично в качестве сглаживания с использованием большого окна рассчитывались значения из пяти доходных групп – своей и двух соседних с каждой стороны, для первой и последней группы – использовались три группы, для второй и предпоследней – по четыре. Приведем графики рассчитанных значений.



*Рисунок 21. Межвременные индексы цен покупок продуктов с использованием сглаживания с помощью скользящего окна (среднее из трех групп - сверху, и среднее из пяти групп - внизу) для 10 групп.*



На графиках (Рисунок 21) видно, что при применении описанной выше процедуры сглаживания более четко проявляется тенденция к уменьшению среднего из нескольких соседних групп межвременного индекса цен для старших доходных групп. То есть можно говорить о несколько более высокой инфляции по продуктам питания для более бедных и более низкой для более богатых категорий населения.

Другим важным способом сглаживания является использование в качестве межгрупповых значений не самих индексов, рассчитанных по исходным значениям, а индексов, пересчитанных в результате разложения межгрупповой динамики по пяти факторам, характеризующим каждую из групп. Полученные таким образом индексы, называемые восстановленными, являются прогнозными значениями из регрессии межгрупповых индексов цен покупок на пять факторов (эти межгрупповые индексы обозначены на рисунке 1 линией с треугольными маркерами). Важным результатом такого разложения является возможность расчета инфляции по отдельным доходным группам не только по данным выборки RLMS, но и по данным ОБДХ, используя процедуру «пересадки» индексов. Для этого необходимо в формуле (7) использовать данные о межгрупповой динамике цен покупок продуктов питания не для RLMS, а восстановленные межгрупповые индексы по пяти факторам для ОБДХ.

Из графиков видно, что ожидаемого результата – сглаживания межгрупповой динамики инфляции по доходным группам удалось достичь лишь частично. Для индексов, восстановленных по данным RLMS (Рисунок 22) сглаживания по сравнению с исходными индексами не возникает, также как и монотонной тенденции для большинства лет. Возможно, это связано с достаточно сильными колебаниями факторов для данных RLMS из-за относительно небольшого числа наблюдений. Выраженная убывающая зависимость инфляции от дохода проявляется только для 2006 года, а возрастающая – для 2004. Для остальных лет межгрупповая динамика немонотонная – однозначной закономерности нет, а наблюдаются колебания вокруг среднего уровня. Такое поведение полностью согласуется с



аналогичной динамикой для дифференциации инфляции, рассчитанной по исходным межгрупповым индексам цен.

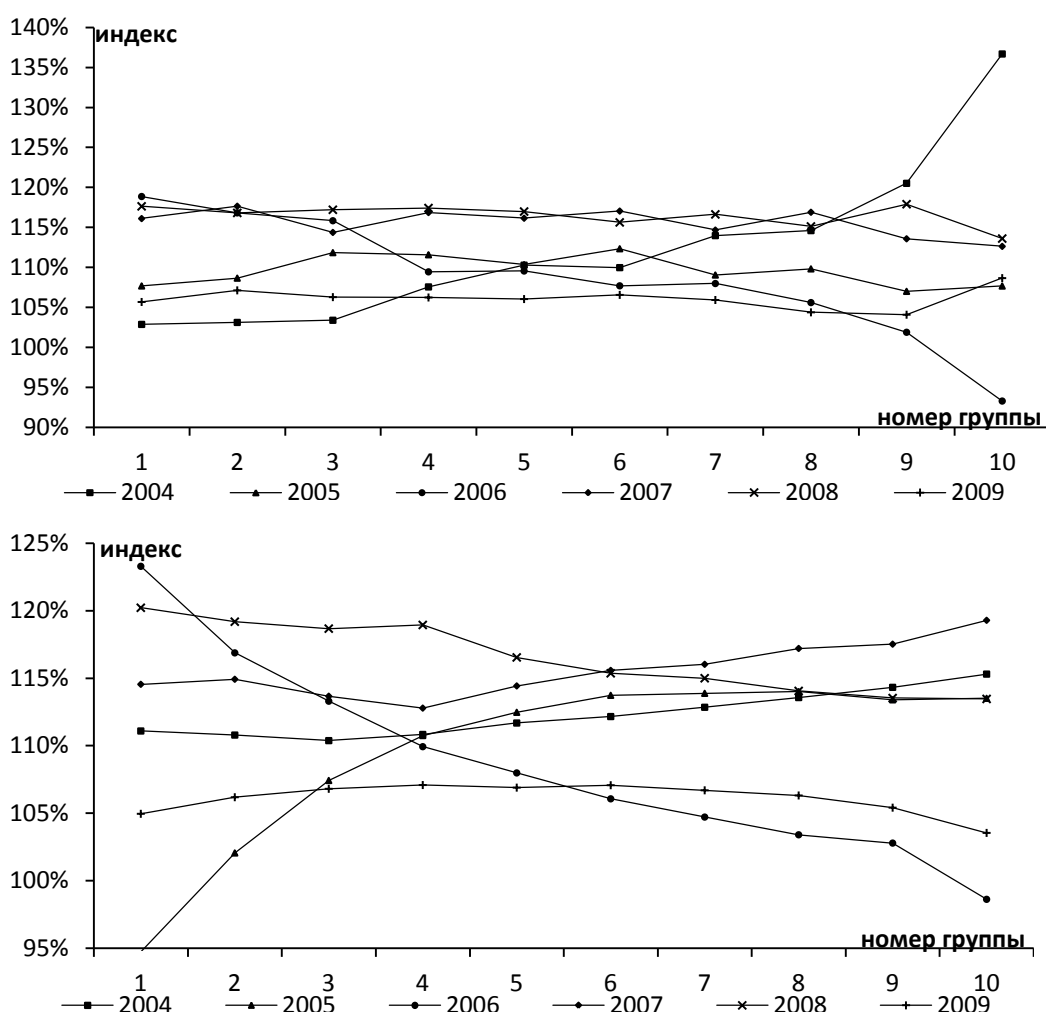


Рисунок 22. . Восстановленные межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп по пяти факторам для данных RLMS (вверху) и ОБДХ (внизу) (10 групп).

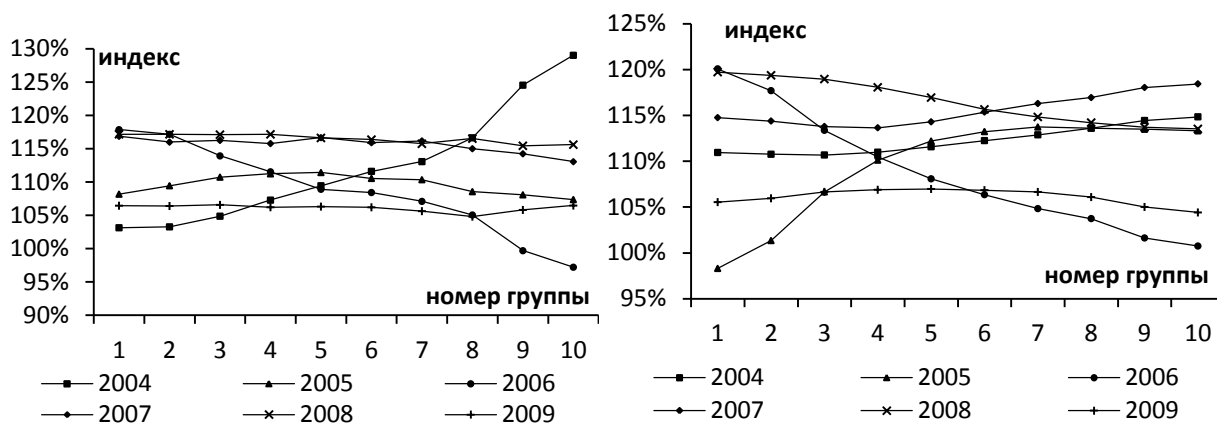
Для инфляции по доходным группы, рассчитанной с помощью формулы (16) по восстановленным межгрупповым индексам цен для данных ОБДХ ситуация несколько отличается (Рисунок 22). В данном случае можно говорить о достижении требуемой цели о получения сглаженной и желательно монотонной межгрупповой динамики - все полученные кривые удовлетворяют этим свойствам. Так, например, для 2006 года, как и в предыдущих случаях, характерно резкое понижение инфляции по продуктам питания с ростом дохода, связанное с тем, что в 2005 году межгрупповая динамика индексов цен оказывается сильно завышена. Отметим, что в данном случае не для 2004, а для 2005 года наблюдается быстрый рост



инфляции по продуктам питания с ростом доходов. Это связано с тем, что межгрупповой индекс для 2004 года восстановленный по данным ОБДХ в отличие от RLMS уже не характеризуется завышенной динамикой – такое явление наблюдается только для 2005 года. В этой связи резкое различие в отношении межгрупповых индексов цен для соседних периодов характерно не для 2004 года, как для RLMS, а для 2005 года. Впрочем, для остальных лет также достаточно четко проявляется тенденция поведения инфляции по продуктам питания в зависимости от дохода. Так, для 2004 и 2007 годов характерен рост, хотя и не такой быстрый, как для 2006 года, а для 2008 – падение. Таким образом, периоды, когда инфляция оказывается более высокой для богатых или для бедных, в общем, чередуются и тут не проявляется явной закономерности. Кризисный 2009 год несколько выделяется на этом фоне – он отличается немонотонной динамикой, наибольшая инфляция наблюдается для групп со средними доходами, и падает по мере продвижения к старшим или младшим доходным группам. Из чего можно сделать вывод, что с точки зрения продовольственной инфляции кризис оказался наиболее болезненным именно для среднего класса.

Возможным развитием предлагаемого подхода расчета инфляции по продуктам питания является объединение подходов, связанных с двумя способами сглаживания межгрупповой динамики инфляции по доходным группам. Возможно рассчитать восстановленные индексы по пяти факторам для данных RLMS или ОБДХ и применить к ним сглаживание с помощью среднего методом скользящего окна, описанным выше. Результаты такого двойного сглаживания приведены на графике (Рисунок 23).





*Рисунок 23. Восстановленные межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп для данных RLMS и ОБДХ с помощью сглаживания с использованием малого окна (3 группы).*

Из графиков видно, что полученные результаты могут быть признаны приемлемыми для данных RLMS, в то время как для данных ОБДХ дополнительное сглаживание, является, по-видимому, излишним. В результате такой процедуры межгрупповую динамику для RLMS действительно удается сгладить по сравнению с использованием исходных межгрупповых индексов и даже восстановленных по пяти факторам. Монотонности таким способом добиться не удастся – выраженной динамикой по-прежнему характеризуются только 2004 и 2006 годы, в то время, как все остальные демонстрируют более плавные, но все же колебания вокруг среднего значения. Для ОБДХ такое двойное сглаживание позволяет полностью удалить все даже сильные колебания в межгрупповой динамике, однако принципиально не меняет описанные тенденции, характерные для восстановленных по пяти факторам межгрупповых индексов. То есть при разбиении на 10 групп для этого типа данных разложением на пять факторов без дополнительного сглаживания представляется оптимальным – полученный уровень сглаживания представляется достаточным, в то время как нет необходимости прибегать к взятию среднего из соседних групп, которое неизбежно «размывает» межгрупповую динамику. Для данных ОБДХ такая процедура может быть полезной при применении описываемого алгоритма расчета инфляции по продуктам питания отдельно для доходных групп при разбиении на большее число групп, например на 20, где без



дополнительного сглаживания одним лишь разложением на пять факторов - характеристик групп удовлетворительной плавности добиться не удастся.

### ***Сравнение двух способов расчета индексов цен, дифференцированных по доходным группам***

В предыдущем пункте был описан способ расчета инфляции по продуктам питания для доходных групп с использованием межгрупповой динамики индексов цен покупок этих товаров внутри каждого года с помощью формулы (16), используя соотношение (13) в качестве нормировки. Однако, возможен и другой подход, не привязанный к межгрупповой динамике, который можно условно охарактеризовать как расчет такой инфляции напрямую, без привлечения информации о распределении межгрупповых индексов цен. Полезно сравнить результаты, которые могут быть получены с помощью использования этих двух подходов.

Опишем процедуру расчета дифференцированной по доходным группам инфляции по продуктам питания напрямую, без использования межгрупповой динамики цен. В рамках такого подхода возможно использовать традиционные межвременные индексы цен, например, Ласпейреса, Пааше или Фишера отдельно для каждой группы. То есть предлагается применить традиционный способ расчета инфляции к каждой отдельно взятой доходной группе. Очевидно, что такой способ требует наличия цен покупок и количеств исследуемых товаров. В данном случае такие данные доступны в рамках выборки RLMS для продуктов питания за ряд лет, что позволяет применить этот метод для проверки описанных выше результатов. Требование наличия цен покупок отдельных товаров является важным недостатком такого подхода, исключающим его применение для выборок, не предоставляющих такой информации, в том числе ОБДХ.

С помощью такой процедуры могут быть рассчитаны межвременные индексы цен покупок продуктов для любого числа доходных групп, если их размер и число постоянны. Были рассчитаны индексы цен Ласпейреса, Пааше и Фишера для десяти доходных групп, выделенных для каждого года прежним способом. Для этого выборка RLMS в каждом году была



ранжирована по сумме расходов на питание и разбита на равные по размеру групп. Таким же способом можно произвести деление и на другое, например, большее число групп, однако в нашей работе мы сосредоточились на анализе именно десяти групп. По каждой группе и были рассчитаны соответствующие индексы цен. На графике (рис. 10) приводится межгрупповая динамика индексов цен, рассчитанным таким прямым способом (прямой расчет, квадратные маркеры) в сравнении со способом, описанным выше и связанным с использованием межгрупповой динамики цен внутри каждого года (расчетный индекс, треугольные маркеры), а также прямой нормированный индекс (круглые маркеры), о котором подробнее будет сказано ниже.

Как видно из графиков, индексы цен, рассчитанные указанными двумя способами, демонстрируют крайне близкую динамику, отличаясь, однако, довольно значительно в уровнях. В некоторых случаях наблюдается почти параллельная динамика (2004, 2007 и 2008 годы) в других присутствует плавная сходимости (2006 и 2009 годы) или расхождение (2005 год) между двумя индексами, сохраняющие все межгрупповые колебания. Причем в двух случаях (для 2006 и 2009 годов) значения, рассчитанные напрямую, оказываются меньше, а во все остальные годы – больше, чем рассчитанные через межгрупповую динамику. Стоит напомнить, что индексы, рассчитанные через межгрупповую динамику, имеют в своей структуре нормировку (13), которая «привязывает» их к общему значению ИПЦ по продуктам питания, в то время как индексы, рассчитанные напрямую, никакой аналогичной нормировки не имеют. В такой ситуации логичным представляется проверка гипотезы о простом линейном соотношении между рассчитанными индексами.





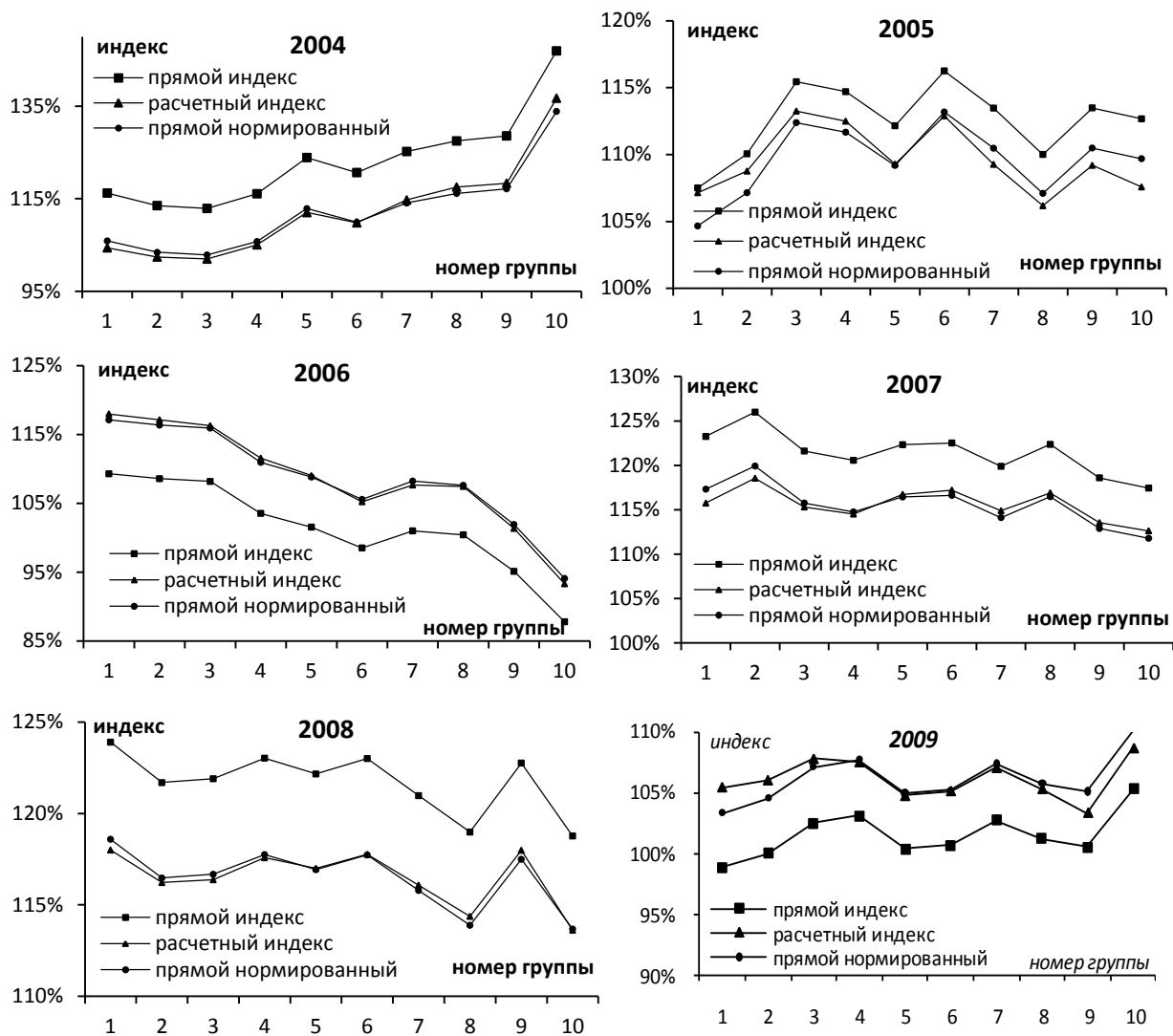


Рисунок 24. Индексы покупок продуктов питания, рассчитанные двумя способами – напрямую и через межгрупповую динамики внутри каждого года для 10 доходных групп.

Наложим условие для связи значения индексов цен по доходным группам и общего ИПЦ по продуктам питания, аналогичное (13). Для этого пронормируем все индексы, рассчитанные напрямую так, чтобы их среднее значение соответствовало ИПЦ по продуктам питания в данном году. Из графика (Рисунок 24), видно, что такая простая нормировка позволяет значительно сблизить индексы, рассчитанные двумя способами.

Предположим простую линейную зависимость между индексами, но для большей общности включим члены, зависящие от номера группы, которые позволят уловить сходимость или расхождение с ростом дохода при наличии такового. Такая зависимость может быть представлена в виде:

$$(18) CPI_{dir} = \alpha + \beta \cdot CPI_{group} + \gamma \cdot group + \delta \cdot group \cdot CPI_{group}$$

где:  $CPI_{dir}$  - ИПЦ по продуктам питания, рассчитанный напрямую;

$CPI_{group}$  - ИПЦ по продуктам питания, рассчитанный с использованием межгрупповой динамики;

$group$  - номер доходной группы.

Уравнение (18) оценено для каждого рассматриваемого года с помощью метода наименьших квадратов, как простая регрессионная модель. Естественным ограничением при таком оценивании является крайне малое число наблюдений в каждой такой регрессии – выборка поделена лишь на 10 групп, что затрудняет применение стандартных процедур, в том числе для проверки гипотез.

Для некоторого упрощения, связанного с уменьшением числа оцениваемых параметров и увеличением числа степеней свободы, предлагает наложить линейное ограничение на коэффициенты. В результате анализа оценок коэффициентов было замечено, что соотношение  $\gamma + \delta = 1$  выполняется для всех лет, что подтверждается тестами, принимая во внимание, что в силу малой длины выборки их результаты могут использоваться лишь условно.

Окончательная оцениваемая модель описана в виде:

$$(19) CPI_{dir} = \alpha + \beta * CPI_{group} + \gamma * group * (1 - CPI_{group})$$

В таком виде уравнение было оценено для всех рассматриваемых лет и результаты приводятся в таблице (Таблица 7). Полученные результаты достаточно хорошо описывают соотношение (19), что позволяет говорить об устойчивой линейной связи между индексами цен, рассчитанными двумя способами. Это, в свою очередь, свидетельствует в пользу обоснованности предложенной процедуры расчета инфляции по продуктам питания, дифференцированной по доходным группам с использованием межгрупповой динамики цен внутри каждого года.



Таблица 7. Значения оценок коэффициентов соотношения индексов цен, рассчитанных двумя способами для 10 групп.

Переменные	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
$CPI_{group}$	1,223*** (20,43)	1,099*** (9,321)	0,805*** (12,36)	0,851*** (62,40)	1,130*** (15,40)	1,045*** (20,78)	0,556*** (3,654)
$group*(1-CPI_{group})$	-0,026*** (-5,855)	-0,013 (-1,168)	0,057*** (8,854)	0,005* (1,825)	-0,019*** (-6,124)	-0,007*** (-4,100)	0,049*** (4,481)
Constant	-0,214** (-3,229)	0,01 (0,0818)	0,214** (3,024)	0,088*** (6,116)	-0,076 (-0,882)	0,006 (0,0999)	0,409** (2,564)
R-squared	0,985	0,998	0,976	0,999	0,982	0,987	0,906

В скобках указаны значения t-статистик, коэффициенты, значимые на 1%, 5% и 10% уровнях отмечены соответственно \*\*\*, \*\* и \*.

Индексы цен, рассчитываемые напрямую, можно трактовать как более обоснованные, так они в своей основе не имеют дополнительных предположений, а рассчитываются просто как стандартные индексы для всей выборки, только для отдельно взятой группы. В то же время, должно существовать некоторое соотношение для показателей, отражающих динамику цен по доходным группам и по всей выборки. Следует помнить, что истинное соотношение выполнено для уровней цен  $p(t)$  по доходным группам и общего уровня цен  $p(t)$ , но в силу ненаблюдаемости этих величин разумно предположить некоторое соотношение на индексы цен по группам, связывающее их и ИПЦ покупок продуктов питания, такое, как например, соотношение (13). Наличие простой линейной связи, типа уравнений (18) или (19) между индексами по доходным группам, рассчитанными двумя способами, демонстрирует, обоснованность предложенному в работе алгоритму расчета таких индексов с использованием межгрупповой динамики цен внутри каждого года. Даже простое наложение требования о связи индексов по доходным группам, рассчитанных напрямую и общего индекса цен покупок продуктов питания приводит, к результатам, которые оказываются достаточно близки для двух указанных способов.



## 3.2. Общие индексы потребительских цен для доходных групп домашних хозяйств

### *Модель общего индекса потребительских цен для доходных групп домашних хозяйств*

Охарактеризуем предлагаемую модель расчета межвременных индексов цен по доходным группам, использующая аналогичные межвременные индексы цен, но только по продуктам питания. Используются обозначения предыдущего пункта Главы 3. В дальнейшем будет предполагать выполнение следующего соотношения:

$$(20) \quad \sum_{i=1}^3 I_t(i, s) \pi_t(i, s) = I_t(\cdot, s),$$

где  $\pi_t(i, s)$  – веса, с которыми индексы по группам учитываются при расчете общих индексов цен. Эти веса должны соответствовать долям покупок товаров и услуг в общей структуре расходов. Однако в силу того, что индексы связывают между собой уровни цен в двух периодах, встает вопрос о том, доли какого периода использовать. С теоретической точки зрения наиболее обоснованной выглядит комбинация (например, полусумма) весов обоих периодов. Это позволяет учесть динамику структуры расходов по аналогии с индексами цен Маршала-Эджворта [21]. Таким образом, основной вариант расчетов проводился в предположении  $\pi_t(i, s) = (w_{t-1}(i, s) + w_t(i, s)) / 2$ . Однако для проверки стабильности результатов рассматривались также и веса периодов  $t$  ( $\pi_t(i, s) = w_t(i, s)$ ) и  $t-1$  ( $\pi_t(i, s) = w_{t-1}(i, s)$ ).

Другое важное соотношение, которое используется в дальнейших расчетах, связывает индексы цен по группам с общим индексом цен, получаемым на макроуровне. Фактически, оно лишь постулирует, что средний по группам индекс цен должен быть равен общему индексу цен для каждой категории товаров (а также в целом по всем товарам и услугам) в каждый период времени:



$$(21) \quad \sum_{s=1}^n I_t(i, s) \varphi_t(s) = I_t(i, \cdot),$$

$$(22) \quad \sum_{s=1}^n I_t(\cdot, s) \varphi_t(s) = I_t(\cdot, \cdot),$$

Эти соотношения аналогичны формуле (12), поэтому все было сказано про плутократический и демократический подходы относится и к (21)-(22).

Предположим, что индекс цен для категории товаров и услуг и для доходной группы зависит от некоторого общего объясняющего фактора и для периода  $t$  может быть представлен в следующем простом виде:

$$(23) \quad I_t(i, s) = a_t(i)Z_t(s) + b_t(i),$$

где  $Z_t(s)$  – фактор, который влияет на потребительское поведение каждой группы в каждом периоде времени, но не зависит от категории товара  $i$ .

Тогда должно быть выполнено и аналогичное соотношение для общего индекса цен по всем категориям товаров и услуг:

$$(24) \quad I_t(\cdot, s) = A_t Z_t(s) + B_t,$$

Аналогично можно записать модель в логарифмах:

$$(25) \quad \ln(I_t(i, s)) = a_t(i)\ln(Z_t(s)) + b_t(i),$$

$$(26) \quad \ln(I_t(\cdot, s)) = A_t \ln(Z_t(s)) + B_t,$$

Межвременные дифференцированные по доходным группам индексы цен по продуктам питания  $I_t(1, s)$  были рассчитаны для ряда лет. Рассмотрим подробнее соотношение (21) в предположении (23):

$$(27) \quad \sum_{s=1}^n (a_t(i) Z_t(s) + b_t(i))\varphi_t(s) = I_t(i, \cdot).$$

Учитывая, что  $b_t(i)$  не зависит от доходной группы  $s$ , все  $\varphi_t(s)$  одинаковые и в сумме по  $s$  равны единице, то есть равны  $1/n$ , данное соотношение может быть переписано в следующем виде:

$$a_t(i) \bar{Z}_t + b_t(i) = I_t(i, \cdot),$$

$$A_t \bar{Z}_t + B_t = I_t(\cdot, \cdot),$$



где  $\bar{Z}_t = \sum_{s=1}^n Z_t(s) \varphi_t(s) = \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n Z_t(s)$  – средневзвешенное по доходным группам значение объясняющего фактора.

Отсюда можно получить формулу для расчета свободных членов в уравнениях (3) и (3')

$$(28) \quad b_t(i) = I_t(i, \cdot) - a_t(i) \bar{Z}_t,$$

$$(29) \quad B_t = I_t(\cdot, \cdot) - A_t \bar{Z}_t.$$

Для оценки коэффициентов  $a_t(i)$  для  $i=2,3$  и  $A_t$  вернемся к соотношению (20). Выразим известный индекс по доходным группам:

$$I_t(1, s) w_t(1, s) = I_t(\cdot, s) - \sum_{i=2}^3 I_t(i, s) w_t(i, s);$$

подставив (23) и (24) в предыдущую формулу, получим:

$$I_t(1, s) * w_t(1, s) = A_t * Z_t(s) + B_t - \sum_{i=2}^3 (a_t(i) * Z_t(s) + b_t(i)) * w_t(i, s).$$

Используя соотношения (28) и (29), перепишем ее в следующем виде:

$$I_t(1, s) * w_t(1, s) = A_t Z_t(s) + (I_t(\cdot, \cdot) - A_t \bar{Z}_t) - \sum_{i=2}^3 (a_t(i) Z_t(s) + (I_t(i, \cdot) - a_t(i) \bar{Z}_t)) w_t(i, s)$$

Перегруппировав члены, получим уравнение для оценивания параметров  $A_t$ ,  $a_t(2)$  и  $a_t(3)$ :

$$(30) \quad A_t(Z_t(s) - \bar{Z}_t) + a_t(2) - ((Z_t(s) - \bar{Z}_t) w_t(2, s)) + a_t(3) - ((Z_t(s) - \bar{Z}_t) w_t(3, s)).$$

Обозначив выражения в скобках через  $Y_t(s)$ ,  $X1_t(s)$ ,  $X2_t(s)$  и  $X3_t(s)$  соответственно, получаем регрессионные уравнения по числу рассматриваемых периодов времени, которые дальше были оценены с помощью МНК:

$$(31) \quad Y_t(s) = A_t X1_t(s) + a_t(2) X2_t(s) + a_t(3) X3_t(s).$$

Для каждого периода времени была оценена такая модель, в которой в качестве наблюдений выступали доходные группы. Полученные оценки  $A_t$ ,  $a_t(2)$  и  $a_t(3)$  обладают рядом недостатков, связанных прежде всего с малым количеством наблюдений, на которых оценивается модель. Рассматривалось разбиение на 10 групп, поэтому три коэффициента оценивались на выборке всего в 10 наблюдений. Возможными способами преодоления этой проблемы



было бы увеличение числа наблюдений или создание более сложной модели. Однако, мы специально остановились на текущем варианте, так как каждый из способов преодоления проблемы имеет и свои недостатки, которые представляются более существенными.

Увеличение числа наблюдений, связанное с разбиением на большее число групп, затрудняет интерпретацию результатов. Действительно, даже в случае с децильными группами отнесение каждого конкретного домохозяйства к одной из соседних групп во многом случайно, и соответственно интерпретация этих групп как страт общества условна. В случае с 20 группами эта ситуация оказывается значительно более выраженной – границы между группами размываются, переходы домохозяйств из группы в группу в соседних периодах становятся практически нормой. Нарушается предположение о том, что группы отражают некоторую структуру совокупности домохозяйств и могут обладать вполне определенными свойствами.

Другим способом преодоления указанной проблемы малости числа наблюдений могло бы стать использование более сложной модели. Например, можно было предположить, что оцениваемые коэффициенты  $a_t(i)$  и  $b_t(i)$  являются общими не только для доходных групп внутри одного периода, но и имеют какую-то связь между периодами. В самом простом случае они могут полагаться равными во времени. В этом случае модель приобретает структуру панели и может быть оценена с помощью соответствующих методов. Негативной стороной такого усложнения модели является меньшая гибкость – наложение дополнительного условия на коэффициенты должно быть обосновано априорными соображениями, которых в данном случае мы не нашли. Кроме того, как будет показано ниже, некоторая временная связь между полученными коэффициентами обнаруживается даже без дополнительных условий. Возможным компромиссом могло бы быть рассмотрение этих коэффициентов как функции времени с некоторой заранее заданной динамикой. При дальнейшем



усовершенствовании модели такой подход может быть также применен, если найдутся обоснования для этой динамики.

### *Экономическая интерпретация результатов*

Итак, для уравнения (31) были получены оценки коэффициентов  $a_t(2)$  и  $a_t(3)$  из формулы (23), то есть для непродовольственных товаров и услуг, а также  $A_t$  из формулы (24) для общего уровня цен. При оценивании рассматривались различные спецификации модели. С точки зрения экономической интерпретации и статистических свойств наилучшими была признана логарифмическая модель, то есть спецификация в которой  $I_t(s,1)$ ,  $I_t(\cdot, i)$ ,  $I_t(\cdot, \cdot)$ ,  $Z_t(s)$  являются логарифмами соответствующих величин, а средние значения доходов  $\bar{Z}_t$  являются средним значением логарифма (то есть логарифмом среднего геометрического). Аналогично, общие индексы по всем доходным группам (сводный и по трем укрупненным категориям) также представляют собой среднее геометрическое из индексов по группам.

В расчетах использованы годовые данные за период 2003-2010 гг.<sup>2</sup>. Результаты оценивания логарифмической модели приведены ниже (Таблица 8).

*Таблица 8. Результаты регрессионного оценивания модели (31)*

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
$A_t$	-0.152	0.044	-0.035	-0.089	-0.004	-0.047	-0.119	0.054
$a(2)_t$	-0.056	-0.001	-0.033	-0.036	-0.014	-0.007	-0.043	0.016
$a(3)_t$	-0.693	0.228	-0.065	-0.281	0.012	-0.101	-0.380	0.194
число наблюдений	10	10	10	10	10	10	10	10
Распространенный $R^2$	0.92	0.85	0.91	0.82	0.70	0.96	0.90	0.88

Видно, что результаты оценивания существенно различаются для разных лет. В регрессиях без свободного члена общая прогнозная сила не может быть оценена с помощью обычного коэффициента детерминации ( $R^2$ ), поэтому мы использовали специальный обобщенный на этот случай коэффициент [20]. В условиях малого числа наблюдений традиционные статистические методы проверки значимости оказываются некорректными.

<sup>2</sup> Выбор длины периода продиктован доступностью информации. Данные RLMS представлены по 2010 год включительно. Микроданные ОБДХ Росстата на настоящий момент доступны за период с 2003 по 2009 год. Информация о параметрах выборки в 2002 году (использована при расчете межвременных ИПЦ, дифференцированных по доходным группам) и 2010 гг. получена на основе опубликованных агрегированных результатов с простыми предположениями и динамике отдельных параметров.





Учитывая эти другие особенности модели, по нашему мнению, результаты оценивания являются приемлемыми и могут быть использованы в дальнейших расчетах. Для ряда лет (2003, 2004 и 2007) для получения более надежных оценок потребовалось применение процедуры регрессионного тримминга [19], что позволило резко улучшить статистические свойства модели, в том числе объясняющую силу. Необходимость такой процедуры вызвана особенностями процесса формирования групп, допускающего некоторые случайные колебания их характеристик. Отметим отдельно, что использование такого тримминга не влияет получаемые экономические выводы, что подтверждает устойчивость предложенного метода.

Интересна также выявляемая согласованность динамики оцененных коэффициентов. Коэффициенты  $a_t(2)$  и  $a_t(3)$  могут быть с высокой точностью описаны простым домножением  $A_t$  на константу: для  $a_t(2)$  коэффициент пропорциональности составит примерно 0,29, для  $a_t(3)$  – примерно 2,2.

С помощью соотношений (23), (24), (28) и (29) были рассчитаны межвременные дифференцированных по доходным группам индексы сводные индексы потребительских цен, а также аналогичные индексы отдельно по непродовольственным товарам и услугам. Такие индексы были рассчитаны для различных спецификаций модели. В дальнейшем анализе мы не будем подробно описывать результат для ИПЦ по непродовольственным товарам и услугам, сосредоточившись лишь на сводных индексах, Кроме того, мы будем рассматривать основную спецификацию – логарифмическую.

Рассчитанные с помощью логарифмической модели приросты дифференцированных по доходным группам индексов потребительских цен, трактуемые как потребительская инфляция, приведены ниже (Таблица 9).



Таблица 9. Темп прироста цен (инфляция) по доходным группам за 8 лет, %

год группа	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Накопленный за 8 лет	Средний за год
1	35,5	5,4	17,3	21,2	9,5	20,2	27,0	0,9	242,2	16,6
2	27,3	7,4	15,6	17,0	9,3	18,1	21,6	3,0	198,7	14,7
3	22,9	8,4	14,7	14,7	9,2	16,9	18,5	4,1	176,0	13,5
4	19,3	9,3	14,0	12,8	9,1	15,9	16,0	5,1	158,3	12,6
5	15,8	10,2	13,3	11,1	9,1	14,9	13,5	6,0	142,2	11,7
6	12,1	11,1	12,5	9,1	9,0	13,8	10,7	7,1	125,0	10,7
7	8,6	12,3	11,6	7,0	8,9	12,5	7,9	8,4	108,7	9,6
8	5,0	13,5	10,7	4,9	8,8	11,4	5,3	9,7	93,6	8,6
9	1,6	14,6	9,7	2,7	8,6	10,2	2,4	11,1	78,7	7,5
10	-5,1	17,2	7,9	-1,7	8,4	7,8	-2,6	13,7	52,8	5,4
Общий	13,7	10,9	12,7	9,7	9,0	14,1	11,7	6,9	131,3	11,1

Если рассчитать общий накопленный прирост цен (инфляцию) за период с 2003 по 2010 год, то есть за 8 лет, то получаем, что в целом по ИПЦ он составил 131%, то есть цены выросли более, чем в 2 раза. Был рассмотрен аналогичный показатель для каждой доходной группы. Для младшей группы (с наименьшими доходами) он наибольший и составляет 242%, то есть цены выросли почти в 3,5 раза. С ростом номера группы (и среднего дохода) эта величина монотонно убывает (см. Табл. 2). Для старшей децильной группы (с наибольшими доходами) за 8 лет цены выросли лишь на треть. Инфляция для групп населения с низкими доходами оказывается существенно выше, чем для богатых. Средний темп прироста цен за рассматриваемый период показывает, что для первой децильной группы, цены возрастают каждый год примерно на 16,5%, в то время как для десятой инфляция составляет менее 5,5% в год.

Высокая степень неравномерности инфляции по доходным группам привела к тому, что для двух лет (2006 и 2009), в которых получено наибольшее различие в уровнях инфляции, для десятой доходной группы получены сведения о возможной дефляции. Иначе говоря, разрыв в темпах роста цен богатых и бедных может быть настолько велик, что для богатых цены иногда даже снижаются в абсолютном выражении.

Наибольший вклад в эту дифференциацию роста цен для богатых и бедных категорий населения вносят услуги – средняя инфляция по этой



категории сильнее всего различается между группами (36% для бедных и дефляция 1% для богатых). Прирост цен по непродовольственным товарам различается значительно меньше, но все-таки значимо и стабильно во времени – средняя инфляция для богатых существенно меньше, чем для бедных (5% и 10% соответственно). В силу согласованности коэффициентов  $a_t(2)$  и  $a_t(3)$  и их пропорциональности коэффициенту  $A_t$ , определяющему динамику общего индекса, разброс в инфляции также пропорционален – для услуг выше в 3,3, а для непродовольственных товаров – ниже в 3 раза. Динамика инфляции по продовольственным товарам по группам населения различается для отдельных лет, но в среднем оказывается близка.

На графике (Рисунок 25) приводится удобное для анализа представление рассчитанных индексов – нормированные на общий уровень инфляции за год индексы. Отметим, что при оценке индексов цен для каждой группы было использовано условие, состоящее в том, что среднегеометрическое значение по доходным группам для каждого года составляет общий уровень инфляции, рассчитываемой по ИПЦ для всей совокупности потребителей (официальным данным об инфляции).

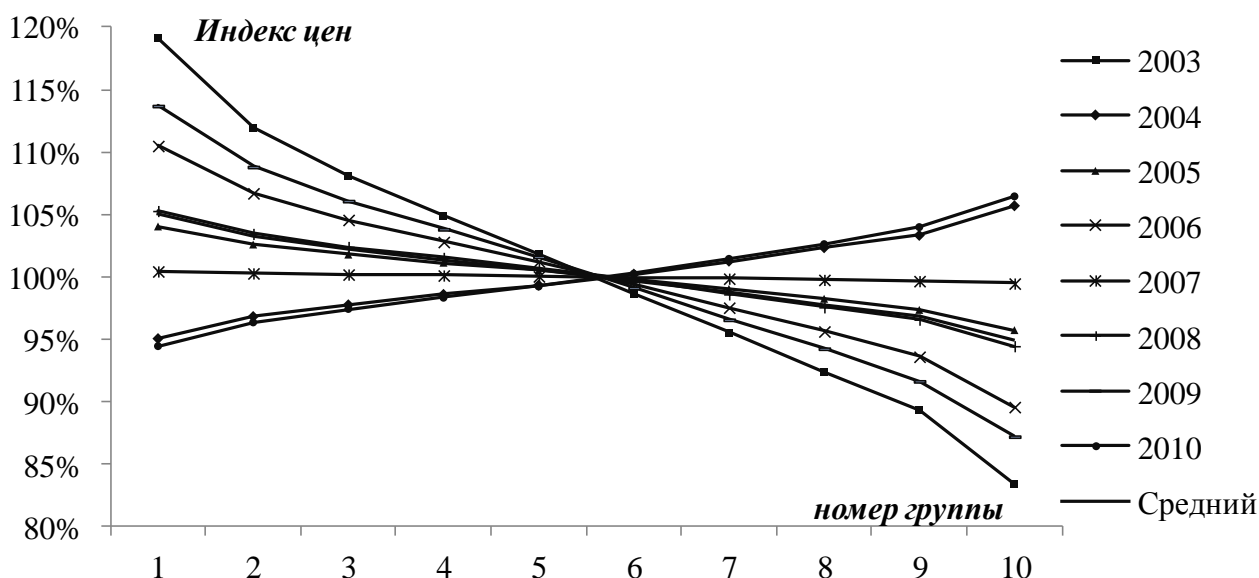


Рисунок 25. Дифференцированные по доходным группам индексы цен, нормированные на общий ИПЦ

Каждая линия изображает «распределение» инфляции по доходным группам отдельно для каждого года, то есть демонстрирует межгрупповую



динамику инфляции в отдельном году. Убывание, характерное для большинства лет говорит о том, что инфляция в старших группах (среди «богатых») была значительно ниже. Возрастание, напротив, свидетельствует о том, что в данном периоде цены покупок домохозяйств с высокими доходами росли быстрее. На протяжении почти всего рассматриваемого периода, кроме 2004 и 2010 гг., эти линии имеют достаточно сильный отрицательный наклон. То есть в большинстве случаев рассчитанные межвременные индексы цен для младших доходных групп оказались выше – инфляция для бедных оказывается устойчиво выше, чем для богатых. Для двух лет – 2004 и 2007 полученные линии оказываются практически горизонтальными – различия в инфляции для доходных групп минимальны.

*Таблица 10. Темпы прироста цен (инфляция) по доходным группам за 8 лет, при использовании различных весов в формуле (20), %*

группа	Веса периода t-1		Полусумма весов		Веса периода t	
	Накопленный за 8	Средний за год	Накопленный за 8 лет	Средний за год	Накопленный за 8	Средний за год
1	185,6	14,0	242,2	16,6	289,0	18,5
2	165,7	13,0	198,7	14,7	224,6	15,9
3	154,4	12,4	176,0	13,5	192,5	14,4
4	145,4	11,9	158,3	12,6	168,0	13,1
5	137,0	11,4	142,2	11,7	146,3	11,9
6	127,7	10,8	125,0	10,7	123,6	10,6
7	118,7	10,3	108,7	9,6	102,1	9,2
8	110,1	9,7	93,6	8,6	82,7	7,8
9	101,5	9,2	78,7	7,5	64,0	6,4
10	85,1	8,0	52,8	5,4	32,7	3,6
Общий	131,3	11,1	131,3	11,1	131,3	11,1

Для контроля стабильности результатов в формуле (20) использованы различные варианты весов индексов цен по группам. Результаты таких расчетов приводятся в Таблице 10. Общий вывод заключается в стабильности полученных эффектов – для всех трех вариантов получена устойчивая тенденция уменьшения инфляции с ростом номера децильной группы, то есть чем выше средний доход в группе, тем меньше для этих домохозяйств средняя за 8 лет инфляция. Использование весов текущего периода (t) приводит к более высокой дифференциации, чем использование весов



прошлого периода (t-1). Соответственно полусумма весов позволяет получить оценки внутри этого диапазона, что является дополнительным аргументом в пользу именно такого варианта.

### *Свойства модели*

Попробуем подробнее разобраться с полученными кривыми, описывающими межгрупповые индексы цен, изображенными на Рисунке 1. Для того чтобы понять, какие закономерности в них существуют, необходимо подробнее рассмотреть исходную модель. Используя соотношения (23), (24), (28) и (29), представим логарифмическую модель в следующем виде:

$$(32) \ln (I_t(\cdot, s)) - \ln (I_t(\cdot, \cdot)) = A_t * (\ln (Z_t(s)) - \overline{\ln (Z_t)}),$$

где  $\overline{\ln (Z_t)} = \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \ln (Z_t(s))$ , а  $I_t(\cdot, \cdot)$  - общий индекс цен по всем доходным группам и по всем товарам и услугам, или

$$A_t = \frac{(Z_t(s) - \overline{Z_t})}{(I_t(\cdot, s) - I_t(\cdot, \cdot))},$$

и  $A_t$  – общий для всех доходных групп коэффициент, который связывает межгрупповую вариацию в доходах с межгрупповой вариацией в индексах цен. Аналогичное соотношение с коэффициентами  $a_t(2)$  и  $a_t(3)$  существует для индексов цен отдельно для непродовольственных товаров и услуг. Определяющими в межвременной динамике как общих индексов по группам  $I_t(\cdot, s)$ , так и отдельных индексов по непродовольственным товарам и услугам  $I_t(i, s)$  являются коэффициенты модели  $A_t$  и  $a_t(i)$  соответственно. Проанализируем межвременную динамику этих коэффициентов - она может меняться в зависимости от используемой модели. Как и в предыдущем разделе, будем рассматривать логарифмическую модель, так как полученные с ее помощью результаты имеют ясную интерпретацию.

Обратим внимание на то, что в данном случае преобладают отрицательные значения  $A_t$  (Таблица 8), то есть для групп с доходом выше среднего (старших децильных групп) соответствующий межвременной индекс цен оказывается меньше, чем средний. Такое значение  $A_t$



обеспечивает преобладающее убывание кривых на Рисунке 1. Возрастание наблюдается всего для двух лет – 2004 и 2010, то есть для тех лет, в которых значение  $A_t$  положительно. Причем в 2004 году значение очень близко к нулю (аналогично в 2007 году значение  $A_t$  отрицательно, но также близко к нулю), что обеспечивает практически горизонтальное положение кривых для этих лет. Именно значение  $A_t$  в каждом году «отвечает» за распределение инфляции между доходными группами. Чем больше величина этого коэффициента по абсолютному значению, тем больше межгрупповой «разброс» в инфляции. Динамика такого «разброса» показана на графике (Рисунок 26).

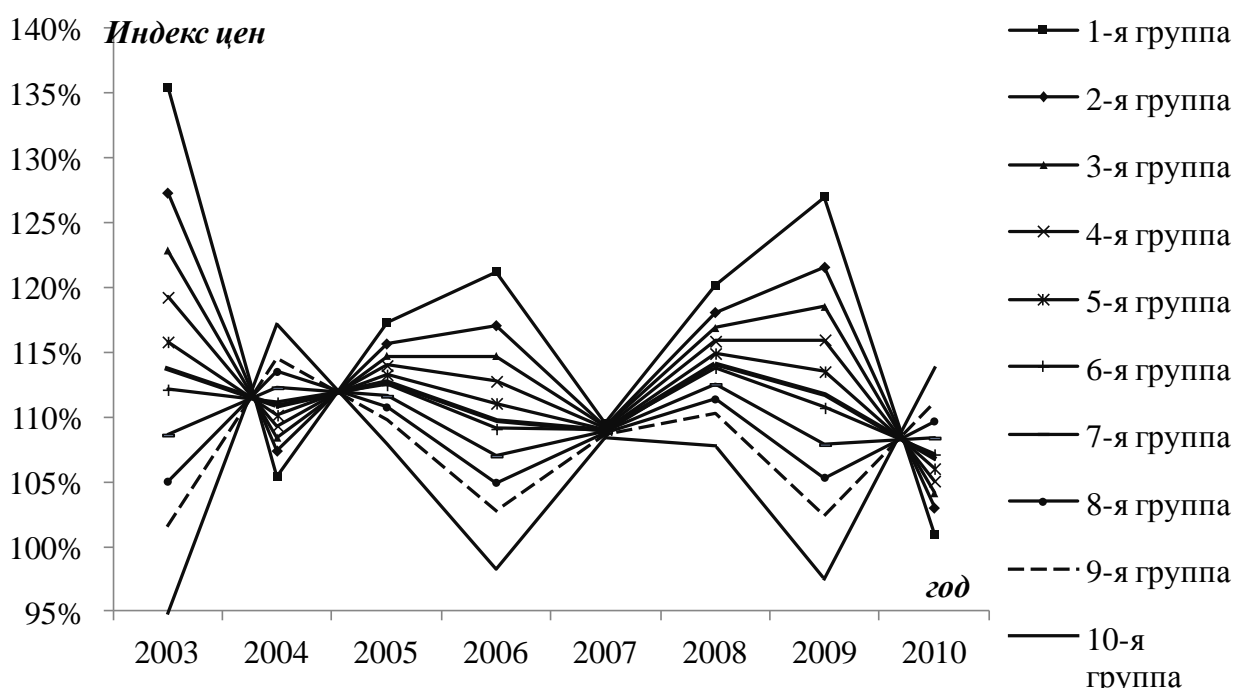


Рисунок 26. Индексы цен по доходным группам

Фактически, это те же индексы цен, что и на предыдущем графике (Рисунок 25), но в другом разрезе – по оси абсцисс теперь отложено время, а каждая линия представляет собой межвременную динамику индекса цен для одной из доходных групп. Жирной линией изображена динамика исходного индекса. Соответственно, в те моменты времени, когда  $A_t$  близко к нулю, все линии собираются в единый «пучок», когда  $A_t$  увеличивается по абсолютному значению, они «расходятся».

Проанализируем «распределение» межгрупповых индексов цен, изображенных на Рисунке 1. Эти линии имеют похожую форму, характерную



для фрагмента кубической параболы в районе нуля. То есть фактически они могут быть аппроксимированы кривыми третьего порядка с различающимися по времени коэффициентами, где в качестве независимой переменной выступает номер группы или характеристика с ним связанная, например, средний доход в группе. Будем рассматривать не просто индекс цен  $I_t(\cdot, s)$  для отдельных доходных групп, а нормированный на общий индекс цен в этом году, т.е.  $I_t(\cdot, s)/I_t(\cdot, \cdot)$ . Для модели в логарифмах рассмотрим следующее соотношение:

$$(33) \quad \ln(I_t(\cdot, s)) - \ln(I_t(\cdot, \cdot)) = \alpha_t * s^3 + \beta_t * s^2 + \gamma_t * s + \delta_t + \varepsilon_{st},$$

где  $\varepsilon_{st}$  – возможное отклонение объясняемой переменной от значения, предсказанного кривой 3-го порядка. С помощью метода наименьших квадратов были оценены ее коэффициенты для каждого года. Строго говоря, здесь используется еще один неявный параметр – номер, с которого начинается нумерация групп. Этот номер совсем необязательно должен быть равным единице. Более того, как уже отмечалось, динамика исходных кривых близки к участку кубической параболы именно вокруг нуля, так что наиболее естественная аппроксимация будет, если рассматривать такие номера, что «середины» придется как раз на ноль, то есть, начиная с «номера» -4,5. Однако очевидно, что коэффициенты аппроксимирующей кривой 3-го порядка, для нумерации групп, начиная с произвольного числа, будут выражаться через исходные простым преобразованием. Таким образом, сдвиг нумерации никак не влияет на качество приближения исходных индексов кривыми третьего порядка.

В результате получены четыре временных ряда  $\{\alpha_t, \beta_t, \gamma_t \text{ и } \delta_t\}$  длиной в 8 наблюдений с 2003 по 2010 гг. Для них наблюдается явная согласованность. Фактически, каждый из этих рядов может быть представлен линейной функцией от любого другого.

То есть мы можем оценить, например, следующие соотношения, представив  $\alpha$ ,  $\beta$  и  $\gamma$  как функцию от  $\delta$ :



$$(34) \quad \begin{aligned} \alpha_t &= \rho_\alpha * \delta_t + \mu_\alpha + \varepsilon_{\alpha t} \\ \beta_t &= \rho_\beta * \delta_t + \mu_\beta + \varepsilon_{\beta t} \\ \gamma_t &= \rho_\gamma * \delta_t + \mu_\gamma + \varepsilon_{\gamma t} \end{aligned}$$

Сделав обратное преобразование и выразив поочередно  $\delta_t$  через остальные коэффициенты, мы изобразили полученные ряды на графике (Рисунок 27):

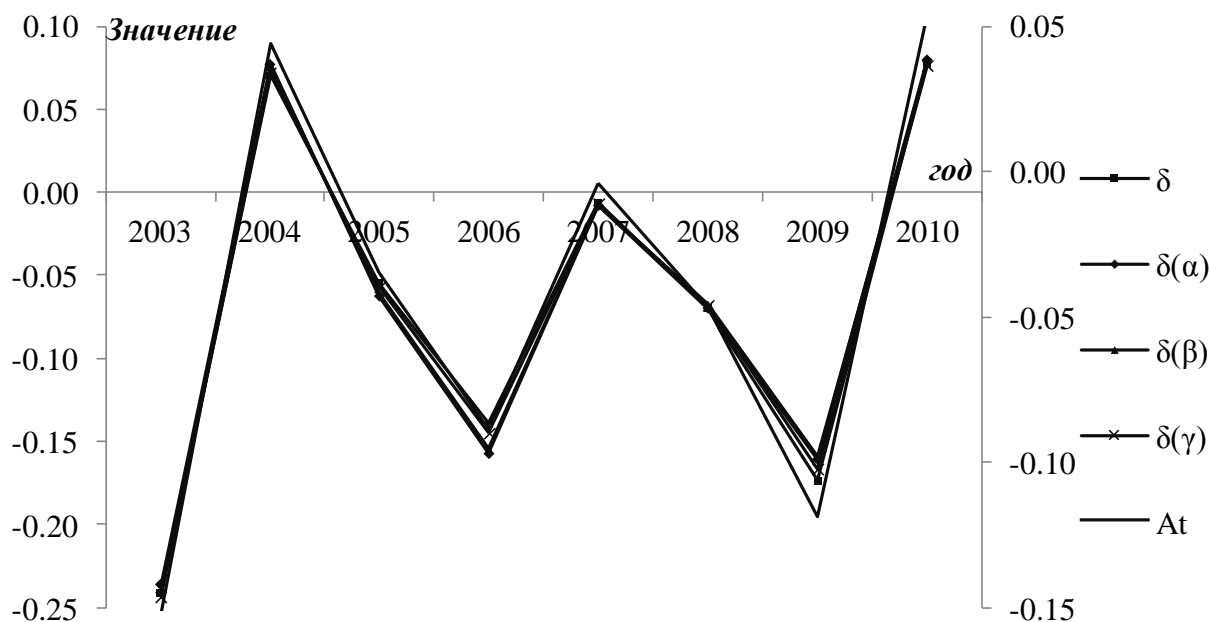


Рисунок 27. Соотношения для коэффициентов при аппроксимации кривыми третьего порядка.

Полученные линии оказываются очень близки. Более того, обращает на себя внимание тот факт, что эта динамика очень близка к динамике оцененного коэффициента  $A_t$ . Этот факт не случаен – попробуем объяснить природу такого совпадения. Для этого посмотрим внимательнее на полученные оценки параметров в соотношениях (34). В таблице 11 приводятся значения соответствующих коэффициентов.

Таблица 11. Оценки параметров соотношений (34)

	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$
$\rho$	-0,003	0,040	-0,321
$\mu$	0,000	0,000	0,000





Видно, что во всех трех случаях коэффициенты  $\mu$  оказываются практически не отличимы от нуля. Таким образом, приняв гипотезу о равенстве их нулю, можно переписать (32) в следующем виде:

$$(35) \ln(I_t(\cdot, s)) - \ln(I_t(\cdot, \cdot)) = \delta_t \psi(s), \text{ где } \psi(s) = \rho_\alpha s^3 + \rho_\beta s^2 + \rho_\gamma s + 1$$

Соотношение (35) говорит о том, что отклонение инфляции в данной группе от средней по всей совокупности потребителей может быть представлено в виде произведения двух множителей, один из которых ( $\delta_t$ ) зависит от времени, но не зависит от номера группы, а второй ( $\psi(s)$ ), наоборот, зависит от номера группы, но не от времени.

Полученное разложение индекса цен для доходных групп (35) может быть удобно для некоторых целей, но привязано к номеру группы – параметру во многом искусственному. Для лучшего понимания стоит перейти к более содержательному показателю, например к среднему доходу в группах. Это можно осуществить несколькими способами. Первый способ такого перехода заключается том, чтобы установить связь между номером группы и средним доходом в ней в каждом году. Такие расчеты были произведены и результаты оказывались впечатляющими. Связь дохода и номера группы описывается всего несколькими параметрами, которые оказываются очень стабильными во времени, и динамикой среднего по всей совокупности дохода. Другой способ заключается в установлении непосредственной связи между средним доходом и значением индекса цен. Такие расчеты также были произведены и результаты оказались очень близки к результатам по первому способу.

Предлагается еще один способ нахождения такой связи, который наиболее нагляден, к тому же позволяет прояснить соотношение (35). Обратившись к формуле (32), легко установить, что временная динамика  $\delta_t$  совпадает с динамикой оцененного коэффициента  $A_t$ , возможно с точностью до константы. А значения  $\psi(s)$ , представляемые в виде кривой третьего порядка и не зависящие от времени, определяются отклонением логарифма дохода в группе от среднего логарифма дохода, что можно считать некоторой



характеристикой, связанной с распределением по доходу. Однако это возможно в том случае, если распределения по доходу, измеренное как отклонения логарифма дохода в группе от среднего логарифма дохода, стабильно во времени. Оказывается, что в рассматриваемый период времени эти отклонения стабильны (Рисунок 28).

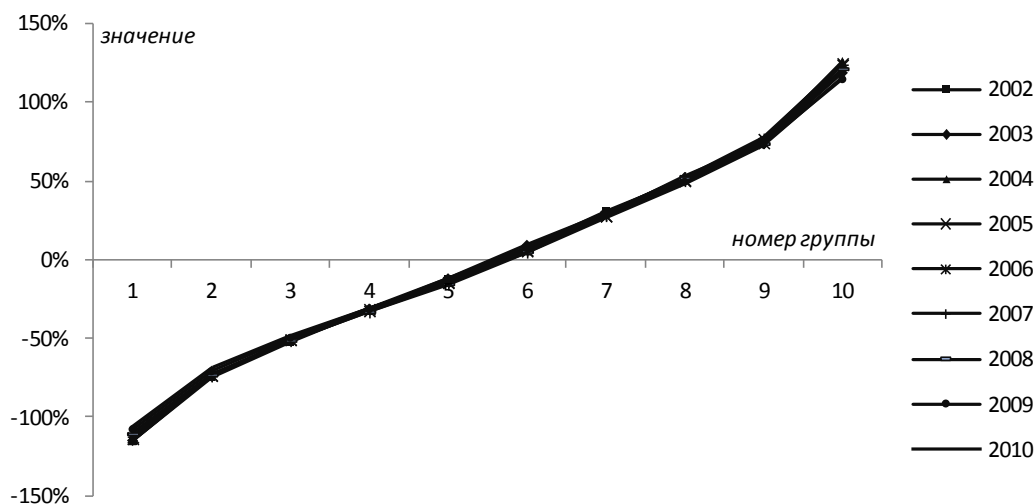


Рисунок 28. Отклонения логарифма дохода в группе от среднего.

### 3.3. Расчет показателей дифференциации обследуемых домашних хозяйств по реальным душевым доходам

Теперь, когда рассчитаны индексы цен можно исследовать динамику и эволюцию распределения не номинальных, а реальных доходов – дефлированных с помощью полученных индексов цен для отдельных доходных групп. Такие расчеты осуществлены, результаты приведены в Таблице 12 ниже.

Реальный рост средних доходов рассчитан по данным ОБДХ и скорректирована на ИПЦ. Среднее значение дохода в ОБДХ оказывается существенно ниже, чем по данным макростатистики (примерно на 30-35%, Таблица 4) и разрыв довольно стабилен. Соответственно реальные темпы роста доходов могут не совпадать с данными макростатистики. Задача распространения результатов, полученных по ОБДХ, на генеральную совокупность в настоящей работе не ставилась, хотя авторами, безусловно,

осознается как необходимая для формирования корректных выводов о динамике дифференциации населения по реальным доходам на макроуровне. Такое распространение сопряжено со значительными трудностями, как технического так и содержательного характера [55].

*Таблица 12. Темпы прироста реальных доходов, дефлированные дифференцированными по группам ИПЦ, %*

год группа	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Накопленный за 8 лет	Средний за год
1	-6,3	16,5	10,3	3,0	15,8	11,1	-10,1	17,0	67,6	6,7
2	0,0	15,6	9,9	5,9	14,7	12,2	-6,7	14,8	85,3	8,0
3	4,4	13,1	11,5	8,0	14,5	12,5	-4,7	12,8	96,9	8,8
4	7,3	12,0	11,2	10,8	13,4	13,6	-2,9	10,6	104,9	9,4
5	9,3	8,9	12,7	11,7	14,2	14,4	-0,4	8,4	111,2	9,8
6	15,1	6,7	13,5	13,9	14,2	15,9	2,5	5,2	126,6	10,8
7	15,2	8,4	12,9	15,7	16,6	17,8	2,5	4,2	139,6	11,5
8	21,6	9,4	12,4	17,3	18,9	17,3	2,8	4,1	161,2	12,8
9	21,7	8,7	18,4	17,4	19,4	15,3	7,7	3,7	182,4	13,9
10	29,7	13,5	16,2	24,6	16,5	18,6	6,5	3,2	223,5	15,8
Общий	10,4	13,0	12,5	12,1	16,4	13,8	-2,2	8,1	120,2	10,4

Хотя за рассматриваемый период доходы населения в реальном выражении по данным ОБДХ росли средним темпом выше 10% в год, и за период с 2003 по 2010 более чем удвоились, по доходным группам этот рост распределялся крайне неравномерно. За 8 лет доходы в старшей децильной группе выросли более, чем в 3 раза, в то время как в младшей меньше, чем в 2. Средние за 8 лет темпы прироста доходов различались в 2,5 раза. При том, что номинальные доходы за этот же период росли практически равномерно по доходным группам, более того в младшей группе средний рост за 8 лет была даже несколько больше, чем в старшей (24,4% против 22,1%).

Таким образом, различие в динамике реальных доходов может объясняться различием в уровне инфляции для доходных групп в период с 2003 по 2010 гг. Более высокая в среднем инфляция для категорий населения с низкими душевыми доходами привела к тому, что за 8 лет их доходы выросли всего на 68% против 120% в среднем по всем категориям населения. Для более богатых ситуация обратная – покупательная способность их доходов роста опережающими темпами. В итоге это не могло не сказаться на



динамике дифференциации населения по доходам, определяемых с учетом их покупательной способности.

Для того, чтобы наглядно проиллюстрировать эту идею обратимся к традиционной мере неравенства – коэффициенту Джини. Сразу оговоримся, что полученные с помощью наших расчетов оценки этого показателя оказываются не вполне сопоставимы с официальными данными Росстата (они также приводятся на графике, Рисунок 29). Дело в том, что мы рассчитывали коэффициент Джини на уровне децильных группы (неявно предполагая, что внутри групп домохозяйства не различаются). Это упрощающее предположение было сделано в силу особенностей имеющихся данных. Понятно, что таким образом мы занизили коэффициент дифференциации. Различие между нашим и официальным индексом объясняется в том числе и этим обстоятельством. Поэтому мы справочно приводим и динамику официального индекса, обращая основное внимание на сравнение динамики рассчитанных коэффициентов Джини по номинальным и реальным доходам.

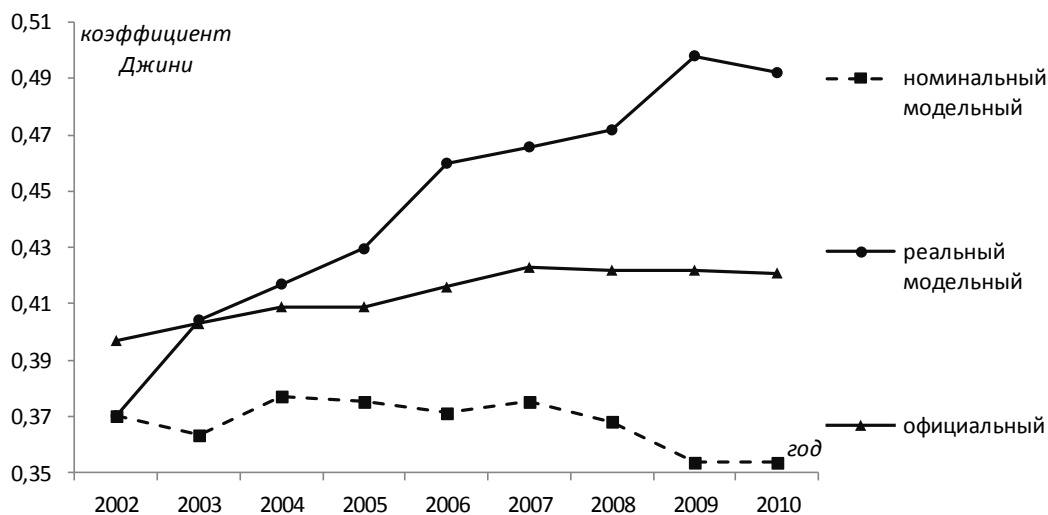


Рисунок 29. Темпы прироста реальных доходов, дефлированные дифференцированными по группам ИПЦ, %

Официальный коэффициент Джини [51] имеет слабо возрастающую динамику. Начинаясь со значения в 40% в 2002 году, он плавно возрастает до 42% в 2007, после чего почти стабилизируется на этом уровне.



Рассчитанный по децильным группам номинальный коэффициент Джини (модельный коэффициент Джини) имеет даже слегка убывающую динамику. Начинаясь с уровня 0,37 в 2002 году, он колеблется вокруг этого значения до 2008 года, после чего немного снижается до 0,35. Сопоставляя динамику официального и рассчитанного модельного коэффициентов Джини, можно отметить, что общее неравенство постепенно возрастало в течение периода 2002-2010 гг, однако межгрупповое неравенство (рассчитанное, как коэффициент модельный Джини по децильным группам) было относительно стабильным или даже несколько уменьшилось до 0,35. Таким образом, рост неравенства может объясняться ростом внутригрупповой дифференциации – росло различие в доходах между людьми, имеющими относительно близкий доход, или по крайней мере относящимися к одной категории (децильной группе). Это довольно интересный феномен, который вполне заслуживает отдельного изучения, однако в настоящем исследовании мы хотели сосредоточиться на другом аспекте проблемы.

Рассчитанный коэффициент Джини по децильным группам по дефлированным (реальным) доходам будем называть реальным модельным коэффициентом Джини (РМК Джини). Строго говоря, экономическая интерпретация этого показателя затруднена, поскольку его уровень зависит от выбора базового года, в цены которого дефлируются доходы. Однако показательна динамика этого коэффициента, которая не зависит от выбора базового года и отражающая дифференциацию доходов населения с поправкой на покупательную способность относительно некоторого базового года.

Мы уже отмечали, что рассчитанные нами индексы цен для старших децильных групп обычно оказываются меньше, чем для младших – инфляция для богатых меньше, чем для бедных. Учитывая этот факт, неудивительным оказывается, что распределение дефлированных доходов оказывается более неравномерным, чем номинальных – РМК Джини возрастает со временем. Причем этот рост оказывается весьма значительным – за неполные 10 лет,



РМК Джини возрастает более, чем на 10 процентных пунктов или почти на треть! А если не обращать внимание на некоторое замедление показателя в 2010 году, то рост за семь лет составил 27%, то есть по 4% в год!

Полученные результаты подтверждаются при использовании и других мер дифференциации доходов населения – в частности коэффициента фондов (КФ), межгрупповой дисперсии доходов и дисперсии логарифмов доходов (Рисунок 30). Отметим, правда, что логнормального распределения, которым описывается выборочное распределение населения по доходу эти меры оказываются достаточно тесно связаны.

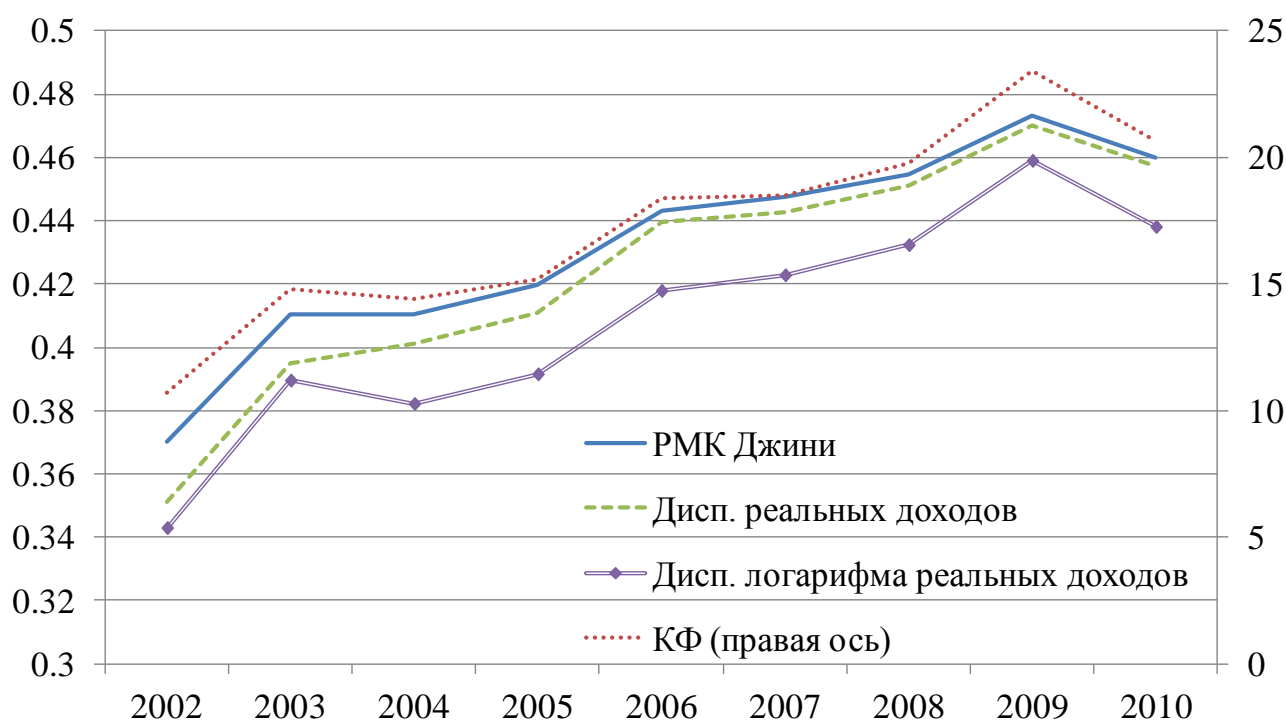
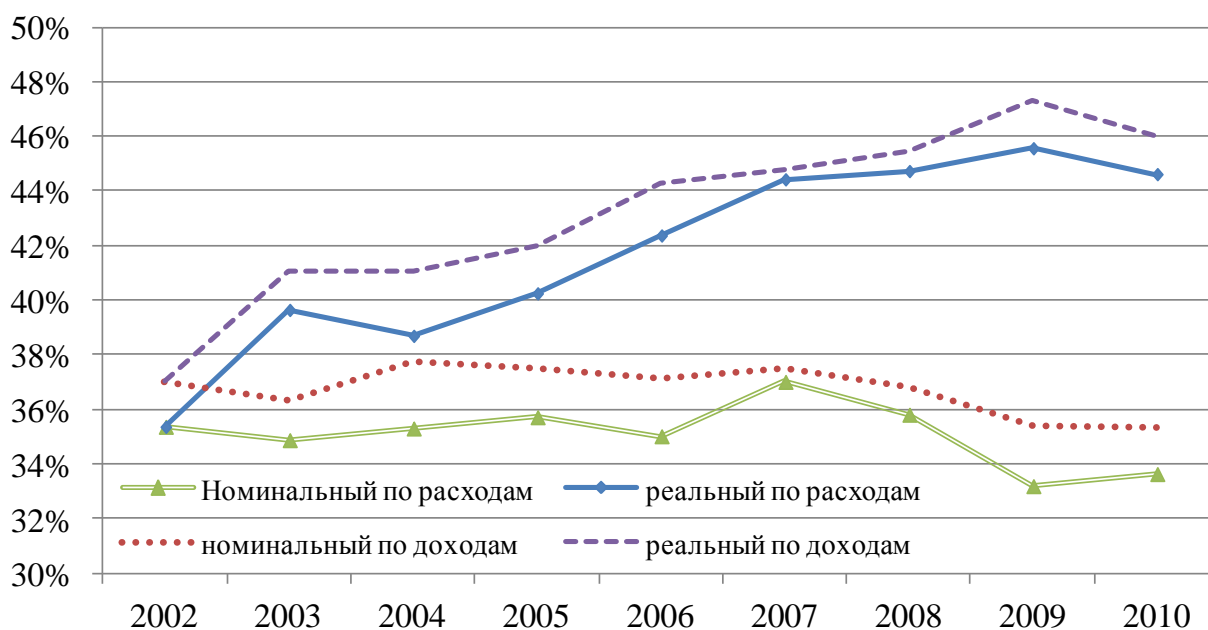


Рисунок 30. Различные меры дифференциации по доходам

Интересным также является рассмотрение дифференциации не только по доходам, но и по расходам домашних хозяйств. Расчет коэффициентов Джини по суммарным потребительским расходам на одного члена домашнего хозяйства дает очень близкие результаты, как в номинальном выражении, так и с применением делфирования. В обоих случаях (номинальном и реальном) динамика дифференциации по расходам практически точно повторяет динамику дифференциации по доходам, оказываясь на 1-2 п.п. ниже.



*Рисунок 31. Сравнение коэффициентов Джини по доходам и по расходам*

Традиционно известно, что доходы домашних хозяйств распределены более неравномерно, чем расходы [2, 56]. Как правило, это связано с более высокой нормой сбережения для более богатых категорий населения. Видно, что для российских домашних хозяйств это соотношение также выполняется, хотя различие оказывается достаточно маленьким (Рисунок 31). Возможно, незначительное различие в дифференциации доходов и расходов и, как следствие, близкое значение нормы сбережений у богатых и бедных категорий, может быть объяснено особенностью сбора данных. Уже указывалось, что информация о доходах в рамках ОБДХ напрямую не собирается, а рассчитывается на основе информации о расходах и измени объема сбережений и задолженности по кредитам. В такой ситуации при недостаточно высоком качестве собираемых данных о сбережения, доходы оказываются сильнее связаны с расходами, чем это могло бы быть обусловлено в естественных условиях.

## Заключение

В работе удалось разработать и реализовать подход к моделированию межгруппового индекса цен покупок продуктов питания в зависимости от микроэкономических характеристик домашних хозяйств. Показано, что совместное использование информации из различных источников – выборочных обследований Росстата, RLMS и макроэкономической статистики - позволяет оценить дифференцированные по доходным группам индексы потребительских цен. С использованием некоторых модификаций данного механизма были рассчитаны межгрупповые индексы цен для периода с 2002 по 2010 годы, что свидетельствует в пользу высокой гибкости и универсальности предлагаемого механизма, а также позволяет констатировать устойчивость получаемых результатов, в том числе эмпирической проверки гипотезы эндогенности цен покупок и зависимости их от уровня дохода домашнего хозяйства.

На основе предложенного подхода разработан и реализован механизм расчета межгрупповых индексов цен покупок как продуктов питания по отдельным доходным группам с учетом межгрупповой динамики цен внутри каждого года, так и всего перечня товаров и услуг. Таким индексы цен могут трактоваться как продуктовая инфляция, дифференцированная по доходу. С помощью механизма объединения информации из двух выборок было рассчитано распределение инфляции по продуктам питания отдельно для данных RLMS и ОБДХ. Применен механизм сглаживания такой дифференциации и выделения основных зависимостей в межгрупповой динамике цен по уровню доходов домохозяйств. Сравнение дифференциации продовольственной инфляции по доходным группам для разных лет не позволяет выявить однозначной закономерности. Причины различной межгрупповой динамики могут быть связаны с особенностями представительности каждой из использованных выборок данных в разные годы. Выявление возможной устойчивой зависимости продовольственной инфляции от дохода домохозяйств, по-видимому, должно быть связано с





решением вопроса о распространении результатов выборочных обследований на генеральную совокупность или, по крайней мере, изучением соотношения выборочного и общего распределения домохозяйств по доходу и связанного с ним межгруппового индекса цен покупок продуктов питания.

В рамках такого подхода могут быть исследованы результаты различных экономических политик, в том числе в части влияния инфляции на отдельные категории населения. Информация о динамике цен в зависимости от уровня дохода является важной не только при оценке динамики уровня жизни населения, для расчетов показателей экономического неравенства, но и для прогнозирования потребительского поведения, что, в конечном счете, и является целью цикла работ, в рамках которого производится данное исследование. Полученные результаты свидетельствует в пользу необходимости учета микроэкономической и в первую очередь доходной структуры населения при прогнозирования конечно спроса, который предъявляют домашние хозяйства.

Полученные расчеты свидетельствуют о том, что в период с 2003 по 2010 гг. различия в потребительской инфляции для разных групп населения были весьма значительными. По наши расчетам, базирующимся на гипотезе эндогенности цен, то есть взаимосвязи цен покупок и уровня дохода, указанные различия в инфляции оказываются больше чем аналогичные различия по данным Росстата, полученным на основе разной структуры расходов населения по группам, но не цен покупок [51].

Такое различие в инфляции не могло не сказаться на динамике реальных доходов населения. Номинальные расходы для разных доходных групп в последние годы росли равномерно, что приводило к стабилизации и даже сокращению дифференциации населения по официальным оценкам. Применение полученных дифференцированных по доходным группам индексов цен позволило выявить то, что реальные доходы для богатых категорий населения росли значительно быстрее, чем для бедных. В результате и показатели дифференциации, основанные на реальных доходах,



то есть учитывающие покупательную способность, свидетельствуют о значительном росте дифференциации населения по таким доходам.

Вообще говоря, дефлирование доходов не вполне корректно проводить с помощью индекса цен покупок, например ИПЦ, для этих целей должен использоваться специальный дефлятор доходов, учитывающий в том числе изменения относительной ценности благ, не имеющих формальной цены (например досуга), а также реальной стоимости сбережений. Эта проблема обсуждается, например, в [21, 80]. Однако в нашем исследовании этот аспект не принимался в расчет в силу ряда теоретических, методических трудностей, а также отсутствия соответствующих данных.

Полученные результаты представляются важным, как с содержательной точки зрения, потому что позволяют учесть эффекта неравномерного роста цен для домохозяйств с разным уровнем доходов, так и с методической. Имеются основания считать, что, система учета дифференциации населения, базирующаяся только на использовании номинальных показателей дохода оказывается неполной. Без учета различий в динамике роста цен в зависимости от доходов населения, оценки динамики реальной покупательной способности доходов разных категорий домохозяйств оказываются искаженными.

Естественный вопрос, который возникает при анализе полученных результатов – возможен ли переход к более мелким группам, а в конечном итоге и к отдельным домашним хозяйствам и расчет потребительской инфляции и базирующихся на ней реальных доходов для них. Это позволило бы рассчитать коэффициент Джини, аналогичный официальному, но с учетом реальной покупательной способности доходов отдельных домохозяйств. По нашему мнению, такой «предельный переход» не вполне корректен. Кроме чисто методических проблем, связанных с тем, что наблюдения в выборке ОБДХ Росстата не являются панелью в строгом смысле, и тем, что отдельные потребители приобретают слишком малый перечень товаров из списка, что приводит к «рыхлости данных» и затрудняет расчет индекса цен, есть и теоретическая проблема.



В основе методики расчета межвременных индексов цен по питанию лежит идея сравнения межгрупповой дифференциации цен в соседних периодах. Такое сравнение осуществляется на базе панельной структуры данных – рассматривается отношение индексов цен для заданной группы в соседние годы. Но важно, что эти группы упорядочены по доходу (тому фактору, зависимость цен от которого исследуется). При переходе к более мелким группам и дальше к отдельным домохозяйствам это свойство нарушается. Даже в соседние периоды доходы одних и тех же потребителей могут сильно различаться. Таким образом, мы не можем полагать, что они сохраняют свою упорядоченность внутри распределения. В результате расчет отношения межгрупповых индексов цен для наблюдений с одним и тем же рангом (порядковым номером) не будет таким отношением для конкретного потребителя. Для мелких групп проблема аналогичная – слишком сильно могут обновляться их члены в соседнем периоде, что затрудняет интерпретацию результатов.

Одним из дальнейших направлений исследований, которое пока не удалось реализовать, является прогнозирование. Предлагаемый механизм расчета дифференцированной по доходу инфляции представляется удобным в данном контексте в силу зависимости от меньшего числа параметров. Для прогнозирования инфляции по отдельным доходным группам при использовании такого подхода требуется минимальная входящая информация. В основе лежат данные о распределении домашних хозяйств по доходу в выборке или генеральной совокупности, к которой применяется разработанный подход. Предложена модель разложения межгруппового индекса цен покупок по нескольким ключевым характеристикам доходных групп, таких как размер семьи и сумме расходов, а также достаточно общей информации о структуре расходов, например, доле расходов на питания. В результате возникает возможность прогнозирования указанного доходной дифференциации инфляции лишь в зависимости от этих параметров, общей суммы потребительских расходов в экономике, а также динамики ИПЦ по продовольственным товарам. Этот индекс, в свою очередь, может быть



спрогнозирован в зависимости от динамики общего ИПЦ. Разработку такого комплекса моделей для прогнозирования следует признать основным направлением дальнейших исследований.

Расчет дифференцированных по доходным группам индексов цен для будущих периодов позволит оценить дальнейшую динамику не только инфляции по группам домохозяйств, но и динамики дифференциации населения по реальным доходам. Мы предполагаем получить прогноз таких индексов цен в зависимости от динамики общего по экономике индекса цен и среднего дохода. Возможно, для этого могут быть также использованы показатели дифференциации по номинальным доходам и другие факторы, получаемые, как на макроэкономическом уровне, так и на уровне децильных групп домохозяйств. Ключевым для прогнозирования должен стать коэффициент  $A_t$ , связывающий межгрупповую вариацию в доходах с межгрупповой вариацией в индексах цен. Очевидно, что в его динамике в период 2003-2010 гг. присутствует некоторая цикличность, но требует содержательного объяснения то, чем она вызвана и сохранится ли она в дальнейшем. Теоретически его динамика определяется сложной комбинацией большого числа факторов, использованных в модели. Прогнозирование их всех по отдельности представляется трудоемкой и неоправданной процедурой, использующей большое число предположений. Мы надеемся определить один или несколько ключевых факторов, которые позволят надежно прогнозировать динамику этого коэффициента и дифференцированных по группам индексов цен.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что группы домашних хозяйств с разным уровнем доходов или объединенные по другому аналогичному признаку имеют разные потребительские предпочтения, в том числе в отношении не только структуры потребления, но и цен покупок. Такая дифференциация может быть следствием различного предпочтения качества приобретаемых товаров, которое не может быть в полной мере отражено в данных микрообследований бюджетов и потребления, и подтверждать гипотезу эндогенности средних цен покупок. Показано



наличие зависимости межгрупповой динамики индекса цен покупок продуктов питания от микроэкономических характеристик домохозяйств, в том числе подушевой суммы расходов на питание.

В этой ситуации моделирование домашних хозяйств как единого агента для целей получения прогноза может предоставить только количественные данные на макроэкономическом уровне. Получить прогноз динамики структуры потребления по товарам возможно при учете внутренней структуры распределения потребителей в сочетании с ее прогнозом. Для корректного построения таких моделей необходимо максимально полно использовать всю доступную статистическую информацию. В том числе важной задачей является разработка механизма совместного использования информации из разных источников и дополнения их данными друг друга при частичном удовлетворении целям моделирования каждого из них в отдельности.

Такое моделирование представляется особенно актуальным для оценки эффекта и влияния различных мер по воздействию на спрос, в том числе тарифных политик. Очевидно, что глобальные изменения, хотя и не влияют напрямую на спрос населения на отдельные группы товаров и услуг, могут иметь значительные косвенные эффекты. Такие эффекты лишь частично улавливаются при моделировании потребления на макроэкономическом уровне. Так, например, сокращение реальных располагаемых доходов населения может быть крайне неравномерным и значительно изменить структуру спроса. Причем, как показал проведенный анализ, изменения в структуре могут не ограничиваться изменениями в соотношении потребления крупных агрегатов (питание, непродовольственные товары, услуги и т.д.). Различные группы населения могут предъявлять достаточно дифференцированный спрос и внутри отдельных групп продуктов, о чем, в частности, свидетельствует эндогенность цен покупок продуктов питания.

В текущей экономической ситуации принимается и будет приниматься целый ряд мер, оказывающих самое непосредственное влияние на спрос на товары и услуги со стороны населения. Так во многих регионах происходило



повышение тарифов ЖКХ, в стране пересматриваются акцизы и импортные пошлины на многие товары, изменяется курс рубля к валютам основным торговым партнерам – все это вызывает значительные изменения цен (в первую очередь относительных) на многие продукты. Для проведения наиболее точной государственной политики в этой области чрезвычайно важно максимально точно спрогнозировать реакцию спроса на такие воздействия.

Детальное исследование такой реакции должно проводиться в сочетании с моделированием эластичности спроса на отдельные продукты и группы. Такое исследование является отдельной самостоятельной проблемой и требует глубокого системного подхода. В нашей работе не ставилась такая цель, но из полученных результатов следует, что используя традиционные инструменты изучения реакции спроса на внешние воздействия, необходимо учитывать и динамическую структуру населения, в том числе распределение по доходам. Актуальной задачей, которая в настоящем диссертационном исследовании не ставилась, является распространения рассчитанных индексов цен покупок для групп домашних хозяйств на генеральную совокупность российских домашних хозяйств.

### ***Основные результаты и выводы работы***

В диссертации решены все поставленные задачи.

1. Сформулирована и проверена *гипотеза эндогенности* цен покупок. Полученные результаты свидетельствуют о том, что группы домашних хозяйств с разными уровнями душевых доходов или объединенные по другому аналогичному признаку имеют разные потребительские предпочтения, в том числе в отношении не только структуры потребления, но и цен покупок. Показано наличие зависимости межгрупповой динамики индекса таких цен продуктов питания от микроэкономических характеристик домохозяйств, в том числе от подушевой суммы расходов на питание.
2. Разработана и применена методика *совместного использования информации* из двух выборочных обследований. Информация о ценах



покупок продуктов питания, отсутствующая в официальном ОБДХ Росстата, была восстановлена с использованием данных обследования RLMS.

3. На основе использования межгрупповой динамики цен покупок продуктов питания, разработан и реализован механизм расчета *межвременных индексов цен* таких покупок для отдельных доходных групп. Такие индексы трактуются, как продовольственная инфляция для отдельных доходных групп.

4. Предложена и оценена *модель расчета общей потребительской инфляции, дифференцированной по доходным группам на основе информации ОБДХ*. Показано, что на протяжении периода с 2003 г. по 2010 г. в России сохранялась устойчивая тенденция к более быстрому росту цен для бедных категорий населения по сравнению с богатыми.

5. *Полученные дифференцированные по доходным группам общие индексы потребительских цен применены для дефлирования доходов населения в разбивке по децильным доходным группам*, что позволило оценить динамику неравенства российского населения по реальным доходам. Полученные оценки показывают, что, несмотря на замедление роста неравенства в номинальном выражении, рост дифференциации российского населения по реальным доходам продолжался в последние годы достаточно быстрыми темпами.



## Список литературы

1. *Айвазян С.А.* Анализ качества и образа жизни населения (эконометрический подход). М.: Наука, 2012.
2. *Айвазян С.А., Бородкин Ф.М.* Социальные индикаторы. М.: ЮНИТИ-ДАНИ, 2006, 607 с.
3. *Айвазян С.А., Кругляк М.В.* Типология потребительского поведения российских домашних хозяйств (методология исследований, информационное обеспечение, экспериментальная апробация). Препринт WP/2010/274. ЦЭМИ РАН, 2010, 75 с.
4. *Агентство статистики Сингапура.* Статистика потребительских цен: [<http://www.singstat.gov.sg/news/news/cpi-jul-dec2011.pdf>].
5. *Бессонов В.А.* Взгляд на российскую статистику со стороны пользователя // Вопросы статистики. 2009. №5. С.50–61.
6. *Бондарев А.А.* Оценивание функций спроса для групп продовольственных товаров в российской экономике за 1999–2004 гг. / Научные труды ИЭПП. М.: 2008.
7. *Бюро статистики труда США.* Статистика потребительских цен: [<http://www.bls.gov/cpi/>].
8. *Валтер Я.* Исследование изменчивости коэффициентов эластичности спроса в зависимости от дохода / Статистическое изучение спроса и потребления. М.: Наука, 1966. С. 32-52.
9. *Вальтух К.К.* Удовлетворение потребностей общества и моделирование народного хозяйства. Новосибирск, 1973.
10. *Вальтух К.К.* Целевая функция потребления: анализ и практическое использование. Новосибирск, 1980.
11. *Вальтух К.К., Дементьев Н.П., Ицкович И.А.* Математический и статистический анализ функций потребления.. Новосибирск: Наука, 1986, 167 с.





12. *Варшавский А. Е.* Проблемы инноваций: риски и ответственность (на примере рынка продуктов питания и внутреннего потребления. ЦЭМИ РАН, 2009.
13. *Вознесенская Г.В.* Метод моделирования очередности товаров длительного пользования / Доходы и покупательский спрос населения. М.: Статистика, 1968. С. 137-145.
14. *Волконский В.А.* Статистическая модель поведения потребителя и изучение зависимости спроса от цен / Доходы и покупательский спрос населения. М.: Статистика, 1968. С. 88-96.
15. *Вратенков С.Д., Шананин А.А.* Анализ структуры потребительского спроса с помощью экономических индексов. М.: Вычислительный центр АН СССР, 1991, 61 с.
16. *Герасимова И.А., Герасимова Е.В., Щетинкина А.Ю.* Динамика межрегионального неравенства денежных доходов населения России (1995-2007). Препринт WP/2011/280. М.: ЦЭМИ РАН, 2011, 87 с.
17. Данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (RLMS): [<http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms>].
18. *Друкер С.Г., Соловьев Ю.П.* Анализ и прогнозирование структуры потребительских расходов. М., 1981.
19. *Ершов Э.Б.* Конкурирующие регрессии: критерии и процедуры отбора // Экономический журнал ВШЭ, Т. 12 (2008), № 4. С. 488–511.
20. *Ершов Э.Б.* Распространение коэффициента детерминации на общий случай линейной регрессии, оцениваемой с помощью различных версий метода наименьших квадратов // Экономика и математические методы, Т. 38 (2003), № 3. с. 107–120.
21. *Ершов Э.Б.* Ситуационная теория индексов цен и количеств. М., РИОР, 2011.
22. *Ивантер В.В. (ред).* Прикладное прогнозирование национальной экономики. М.: Экономистъ, 2007. – 896 с.



23. *Иохансен Л.* О связях между некоторыми системами функций спроса / Процессы воспроизводства и их моделирование. Новосибирск: Наука, 1983, 239-249.
24. *Каранетян А.Х.* Доходы и потребление населения СССР. М., 1979.
25. *Кёвеш П.* Теория и практика экономического анализа. М., Финансы и статистика, 1990.
26. *Кирута А., Шевяков А.* Дифференцированный баланс доходов и потребления населения: новые аспекты теории и практических применений. Вопросы статистики, 1995, № 7.
27. *Кирута А., Шевяков А.* Социально-экономическая дифференциация, реальный уровень жизни и уровень бедности семей Российской Федерации // Мониторинг социально-экономического потенциала семей. М.: Госкомстат России, 1996, 229-274.
28. *Колмаков И.Б.* Методы и модели прогнозирования показателей дифференциации денежных доходов населения. М.: Институт микроэкономики, 2004. 168 с.
29. *Кондраков И.А., Поспелова Л.Я., Шананин А.А.* Программа исследования и сегментации потребительских рынков // Свидетельство о государственной регистрации программ для ЭВМ № 2008615547. Зарегистрировано в Реестре программ для ЭВМ 19 ноября 2008г. Москва, Реестр программ для ЭВМ. 2008.
30. *Кондраков И.А., Поспелова Л.Я., Усанов Д.А., Шананин А.А.* Технология анализа рынков на основе обобщенного непараметрического метода. М.: ВЦ РАН, 2010, 67 с.
31. *Конюс А.А.* Индексы цен потребительского бюджета и теория гиперповерхностей постоянного уровня потребления / Статистическое изучение спроса и потребления. М.: Наука, 1966. С. 173-192.
32. *Лахман И.Л., Френкель М.Г.* Прогнозирование структуры платежеспособного спроса / Доходы и покупательский спрос населения. М.: Статистика, 1968. С. 97-107.



33. *Майер В.Ф., Галынский В.Т.* Опыт разработки дифференцированного баланса доходов и потребления СССР / Доходы и покупательский спрос населения. М.: Статистика, 1968. С. 118-127.
34. *Майер В.Ф., Ершов Э.Б.* Прогнозирование повышения народного благосостояния / Научные основы экономического прогноза. М.: Мысль, 1971. С. 324-422.
35. *МВФ.* Доклад по России №08/309. Окт. 2005.
36. *МВФ.* Доклад по России №08/309. Сент. 2008.
37. *Михалевский Б.Н.* Коэффициенты эластичности от дохода и цен и оценка параметров замещения / Статистическое изучение спроса и потребления. М.: Наука, 1966. С. 79-96.
38. *Михалевский Б.Н.* Система моделей среднесрочного народнохозяйственного планирования. М.: Наука. 1972.
39. *Очарова Л.Н. (ред).* Российские домохозяйства накануне финансового кризиса: доходы и финансовое поведение. М.: Независимый институт социальной политики, 2008. – 208 с.
40. *Пеникас Г.И.* Анализ эволюции потребительского поведения в России за период 2000–2005 гг. // Экономический журнал ВШЭ, Т. 12 (2008), № 4. С. 512–542.
41. *Рабкина Н.Е., Римашевская Н.М.* Основные задачи и направления совершенствования распределительных отношений / Доходы и потребление населения. М.: ЦЭМИ, 1976. С. 28-47.
42. *Райская Н.Н., Сергиенко Я.В., Френкель А.А.* Инфляционные процессы в России (1992-1999): тенденции и факторы. М.: Финстатинформ, 2001. 152 с.
43. *Райская Н.Н., Сергиенко Я.В., Френкель А.А.* Использование интегральных индексов в анализе циклических изменений российской экономики // XI Международная научная конференция по Проблемам развития экономики и общества. Т.1. М.: Издательский Дом Высшей школы экономики, 2011, 120-130.



44. *Римашевская Н.М. (ред.)* Плановый дифференцированный баланс доходов и потребления населения. М.: Наука, 1981. – 258 с.
45. *Римашевская Н.М.* Вопросы совершенствования статистики уровня жизни / Доходы и покупательский спрос населения. М.: Статистика, 1968. С. 164-165.
46. *Римашевская Н.М.* Дифференцированный баланс доходов и потребления семей трудящихся (ДБ) как инструмент анализа и планирования жизненного уровня населения / Доходы и потребление населения. М.: ЦЭМИ, 1976. С. 4-12.
47. *Росстат.* Методологические положения по наблюдению за потребительскими ценами на товары и услуги и расчету индексов потребительских цен. Электронная версия: [[http://www.gks.ru/free\\_doc/new\\_site/prices/MET-05.DOC](http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/MET-05.DOC)].
48. *Росстат.* Методологические положения по статистике. Выпуск 1. Уровень жизни населения. Методика расчета основных социально-экономических индикаторов уровня жизни населения. Основные показатели. Электронная версия: [[http://www.gks.ru/bgd/free/B99\\_10/IssWWW.exe/Stg/d000/i000140r.htm](http://www.gks.ru/bgd/free/B99_10/IssWWW.exe/Stg/d000/i000140r.htm)].
49. *Росстат.* Методологические положения по статистике. Выпуск 3. Методология статистического обследования населения. Методология обследования бюджетов домашних хозяйств. Электронная версия: [[http://www.gks.ru/bgd/free/B99\\_10/IssWWW.exe/Stg/d020/i020460r.htm](http://www.gks.ru/bgd/free/B99_10/IssWWW.exe/Stg/d020/i020460r.htm)].
50. *Росстат.* Микроданные Выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств, проводимого Росстатом (ОБДХ): [<http://www.micro-data.ru>].
51. *Росстат.* Российский статистический ежегодник. М., 2011.
52. *Росстат.* Цены в России. Уровень и динамика цен на потребительском рынке. Уровень и динамика цен на потребительском рынке. Индексы потребительских цен для 10-процентных групп населения. Электронная версия: [[http://www.gks.ru/bgd/regl/b10\\_17/IssWWW.exe/Stg/02-20.htm](http://www.gks.ru/bgd/regl/b10_17/IssWWW.exe/Stg/02-20.htm)]



53. *Рувимская Л.М.* Моделирование динамики потребительских комплексов. Новосибирск, 1981.
54. *Суворов А.В.* Доходы и потребление населения. Макроэкономический анализ и прогнозирование. М. МАКС-Пресс, 2001. – 271 с.
55. *Суворов А.В.* Проблемы анализа дифференциации доходов и построения дифференцированного баланса денежных доходов и расходов населения // Проблемы прогнозирования. 2001. № 1.
56. *Суворов А.В.* Проблемы оценки дифференциации доходов населения в современной России // Проблемы прогнозирования. 2008. № 2
57. *Суворов А.В.* Структура денежных доходов и расходов населения в современной России // Проблемы прогнозирования. 2004. №5.
58. *Суворов А.В., Иванов В.Н., Сухорукова Г.М.* Взаимосвязь мероприятий социально-экономической политики в области доходов и потребления населения и макроэкономической политики // Проблемы прогнозирования 2011. №5, стр. 76-91
59. *Суворов А.В., Соловьев А.М.* Прогнозирование структуры расходов населения на товары и услуги // Проблемы прогнозирования. 2011. № 1.
60. *Суворов А.В., Сухорукова Г.М.* Методы построения дифференцированного баланса денежных доходов и расходов населения и прогнозные расчеты на его основе // Проблемы прогнозирования. 2009. № 5.
61. *Суворов А.В., Сухорукова Г.М., Иванов В.Н.* Подходы к оценке воздействия сдвигов в уровне и структуре доходов населения на макроэкономические показатели // Научные труды ИНП РАН. М., 2005.
62. *Суворов А.В., Сухорукова Г.М., Митяева О.А.* Моделирование структуры потребительских расходов населения России // Проблемы прогнозирования. 1999. № 3.
63. *Суворов А.В., Сухорукова Г.М., Митяева О.А., Ульянова Е.А.* Система функций спроса на товары и услуги в видовой и отраслевой структуре // Проблемы прогнозирования. 2000. № 5.



64. *Суворов В.В.* Комплекс моделей прогнозирования структуры потребления населения / Диссертация на соискание ученой степени кандидата наук. Экономический факультет МГУ. М.: 1985.
65. *Фетисов Г.Г.* Инфляция и обеспечение стабильности уровня цен Экономическая наука современной России., 2007, Часть 1, № 1(36), 127-136.
66. *Шананин А.А.* Агрегирование конечных продуктов и проблема интегрируемости функций спроса //М.: ВЦ АН СССР, 1986, 56 с.
67. *Шананин А.А.* Условие интегрируемости в задаче об агрегировании конечных продуктов // М.: Доклады АН СССР, 1987, Т. 294, № 3, 553-555.
68. *Шаститко А.Е., Авдашева С.Б., Овчинников М.А., Малева Т.Н., Овчарова Л.Н.* Институт современного развития. Российские средние классы накануне и на пике экономического роста. М.: Экон-информ, 2008 – 200с.
69. *Швырков В.В.* Многофакторные динамические модели потребительского спроса / Статистическое изучение спроса и потребления. М.: Наука, 1966. С. 223-231.
70. *Швырков В.В.* Экономико-математический анализ потребительского спроса. М.: МГУ, 1966, 252 с.
71. *Швыркова Т.С., Швырков В.В.* Эластичность спроса и потребления / Экономико-математическое модели народного хозяйства. М.: Наука, 1980. – 211 с.
72. *Шевяков А.Ю., Кирута А.Я.* Измерение экономического неравенства. М.: Лето, 2002. – 320 с.
73. *Afriat S.N.* The Construction of Utility Functions from Expenditure Data. International Economic Review, 1967, Vol. 8, No. 1, 67-77.
74. *Barnett W. A.* Theoretical Foundations for the Rotterdam Model // The Review of Economic Studies, Vol. 46, No. 1 (Jan., 1979), 109-130;
75. *Bogetic Z., Smits K., Budina N., Wijnbergen S. V.* Long-Term Fiscal Risks and Sustainability in an Oil-Rich Country: The Case of Russia / World Bank Policy Research Working Paper No. 5240, 2010.



76. *Cage R.A., Garner T.I., Ruiz-Castillo J.* Constructing Household Specific Consumer Price Indexes: An Analysis of Different Techniques and Methods // BLS Working Paper #394 Mar. 2002.
77. Consumer price index manual: Theory and practice. Geneva, International Labor Office, 2004; издание на русском языке: Вашингтон, Международный Валютный Фонд, 2007.
78. *Deaton A.* The Analysis of Household Surveys. A Microeconomic Approach to Development Policy. Washington, 1997.
79. *Deaton A., Muellbauer J.* An Almost Ideal Demand System // The American Economic Review, Vol. 70, No. 3 (Jun., 1980), pp. 312-326.
80. *Deaton A., Muellbauer J.* Economics and Consumer Behavior. Cambridge, 1980.
81. *Dievert W. E.* Afriat and Revealed Preference Theory. The Review of Economic Studies, 1973, Vol. XL, No. 123, 883-900.
82. *Dievert W. E.* Basic Index Number Theory. In [71], Chapter 15.
83. *Dievert W. E.* The Economic Approach to Index Number Theory. The Single-Household Case. In [71], Chapter 17.
84. *Dievert W. E.* The Economic Approach to Index Number Theory. The Many-Household Case. In [71], Chapter 18.
85. *Erbas S.N., Sayers C.* Is the United States CPI Biased Across Income and Age Groups? // IMF Working paper, 1998.
86. *Feenstra R. C., Reinsdorf M. B.* An exact price index for the almost ideal demand system // Economics Letters Vol.66, 2000.
87. *Gorman W. M.* Community Preference Fields // Econometrica, 21, pp. 63-80
88. *ILO.* Consumer price index manual: theory and practice/ Geneva, International Labour Office, 2004
89. *Jorgenson D. W., Lau L. J.* The Transcendental Logarithmic Utility Function and Demand Analysis // Department of Economics, Harvard University (1970);
90. *Jorgenson. D. W.* Aggergate Consumer Bahaviour and the Measurement of Social Welfare // Econometrica. Vol. 58 No. 5 (September, 1990), pp. 1007-1040.



91. *Jorgenson. D. W. and D.T. Slesnick.* Individual and Social Cost of Living Indexes //In: W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.), Price Level Measurement, Ottawa, Statistics Canada, 1983, 241-323.
92. *Jorgenson. D. W. and D.T. Slesnick.* Aggregate Consumer Behavior and the Measurement of Inequality //Review of Economic Studies, 1984, Vol. 51(3). No. 166, 369-392.
93. *Kalman P. J.* Theory of choice price enter the utility function / Logistics Research Project. The George Washington University, Serial 13589, 4 August 1966.
94. *Kalman P. J.* Theory of consumer behavior when prices enter the utility function // Econometrica, Vol.36, № 3-4, 1968.
95. *Kokoski M.* Alternative CPI aggregations: two approaches // Monthly Labor Review, Nov. 2000
96. *Krueger D.* Does Income Inequality Lead To Consumption Inequality? Evidence and Theory / SIEPR Discussion Paper No. 01-33, 2002
97. *Kurtzon G., McClelland R.* Do the Poor Pay More Store-By-Store? BLS Working Papers, 2010.
98. *Lau L. J.* Existence Conditions for Aggregate Demand Functions / Institute for Mathematical Studies in Social Sciences, Stanford University, Technical Report No. 248.
99. *Ley, E.* On Plutocratic and Democratic CPIs // Economics Bulletin, 2002, Vol. 4, No. 3 pp. 1-5
100. *Marschak J.* Money Illusion and Demand Analysis // Review of Economics and Statistics, Vol. XXV, 1943, pp. 40-48.
101. *Michael R.T.* Variation across Households in the Rate of Inflation // NBER Working Paper #74, Mar. 1975.
102. *Muellbauer J.* Aggregation, Income Distribution, and Consumer Demand // Review of Economic Studies, 42, pp. 525-543.
103. *Pesaran, M. Hashem, Peter Schmidt (eds).* Handbook of Applied Econometrics. Volumes I (Macroeconomics) and II (Microeconomics). Blackwell Publishing, 1999.





104. *Parks R.* Systems of Demand Equations: An Empirical Comparison of Alternative Functional Terms/ University of Chicago, 1968.
105. *Pollak P.A.* Subindex of the Cost-of-Living Index // International Economic Review. V. 16.
106. *Pollak R., Wales T.* Estimation of the Linear Expenditure System // Econometrica, 1969, V. 37, No. 4, 611-618.
107. *Prais S., Houthakker H.* The Analysis of Family Budgets. Cambridge, 1955.
108. *Steven N. Durlauf, Lawrence E. Blume (eds).* The New Palgrave Dictionary of Economics. Second Edition. Palgrave Macmillan, 2008.
109. *Stone R.* Linear Expenditure System and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand // Economic Journal, 64, pp. 511-527.
110. *Sugema I., Irfany M.I., Holis. A., Bakhtiar T.* Consumer Price Index for the Poor (CPI-P): An Empirical Analysis of Indonesia // International Research Journal of Finance and Economics Issue 58 (2010).
111. *Turvey R.* Consumer Price Indices. An ILO Manual. Geneva, 1989 (имеется перевод: Торвей Р. Индексы потребительских цен. Методологическое руководство. М.: Финансы и статистика, 1993, 248 с.).
112. *Varian H.R.* The Nonparametric Approach to Demand Analysis // Econometrica, 1982, Vol. 50, No. 4, 945-974.
113. *Varian H.R.* Non-Parametric Tests of Consumer Behaviour // The Review of Economic Studies, 1983, Vol. V (1), No. 160, 99-110.
114. *Veblen T.* The Theory of the Leisure Class. New York: Vanguard Press, 1912.
115. *World Bank.* Russian economic report. Cooperation; no. 15. Washington D.C. - The Worldbank. ; 2007

