

Моделирование инфляции по продуктам питания с учетом доходов населения

Матыцин М.С.

В работе предложен и реализован механизм моделирования индексов цен покупок продуктов питания по доходным группам домашних хозяйств. Такие индексы могут трактоваться как дифференцированная по доходу продовольственная инфляция. Подход использует соотношение цен покупок для доходных групп внутри каждого года. Приводятся расчеты таких индексов для данных RLMS и Выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств Росстата (ВОБДХ). Обсуждается вопрос о модификациях предложенной процедуры для целей прогнозирования дифференциации инфляции по доходным группам. В результате сравнения с прямым расчетом инфляции отдельно по каждой доходной группе делается вывод о том, что предлагаемый подход обладает рядом преимуществ, в том числе менее требователен к количеству входящей информации.

Ключевые слова: домашние хозяйства; потребление; инфляция; межгрупповые индексы цен; выборочные обследования бюджетов домохозяйств; RLMS.

1. Введение

Моделирование потребительского поведения является важным вопросом экономических исследований. В контексте построения макроэкономических и макроструктурных моделей необходимо точно описать конечный спрос на продукцию отдельных отраслей и видов деятельности для получения качественных прогнозов. Корректное описание является залогом успешного прогнозирования в среднесрочной перспективе и позволяет проводить процедуры сценарного прогнозирования. В результате их применения могут быть просчитаны эффекты различных политик, что особенно актуально в периоды экономических изменений. Ключевым элементом моделирования поведения потребителей является учет их структуры – важно понять, какой именно фактор определяет различное поведение для разных групп населения. По нашему мнению, таким фактором является доход домашних хозяйств – в зависимости от его уровня потребители предъявляют разный спрос на товары и услуги.

Автор выражает искреннюю благодарность за помощь и научное руководство Ершову Э.Б.

Матыцин М.С. – аспирант кафедры математической экономики и эконометрики факультета экономики НИУ ВШЭ, инженер лаборатории Макроструктурного моделирования экономики России НИУ ВШЭ. E-mail: matm@yandex.ru

Статья поступила в Редакцию в марте 2011 г.

Соответственно моделирование потребительского поведения должно вестись с учетом доходной дифференциации.

Известно, что цены также являются важным фактором при принятии решения потребителем о покупке конкретных товаров и услуг. Объединяя эти две идеи, приходим к выводу, что важно исследовать вопрос о соотношении цен покупок для домашних хозяйств с уровнем дохода, в данном случае – денежного дохода на человека. Традиционная микроэкономическая теория не обращается к этому вопросу, считая цены заданными, наблюдаемыми и общими для всех потребителей. Таким образом, решая максимизационную задачу, агент, в том числе репрезентативный потребитель, воспринимает цены как экзогенные. А сами цены определяются при взаимодействии потребителя с производителями и другими агентами с помощью рыночного механизма.

Настоящая работа является продолжением исследования темы взаимосвязи цен покупок и уровня дохода. В первой работе из этой серии [6] нам удалось показать, что в данных выборочных обследований домашних хозяйств цены, по которым совершают покупки различные группы домашних хозяйств, различаются для одних и тех же товаров. Прослеживается четкая тенденция к росту цен покупок с увеличением дохода. Этот результат был получен в процессе анализа соотношения цен покупок продуктов питания для нескольких групп домохозяйств, выделенных по уровню дохода. Такое соотношение будем в дальнейшем называть дифференциацией или межгрупповой динамикой цен. Важным представляется вопрос не только о различиях в ценах покупок для разных категорий домохозяйств в зависимости от уровня дохода, но и исследование динамики – изменения этих цен во времени. Является ли изменение цен покупок, т.е. инфляция, одинаковой для всех домохозяйств или она также дифференцирована по доходу.

Основной целью работы является разработка и реализация подхода к моделированию дифференцированной по доходным группам инфляции по продуктам питания, которая рассчитывается с учетом межгрупповой динамики цен покупок продовольственных товаров внутри каждого года. В процессе исследования мы развиваем процедуру расчета таких межгрупповых индексов, проверяя выводы для ряда лет и устанавливая высокую стабильность этого результата во времени. Предлагаемый подход к моделированию инфляции по доходным группам обладает рядом преимуществ, в том числе гибкостью, легкостью реализации, а также удобен для прогнозирования потребительского поведения с учетом его микроэкономических характеристик, так как оказывается менее требовательным к количеству входящей информации, чем традиционный метод расчета ИПЦ по отдельности для каждой доходной группы.

Во втором разделе статьи развивается и обобщается метод расчета межгрупповой динамики цен покупок продуктов питания по доходным группам для данных двух основных выборочных обследований: RLMS [1] и соответствующего обследования Росстата [8]. Приводятся основные графики и результаты для нескольких волн обследований.

В третьем основном разделе описывается методика определения дифференцированной по доходу продовольственной инфляции, рассчитываемой на основе межгрупповых индексов цен покупок продуктов питания внутри каждого года. Обсуждается вопрос о применении этого подхода к двум основным выборкам, а также о возможных модификациях этой методики, в том числе сглаживании, выделении ключевых тенденций и исследовании зависимости от микроэкономических характеристик выборки.

Четвертый раздел посвящен сравнению предложенного метода моделирования ИПЦ по продуктам питания с учетом доходной дифференциации с традиционным методом расчета ИПЦ напрямую отдельно для каждой доходной группы. Исследуется количественное соотношение рассчитанных такими двумя способами индексов, а также делается вывод о тесноте связи и возможности пересчета одного в другой.

В заключительном разделе приводятся основные выводы, а также обсуждается вопрос о применимости предложенного метода моделирования дифференцированной по доходу продуктовой инфляции, в том числе с учетом возможности использования для целей получения прогнозов.

2. Моделирование межгруппового индекса цен в зависимости от доходной структуры населения

Наиболее распространенные способы моделирования потребительского поведения, опираясь на классическую микроэкономическую теорию, исходят из предположения о том, что каждый конкретный потребитель, и в том числе репрезентативный, воспринимает цены как заданные. В результате решения максимизационной задачи или каким-то иным образом потребитель формирует спрос на товары и услуги в зависимости от цен и дохода. Далее цены определяются в процессе общего равновесия, при взаимодействии потребителя с другими агентами. Таким образом, отдельный потребитель в силу незначительности своего влияния на рынок фактически не воздействует на цены, воспринимая их как внешние – экзогенные. Такое описание действительности представляется нам ограничивающим.

Было выдвинуто предположение о том, что процесс потребления в реальности устроен несколько иначе. В условиях, когда цены достаточно сильно дифференцированы даже внутри одного региона и города, у потребителя есть возможность обращаться к разным ценам. Предъявляя спрос на товар или услугу, потребитель выбирает не только количество товара и его качество, но фактически и цену, по которой желает сделать покупку. Цены покупок выбираются в процессе формирования спроса и вместе с выбором количества, т.е. фактически являются внутренними по отношению к решению потребительской задачи, иначе говоря, эндогенными. При этом нет оснований обязательно накладывать на рационального потребителя требования покупки по минимальной цене. Выбор цены покупки может являться результатом комбинации различных факторов. Он может быть связан с различным качеством товаров, что традиционно обсуждается во многих исследованиях, в том числе применительно к российским данным, например, в работе Варшавского [2]. Вместе с тем товары разного качества могут пониматься как различные, и потребитель предъявляет спрос на них по отдельности. В таком случае факт выбора неминимальной цены также может быть оправдан выбором качества процесса покупки, например, покупки в более престижном магазине или более близком к дому для экономии времени. В этой ситуации вряд ли оправданно говорить о том, что два товара с абсолютно одинаковыми характеристиками (качеством, торговой маркой, упаковкой и т.д.) могут считаться различными только потому, что приобретены в разных местах. По крайней мере, такое описание окажется сугубо теоретическим в силу невозможности проверки его на практике с помощью данных выборочных обследований бюджетов домохозяйств из-за специфики описания номенклатуры в последних. В силу ограниченных возможностей по детальности описания такие обследования, как правило, подразумевают достаточно

бедный перечень товаров, что не позволяет дифференцировать их ни по качеству, ни по месту приобретения. Подробнее эта идея обсуждается в предыдущих работах на эту тему [4, 6].

Описание потребительского поведения, содержащее идею о выборе цен покупок, в разное время предпринималось и на теоретическом уровне. Например, в работе Калмана [12] цена в явном виде включена в число аргументов функции полезности потребителя. Однако в теоретическом плане гипотеза эндогенных цен не получила широкого распространения. Для нас наличие эндогенных цен является скорее важным элементом описания потребительского поведения на практике с помощью данных выборочных обследований. Как уже отмечалось, это связано с ограничением перечня товаров и услуг в них, не позволяющей принять гипотезу о слишком широком множестве благ, на которые потребитель формирует спрос. Поэтому практическое моделирование, в том числе для получения прогнозов конечного спроса домохозяйств, должно вестись с учетом специфики имеющихся данных, не позволяющих отразить все разнообразие теоретического описания потребительского поведения. В этой ситуации важной оказалась эмпирическая проверка гипотезы эндогенности цен, которая также достаточно требовательна к данным, в том числе наличию индивидуальных цен покупок, доступных не во всех обследованиях [8].

Такая проверка была успешно осуществлена в первой работе серии [6]. Установлена зависимость цен покупок продуктов питания от дохода домашних хозяйств. Данная связь обнаружена путем расчета межгрупповых индексов цен покупок, т.е. отношения уровня цен покупок в разных доходных группах, по данным выборочных обследований. Полученные в работе результаты свидетельствуют в пользу неоднородности потребителей, которая также отмечается в других работах, например в [9], и должна быть учтена при моделировании и прогнозировании их поведения и расчете индексов цен, дифференцированных по доходу [11].

В настоящей статье развивается подход, связанный с моделированием межгрупповых индексов цен покупок продуктов питания, так как именно для этой категории товаров доступны данные об индивидуальных ценах в рамках обследования RLMS. Для уточнения и дополнительной проверки полученных результатов мы модифицировали этот подход и применили его к нескольким годам (2003–2009), к данным разных выборок – RLMS и обследования Росстата.

Однако основное содержание данной работы составляет исследование вопроса о зависимости межвременной динамики уровня цен покупок от дохода потребителей. В ситуации, когда мы установили, что разные потребители покупают одинаковые товары по различным ценам, представляется важным понять, как меняется это соотношение во времени. Начинают ли более богатые покупать все более дорогие товары, а бедные все более дешевые, или это различие, наоборот, выравнивается. Возможно, что процессы менее тривиальные и дифференциация цен покупок по доходу ведет себя более сложным образом. Этот вопрос важен не только для более корректного моделирования потребительского поведения в контексте получения среднесрочных прогнозов, что является основной мотивацией работы. Он представляется крайне актуальным и для обсуждения последствий влияния кризиса на различных потребителей и вообще для оценки социальной политики. Много говорится о том, что инфляция различается для разных категорий населения, что для бедных она выше или ниже официальной в силу специфики их ассортиментного набора. Не вполне понятны основания для таких выводов без предположения о различных ценах покупок для разных категорий населения.

Фактически в настоящей работе исследуется именно этот вопрос – насколько потребительская инфляция зависит от уровня дохода домохозяйств. Статистической базой являются выборочные обследования бюджетов российских домашних хозяйств. Исследование ведется с помощью разработанного механизма расчета межгрупповых индексов цен покупок продуктов питания, т.е. соотношения цен продовольственных товаров для различных групп населения, выделенных по доходу. В такой постановке задачи эта работа, по-видимому, уникальна для российских данных.

Подробнее опишем процедуру расчета межгрупповых индексов цен с указанием сделанных в статье модификаций. Использовались данные выборочного обследования RLMS, содержащие информацию о покупках продуктов питания не только в стоимостном, но и в натуральном выражении [1], что позволяет рассчитать индивидуальные цены покупок по крайней мере для этой категории товаров. Такая информация не доступна в других выборочных обследованиях для российских данных, в том числе в Выборочном обследовании бюджетов домашних хозяйств (ВОбДХ), проводимом Росстатом [6, 7, 8].

Все домашние хозяйства в выборке были разделены на несколько доходных групп равного размера¹. Рассматривались различные разбиения – на 10, 20 и 50 групп. Параметр, по которому выделяются группы, может быть различным – не только уровень доходов домохозяйства, но и тесно связанный с ним, однако точнее представленный в рассматриваемых обследованиях, уровень расходов. Например, в качестве такого целевого показателя может использоваться сумма расходов на питание на одного члена домохозяйства (именно такое разбиение реализовано в [6]) или общая сумма расходов на одного члена домохозяйства в месяц – такое разделение применяется в данном исследовании. Переход от разбиения по сумме расходов на питание к разбиению по общей сумме расходов не оказал существенного влияния на полученные результаты, ни с точки зрения качественной интерпретации описываемых эффектов, ни с точки зрения количественных результатов, используемых для дальнейшего моделирования. Он связан скорее с желанием сделать процедуру более общей и адаптировать ее для возможного последующего расширения на моделирование межгрупповой динамики цен не только продуктов питания, но также и всех категорий товаров, при наличии соответствующих статистических данных.

Предложена и реализована методика, в результате которой для каждой доходной группы могут быть рассчитаны межгрупповые индексы цен покупок продуктов питания, которые будем называть базисными. Они рассчитываются как отношение средних цен покупок в каждой группе к соответствующему значению для первой группы. Рассматривались четыре основных индекса цен: Ласпейреса, Пааше, Фишера и Монтгомери. Отмечалось, что индексы цен Фишера и Монтгомери дают очень близкую, практически неразличимую динамику. Это позволяет использовать менее обобщенный теоретически, но более простой для расчетов индекс цен Фишера [3]. А ин-

¹ Понятие «доходные группы» оказывается не совсем точным в данном случае – оно предполагает разделение всех респондентов в выборке на группы согласно некоторой характеристике их доходов. Однако в нашей работе, как и в некоторых других, разбиение производится не столько на основе доходов, сколько расходов домохозяйств, поэтому корректнее говорить о расходных группах. Это является скорее технической деталью, связанной с особенностью структуры используемых выборочных обследований, поэтому в дальнейшем мы будем пользоваться более привычным понятием «доходная группа» для обозначения выделенных описанным способом категорий домашних хозяйств.

дексы цен Ласпейреса и Пааше расходятся с ними по мере роста числа групп, на которые разбивается выборка. Причем индекс Ласпейреса завышает межгрупповую динамику, а Пааше – занижает, что согласуется с аналогичным часто наблюдаемым явлением в межвременной динамике, называемым в литературе эффектом Гершенкрона [5]. Эти эффекты оказались крайне устойчивыми и проявились для всех рассматриваемых периодов времени. Поэтому в дальнейших расчетах использован лишь индекс цен Фишера как наиболее удачный компромисс между точностью измерений (он не так чувствителен к структурным сдвигам, как индексы Ласпейреса и Пааше) и простотой расчета (по сравнению с индексом цен Монтгомери).

На первом этапе исследования в рамках этой статьи описанная методика применена к данным RLMS с 2002 по 2009 г. и рассчитана межгрупповая динамика индексов цен покупок продуктов питания для этих данных. 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. Таким образом, 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 г.), значение индекса цен для старшей группы при разбиении на 10 групп лежит в диапазоне от 1,35 до 1,45 (табл. 1). Однако для указанных 2004 и 2005 г. это соотношение значительно нарушается – в эти годы межгрупповая динамика оказывается существенно завышенной по сравнению с другими. Причем, если для 2005 г. индекс оказывается равномерно больше, что проявляется для всех групп, то для 2004 г. завышение имеет место только начиная с пятой доходной группы.

Таблица 1.

Значения межгрупповых базисных индексов цен Фишера для 10 групп

Группа	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.
1	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2	1,043	1,050	1,030	1,045	1,038	1,063	1,047	1,053
3	1,063	1,070	1,045	1,104	1,088	1,084	1,069	1,093
4	1,117	1,108	1,115	1,170	1,107	1,095	1,091	1,113
5	1,146	1,124	1,206	1,230	1,136	1,146	1,136	1,128
6	1,143	1,166	1,226	1,292	1,152	1,167	1,164	1,161
7	1,237	1,196	1,315	1,341	1,223	1,214	1,195	1,213
8	1,256	1,240	1,396	1,384	1,260	1,273	1,234	1,232
9	1,317	1,320	1,497	1,525	1,310	1,285	1,285	1,259
10	1,453	1,396	1,829	1,836	1,452	1,413	1,360	1,403

Эта особенность – стабильность для всех лет, кроме 2004 и 2005 гг., и примерно двукратное опережение 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. Однако явных предпосылок для этого установить не удалось.

На втором этапе исследования нам удалось успешно применить к ряду лет (2003–2009 гг.) разработанный ранее механизм «восстановления» индексов цен покупок продуктов питания для Выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств (ВОБДХ), проводимого Росстатом, по данным выборки RLMS. Особенностью массива данных ВОБДХ является некоторый уровень агрегирования информации о расходах по товарам для каждого домашнего хозяйства и, как следствие, отсутствие информации об индивидуальных ценах покупок продуктов питания [7]. Поэтому был реализован механизм «пересадки» межгрупповых индексов цен покупок продуктов питания от данных RLMS к данным ВОБДХ с помощью учета различий в основных характеристиках доходных групп обеих выборок.

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. Поэтому 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 качестве таких факторов, позволяющих наиболее точно описать межгрупповую динамику индекса цен покупок продуктов питания и доступных для обоих массивов информации, использовались следующие основные микроэкономические характеристики:

- средняя по каждой группе сумма расходов на питание на человека;
- средняя по каждой группе сумма общих потребительских расходов на человека;
- средний размер семьи в каждой группе;
- средняя доля расходов на питание в общей сумме расходов в каждой группе;
- доля городского населения в группах.

Удалось воспроизвести межгрупповую динамику индексов цен покупок продуктов питания для данных ВОБДХ с 2003 по 2009 гг., т.е. всего доступного массива данных, в том числе периодов начала и острой фазы экономического кризиса 2008–2009 гг.

Ради большей универсальности пришлось пересмотреть один из этапов процесса «пересадки» индексов цен. Для одного года (2007 г.) нами подробно обсуждался вопрос о выборе факторов, которые должны быть использованы в регрессионной модели [6]. 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», т.е. 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. Для решения такой проблемы рассматривались различные возможности –

от использования метода главных компонент до сокращения числа факторов, по содержательным соображениям. В итоге была оставлена более «короткая» модель, содержащая лишь два фактора – долю городского населения в группе и общую сумму расходов на одного члена домохозяйства. Напомним, что упорядочение производилось по сумме расходов на питание, таким образом, этот показатель неявно также присутствует в модели.

В данном случае применение этого метода к различным годам и к различным вариантам разбиения на группы не позволило установить универсального сочетания 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. Один из них – 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 пять факторов в моделях разложения индекса цен по регрессорам для всех лет и различного разбиения на группы. Численно значения с помощью такого механизма индексов (будем называть их восстановленными) в случае включения всех факторов или только значимых оказываются крайне близки, что и стало решающим аргументом в пользу такого решения.

На графиках (рис. 1) приводится динамика 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 данной статье 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.

Пунктирной линией отмечен исходный индекс, т.е. 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, т.е. 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 ВОБДХ для соответствующих доходных групп. Сплошными линиями с квадратными и ромбовидными маркерами отмечены сглаженные кривые для восстановленных индексов для RLMS и ВОБДХ соответственно. Сглаживание проводилось с помощью взятия среднего из значений индекса и двух соседних методом скользящего окна. Такое сглаживание будет использовано при дальнейших расчетах.

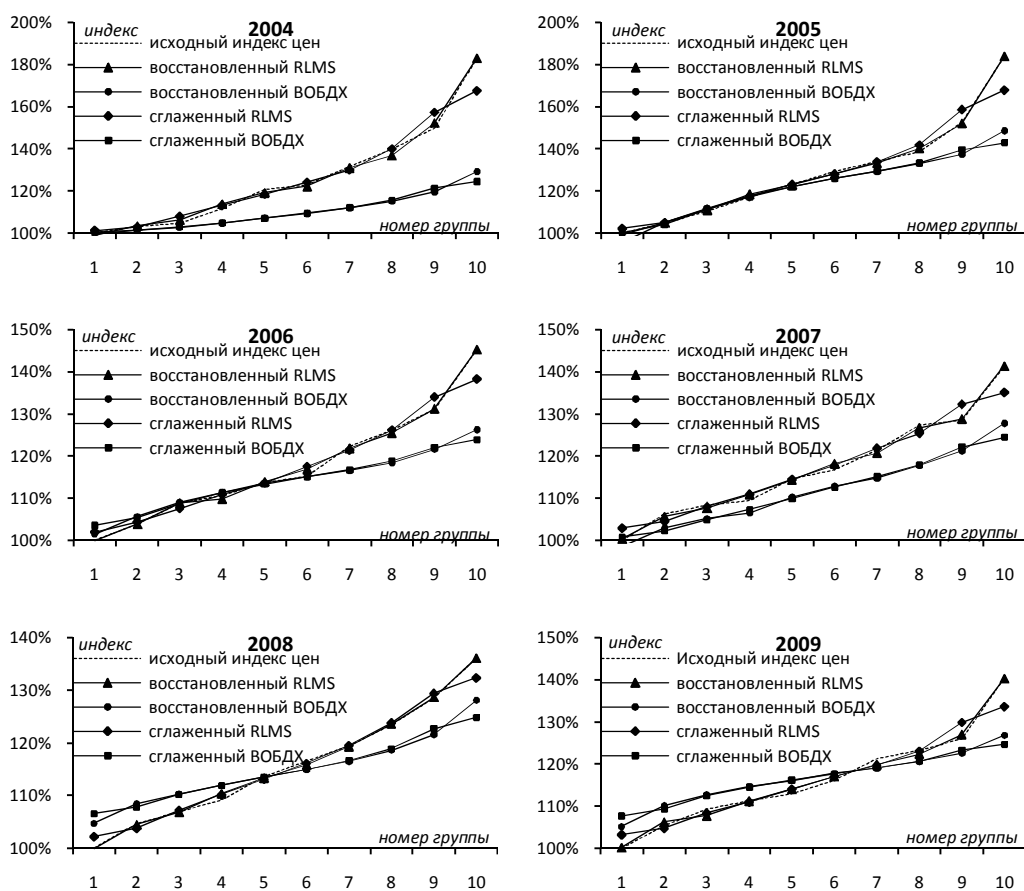


Рис. 1. Исходная и восстановленная динамика межгрупповых индексов цен покупок продуктов питания для данных RLMS и ВОБДХ (10 групп)

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 ВОБДХ 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 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, т.е. 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.

Так, для всех рассмотренных лет для выборки ВОБДХ характерна значительно меньшая дифференциация по уровню расходов, чем для RLMS, как по сумме расходов на питание, так и по общей сумме расходов. В табл. 2 приводятся параметры исследуемых выборок для 2009 г., но все тенденции являются характерными и для других периодов времени.

Таблица 2.

**Сравнение основных параметров выборок RLMS и ВОБДХ,
для 10 групп, 2009 г.**

Номер группы	RLMS					ВОБДХ				
	расходы на питание на члена д/х, руб. в месяц	размер семьи, человек	доля городского населения, %	доля расходов на питание, %	сумма расходов на члена д/х, руб. в месяц	расходы на питание на члена д/х, руб. в месяц	размер семьи, человек	доля городского населения, %	доля расходов на питание, %	сумма расходов на члена д/х, руб. в месяц
1	1809	1,59	47,5	54,7	3344	2695	1,86	71,6	49,8	5419
2	3131	1,99	63,8	51,2	6123	3740	2,24	78,3	47,7	7845
3	4206	2,11	65,2	49,9	8417	4446	2,45	80,1	46,5	9565
4	4982	2,44	68,5	45,7	10897	5074	2,60	82,6	45,6	11138
5	6032	2,65	69,9	44,8	13453	5657	2,71	84,0	44,5	12723
6	7369	2,83	73,1	45,0	16400	6352	2,83	84,7	43,8	14500
7	8576	3,07	72,7	42,9	20005	7113	2,92	85,4	42,8	16609
8	10145	3,22	75,1	40,5	25114	8079	3,05	85,0	41,7	19373
9	12704	3,50	77,6	38,2	33325	9495	3,16	86,4	40,2	23618
10	16602	3,72	80,0	27,0	80489	13153	3,35	85,7	36,9	36537
КФ	9,18				24,07	4,88				6,74

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 ВОБДХ. При том 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 ВОБДХ 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, т.е. 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.

На графиках (рис. 1) и в табл. 1 явно проявляется отмеченный ранее эффект завышения межгрупповой динамики индексов цен для 2004 и 2005 гг. для данных RLMS. Причем интересным является тот факт, что для 2005 г. завышенная динамика по RLMS воспроизводится также и в выборке ВОБДХ (индексы оказываются ниже, чем для RLMS, но значительно выше для других лет для ВОБДХ). В то время как для 2004 г. индексы лежат в пределах своих нормальных значений (1,24 для десятой доходной группы, против 1,49 в 2005 г.) 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 в работе [6], 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, не чувствительных к умножению межгрупповых индексов на константу.

3. Использование межгрупповой динамики для моделирования дифференцированной по доходным группам продовольственной инфляции

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 рассматриваемой модели;

n – общее число групп (рассматривались спецификации с выделением 10, 20 и 50 групп);

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

$p(t)$ – общий уровень потребительских цен продуктов питания в t -ом периоде;

$p(s;t)$ – уровень цен продуктов питания для s -й доходной группы в t -ом периоде;

$a(s;t) = (p(s;t))/(p(s;1))$ – межгрупповой базисный индекс цен покупок продуктов питания для t -го периода для s -й группы;

$I(t+1) = (p(t+1))/(p(t))$ – общий межвременной индекс цен покупок продуктов питания между периодами t и $t+1$.

$I_s(t+1) = (p(s;t+1))/(p(s;t))$ – межвременной индекс цен покупок продуктов питания для s -й группы между периодами t и $t+1$.

Очевидно, выполнено следующее соотношение:

$$(1) \quad \frac{a(s;t+1)}{a(s;t)} = \frac{I_s(t+1)}{I_1(t+1)}, \quad s = 2, \dots, n.$$

Тогда можно выразить значение межвременного индекса цен для s -й группы $I_s(t+1)$ следующим образом:

$$(2) \quad I_s(t+1) = \frac{p(s;t+1)}{p(s;t)} = \frac{a(s;t+1)}{a(s;t)} \cdot I_1(t+1).$$

Далее следует связать динамику межвременных индексов цен по группам $I_s(t+1)$ с общим межвременным индексом цен покупок продуктов питания $I(t+1)$, 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:

$$(3) \quad I(t+1) = \sum_{s=1}^n w_s \cdot I_s(t+1),$$

где w_s – веса межвременных индексов для доходных групп. Выбор весов зависит от содержательной интерпретации рассчитываемого значения индексов, например, могут быть использованы объемы покупок в стоимостном выражении. Мы подробнее обсудим численные результаты использования различных весов в разделе, посвященном описанию численного моделирования. Отметим, однако, что в конечном итоге веса полагались одинаковыми для всех групп и равными $1/n$, тогда формула (3) принимает вид

$$(4) \quad I(t+1) = \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n I_s(t+1).$$

Подставим в выражение (4) формулу для индексов по группам (2) и вынесем общий множитель за знак суммы:

$$(5) \quad I(t+1) = \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n I_s(t+1) = I_1(t+1) \cdot \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \frac{a(s;t+1)}{a(s;t)}.$$

Отсюда следует:

$$(6) \quad I_1(t+1) = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \frac{a(s;t+1)}{a(s;t)}} \cdot I(t+1).$$

Выразив $I_1(t+1)$ из формулы (2) относительно $I_s(t+1)$ и подставив в выражение (6), можно получить аналогичное соотношение не только для первой, но и для k -й произвольной доходной группы:

$$(7) \quad I_k(t+1) = \frac{\frac{a(k;t+1)}{a(k;t)}}{\frac{1}{n} \sum_{s=1}^n \frac{a(s;t+1)}{a(s;t)}} \cdot I(t+1).$$

Очевидно выполнение соотношения

$$(8) \quad \frac{a(1;t+1)}{a(1;t)} = 1$$

в силу прямого следствия из определения межгруппового базисного индекса цен $a(1;t+1) = a(1;t) = 1$. Уравнение (8) также является естественной нормировкой для первой доходной группы.

Полученное соотношение (7) 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 дина-

мике 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 (4)), которое при необходимости также может быть обобщено до формулы (3), что позволяет легко пересчитать все результаты, включая формулу (7). Экономическая целесообразность таких предположений, как уже отмечалось, 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 инфляция².

На рис. 2 приведены графики межвременной динамики индексов цен по доходным группам в сравнении с ИПЦ по продовольственным товарам для 2008 г. (декабрь 2008 г. к декабрю 2007 г.) и 2007 г. (декабрь 2007 г. к декабрю 2006 г.). Пунктирной линией отмечены уровни инфляции по продуктам питания, т.е. значение ИПЦ по продовольственным товарам в годовом выражении (декабрь к декабрю) [10]. 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 рис. 3 представлены аналогичные графики для всех рассмотренных периодов времени для ряда лет.

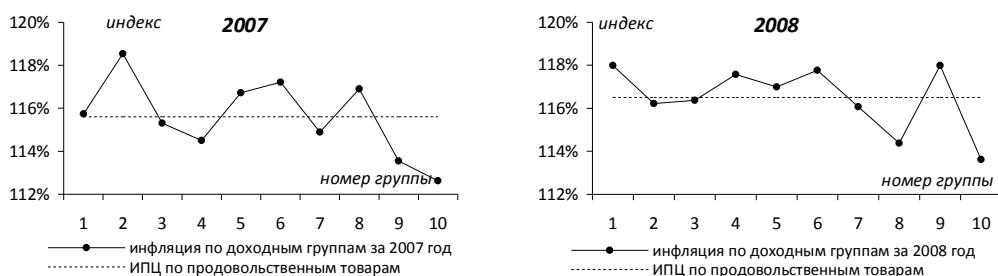


Рис. 2. Межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп для 2007 и 2008 гг. в сравнении с ИПЦ по продовольственным товарам (10 групп)

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 соот-

² Здесь и далее под инфляцией будет пониматься ИПЦ по продуктам питания для отдельных доходных групп.

ветствующих 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 г. (квадратные маркеры на рис. 3), когда обнаруживается достаточно устойчивая тенденция к росту инфляции по продуктам питания с ростом доходной группы, и 2006 г. (круглые маркеры на рис. 3), когда проявляется обратная тенденция – уменьшение продуктовой инфляции с ростом доходной группы вплоть до дефляции для десятой доходной группы. Причины могут быть связаны с уже отмечавшимся феноменом более быстрого роста межгруппового индекса цен для 2004 и 2005 гг. по данным RLMS. В связи с этим для старших доходных групп накапливается значительное расхождение в соседние годы, в 2004 г. – превышение по сравнению с 2003 г., а в 2006 г. – наоборот, занижение, по сравнению с 2005 г. Как результат – инфляция по доходным группам оказывается в некотором смысле упорядоченной.

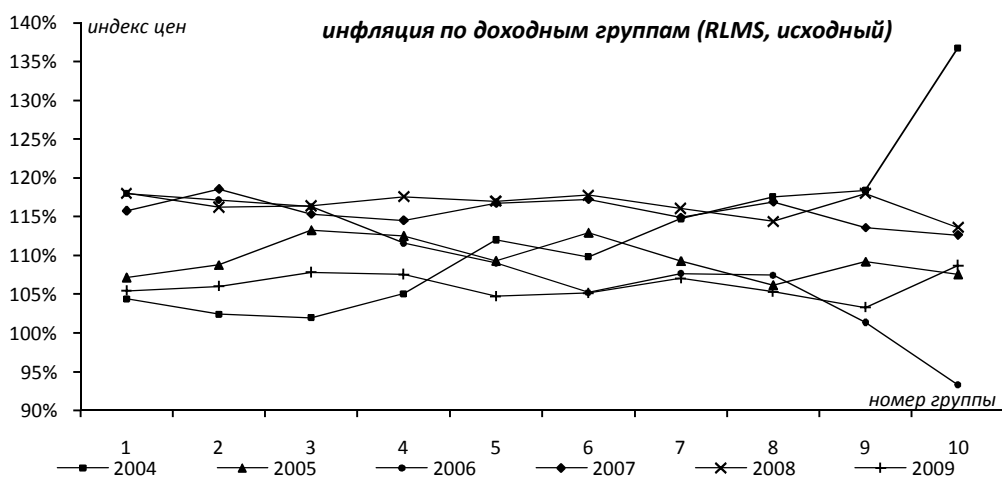


Рис. 3. Межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп для всех рассмотренных лет (10 групп)³

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 данной 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.

³ В работе рассчитывались индексы по данным RLMS для семи лет: с 2003 по 2009 гг., однако для сопоставимости с данными ВОБДХ и для большей наглядности на графиках приводятся данные за период с 2004 по 2009 гг.

Рассмотрим различные способы модификации исходного алгоритма расчета межвременных индексов цен покупок продуктов питания с помощью учета дифференциации цен по уровню доходов, т.е. 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.

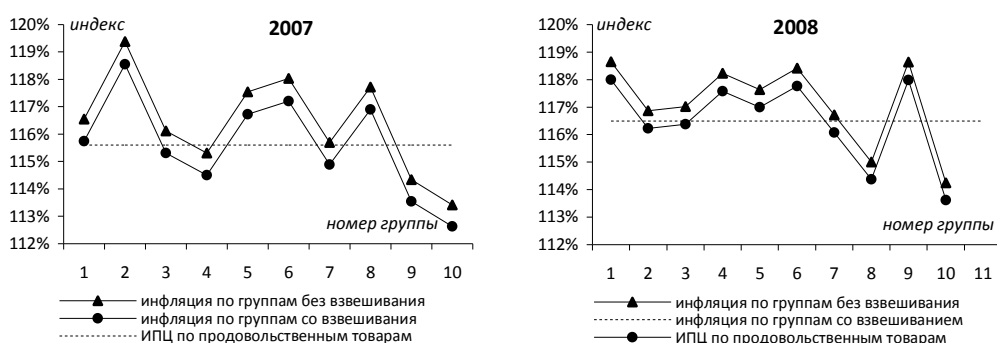


Рис. 4. Межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп с использованием средневзвешенной нормировки в сравнении с обычной нормировкой для 2007 и 2008 гг. и 10 групп

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 в формуле (7) меняется лишь знаменатель, общий для всех групп. Как видно из графиков⁴ (рис. 4), 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), т.е. простого среднего в качестве нормировки, представляется вполне оправданным и будет применяться 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 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

⁴ Здесь и далее часто будут приводиться графики только двух характерных лет – 2007 и 2008 гг.

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.

На графиках (рис. 5, 6) 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.

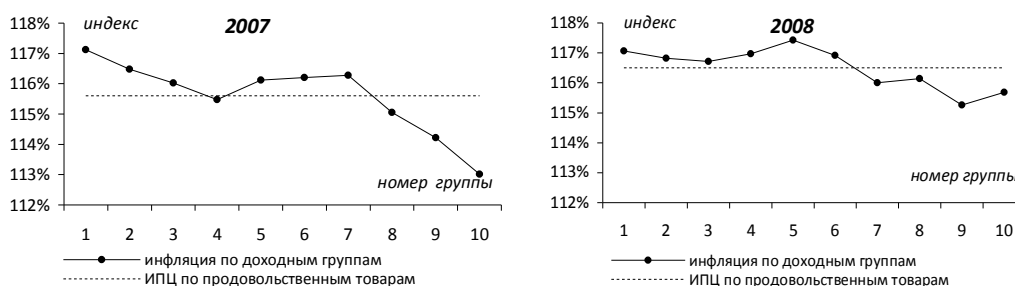


Рис. 5. Межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп с использованием сглаживания с помощью малого скользящего окна (среднее из трех групп) для 2007 и 2008 гг. и 10 групп

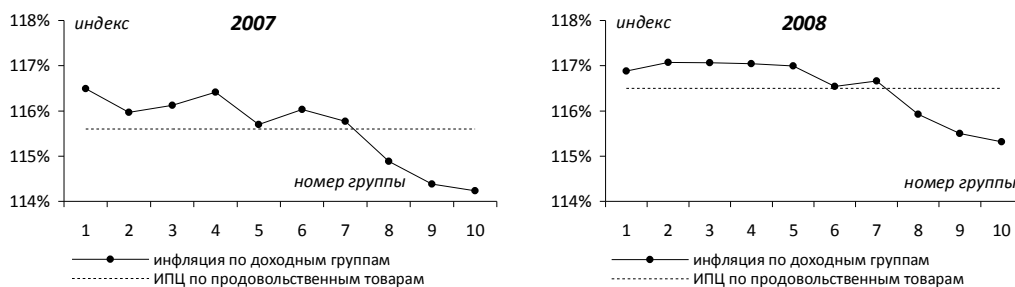


Рис. 6. Межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп с использованием сглаживания с помощью большого скользящего окна (среднее из пяти групп) для 2007 и 2008 гг. и 10 групп

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, т.е. процедуру, описанную в первой части данной статьи. Полученные таким образом индексы, называемые восстановленными, являются прогнозными значениями из регрессии межгрупповых индексов цен покупок на пять факторов (эти межгрупповые индексы обозначены на рис. 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 ВОБДХ, используя процедуру «пересадки» индексов, описанную во втором разделе статьи. 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 ВОБДХ (линии с круглыми маркерами на рис. 1).

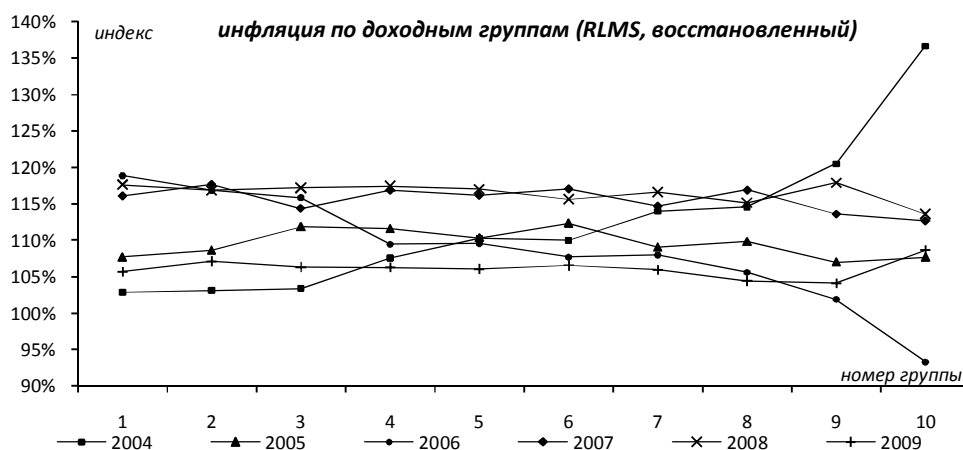


Рис. 7. Восстановленные межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп по пяти факторам для данных RLMS (10 групп)

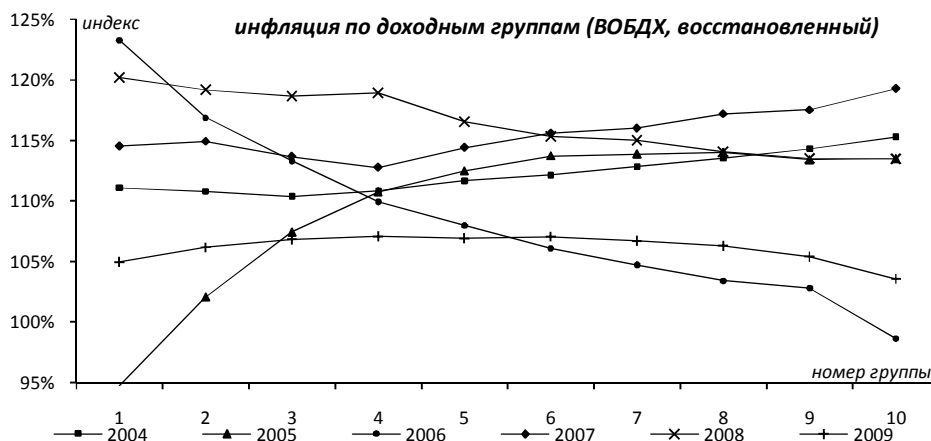


Рис. 8. Восстановленные межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп по пяти факторам для данных ВОБДХ (10 групп)

Из графиков видно, что ожидаемого результата – сглаживания межгрупповой динамики инфляции по доходным группам – удалось достичь лишь частично. Для индексов, восстановленных по данным RLMS (рис. 7), сглаживания по сравнению с исходными индексами (рис. 3) не возникает, так же 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 г., а возрастающая – для 2004 г. 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.

Для инфляции по доходным группам, рассчитанной с помощью формулы (7) по восстановленным межгрупповым индексам цен для данных ВОБДХ, ситуация несколько отличается (рис. 8). В данном случае можно говорить о достижении требуемой цели получения сглаженной и желательной монотонной межгрупповой динамики – все кривые удовлетворяют этим свойствам. Так, например, для 2006 г., как и в предыдущих случаях, характерно резкое понижение инфляции по продуктам питания с ростом дохода, связанное с тем, что в 2005 г. межгрупповая динамика индексов цен оказывается сильно завышена. Отметим, что в данном случае не для 2004 г., а для 2005 г. наблюдается быстрый рост инфляции по продуктам питания с ростом доходов. Это связано с тем, что межгрупповой индекс для 2004 г., восстановленный по данным ВОБДХ, в отличие от RLMS уже не характеризуется завышенной динамикой – такое явление наблюдается только для 2005 г. В этой связи резкое различие в отношении межгрупповых индексов цен для соседних периодов характерно не для 2004 г., как для RLMS, а для 2005 г. Впрочем, для остальных лет также достаточно четко проявляется тенденция поведения инфляции по продуктам питания в зависимости от дохода. Так, для 2004 и 2007 гг. характерен рост, хотя и не такой быстрый, как для 2006 г., а для 2008 г. – 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 г. 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 ВОБДХ и применить к ним сглаживание с помощью среднего методом скользящего окна, описанным выше. Результаты такого двойного сглаживания приведены на графике (рис. 9).

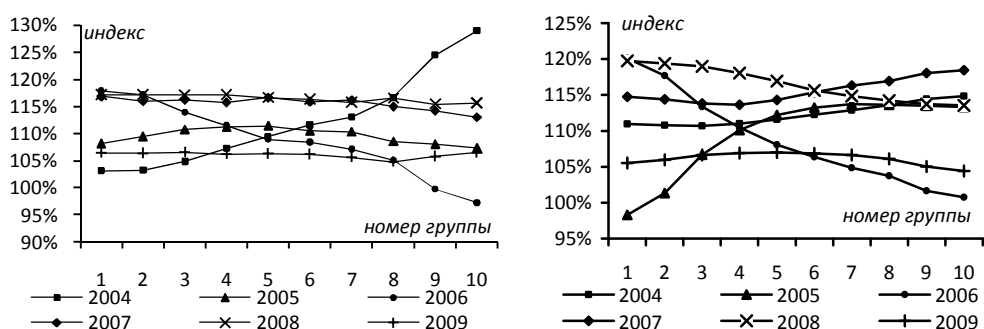


Рис. 9. Восстановленные межвременные индексы цен покупок продуктов питания для доходных групп для всех рассмотренных лет по пяти факторам для данных RLMS и ВОБДХ с помощью сглаживания с использованием малого окна (3 группы) для 10 доходных групп

Из графиков видно, что полученные результаты могут быть признаны приемлемыми для данных RLMS, в то время как для данных ВОБДХ дополнительное сглаживание является, по-видимому, излишним. В результате такой процедуры межгрупповую динамику для RLMS действительно удается сгладить по сравнению с использованием исходных межгрупповых индексов (рис. 3) и даже восстановленных по пяти факторам (рис. 7). Монотонности таким способом добиться не удается – выраженной динамикой по-прежнему характеризуются только 2004 и 2006 гг., в то время как все остальные демонстрируют более плавные, но все же колебания вокруг среднего значения. Для ВОБДХ 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 (рис. 8). То есть при разбиении на 10 групп для этого типа данных разложение 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 ВОБДХ 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.

4. Сравнение двух способов расчета индексов цен, дифференцированных по доходным группам

В предыдущих разделах 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 (7) и соотношения (4) 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 межгруп-

повых 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 применения 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 [6]. 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 использование для выборок, не предоставляющих такой информации, в том числе ВОБДХ.

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 группы. 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, рассчитанных 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 гг.), в других присутствует плавная сходимости (2006 и 2009 гг.) или расхождение (2005 г.) между двумя индексами, сохраняющие все межгрупповые колебания. Причем в двух случаях (для 2006 и 2009 гг.) 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 (4), 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.

Наложим условие для связи значения индексов цен по доходным группам и общего ИПЦ по продуктам питания, аналогичное (4). Для этого пронормируем все индексы, рассчитанные напрямую так, чтобы их среднее значение соответствовало ИПЦ по продуктам питания в данном году. Из графика (рис. 10), видно, что такая простая нормировка позволяет значительно приблизить индексы, рассчитанные двумя способами.

