

Исследование дифференциации российского населения по реальным доходам¹

Матыцин М.С., Ершов Э.Б.

Исследуется проблема оценки дифференцированной по доходным группам потребительской инфляции и ее динамики. Расчеты проводятся на основе совместного использования макроэкономической статистики и данных выборочных обследований домохозяйств. Установлено, что в предположении различных цен покупок товаров для разных доходных групп получаемая инфляция для групп потребителей также существенно различается в зависимости от дохода. Это приводит к различной динамике реальных располагаемых денежных доходов для указанных групп и, как следствие, росту дифференциации российского населения с учетом покупательной способности доходов.

Ключевые слова: домашние хозяйства; потребление; инфляция; реальные доходы; дифференциация населения по доходам.

Введение

В статьях [8; 9] показано, что на основе имеющихся статистических данных удастся продемонстрировать различия в ценах покупок товаров для домашних хозяйств, принадлежащих к различным доходным группам. Таким образом, при описании потребительского поведения не корректно считать цены общими для всех потребителей. Фактически цены покупок являются результатом потребительского выбора одновременно с количеством приобретаемых товаров или услуг.

Экономическое объяснение этого явления заключается в том, что сам процесс покупок для индивида также является частью потребительского поведения. То есть потребитель стремится найти оптимальное сочетание цен и качества приобретаемых това-

¹ Исследование проводилось в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2011 г. и было продолжено в 2012 г.

Матыцин Михаил Сергеевич – инженер научно-учебной лаборатории макроструктурного моделирования экономики России НИУ ВШЭ (до 2011 г.), аспирант кафедры математической экономики и эконометрики факультета экономики НИУ ВШЭ. Email: matm@yandex.ru.

Ершов Эмиль Борисович – к.э.н., ведущий научный сотрудник научно-учебной лаборатории макроструктурного моделирования экономики России НИУ ВШЭ, профессор кафедры математической экономики и эконометрики факультета экономики НИУ ВШЭ. Email: emborer33@gmail.com.

Статья поступила в Редакцию в июле 2012 г.

ров и услуг исходя из своих финансовых возможностей. Предполагая совпадение цен предложения и реализуемых цен покупок, а как следствие – общей динамики цен (инфляции) для всей совокупности потребителей, мы игнорируем важный аспект возможной неравномерности роста цен покупок для различных категорий населения. В этой связи моделирование и прогнозирование потребительского поведения может и должно вестись с учетом этого эффекта.

Основной целью данной статьи является моделирование дифференцированных по доходным группам домашних хозяйств индексов цен покупок. Это позволяет определить потребительскую инфляцию отдельно для категорий населения с разным уровнем дохода. 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 является устойчивой для российской экономики в 2003–2010 гг., хотя в отдельные годы наблюдались отклонения.

Полученные дифференцированные по доходным группам индексы потребительских цен были применены для дефлирования доходов населения также в разбивке по доходным группам. Это, в свою очередь, позволяет оценить динамику неравенства российского населения по реальным доходам. Полученные оценки говорят о том, что, несмотря на замедление роста неравенства в номинальном выражении, рост дифференциации по реальным доходам продолжался все последние годы достаточно быстрыми темпами. Отсюда можно сделать вывод, что относительная стабилизация разрыва в номинальных доходах между богатыми и бедными слоями населения, обеспеченная многочисленными социальными программами по повышению зарплат и пенсий и других выплат, не привела к стабилизации в разрыве в уровне жизни между разными группами населения. Высокая инфляция для бедных слоев населения приводила к относительному снижению покупательной способности их доходов по сравнению с богатыми.

В разделе 1 статьи описан общий подход к оценке индексов потребительских цен, дифференцированных по доходным группам. Он опирается на идею совместного использования информации из различных источников, в том числе двух выборочных обследований населения – ОБДХ, проводимого Росстатом, и RLMS.

В разделе 2 приводится описание модели, оценивание которой позволяет получить значения дифференцированных по группам индексов потребительских цен. Экономическая интерпретация полученных выводов содержится в разделе 3.

В разделе 4 рассматриваются возможности расширения модели, а также использования ее для целей прогнозирования. В разделе 5 обсуждается применение рассчитанных индексов цен для измерения дифференциации населения по реальным доходам. В заключении делаются выводы о применении полученных результатов и определяются дальнейшие направления исследований.

1. Методика исследования и источники информации

Вопрос о взаимосвязи уровня дохода и динамики цен различных групп населения представляет интерес с различных точек зрения – как чисто научной для исследования гипотезы о том, являются цены покупок внешними и одинаковыми для потребителей или нет, так и в связи с выбором экономической политики. Индекс потребительских цен

(ИПЦ) как самая распространенная мера инфляции применяется для расчета и индексации различных социальных выплат. Но вопрос о том, насколько это справедливо, остается открытым. Основной темой дискуссии в работах такого рода является общее смещение ИПЦ по отношению к «истинной» инфляции [19]. Проблема, насколько инфляция может различаться для разных слоев населения, несмотря на свою очевидную актуальность, исследуется редко, например, в [21]. Заметим, что в некоторых странах получила распространение практика расчета и публикации индекса цен по доходным группам, как в Сингапуре [1]. Однако методика расчета таких индексов, как и используемые в расчетах данные, зачастую не раскрывается или раскрывается не полностью, что не позволяет воспроизвести эти расчеты.

Среди прочего ИПЦ используется для расчета динамики реальных доходов населения – изменения доходов, скорректированных на инфляцию, т.е. показателя, который должен отражать изменение покупательной способности денежных (или иных) доходов за определенный период времени. В методических положениях Росстата [13] 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 доходов. Информация об ИПЦ, дифференцированных по доходным группам, рассчитываемых Росстатом, очень ограничена, а методика их расчета изложена чрезвычайно кратко. В соответствующем разделе «Методологических положений...» [12] 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 сведения 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 [11; 16]. Отсутствие полной информации в официальных публикациях по последствиям для пользователя близко к отсутствию таких данных [2]. 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.

Анализируя динамику опубликованных Росстатом ИПЦ по отдельным группам в разбивке продовольственные/непродовольственные товары и услуги [11; 16], 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 некоторых лет это соотношение не выполняется, но в среднем рост цен в первой группе оказывается выше, чем в десятой.

Таким образом, хотя признается необходимость использования дифференцированных по доходным группам индексов потребительских цен для целей расчета реальных доходов населения, 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 работы не было повторение или уточнение официальных расчетов в силу несопоставимости методик и отсутствия 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.

В настоящей статье реализован модельный подход к расчету дифференцированной по доходным группам инфляции с учетом различий в ценах покупок, по крайней мере по продовольственным товарам. Одной из ключевых проблем на этом пути является ограниченность и труднодоступность соответствующих данных. Официальная статистика не предоставляет необходимой информации даже для косвенной оценки такого показателя. В основе предлагаемого подхода лежит идея совместного использования макроэкономической статистики и данных двух выборочных обследований населения.

Основным источником информации для этой работы являются выборочные обследования бюджетов домашних хозяйств. В России существуют два основных источника такой информации – официальное Обследование бюджетов домашних хозяйств (ОБДХ) Росстата [15] и независимый Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ или RLMS в английском наименовании), в настоящий момент проводимый НИУ ВШЭ [3]. Оба этих массива статистической информации используются нами при исследовании наличия значимой дифференциации цен покупок и их динамике для различных категорий домохозяйств, в том числе дифференцированных по доходу. Для этого необходима информация об индивидуальных ценах покупок. Официальные данные ОБДХ не предоставляют такую информацию в открытом доступе. Поэтому была разработана специальная процедура совместного использования информации из двух выборок, которая позволяет дополнить официальные данные ОБДХ недостающей информацией о распределении цен покупок продуктов питания в зависимости от категории населения, которая доступна в RLMS.

На первом этапе на данных RLMS рассчитываются межгрупповые индексы цен покупок продуктов питания как отношение цен покупок в каждой из десяти доходных групп к ценам в первой группе. Далее эти индексы раскладываются на основные факторы – общая сумма потребительских расходов, доля расходов на продовольствие и услуги, а также размер семьи. На третьем этапе рассчитываются аналогичные межгрупповые индексы цен покупок по данным выборки ОБДХ Росстата. Для этого оцененные на данных RLMS коэффициенты из модели разложения по факторам умножаются на соответствующие значения факторов в выборке ОБДХ [8].

С помощью выявляемой динамики соотношений межгрупповых индексов цен покупок продуктов питания для каждой группы в соседних периодах рассчитываются межвременные индексы цен таких покупок, дифференцированных по доходным группам [9]. В данной работе предложена процедура оценивания общих межвременных дифференцированных по доходным группам индексов цен покупок, основанная на информации о межвременных индексах цен покупок продуктов питания, а также динамике долей расходов на каждую категорию товаров и услуг и динамике общих индексов цен на макроуровне.

Для обеспечения сопоставимости с различными показателями на макроэкономическом уровне при работе с выборкой использовались взвешивающие коэффициенты. В общем случае они призваны сделать выборку репрезентативной по демографическим параметрам (распределение по полу, возрасту, типам населенных пунктов). Существует много претензий к качеству взвешивания, используемого Росстатом. Одна из самых распространенных связана с тем, что, по официальным сведениям, выборка балансировалась по данным микропереписи 1994 г. [14], и после этого коэффициенты, по-видимому, не пересматривались, несмотря на наличие двух полноценных переписей населения в 2002 и 2010 гг.

Для нас важно было то, что предлагаемые взвешивающие коэффициенты позволяют сопоставлять получаемые результаты с официальными данными, в том числе о дифференциации доходов населения. Взвешивание доступно как для выборки RLMS, так и для ОБДХ Росстата. Мы рассмотрели разбиение на децильные доходные группы обеих выборок с учетом взвешивания и без него, затем сравнили полученные двумя способами группы по основным параметрам: среднему размеру семьи, доле городского населения, сумме расходов на питание и общей сумме потребительских расходов. Для RLMS различий между динамикой указанных параметров по группам с учетом взвешивания и без него практически не возникает. В то время как для ОБДХ Росстата различие существует и достаточно значительное. Ряд параметров, в первую очередь общая сумма расходов (в том числе по питанию), недооценивается без учета взвешивания. Размер семьи и доля городского населения в исходной выборке также меньше, чем с учетом перевзвешивания. Причем ОБДХ устроено так, что доля городского населения с учетом взвешивания оказывается одинаковой во всех доходных группах. Поэтому в дальнейших расчетах для обеспечения сопоставимости с официальными результатами взвешивание использовалось при работе с данными ОБДХ Росстата и не использовалось при работе с RLMS.

Микроэкономические данные выборочных обследований были дополнены макроэкономическими данными – официально публикуемыми Росстатом индексами потребительских цен (ИПЦ) [11]. Такие индексы рассчитываются по корзине товаров и услуг и служат официальным измерителем потребительской инфляции. Кроме общего (сводного) индекса цен доступны также индексы по трем крупным категориям, соответствующим тем категориям, которые мы рассматриваем в модели – продовольственным товарам, непродовольственным товарам и услугам. В модели использовались среднегодовые индексы цен, т.е. средние из ежемесячных индексов цен по отношению к соответствующему месяцу прошлого года. По нашему мнению, такие индексы больше подходят для целей дефлирования суммарных за год потоков доходов и расходов, чем традиционное измерение инфляции на конец года – декабрь к декабрю предыдущего года.

2. Модель оценки дифференцированных по доходным группам индексов потребительских цен

Предлагается следующая модель расчета межвременных индексов цен по доходным группам, использующая аналогичные межвременные индексы цен, но только по продуктам питания.

Введем следующие обозначения:

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

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

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

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

$p_t(i, s)$ – уровень цен покупок товаров (услуг) i -й категории в период t для s -й доходной группы (в модели не определяется);

$I_t(i, s) = \frac{p_t(i, s)}{p_{t-1}(i, s)}$ – межвременной индекс цен покупок товаров (услуг) i -й категории между периодами $t - 1$ и t для s -й 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 -й 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 -й 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 -й доходной группы в периоде t ($\sum_{i=1}^3 w_t(i, s) = 1$).

В дальнейшем будем предполагать выполнение следующего соотношения:

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

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 индекса-

ми цен Маршала – Эджворта [6]. 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 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:

$$(2) \quad \sum_{s=1}^n I_t(i,s) \varphi_t(s) = I_t(i, \cdot),$$

$$(3) \quad \sum_{s=1}^n I_t(\cdot, s) \varphi_t(s) = I_t(\cdot, \cdot),$$

где $\varphi_t(s)$ – доля s -й 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 [18]. 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.

В настоящем исследовании мы использовали комбинацию этих подходов. В силу особенностей работы с данными обследованиями расчеты на уровне отдельных домашних хозяйств оказываются не вполне корректными [10]. 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 отсутствия 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 $1/n$.

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:

$$(4) \quad I_t(i,s) = a_t(i) Z_t(s) + b_t(i),$$

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

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

$$(5) \quad I_t(\cdot, s) = A_t Z_t(s) + B_t.$$

Аналогично можно записать модель в логарифмах:

$$(6) \quad \ln(I_t(i, s)) = a_t(i) \ln(Z_t(s)) + b_t(i),$$

$$(7) \quad \ln(I_t(\cdot, s)) = A_t \ln(Z_t(s)) + B_t.$$

Межвременные дифференцированные по доходным группам индексы цен по продуктам питания $I_t(1, s)$ были рассчитаны для ряда лет. Процедура построения этих индексов изложена в работе [9], ее краткое описание приведено в первом разделе настоящей статьи. Но сами индексы будут использованы в дальнейших расчетах.

Рассмотрим подробнее соотношение (2) в предположении (4):

$$(8) \quad \sum_{s=1}^n (a_t(i) Z_t(s) + b_t(i)) \varphi_t(s) = I_t(i, \cdot).$$

Учитывая, что $b_t(i)$ не зависит от доходной группы s , все $\varphi_t(s)$ одинаковые и в сумме по s равны единице, т.е. 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 (4) и (5):

$$(9) \quad b_t(i) = I_t(i, \cdot) - a_t(i) \bar{Z}_t,$$

$$(10) \quad B_t = I_t(\cdot, \cdot) - A_t \bar{Z}_t.$$

Для оценки коэффициентов $a_t(i)$ для $i = 2, 3$ и A_t вернемся к соотношению (1). Выразим известный индекс по доходным группам:

$$(11) \quad I_t(1, s) w_t(1, s) = I_t(\cdot, s) - \sum_{i=2}^3 I_t(i, s) w_t(i, s).$$

Подставив (4) и (5) 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 (9) и (10), 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 $a_t(3)$:

$$(12) \quad \begin{aligned} & I_t(1, s)w_t(1, s) + I_t(2, \cdot)w_t(2, s) + I_t(3, \cdot)w_t(3, s) - I_t(\cdot, \cdot) = \\ & = A_t(Z_t(s) - \bar{Z}_t) + a_t(2)[(Z_t(s) - \bar{Z}_t)w_t(2, s)] + a_t(3)[(Z_t(s) - \bar{Z}_t)w_t(3, s)]. \end{aligned}$$

Обозначив выражения в квадратных 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:

$$(13) \quad Y_t(s) = A_t X1_t(s) + a_t(2) X2_t(s) + a_t(3) X3_t(s).$$

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. Так, в нашем случае мы рассматривали разбиение на 10 доходных групп, поэтому три коэффициента оценивались на выборке всего в 10 наблюдений. Возможными способами преодоления этой проблемы были 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. Тогда 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 рассмотре-

ние 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.

3. Экономическая интерпретация результатов

Итак, для уравнения (13) были получены оценки коэффициентов $a_t(2)$ и $a_t(3)$ из формул (4), т.е. для непродовольственных товаров и услуг, а также A_t из формулы (5) для общего уровня цен. При оценивании рассматривались различные спецификации модели. В силу значительного количества полученных коэффициентов все результаты оценок не могут быть приведены в данной статье. С точки зрения экономической интерпретации и статистических свойств наилучшей была признана логарифмическая модель, т.е. спецификация, в которой $I_t(s,1)$, $I_t(\cdot,1)$, $I_t(\cdot,\cdot)$, $Z_t(s)$ являются логарифмами соответствующих величин (6) и (7), а средние значения доходов \bar{Z}_t являются средним значением логарифма (т.е. 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.

Для расчетов были использованы годовые данные за период с 2003 по 2010 гг.² Результаты оценивания логарифмической модели приводятся в табл. 1.

Таблица 1.

Результаты регрессионного оценивания уравнения (13)

	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.
A_t	-0,152	0,044	-0,035	-0,089	-0,004	-0,047	-0,119	0,054
$a_t(2)$	-0,056	-0,001	-0,033	-0,036	-0,014	-0,007	-0,043	0,016
$a_t(3)$	-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 [4]. В условиях малого числа наблюдений традиционные статистические методы проверки значимости оказываются некорректными. С учетом этих и других особенностей модели, по нашему мнению, результаты оценивания являются приемлемыми и могут быть использованы в дальнейших расчетах. Для ряда лет

² Выбор длины периода продиктован доступностью информации. Данные RLMS представлены по 2010 г. включительно. Микроданные ОБДХ Росстата на настоящий момент доступны за период с 2003 по 2009 гг. Информация о параметрах выборки в 2002 и 2010 гг. получена на основе опубликованных агрегированных результатов с простыми предположениями о динамике отдельных параметров.

(2003, 2004 и 2007 гг.) с целью получения более надежных оценок потребовалось применение процедуры регрессионного тримминга [5], что позволило резко улучшить статистические свойства модели, в том числе объясняющую силу. Необходимость такой процедуры вызвана особенностями процесса формирования групп, допускающего определенные случайные колебания их характеристик. Отметим отдельно, что использование регрессионного тримминга не влияет на 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 множителем A_t на константу: для $a_t(2)$ коэффициент пропорциональности составит примерно 0,3, для $a_t(3)$ – примерно 3.

С помощью соотношений (4), (5), (6) и (7) были рассчитаны межвременные дифференцированные по доходным группам индексы потребительских цен, а также аналогичные индексы отдельно по непродовольственным товарам и услугам. Такие индексы были рассчитаны для различных спецификаций модели³. В дальнейшем для краткости анализа 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 – модель в логарифмах. Результаты, в целом, оказываются аналогичными.

Рассчитанные с помощью логарифмической модели приросты дифференцированных по доходным группам индексов потребительских цен, трактуемые как потребительская инфляция, приведены в табл. 2.

Таблица 2.

Темпы прироста цен (инфляция) по доходным группам за 8 лет, %

Группа	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.	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

³ Полный перечень рассчитанных индексов в силу недостатка места не приводится в статье, однако опубликован на странице [<http://www.hse.ru/org/persons/3674771>] или может быть предоставлен авторами по запросу.

Если рассчитать общий накопленный прирост цен (инфляцию) за период с 2003 по 2010 гг., т.е. за 8 лет, то получаем, что в целом по ИПЦ он составил 131%, т.е. 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%, т.е. 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 половину. 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 гг.), имеющих 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 заметно и стабильно во времени – средняя инфляция для богатых существенно меньше, чем для бедных (5 и 10% соответственно). В силу согласованности коэффициентов $a_i(2)$ и $a_i(3)$ и их пропорциональности коэффициенту A_i , 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 рис. 1 приводится удобное для анализа представление рассчитанных индексов – нормированные на общий уровень инфляции за год индексы. Отметим еще раз, 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 о потребительской инфляции).

Каждая линия на рис. 1 изображает «распределение» инфляции по доходным группам отдельно для каждого года, т.е. 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 2007 г. полученная линия оказывается практически горизонтальной – различия в инфляции для доходных групп минимальны.

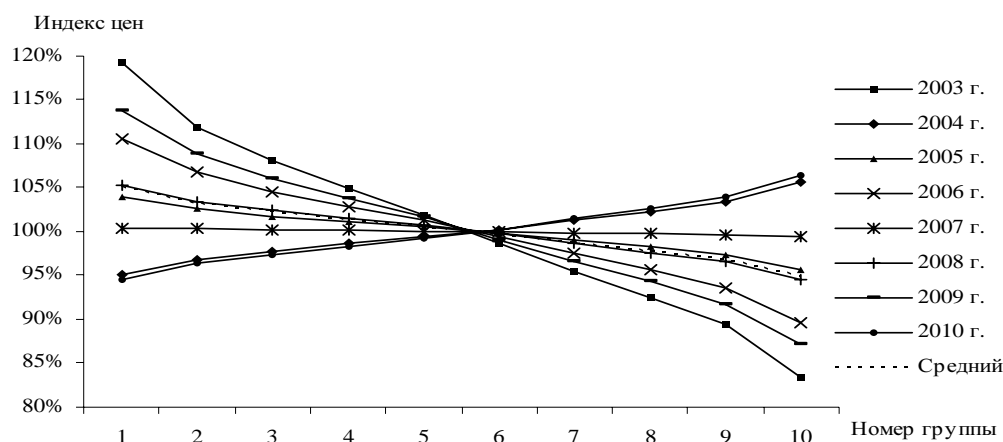


Рис. 1. Дифференцированные по доходным группам индексы цен, нормированные на общий ИПЦ

Для контроля стабильности результатов в формуле (1) использованы различные варианты весов индексов цен по группам. Результаты таких расчетов приводятся в табл. 3. Общий вывод заключается в стабильности полученных эффектов – для всех трех вариантов получена устойчивая тенденция уменьшения инфляции с ростом номера децильной группы, т.е. 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.

Таблица 3.

Темпы прироста цен (инфляция) по доходным группам за 8 лет при использовании различных весов в формуле(1), %

Группа	Веса периода $t - 1$		Полусумма весов		Веса периода t	
	накопленный за 8 лет	средний за год	накопленный за 8 лет	средний за год	накопленный за 8 лет	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

4. Свойства модели

Попробуем подробнее разобраться с полученными кривыми, описывающими межгрупповые индексы цен, изображенными на рис. 1. Для того чтобы понять, какие закономерности в них существуют, необходимо подробнее рассмотреть исходную модель. Используя соотношения (6), (7), (9) и (10), представим логарифмическую модель в следующем виде:

$$(14) \quad \ln(I_t(\cdot, s)) - \ln(I_t(\cdot, \cdot)) = A_t(\ln(Z_t(s)) - \overline{\ln(Z_t)}),$$

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 (табл. 1), т.е. для групп с доходом выше среднего (старших децильных групп) соответствующий межвременный индекс цен оказывается меньше, чем средний. Такое значение A_t обеспечивает преобладающее убывание кривых на рис. 1. Возрастание наблюдается всего для двух лет – 2004 и 2010 гг., т.е. для тех лет, в которых значение A_t положительно. В 2007 г. значение очень близко к нулю, что обеспечивает практически горизонтальное положение кривой для этого периода. 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 рис. 2.

Фактически это те же индексы цен, что и на рис. 1, 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».

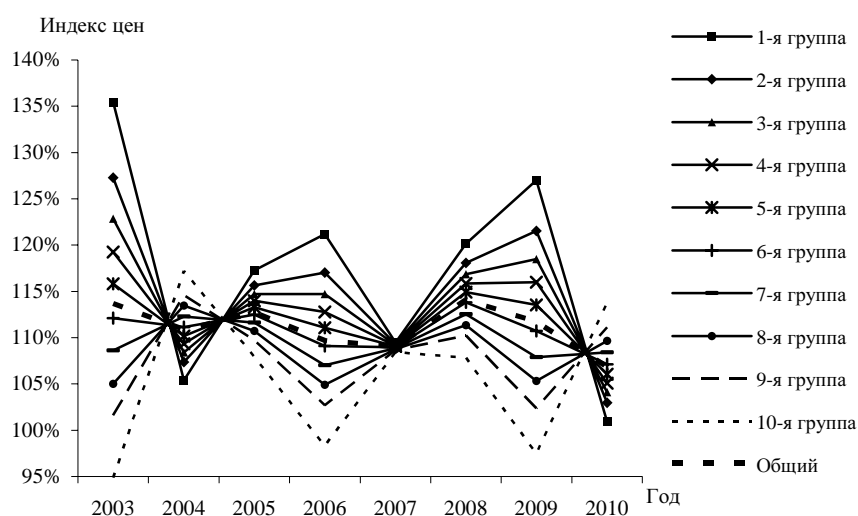


Рис. 2. Индексы цен по доходным группам

Проанализируем «распределение» межгрупповых индексов цен, изображенных на рис. 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:

$$(15) \quad \ln(I_t(\cdot, s)) - \ln(I_t(\cdot, \cdot)) = \alpha_t s^3 + \beta_t s^2 + \gamma_t s + \delta_t + \varepsilon_{st},$$

где ε_{st} – возможное отклонение объясняемой переменной от значения, предсказанного кривой третьего 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 близка к участку кубической параболы именно вокруг нуля, так что наиболее естественная аппроксимация будет, если рассматривать такие номера, когда «середины» придется как раз на ноль, т.е. начиная с «номера» $-4,5$. Однако очевидно, что коэффициенты аппроксимирующей кривой третьего 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 $\{\alpha_t, \beta_t, \gamma_t, \delta_t\}$ 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 α_t, β_t и γ_t как функцию от δ_t :

$$(16) \quad \begin{aligned} \alpha_t &= \rho_\alpha \delta_t + \mu_\alpha + \varepsilon_{\alpha t}, \\ \beta_t &= \rho_\beta \delta_t + \mu_\beta + \varepsilon_{\beta t}, \\ \gamma_t &= \rho_\gamma \delta_t + \mu_\gamma + \varepsilon_{\gamma t}. \end{aligned}$$

Сделав обратное преобразование и выразив поочередно δ_t через остальные коэффициенты, мы изобразили полученные ряды на рис. 3.

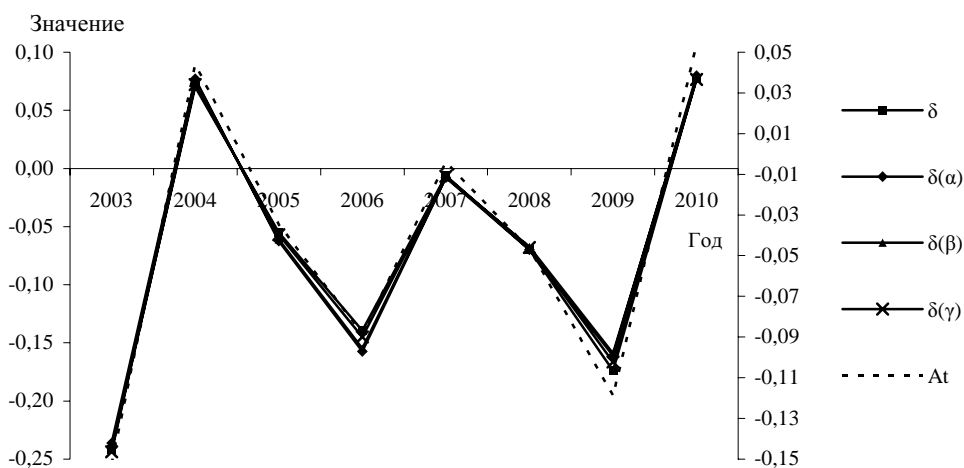


Рис. 3. Соотношения для коэффициентов при аппроксимации кривыми третьего порядка

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 (16). В табл. 4 приводятся значения соответствующих коэффициентов.

Таблица 4.

Оценки параметров соотношений (16)

	α	β	γ
ρ	-0,003	0,040	-0,321
μ	0,000	0,000	0,000

Видно, что во всех трех случаях коэффициенты μ оказываются практически не отличимы от нуля. Таким образом, приняв гипотезу о равенстве их нулю, можно переписать (15) в следующем виде:

$$(17) \quad \ln(I_t(\cdot, s)) - \ln(I_t(\cdot, \cdot)) = \delta_t \psi(s),$$

где $\psi(s) = \rho_\alpha s^3 + \rho_\beta s^2 + \rho_\gamma s + 1$.

Соотношение (17) 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 (δ_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 (17) 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 в том, чтобы установить связь между номером группы и средним доходом в ней в каждом году. Такие расчеты были произведены и результаты оказались 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 (17). Обратившись к формуле (14), легко установить, что динамика δ_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 распределение по доходу, измеренное как отклонения логарифма дохода в группе от среднего логарифма дохода, стабильно во времени. Оказывается, что в рассматриваемый период времени эти отклонения практически совпадают для всех рассмотренных лет.

5. Применение рассчитанных индексов для исследования доходной дифференциации

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, и их результаты для основного варианта модели приведены в табл. 5.

Реальный рост средних доходов рассчитан по данным ОБДХ и скорректирован на ИПЦ. Среднее значение дохода в ОБДХ оказывается существенно ниже, чем по данным

макростатистики (примерно на 30–35%), 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 [17].

Таблица 5.

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

Группа	2003 г.	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.	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 гг. 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 был 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 росла опережающими темпами. В итоге это не могло не сказаться на динамике дифференциации населения по доходам, определяемым 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 рис. 4). Дело в том, что мы рассчитывали коэффициент Джини на уровне децильных групп (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.

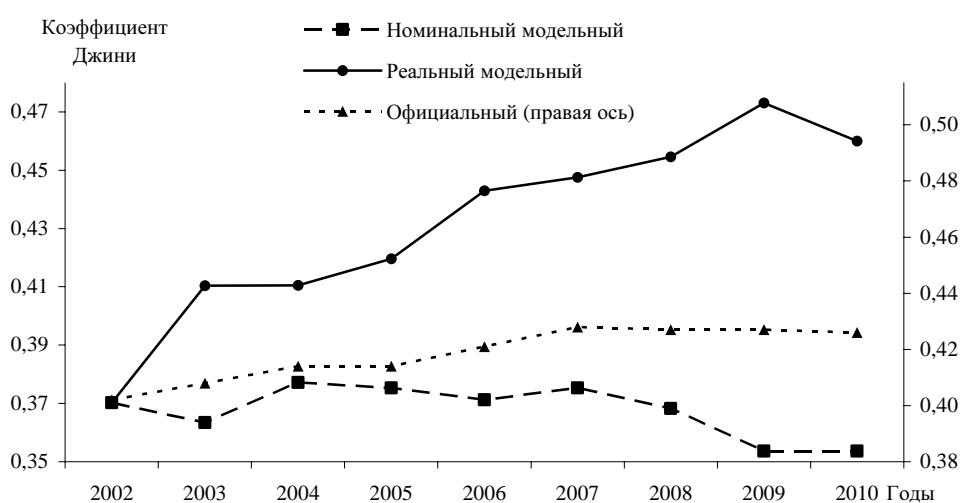


Рис. 4. Динамика дифференциации населения по номинальным и реальным доходам

Официальный коэффициент Джини [11] имеет слабо возрастающую динамику. Он начинается со значения в 0,4 в 2002 г. и плавно возрастает до уровня более 0,42 в 2007 г., после чего почти стабилизируется на этом уровне.

Рассчитанный по децильным группам номинальный коэффициент Джини (модельный коэффициент Джини) имеет даже слегка убывающую динамику: начинается с уровня 0,37 в 2002 г., затем колеблется вокруг этого значения до 2008 г., 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 модельный коэффициент Джини по децильным группам) было относительно стабильным или даже несколько уменьшилось до 0,35. Таким образом, рост неравенства может объясняться увеличением 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 заслужи-

вает 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, не зависящая от выбора базового года и отражающая дифференциацию доходов населения с поправкой на покупательную способность относительного 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. С учетом этого факта неудивительно, что распределение дефлированных доходов оказывается более неравномерным, чем номинальных – РМК Джини возрастает со временем. Причем этот рост становится 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 г., то рост за семь лет составил 27%, т.е. по 4% в год!

Заключение

Показано, что совместное использование информации из различных источников – выборочных обследований Росстата, RLMS и макроэкономической статистики – позволяет оценить дифференцированные по доходным группам индексы потребительских цен. Результаты моделирования свидетельствуют, что в период 2003–2010 гг. различия в инфляции для разных групп населения были весьма значительными. По нашим расчетам, базирующимся на гипотезе эндогенности цен, т.е. взаимосвязи цен покупок по крупным группам товаров и услуг 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 [16].

Такое различие в инфляции не могло не сказаться на динамике реальных доходов населения. Номинальные доходы 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, т.е. учитывающие динамику покупательной способности, свидетельствуют о значительном росте дифференциации населения по реальным 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 работах [6; 20]. Однако в нашем исследовании этот аспект не принимался в расчет в силу ряда теоретических и методических трудностей, а также отсутствия соответствующих данных.

Полученные результаты представляются важными, как с содержательной точки зрения, потому что позволяют учесть эффект 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 «пределный 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 [10], 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 обновляются их члены в соседнем периоде, что затрудняет интерпретацию результатов.

Одним из дальнейших направлений исследований, которое пока не удалось реализовать, является прогнозирование. Расчет дифференцированных по доходным группам индексов цен для будущих периодов позволит оценить дальнейшую динамику не только инфляции по группам домохозяйств, но и динамику 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 , 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, в том числе 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.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Агентство статистики Сингапура. Статистика потребительских цен. (<http://www.singstat.gov.sg/news/news/cpi-jul-dec2011.pdf>)
2. Бессонов В.А. Взгляд на российскую статистику со стороны пользователя // Вопросы статистики. 2009. № 5. С. 50–61.
3. Данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (RLMS). (<http://www.hse.ru/science/rlms>)
4. Ершов Э.Б. Распространение коэффициента детерминации на общий случай линейной регрессии, оцениваемой с помощью различных версий метода наименьших квадратов // Экономика и математические методы. 2003. Т. 38. № 3. С. 107–120.
5. Ершов Э.Б. Конкурирующие регрессии: критерии и процедуры отбора // Экономический журнал ВШЭ. 2008. Т. 12. № 4. С. 488–511.
6. Ершов Э.Б. Ситуационная теория индексов цен и количеств. М.: РИОР, 2011. С. 63.
7. Ершов Э.Б., Матыцин М.С. Экономическая теория и статистическая практика анализа потребительского поведения домашних хозяйств / Конспект доклада на Российском экономическом конгрессе. М.: ИЭ РАН, 2009. ISBN 987-5-9940-0219-3.
8. Матыцин М.С. Моделирование межгруппового индекса цен покупок продуктов питания в зависимости от микроэкономических характеристик домашних хозяйств // Экономический журнал ВШЭ. 2010. Т. 14. № 4. С. 507–532.
9. Матыцин М.С. Моделирование инфляции по продуктам питания с учетом доходов населения // Экономический журнал ВШЭ. 2011. Т. 15. № 2. С. 177–202.
10. Матыцин М.С. Проблемы использования результатов выборочных обследований домашних хозяйств для моделирования структуры их расходов / Конспект доклада на Российском экономическом конгрессе. М.: ИЭ РАН, 2009. ISBN 987-5-9940-0219-3.
11. Российский статистический ежегодник. М.: Росстат, 2011.
12. Росстат. Методологические положения по наблюдению за потребительскими ценами на товары и услуги и расчету индексов потребительских цен. (http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/MET-05.DOC)
13. Росстат. Методологические положения по статистике. Вып. 1. Уровень жизни населения. Методика расчета основных социально-экономических индикаторов уровня жизни населения. Основные показатели. (http://www.gks.ru/bgd/free/B99_10/IssWWW.exe/Stg/d000/i000140r.htm)
14. Росстат. Методологические положения по статистике. Вып. 3. Методология статистического обследования населения. Методология обследования бюджетов домашних хозяйств. (http://www.gks.ru/bgd/free/B99_10/IssWWW.exe/Stg/d020/i020460r.htm)
15. Росстат. Микроданные Выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств, проводимого Росстатом (ВОБДХ). (<http://www.micro-data.ru>)
16. Росстат. Цены в России. Уровень и динамика цен на потребительском рынке. Индексы потребительских цен для 10-процентных групп населения. (http://www.gks.ru/bgd/regl/b10_17/IssWWW.exe/Stg/02-20.htm)

17. Суворов А.В. Проблемы оценки дифференциации доходов населения в современной России // Проблемы прогнозирования. 2008. № 2.
18. Consumer Price Index Manual: Theory and Practice. Geneva: International Labor Office, 2004. (Издание на русском языке: Вашингтон: Международный Валютный Фонд, 2007.)
19. Erbas S.N., Sayers C. Is the United States CPI Biased Across Income and Age Groups?: IMF Working Paper. 1998.
20. Pollak R.A. Subindex of the Cost-of-Living Index // International Economic Review. 1975. Vol. 16. 1.
21. 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. 2010. Iss. 58.