

ПРАКТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

О смещениях в оценках роста российских потребительских цен

Бессонов В.А.

В работе анализируется точность измерения роста российских потребительских цен индексами потребительских цен (ИПЦ) Госкомстата России, в первую очередь, возможность наличия смещений в них. Показано, что в силу объективных причин точность измерения роста российских потребительских цен за период экономических реформ невысока, что необходимо учитывать при использовании ИПЦ Госкомстата. Также показано, что некоторые особенности методики Госкомстата могут приводить, и скорее всего приводят, к значительному завышению Госкомстатом произошедшего роста цен в 1992-1993 гг. В этом случае динамика всех российских индикаторов в сопоставимых ценах, полученных с использованием ИПЦ Госкомстата, нуждается в уточнении в пользу существенно менее пессимистичных оценок их изменения после либерализации цен. Сформулированы рекомендации по модификации методики расчета ИПЦ с целью устранения обнаруженных смещений.

1. Введение

Представление о развитии экономической ситуации в России в ходе реформ последних лет в значительной мере основано на динамике очень небольшого числа экономических показателей. Среди них особое место занимают индексы цен, в первую очередь, индексы потребительских цен Госкомстата России (ИПЦГ), поскольку помимо выполнения функции экономического показателя они используются еще и для перевода других показателей из текущих в постоянные цены. Исключительно важная роль ИПЦГ среди основных экономических показателей обуславливает особые требования к их точности, т.к. ее снижение автоматически снижает и точность соответствующих показателей в постоянных ценах. Вместе с тем, как мы попытаемся показать в данной статье, ИПЦГ измеряют рост цен в первые годы реформ с невысокой точностью и, вполне вероятно, подвержены значительному смещению.

Бессонов В.А. - кандидат физико-математических наук; Вычислительный центр РАН, ст. научный сотрудник, ИМИП ВШЭ, начальник отдела статистических исследований.

Измерение роста цен в переходной экономике представляет собой непростую задачу¹⁾. Это обусловлено, помимо прочих причин²⁾, значительными сдвигами в структурах цен и объемов, которые сопровождают переходный процесс и могут порождать высокую чувствительность оценок темпов инфляции к малым изменениям методики их измерения, в частности, структуры (состава и весов) используемых при построении индексов цен корзины товаров (услуг)-представителей³⁾. Высокая чувствительность результата к особенностям методики измерения роста цен, в свою очередь, порождает существенную неоднозначность в оценках их произошедшего роста, а также создает предпосылки для проявления недостатков методик измерения роста цен, которые в противном случае не были бы заметны. В частности, могут накапливаться значительные систематические ошибки в оценках, что может смещать значения всех индикаторов в сопоставимых ценах, для получения которых использовались исчисленные указанным способом индексы цен. В любом случае это может приводить к неправильной содержательной интерпретации произошедших изменений, что чревато принятием неверных решений на всех уровнях управления экономикой.

В работе анализируются некоторые аспекты точности измерения роста российских потребительских цен индексами потребительских цен Госкомстата, в первую очередь, возможность наличия смещений в них. Насколько нам известно, систематический анализ точности ИПЦГ и, в частности, возможных систематических ошибок в них, до сих пор не проводился. Существует множество потенциальных источников смещений в индексах цен (см., например, [1,2,3,4,7,10,16,19,20,23,24,25,29,30,31]), проанализировать их все в рамках одного исследования не представляется возможным. В данной статье основное внимание уделено *смещениям, обусловленным процессами замещения*⁴⁾, состоящими в перераспределении спроса с товаров и услуг, цены которых растут опережающими темпами, на товары и услуги, относительные цены которых снижаются. Показано, что точность измерения роста российских потребительских цен за период экономических реформ крайне низка. Это необходимо учитывать при использовании ИПЦГ. Также показано, что некоторые особенности методики Госкомстата могут приводить, и скорее всего приводят, к значительному завышению Госкомстатом произошедшего роста потребительских цен в 1992-1993 гг. В этом случае динамика всех российских социально-экономических индикаторов в сопоставимых ценах, полученных с использованием ИПЦГ, оказывается искажена и нуждается в пересмотре в пользу существенно менее пессимистичных оценок их изменения после либерализации цен.

¹⁾ Вопросы измерения российских цен переходного периода обсуждаются в работах [9,5,8,14,17,19]. В ряде работ анализируются аналогичные проблемы и для других переходных экономик (см., например, [18]).

²⁾ Некоторые из них рассматриваются в работе [25], которая посвящена теоретическому анализу возможных смещений индексов цен и объемов при либерализации цен.

³⁾ Ниже будем называть их просто *представителями*.

⁴⁾ В англоязычной литературе для обозначения такого типа смещений принято использовать термин *substitution bias* (см., например, [1,2,7,10,20,23,28]).

2. Методика анализа

Для корректного анализа точности ИПЦГ необходимо использование исходных данных на всех уровнях построения индексов, однако они в настоящее время недоступны. Оценить величины возможных смещений можно, если, используя исходные данные, по которым строился ИПЦГ, построить индексы с устраненными причинами возможных смещений. Сопоставление таких индексов с ИПЦГ позволило бы оценить влияние потенциальных источников смещений. Однако с течением времени состав корзины ИПЦГ существенно менялся, при этом ретроспективные данные по многим вновь введенным позициям отсутствуют, как и новые - по удаленным позициям. Поскольку для проведения анализа смещений такие данные необходимы, в работе использован другой подход. Сначала были подготовлены массивы исходных данных, максимально возможно приближенные к используемым для расчета ИПЦГ, но имеющие единый состав представителей для всего исследуемого интервала времени. На основе этих информационных массивов по методике ИПЦГ были построены *контрольные индексы*, а также индексы по другим методикам, в частности, те, в которых устранены источники потенциальных смещений. Их сопоставление с контрольными позволило косвенно оценить точность ИПЦГ.

Таким образом, в соответствии с использованным подходом строились контрольные индексы, моделирующие ИПЦГ, отличающиеся от них лишь неполным покрытием корзины, и результаты исследования этих модельных индексов распространялись на ИПЦГ.

3. Использованные данные

В качестве исходных данных было использовано 81-продуктовое подмножество всего множества месячных значений индивидуальных индексов цен представителей, на основе которого в Госкомстате России производится расчет индексов потребительских цен (см. [21]). Выбор состава представителей⁵⁾ использованного массива данных⁶⁾ объясняется, главным образом, соображениями наличия

⁵⁾ Произведенный в Госкомстате России.

⁶⁾ Говядина (кроме бескостного мяса); свинина; мясо птицы; колбаса вареная; сосиски, сардельки; говядина, свинина, баранина тушеная консервированная; консервы рыбные натуральные в масле; масло животное (сливочное, топленое); масло растительное; маргарин; молоко; сыры сычужные твердые и мягкие; яйца; сахар-песок; карамель, ирис; чай натуральный; кофе натуральный растворимый; соль; мука пшеничная; хлеб ржаной и ржано-пшеничный; хлеб и хлебобулочные изделия из пшеничной муки высшего сорта; хлеб и хлебобулочные изделия из пшеничной муки 1 и 2 сортов; рис; крупа манная; горох и фасоль; вермишель; картофель; капуста свежая белокочанная; лук репчатый; морковь; яблоки; мандарины, апельсины; безалкогольные напитки (импортные); водка; коньяк; пиво отечественное; ткани ситцевые; ткани костюмные шерстяные или полушерстяные; ткани из искусственного шелка; плащ мужской из смесовых тканей; костюм мужской из шерстяных или полушерстяных тканей; брюки мужские из шерстяных или полушерстяных тканей; сорочка мужская верхняя из хлопчатобумажных или смесовых тканей; плащ женский из смесовых тканей; джемпер, свитер, жакет для взрослых; колготки женские; носки мужские из хлопчатобумажной и смесовой пряжи; сапоги, сапожки кожаные на утепленной подкладке мужские; сапоги, сапожки осенние женские; ботинки, полуботинки кожаные

сопоставимых данных по российским потребительским ценам, покрывающих период времени максимально возможной длины. Данный массив охватывает период времени с января 1993 г. по декабрь 1996 г. Ниже будем ссылаться на него как на *основной массив данных*.

Для исследования возможности смещений в элементарных агрегатах (раздел 10) также был использован массив данных по средним ценам тех же представителей за тот же период времени.

В расчетах использованы шесть систем весов ИПЦГ, соответствующих структурам потребительских расходов населения 1991-1996 гг. Таблица 1а позволяет судить о степени покрытия корзины ИПЦГ основным массивом данных. Он покрывает 48-55% общей корзины ИПЦГ, исходя из структур потребительских расходов разных лет. Наилучшим образом в нем представлены продукты питания, т.е. продовольственные товары без алкогольных напитков (33 позиции, покрывающие 62-71% от корзины ИПЦГ по продтоварам), затем следуют непродовольственные товары (33 позиции, 33-37%), платные услуги представлены хуже всего (12 позиций, 26-37%). Особняком стоят алкогольные напитки: они представлены 3 представителями, покрывающими 68-88% корзины ИПЦГ по алкогольным напиткам, среди которых выделяется доминирующий представитель - водка.

Таблица 1а.

Степень покрытия представителями основного массива данных корзины ИПЦГ, исходя из систем весов ИПЦГ, соответствующих структурам потребительских расходов разных лет
(в процентах)

	1992 г.	1993 г.	1994 г.	1995 г.	1996 г.
Все товары и услуги	54,6	51,7	55,4	54,0	47,8
Продукты питания	67,5	64,2	70,9	68,9	61,8
Алкогольные напитки	88,3	79,3	85,9	86,1	68,3
Непродовольственные товары	32,7	34,5	37,4	34,7	32,7
Платные услуги	36,6	31,0	29,1	26,1	25,7

Наибольший интерес с точки зрения анализа смещений представляет собой 1992 г., включающий момент либерализации цен. Однако данные по индивидуальным индексам цен для 1992 г. по всей номенклатуре основного массива недоступны. Поэтому расчеты для 1992 г. были проведены по данным о месячных значениях индивидуальных индексов цен представителей, опубликованных в [33,

мужские; туфли женские кожаные на синтетической подошве, низком каблуке; моющие средства пастообразные, порошкообразные; мыло туалетное; зонт; нитки швейные хлопчатобумажные; сигареты с фильтром импортные; стул; набор корпусной мебели (стенка); ковер (палас) синтетический; часы наручные; будильник механический (электронный); холодильник; машина стиральная; электропылесос; электроутюг; электрические лампы нормальные осветительные; велосипед для взрослых; телевизор стационарный цветного изображения, размер экрана по диагонали 61 см; легковые автомобили; пошив пальто; стрижка модельная в мужском зале; городской автобус; поезд дальнего следования; самолет; пересылка письма; абонентная плата за домашний телефон; отправка телеграммы; проживание в гостинице; плата за электричество; плата за газ в баллонах; кино.

с.32-35, с.48-53]. В них (ниже будем называть их *усеченным массивом данных*) отсутствует информация о платных услугах, а также по одной позиции в группе продовольственных товаров⁷⁾ и по семи позициям в группе непродовольственных товаров⁸⁾. Таблица 16 показывает, что по степени покрытия корзин ИПЦГ разных лет усеченный массив (который содержит данные для 61 представителя) почти не уступает основному, так как доля услуг в корзинах ИПЦГ, основанных на структурах потребительских расходов 1991-1993 гг. составляла всего 9,4%, 5,8% и 6,21% соответственно. Для проводимого ниже анализа также весьма важно и то, что в 1992 г., в отличие от последующих лет, цены на услуги, согласно ИПЦГ, выросли примерно в той же пропорции, что и по всем товарам и услугам в целом (22,2 раза против 26,1 раз). Это позволяет надеяться на то, что отсутствие данных по услугам в усеченном массиве не оказывает существенного влияния на результаты сопоставлений.

Таблица 16.

**Степень покрытия представителями усеченного массива данных корзины
ИПЦГ, исходя из систем весов ИПЦГ, соответствующих структурам
потребительских расходов разных лет
(в процентах)**

	1991 г.	1992 г.	1993 г.
Все товары и услуги	49,9	50,9	48,1
Все товары	55,1	54,0	51,3
Продукты питания	79,7	67,0	63,8
Алкобольные напитки	88,3	88,3	79,3
Непродовольственные товары	29,6	29,2	30,9

В необходимых случаях веса ИПЦГ для используемых представителей были перенормированы (т.е. изменены в одинаковой пропорции для всех представителей товарной группы) так, чтобы обеспечить соответствие долей укрупненных товарных групп в наших индексах соответствующим долям в ИПЦГ. Необходимость такой перенормировки обусловлена тем, что использованные нами данные в различной степени покрывают корзины ИПЦГ по укрупненным группам товаров и услуг (см. таблицы 1а, б).

4. О специфике задачи измерения роста цен в России периода реформ

Специфику задачи измерения роста цен в России периода реформ по сравнению со странами с умеренной инфляцией наглядно иллюстрирует таблица 2, в которой показано, за сколько последних лет в США потребительские цены выросли так же, как за один год реформ в России⁹⁾. Как следует из таблицы, за

⁷⁾ Безалкогольные напитки.

⁸⁾ Ткани из искусственного шелка, плащ мужской, плащ женский, зонт, нитки, будильник, электроутюг.

⁹⁾ Здесь и ниже сопоставления проводятся на основе моментных временных рядов индексов цен.

каждый из первых двух лет реформ российские потребительские цены (без учета скачка при их либерализации) росли так же, как в США примерно за полвека. Данные о росте цен во время скачка, сопровождавшего их либерализацию, отсутствуют, поэтому приходится довольствоваться данными о росте цен за период с конца декабря 1991 г. по конец января 1992 г. За этот месяц цены выросли примерно так же, как и за весь 1994 г. и как примерно за 23 года в США. Даже и после объявленной победы над инфляцией, цены в России за 1996 г. выросли так же, как за 6,5 лет в США. Важно, что произошедший в России рост цен не был просто их пропорциональным увеличением для всех товаров и услуг, а сопровождался глубокими сдвигами в структурах потребительских цен и расходов, как это иллюстрируют значения коэффициента вариации индивидуальных индексов цен¹⁰⁾, приведенные в правом столбце таблицы 2. За рассматриваемые несколько лет произошли также значительные изменения в характеристиках многих существовавших ранее потребительских товаров и услуг, и появились новые, ранее недоступные товары и услуги, чему весьма способствовала либерализация внешнеэкономической деятельности, и что снизило степень сопоставимости данных статистики цен даже на уровне отдельных представителей¹¹⁾, а также кардинально изменились условия их приобретения¹²⁾. В этом отношении Россия за рассматриваемые несколько лет проделала значительную часть того пути, на который странам с развитыми рыночными отношениями потребовались многие десятилетия.

Таблица 2.

Иллюстрация роста потребительских цен в России периода реформ и масштаба структурных сдвигов в них

Год (месяц)	Рост цен в России за год (месяц), раз ^{*)}	За сколько лет цены в США выросли так же ^{**)}	Коэффициент вариации индивидуальных индексов цен в России
1992 январь	3,45	23 (1973-1996)	0,46 ^{****)}
1992	10 ^{***)}	55 (1942-1996)	0,75 ^{****)}
1993	9,40	54 (1943-1996)	0,51
1994	3,15	22,5 (1974-1996)	0,43
1995	2,31	17,9 (1979-1996)	0,22
1996	1,22	6,5 (1990-1996)	0,16

^{*)} ИПЦ Госкомстата.

^{**)} CPI for all urban consumers, Bureau of Labor Statistics.

^{***)} Грубая оценка без учета скачка цен при их либерализации. С учетом скачка рост составил 26,1раз.

^{****)} Рассчитано по усеченному массиву, с учетом скачка цен при их либерализации.

¹⁰⁾ Его можно рассматривать как индикатор структурных сдвигов.

¹¹⁾ Соответственно, возникают проблемы *смещений, обусловленных изменениями качества* представителей (*quality change bias*) и *смещений, обусловленных появлением новых продуктов* (*new products bias*), см. [1,16,23,24,28,30].

¹²⁾ Что порождает проблему *смещений, связанных с условиями приобретения* (в англоязычной литературе распространен термин *outlet substitution bias*, который соответствует лишь той части этого класса смещений, которая обусловлена перераспределением спроса между торговыми точками, см. [1,28,30]).

Соответственно, при измерении роста российских цен за один год реформ можно ожидать возникновения измерительных проблем и проявления побочных эффектов методов измерения, которые в странах с умеренными темпами инфляции (таких как США) проявляются за периоды времени того же порядка, что указаны в таблице 2, т.е. при проведении *долгосрочных* сопоставлений. Поэтому к *проблеме измерения роста цен в России за период рассматриваемых реформ и даже за один год реформ необходимо подходить как к проблеме проведения долгосрочных сопоставлений*. Было бы неверно полагать априори, что один год (или даже несколько месяцев) является в России периода реформ краткосрочным периодом лишь на том основании, что это так в других странах¹³).

Вообще, можно считать, что время в российской переходной экономике течет несопоставимо быстрее, чем, скажем, в экономике США: переходный процесс является быстротекущим по сравнению со стабильным экономическим ростом и различие в характерных временах процессов должно учитываться в методиках измерения. Таблица 2 дает представление о соотношениях характерных времен инфляционных процессов в России и США.

5. О сцепленных индексах цен

В предположении наличия полной информации о траектории, т.е. о динамике всех цен и объемов за анализируемый отрезок времени от T_0 до T , несмещенными оценками индексов цен и объемов естественно считать индексы Дивизиа. Поскольку информация об объемах, используемая для построения ИПЦГ, представлена лишь долями стоимости, полученными на основе структур потребительских расходов разных лет, то никакой индекс объемов по ней построен быть не может. Поэтому вместо традиционно рассматриваемой пары индексов цен и объемов будем рассматривать только индексы цен Дивизиа [11,3,12,13,14,15,31]:

$$(1) \quad I(T, T_0) = \exp D(T, T_0),$$

$$(2) \quad D(T, T_0) = \int_{T_0}^T \frac{\sum_j q^j(t) \dot{p}^j(t)}{\sum_j q^j(t) p^j(t)} dt,$$

где функции $p^j(t)$, $t \in [T_0, T]$, $j = \overline{1, m(t)}$ задают динамику цен представителей на реальной траектории, а функции $q^j(t)$ - соответствующих им интенсивностей

¹³) Если, следуя общепринятому определению, долгосрочным периодом считать период времени, достаточно длительный для того, чтобы фирма могла изменить объемы всех используемых факторов производства, или же достаточный для того, чтобы дать возможность фирме или домашнему хозяйству полностью приспособиться к изменению цен [29], то следует признать, что в условиях рассматриваемого российского кризиса один год совершенно определенно является долгосрочным периодом, поскольку при доминирующей тенденции спада производства приспособление к изменению цен состоит, в основном, в сокращении используемых факторов производства, что требует несопоставимо меньшего времени, чем их наращивание в период роста производства.

потоков объемов. Полная информация о траектории обычно недоступна, поэтому на практике применяют различные аппроксимации индексов Дивизиа, используя для этого доступную информацию о траектории. Задача построения индекса цен, таким образом, сводится к задаче численного интегрирования (2).

Традиционный подход к решению таких задач (см., например, [32]) состоит в разбиении отрезка интегрирования $[T_0, T]$ на N частей $T_0 = t_0 < t_1 < \dots < t_N = T$, например, равной длины $\tau = (T - T_0) / N$, т.е. $t_n = T_0 + n\tau$, и в аппроксимации на каждом шаге по времени $[t_n, t_{n+1}]$ значения интеграла.

Применительно к задаче (2) для этого удобно аппроксимировать функции $q^j(t)$, так как функции $\dot{p}^j(t)$ могут иметь особенности (скажем, при либерализации цен). Аппроксимируя на шаге n функции $q^j(t)$ константами $q^j(t) \approx q^j(t_n) = q_n^j$, т.е. выбирая *весовую базу* (момент, которому соответствуют веса) на данном шаге соответствующей *исходной базе* (началу шага), получаем следующую формулу аппроксимации одного шага интеграла (2)¹⁴:

$$(3) \quad D_{n+1} = D_n + \int_{t_n}^{t_{n+1}} \frac{\sum_j q^j(t) \dot{p}^j(t)}{\sum_j q^j(t) p^j(t)} dt = D_n + \int_{t_n}^{t_{n+1}} \frac{\sum_j q_n^j \dot{p}^j(t)}{\sum_j q_n^j p^j(t)} dt = D_n + \ln \frac{\sum_j q_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_n^j p_n^j},$$

где $D_{n+1} \approx D(t_{n+1}, T_0)$, $D_n \approx D(t_n, T_0)$, $p_{n+1}^j = p^j(t_{n+1})$, $p_n^j = p^j(t_n)$. Таким образом, в этом случае на шаге по времени $[t_n, t_{n+1}]$ индекс Дивизиа аппроксимируется *прямым индексом*¹⁵ Ласпейреса, а на всем отрезке $[T_0, T]$ - *сцепленным индексом* Ласпейреса:

$$(4) \quad D_L(T, T_0) = \sum_{n=0}^{N-1} \ln \frac{\sum_j q_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_n^j p_n^j} = \ln \prod_{n=0}^{N-1} \frac{\sum_j q_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_n^j p_n^j}.$$

Если же на шаге n положить $q^j(t) \approx q^j(t_{n+1}) = q_{n+1}^j$, получаем формулу Пааше:

$$(5) \quad D_{n+1} = D_n + \ln \frac{\sum_j q_{n+1}^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_{n+1}^j p_n^j},$$

для которой *весовая база* соответствует концу шага по времени.

¹⁴) Здесь и ниже мы предполагаем, что состав корзины может изменяться лишь в узлах сетки t_n , $n = \overline{1, N-1}$, оставаясь неизменным в пределах каждого шага по времени.

¹⁵) Т.е. индексом, учитывающим информацию о ценах и объемах только на концах интервала сопоставления.

При $\tau \rightarrow 0$ погрешность метода сцепленного индекса Ласпейреса $|D(T, T_0) - D_L(T, T_0)| = O(\tau)$, и аналогично для формулы Пааше, т.е. это методы первого порядка. Остаточный член формулы Ласпейреса (3):

$$R_n = \int_{t_n}^{t_{n+1}} \frac{\sum_j q^j(t) \dot{p}^j(t)}{\sum_j q^j(t) p^j(t)} dt - \ln \frac{\sum_j q_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_n^j p_n^j}$$

при малых τ примерно равен остаточному члену формулы Пааше (5), но имеет противоположный знак. Это отражает известное свойство пары индексов Ласпейреса и Пааше, состоящее в том, что один из них обычно завышает рост цен, тогда как второй на том же шаге по времени его занижает, т.е. они дают двустороннее приближение решения. Разница между значениями, полученными по формулам Ласпейреса и Пааше, позволяет поэтому судить о величине их ошибки. Эти индексы дают очень низкую точность, причиной чего является запаздывание весов (весовая база отстает от середины шага по времени на $\tau/2$) в случае индекса Ласпейреса и их опережение (весовая база опережает середину шага по времени также на $\tau/2$) в случае индекса Пааше. Оправданием широкого использования в статистической практике одного из них - индекса Ласпейреса - является его технологичность, обуславливаемая возможностью использования в расчетах старых весов.

Взаимно компенсировать в первом приближении ошибки формул Ласпейреса и Пааше можно по-разному. Для этого часто используют полусумму их логарифмов, что дает индекс Фишера:

$$(6) \quad D_{n+1} = D_n + \frac{1}{2} \left(\ln \frac{\sum_j q_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_n^j p_n^j} + \ln \frac{\sum_j q_{n+1}^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_{n+1}^j p_n^j} \right).$$

Метод сцепленных индексов Фишера является методом второго порядка, поскольку при уменьшении шага по времени τ погрешность этого метода вычисления равна $O(\tau^2)$, т.е. он, вообще говоря, сходится к индексу Дивизиа быстрее, чем сцепленные индексы Ласпейреса и Пааше.

Аппроксимируя $q^j(t) \approx (q^j(t_n) + q^j(t_{n+1})) / 2 = (q_n^j + q_{n+1}^j) / 2$, получаем на данном шаге индекс Эджворта-Маршалла:

$$(7) \quad D_{n+1} = D_n + \ln \frac{\sum_j (q_n^j + q_{n+1}^j) p_{n+1}^j}{\sum_j (q_n^j + q_{n+1}^j) p_n^j}.$$

Метод сцепленных индексов Эджворта-Маршалла также является методом второго порядка. Остаточный член в формуле Эджворта-Маршалла может быть

уменьшен вдвое в пределе при $\tau \rightarrow 0$, если вместо полусуммы значений в соседних узлах функцию $q^j(t)$ аппроксимировать ее значениями в центральной точке шага по времени $q^j(t) \approx q^j((t_n + t_{n+1}) / 2) = q^j(t_n + \tau / 2) = q_{n+1/2}^j$, что дает формулу средней точки:

$$(8) \quad D_{n+1} = D_n + \ln \frac{\sum_j q_{n+1/2}^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_{n+1/2}^j p_n^j}.$$

Недостатком всех формул, полученных на основе (2), является использование в них информации о динамике потоков объемов $q^j(t)$. Зачастую, в том числе и в нашем случае, единственной доступной информацией об объемах является информация о динамике долей потоков стоимости $w^j(t) = v^j(t) / V(t)$, $w^j(t) \geq 0$, $\sum_j w^j(t) \equiv 1$, где $v^j(t) = q^j(t)p^j(t)$ - интенсивность потока стоимости j -го представителя, $V(t) = \sum_j v^j(t)$ - интенсивность потока стоимости корзины, $V(t) > 0$. В этом случае от переменных (\mathbf{p}, \mathbf{q}) удобно перейти к переменным (\mathbf{r}, \mathbf{w}) , где $r^j(t) = \ln \frac{p^j(t)}{p^j(T_0)}$ - логарифмы индивидуальных индексов цен. В этих переменных индекс цен Дивизиа может быть записан как

$$(9) \quad D(T, T_0) = \int_{T_0}^T \sum_j w^j(t) r^j(t) dt,$$

что несколько проще, чем (2). Преобразование переменных (\mathbf{p}, \mathbf{q}) в (\mathbf{r}, \mathbf{w}) не является взаимно однозначным, поэтому в переменных (\mathbf{r}, \mathbf{w}) не все рассмотренные выше аппроксимации могут быть получены. Так, если данные о долях потоков стоимости известны только в узлах сетки, то не может быть использована формула Эджворта-Маршалла (7), а если они известны только в полуцелых узлах $t_{n+1/2} = (t_n + t_{n+1}) / 2 = t_n + \tau / 2$ - то не могут быть использованы формулы Ласпейреса, Пааше и, следовательно, Фишера. Вместе с тем, (9) позволяет дополнительно получить несколько иные аппроксимации.

Так, если на шаге n положить $w^j(t) \approx w^j(t_n) = w_n^j$, получаем

$$(10) \quad D_{n+1} = D_n + \int_{t_n}^{t_{n+1}} \sum_j w_n^j r^j(t) dt = D_n + \sum_j w_n^j (r_{n+1}^j - r_n^j),$$

где $r_{n+1}^j = r^j(t_{n+1})$, $r_n^j = r^j(t_n)$, $r_{n+1}^j - r_n^j = \ln \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j}$. Таким образом, на данном шаге

по времени индекс Дивизиа аппроксимируется взвешенным средним геометрическим с весами, соответствующими началу шага по времени, а на всем отрезке $[T_0, T]$ - сцепленным индексом

$$(11) \quad D_{g0}(T, T_0) = \sum_{n=0}^{N-1} \sum_j w_n^j (r_{n+1}^j - r_n^j) = \ln \prod_{n=0}^{N-1} \prod_j \left(\frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{w_n^j}.$$

Если же на шаге n положить $w^j(t) \approx w^j(t_{n+1}) = w_{n+1}^j$, получаем формулу взвешенного среднего геометрического с весами, соответствующими концу шага по времени

$$(12) \quad D_{n+1} = D_n + \sum_j w_{n+1}^j (r_{n+1}^j - r_n^j).$$

Пара формул (10), (12) является аналогом пары формул Ласпейреса и Пааше, полученных с использованием геометрических средних вместо арифметических. Как и в случае формул Ласпейреса и Пааше, обе эти формулы дают методы первого порядка (т.е. также обеспечивают низкую точность по причине запаздывания весов на $\tau/2$ в индексе (10) и их опережения на $\tau/2$ в индексе (12)) и они имеют примерно одинаковые остаточные члены на каждом шаге, но с противоположными знаками. Эти погрешности можно в первом приближении взаимно компенсировать так же, как и в случае формул для арифметических средних.

Аппроксимация на шаге n функций $w^j(t)$ полусуммой значений в узлах $w^j(t) \approx (w^j(t_n) + w^j(t_{n+1})) / 2 = (w_n^j + w_{n+1}^j) / 2$ дает индекс Торнквиста:

$$(13) \quad D_{n+1} = D_n + \frac{1}{2} \sum_j (w_n^j + w_{n+1}^j) (r_{n+1}^j - r_n^j),$$

который является аналогом индексов Фишера и Эджворта-Маршалла одновременно и так же, как и они, является методом второго порядка. Использование значения в средней точке $w^j(t) \approx w^j((t_n + t_{n+1}) / 2) = w^j(t_n + \tau / 2) = w_{n+1/2}^j$ вместо полусуммы значений в узлах позволяет примерно вдвое уменьшить остаточный член в формуле Торнквиста и дает индекс:

$$(14) \quad D_{n+1} = D_n + \sum_j w_{n+1/2}^j (r_{n+1}^j - r_n^j).$$

Этот метод представляется в нашем случае особо привлекательным, поскольку данные о структуре потребительских расходов соответствуют в первом приближении как раз середине шага по времени.

Использование в формулах для аппроксимации шага интеграла (2) значений функций $q^j(t)$ или $w^j(t)$ в более чем двух узлах сетки с целью повышения порядка метода ограничивается в нашем случае невысокой точностью исходных данных об объемах, их несопоставимостью для разных шагов по времени при изменениях состава потребительской корзины в узлах сетки и малым числом шагов по времени N , для которых имеются исходные данные.

Аппроксимация функций $w^j(t)$ константами дает на соответствующем шаге формулу геометрического среднего, в отличие от формулы арифметического среднего, которая получается при аппроксимации константами функций $q^j(t)$. Различие между двумя типами средних состоит в различии соответствующих им предположений о характере взаимосвязи между ценами и объемами, т.е. о возможности замещения одних представителей другими при изменении относительных цен. В основе использования среднего геометрического с неизменными весами лежит предположение о том, что такое замещение происходит, причем с изменением цен объемы изменяются так, что доли стоимости остаются неизменными, тогда как в основе использования среднего арифметического с неизменными весами лежит предположение об отсутствии влияния изменения цен на динамику объемов, т.е. о том, что замещения не происходит. Априори нельзя отдать предпочтение тому или иному типу осреднения, поскольку в разных случаях характер взаимосвязи между ценами и объемами может существенно различаться. Вместе с тем, адекватный учет замещения в конкретной ситуации может существенно повысить точность, что особенно актуально в связи с тем, что в задачах измерения роста цен обычно существует ограничение снизу на величину шага по времени $\tau \geq \tau_{\min} > 0$, обусловленное технологией сбора и обработки данных об объемах. Неадекватный учет замещения приводит к возникновению смещения, обусловленного процессами замещения (substitution bias). Помимо двух рассмотренных типов взаимосвязи между ценами и объемами, можно использовать и другие, для чего может быть полезным привлечение концепции индекса стоимости жизни (см., например, [26]). Это особенно актуально для крупных шагов по времени.

Заметим, что все рассмотренные формулы позволяют корректно обрабатывать особенность в подынтегральном выражении, возникающую при либерализации цен, когда $\dot{p}^j(t) \rightarrow +\infty$ при $t \rightarrow T_0$.

6. О выборе методики расчета роста цен

Приемлемая методика расчета индекса цен должна обеспечивать необходимую точность аппроксимации индекса Дивизиа, на что влияют выбор величины шага по времени и используемая на каждом шаге формула.

При проведении краткосрочных сопоставлений можно обойтись одним шагом по времени¹⁶⁾. В таких случаях приемлемую точность позволяют получать прямые индексы, т.е. индексы, учитывающие информацию о ценах и объемах

¹⁶⁾ Это утверждение можно рассматривать и как определение краткосрочных сопоставлений.

только на концах траектории (в базисном и текущем периодах¹⁷⁾), и не учитывающие иной информации о траектории.

Когда различие между прямыми индексами Ласпейреса и Пааше невелико, выбор формулы индекса не играет особой роли. Поэтому при выборе формулы в таких случаях определяющую роль могут играть дополнительные соображения, такие как требования технологичности и наглядности. Из рассмотренных индексов наиболее технологичен индекс Ласпейреса, так как он не требует обновления весов при сдвиге текущего периода. Этот же индекс оптимален и в смысле простоты и наглядности, что немаловажно, учитывая то обстоятельство, что органы государственной статистики (не только в России) традиционно являются объектом критики.

При увеличении интервала сопоставления (мерой чего можно считать превышение индексом Ласпейреса индекса Пааше) требования к выбору формулы повышаются и она уже не может выбираться исходя лишь из требований технологичности. Помимо рассмотренных выше в таких случаях используют множество других индексных формул, обзор которых не входит в задачи данной работы (см., например, [3,12,15]).

Наконец, при проведении долгосрочных сопоставлений, прямые индексы могут не обеспечивать приемлемой точности аппроксимации индекса Дивизиа. Типичной проблемой, связанной с использованием прямых индексов, является существенная зависимость результата от выбора формулы, т.е. неоднозначность оценок. Общепринятой практикой в таких случаях является использование не только информации о начальном и конечном состояниях системы, но и иной доступной информации о ее траектории. Использование информации о траектории на практике осуществляется обычно путем отказа от применения прямых индексов в пользу сцепленных индексов (см., например, [3,14,15,31]).

Помимо повышения точности аппроксимации индекса Дивизиа существует еще целый ряд причин использования сцепленных индексов вместо прямых при долгосрочных сопоставлениях. Так, все сцепленные индексы при разумном выборе формулы на каждом шаге при уменьшении длины шага сходятся к одному и тому же значению, тогда как разные прямые индексы в этом случае дают существенно различающиеся между собой оценки. Таким образом, использование сцепленных индексов вместо прямых снижает остроту проблемы выбора формулы индекса [31]. Также, использование сцепленных индексов упрощает введение или выведение представителей из состава корзины и, вообще, адаптацию к происходящим на рынке процессам. Типичной проблемой, связанной с использованием сцепленных индексов, является возникновение смещений, т.е. использование сцепленных индексов вместо прямых может как улучшить, так и ухудшить точность измерения. Так, при неадекватном выборе формулы и шага по времени сцепленный индекс может расходиться, например, он может неограниченно возрастать с течением времени при отсутствии неограниченного роста цен представителей. Соответственно, получаемый результат может иметь мало общего с

¹⁷⁾ Традиционно используемый термин *период* может обозначать как *момент*, так и *интервал*, что удобно для анализа свойств индексных формул, но способно приводить к ошибкам при их практическом использовании. Широкое применение этого термина в методиках построения экономических индексов представляется нам крайне неудачной практикой.

реальным изменением цен. Покажем это на простом примере, когда рост цен измеряется индексом (см. также [19,31,10]):

$$(15) \quad I(T, T_0) = \prod_{n=0}^{N-1} \sum_j w^j \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j}$$

с неизменными от шага к шагу весами w^j . Индексы вида (15) не удовлетворяют тесту обратимости во времени, поскольку для каждого шага по времени справедливо неравенство:

$$\left(\sum_j w^j \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right) \cdot \left(\sum_j w^j \frac{p_n^j}{p_{n+1}^j} \right) \geq 1,$$

причем равенство достигается только в практически нереальном случае совпадения на данном шаге по времени всех индивидуальных индексов цен p_{n+1}^j / p_n^j . Поэтому последовательность значений любого индекса вида (15) неограниченно возрастает на любой периодической последовательности векторов цен $\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2, \mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2, \dots$ такой, что $\mathbf{p}_1 \neq \mathbf{p}_2$, поскольку за каждый период (равный 2τ) значения индекса увеличиваются в одинаковой пропорции, вместо того, чтобы оставаться неизменными. Таким образом, при осциллирующих ценах возникает экспоненциальное смещение вверх. Приведенный пример показывает, что для неограниченного роста значений индекса цен (15) не требуется вовсе никакого роста цен, достаточно, чтобы они осциллировали¹⁸⁾. Вообще, при сцеплении любых индексов, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени, будут возникать подобные ситуации смещения.

Поскольку при измерении роста цен как прямыми, так и сцепленными индексами, исходная непрерывная задача заменяется ее дискретным аналогом, использованию конкретной методики должен предшествовать ее анализ.

7. О методике расчета ИПЦ Госкомстата

Индексы потребительских цен Госкомстата рассчитываются как сцепленные базисно-взвешенные¹⁹⁾ по формуле:

$$(16) \quad I(T, T_0) = \prod_{n=0}^{N-1} \sum_j \bar{w}_{n-1}^j \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j},$$

¹⁸⁾ Заметим, что индексы типа (15) использовались Госкомстатом при исчислении индексов цен производителей ("оптовых" цен), что привело к их колоссальному завышению в 1992 г. (см. [19]).

¹⁹⁾ В методике расчета ИПЦГ эти индексы названы индексами Ласпейреса [21,27,33], хотя это, строго говоря, не так, поскольку в индексе Ласпейреса весовая база должна соответствовать исходной. Если же весовая база не соответствует исходной, то такие индексы часто называют *модифицированными* индексами Ласпейреса.

шаг по времени τ равен одному году (узлы сетки t_n соответствуют границам календарных лет), причем используются веса с предыдущего шага по времени

$$(17) \quad \bar{w}_{n-1}^j = \int_{t_{n-1}}^{t_n} q^j(t) p^j(t) dt \Big/ \sum_k \int_{t_{n-1}}^{t_n} q^k(t) p^k(t) dt,$$

отражающие структуру потребительских расходов предшествующего календарного года [21, с.427, с.429]. Таким образом, для шага n имеем:

$$(18) \quad D_{n+1} = D_n + \ln \sum_j \bar{w}_{n-1}^j \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j}.$$

Метод (17), (18) является методом первого порядка, что соответствует худшим из рассмотренных в разделе 5. Кроме того, индекс (16) не удовлетворяет тесту обратимости во времени, что может приводить к смещению вверх, если индивидуальные индексы цен осциллируют. Отметим также, что методика расчета ИПЦГ не предусматривает анализа сходимости индекса (16) к индексу Дивизии и, вообще, анализа его точности в каком бы то ни было смысле.

Особые опасения в смысле точности вызывает использование весов с предыдущего шага по времени (что объясняется требованиями технологичности), запаздывание весов составляет τ (весовая база примерно соответствует середине предыдущего шага, отставая в первом приближении на величину шага по времени от середины текущего), т.е. вдвое больше, чем в индексе Ласпейреса. При невысоких темпах инфляции и при незначительных сезонных колебаниях потребительских расходов весовая база в методике ИПЦГ примерно соответствует середине предшествующего календарного года, при увеличении темпов инфляции этот момент может смещаться в зависимости от используемой при формировании весов методики осреднения. Если потребительские расходы в пределах года суммируются в номинальном выражении, без приведения к сопоставимому виду, что соответствует (17), то этот момент в случае высокой инфляции смещается в сторону конца года, причем тем сильнее, чем выше инфляция. Кроме того, поскольку результат суммирования нарастающим итогом в текущих ценах в условиях высокой инфляции во многом определяется ситуацией последних месяцев, на которую оказывает влияние как текущая конъюнктура, так и сезонные факторы, то особенности, специфичные именно для последних месяцев года, а не для всего года, могут быть перенесены на среднегодовую структуру потребительских расходов [5]. Это также может вести к смещению оценок роста цен.

Этот эффект смещения в российских условиях компенсируется другим: с тем, чтобы успеть ввести в действие новые веса с началом наступающего года, структуру потребительских расходов предыдущего года оценивают по итогам его первых трех кварталов (девяти месяцев) и пересчетом доопределяют до конца года²⁰. Этот фактор смещает момент времени, которому соответствует структура

²⁰) Пересчет состоит в получении оценки структуры потребительских расходов для четвертого квартала. Для этого элементы структуры потребительских расходов третьего квартала домножают на темпы роста цен соответствующих представителей в четвертом

потребительских расходов населения, используемая в качестве основы для построения системы весов ИПЦГ, в сторону начала года.

Таким образом, есть основания полагать, что и в условиях российской высокой инфляции весовая база в первом приближении соответствует середине предшествующего календарного года. Вместе с тем, веса \bar{w}_n^j (17) могут быть смещены относительно структуры потребительских расходов, т.е. их точность невелика.

При измерении умеренного роста цен и при отсутствии значительных структурных сдвигов годовое запаздывание весов не оказывает особого влияния на результат измерения. В нашем же случае дело может обстоять принципиально иначе, поскольку интенсивность изменения структуры цен в первые годы после их либерализации была такова, что год был достаточно большим временем для того, чтобы она успела заметно измениться. Для иллюстрации того, что означает привнесение годового запаздывания весов в рассматриваемых условиях, вновь обратимся к таблице 2. Измерение роста цен в России за 1993 г. с весами, соответствующими середине 1992 г., означает примерно то же, что и измерение роста цен в США за период с 1943 г. по 1996 г.²¹⁾ с весами, полученными осреднением потребительских расходов населения за 1888-1942 гг.²²⁾, т.е. в среднем примерно соответствующими 1915 г. Вряд ли такой подход можно было бы назвать безупречным. Более того, даже использование индекса Ласпейреса (т.е. базисно-взвешенного индекса с системой весов 1943 г.) также вряд ли можно было бы считать корректным в этой ситуации²³⁾. В случае российской инфляции 1992-1995 гг. эта проблема должна стоять еще более остро, особенно если учесть факт имевших

квартале и производят перенормировку. Такой пересчет соответствует предположению о том, что количества представителей, приобретенных в четвертом квартале, равны соответствующим количествам в третьем квартале. На основании структуры потребительских расходов за первые три квартала и оценки для четвертого квартала получают оценку структуры потребительских расходов за год. Строго говоря, здесь возникает еще один источник возможного смещения ИПЦГ, поскольку такие веса *никак не учитывают* количества представителей, приобретаемых в четвертом квартале каждого года (эта информация просто теряется), тогда как количества для третьего квартала учитываются дважды.

²¹⁾ Отметим, что этот интервал включает в себя и годы, когда инфляция в США считалась высокой.

²²⁾ Причем в номинальном выражении, т.е. без приведения их к сопоставимому виду.

²³⁾ Хотя в США индексы потребительских цен и рассчитываются как модифицированные индексы Ласпейреса, но система весов регулярно приближается к отчетному периоду. В январе 1998 г. планируется введение в действие нового варианта методики, основанного на структуре потребительских расходов 1993-1995 гг., вместо методики, основанной на структуре потребительских расходов 1982-1984 гг., использовавшейся до этого [6, с.168]. Такой шаг по времени в США (одиннадцать лет) соответствует двухмесячному шагу по времени при российской инфляции 1992-1993 гг. или полугодовому при инфляции 1996-1997 гг. (см. таблицу 2). Использование модифицированных индексов Ласпейреса для проведения сопоставлений между столь удаленными периодами вызывает многочисленные упреки в адрес американского Bureau of Labor Statistics в возможном завышении оценок инфляции по этой причине (см., например, [1,28,30,22,2,16]). В официальном докладе [1] рекомендуется перейти в США к ежегодному пересмотру весов в условиях роста цен порядка 3% в год, что примерно соответствует пятидневному шагу при российской инфляции 1992-1993 гг. и двухмесячному при инфляции 1996 г.

место в эти годы колоссальных сдвигов структуры потребительских цен (см. таблицу 2).

8. О чувствительности ИПЦ Госкомстата к сдвигке весовой базы

Использование сцепленных индексов вместо прямых является общепринятой практикой при долгосрочных сопоставлениях. В рассматриваемом случае помимо утраты сопоставимости между удаленными между собой периодами времени, нарастающей в силу происходящих на потребительском рынке процессов, оно обусловлено также состоянием российской статистики цен в начальный период реформ и необходимостью повышения точности измерения роста цен в текущем периоде, поскольку именно оценки темпов инфляции последних месяцев закономерно вызывают наибольший интерес²⁴). В данном случае, как и обычно, вопрос состоит в том, как часто необходимо производить корректировки методики (т.е. каким выбирать шаг по времени) и какие формулы на каждом шаге следует использовать.

Как было отмечено выше, разница между значениями, получаемыми по формулам Ласпейреса и Пааше (так же как и по формулам среднего геометрического с весами, соответствующими началу и концу шага по времени) позволяет судить о величине ошибки этих формул на данном шаге. Соответственно, для анализа погрешности, даваемой этими формулами, можно проанализировать расхождения между ними для каждого шага по времени и для всего отрезка $[T_0, T]$. Если окажется, что эти расхождения достаточно велики, то выбор формулы становится существенным и, поэтому, использование грубых формул первого порядка (к каковым относится и формула ИПЦГ (18)) при численном интегрировании с таким шагом не является корректным. В этом случае нужно использовать более точную формулу и/или уменьшить шаг. Если же ошибка на каждом шаге по времени и на всем отрезке интегрирования невелика, то использование грубой формулы в методике расчета ИПЦГ не приводит к заметным искажениям оценок роста цен.

Различие между индексами Ласпейреса:

²⁴) Более того, интерес к текущим оценкам в практике официальных российских статистических органов явно гипертрофирован в ущерб оценкам за прошлые годы, которые зачастую даже не сохраняются. Это отражает традицию, унаследованную с советских времен, в соответствии с которой многие российские социально-экономические индикаторы ориентированы на анализ изменений, произошедших за прошедший месяц и/или прошедший год и зачастую даже форма их официальной публикации такова, что не позволяет восстановить сколько-нибудь длинный временной ряд сопоставимых значений индикатора (для сравнения: в США ежемесячно официально публикуются временные ряды индексов потребительских цен в ежемесячном выражении, начиная с 1913 г. по отчетный месяц). Ориентация на анализ приростных показателей смещает требования к индикаторам в пользу повышения их точности в краткосрочном плане и затушевывает проблему наличия возможных смещений значений индикаторов в долгосрочном плане, которая, однако, от этого не теряет своей актуальности.

$$(19) \quad I_L(t_{n+1}, t_n) = I_{a0}(t_{n+1}, t_n) = \frac{\sum_j q_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_n^j p_n^j} = \sum_j w_n^j \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j}$$

и Пааше

$$(20) \quad I_P(t_{n+1}, t_n) = I_{a1}(t_{n+1}, t_n) = \frac{\sum_j q_{n+1}^j p_{n+1}^j}{\sum_j q_{n+1}^j p_n^j} = \frac{1}{\sum_j w_{n+1}^j \frac{p_n^j}{p_{n+1}^j}},$$

как и между аналогичными индексами на основе среднего геометрического

$$(21) \quad I_{g0}(t_{n+1}, t_n) = \prod_j \left(\frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{w_n^j},$$

$$(22) \quad I_{g1}(t_{n+1}, t_n) = \prod_j \left(\frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{w_{n+1}^j},$$

состоит в замене весов q_n^j в (3) (или w_n^j в (10)) весами через один шаг по времени q_{n+1}^j (или w_{n+1}^j), т.е. в сдвиге весовой базы на шаг вперед. Таким образом, различие между значениями пары индексов Ласпейреса I_{a0} и Пааше I_{a1} (как и между значениями пары индексов I_{g0} и I_{g1}) отражает чувствительность индекса I_{a0} (или I_{g0}) к сдвигу весовой базы вперед на шаг по времени, которую можно считать характеристикой точности индекса I_{a0} (или I_{g0}). Аналогичным образом можно исследовать и чувствительность ИПЦГ к сдвигу весовой базы на шаг по времени. Для этого проанализируем превышение ИПЦГ за год над таким же индексом с объемами следующего года, т.е. рассмотрим показатель

$$(23) \quad E_a(t_{n+1}, t_n) = I_{a0}(t_{n+1}, t_n) / I_{a1}(t_{n+1}, t_n) - 1 = \left(\sum_j \bar{w}_{n-1}^j \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right) \cdot \left(\sum_j \bar{w}_n^j \frac{p_n^j}{p_{n+1}^j} \right) - 1$$

и аналогичный показатель для пары индексов на основе среднего геометрического

$$(24) \quad E_g(t_{n+1}, t_n) = I_{g0}(t_{n+1}, t_n) / I_{g1}(t_{n+1}, t_n) - 1 = \prod_j \left(\frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{\bar{w}_{n-1}^j - \bar{w}_n^j} - 1.$$

Таблица 3.

Чувствительность оценок роста цен к сдвигке весовой базы

		1992 г. ^{*)}	1993 г.	1994 г.	1995 г.	1996 г.	1993- 1996 гг. сцепл.	1993- 1996 гг. прямой
Все товары и услуги	а ^{**)}	28,465	8,635	3,147	2,194	1,201	71,611	93,654
	б	18,814	7,352	2,970	2,149	1,192	55,916	57,366
	в	51,30	17,45	5,96	2,09	0,75	28,1	63,3
	г	22,559	7,893	2,968	2,147	1,188	59,718	61,310
	д	22,722	7,964	3,140	2,199	1,206	66,326	85,064
	е	-0,72	-0,88	-5,48	-2,36	-1,56	-10,0	-27,9
Продовольственные товары (без алкогольных напитков)	а	32,142	9,510	3,465	2,194	1,114	80,526	84,712
	б	26,384	8,690	3,384	2,096	1,108	68,263	70,466
	в	21,82	9,44	2,39	4,68	0,54	18,0	20,2
	г	28,472	9,034	3,389	2,133	1,107	72,327	72,516
	д	31,102	9,227	3,453	2,155	1,115	76,526	83,108
	е	-8,46	-2,09	-1,86	-0,98	-0,67	-5,5	-12,8
Алкогольные напитки	а	14,715	7,867	2,324	2,318	1,557	65,985	67,101
	б	14,912	7,738	2,312	2,314	1,578	65,330	66,848
	в	-1,32	1,67	0,52	0,17	-1,33	1,0	0,4
	г	14,256	7,828	2,308	2,314	1,550	64,820	65,840
	д	15,259	7,803	2,331	2,319	1,583	66,776	68,026
	е	-6,57	0,32	-0,99	-0,23	-2,05	-2,9	-3,2
Непродовольственные товары	а	28,590	6,082	2,511	2,005	1,144	35,032	39,662
	б	15,125	5,768	2,474	2,005	1,135	32,461	31,280
	в	89,02	5,44	1,50	0,00	0,79	7,9	26,8
	г	20,848	5,950	2,478	1,988	1,141	33,440	36,093
	д	17,993	5,885	2,512	2,023	1,137	34,022	34,411
	е	15,87	1,11	-1,38	-1,75	0,33	-1,7	4,9
Платные услуги	а	-	20,707	6,369	2,816	1,488	552,73	576,39
	б	-	19,571	5,663	2,769	1,490	457,44	436,70
	в	-	5,80	12,47	1,70	-0,13	20,8	32,0
	г	-	19,351	5,667	2,785	1,486	453,99	525,20
	д	-	20,955	6,302	2,793	1,493	550,53	488,58
	е	-	-7,66	-10,07	-0,27	-0,42	-17,5	7,5

^{*)} Рассчитано по усеченному массиву, только товары (без услуг).

^{**)} а - контрольный индекс (соответствует методике ИПЦГ): использована формула (19), веса w_n^j соответствуют структуре потребительских расходов предшествующего года (для последнего столбца - 1992 г.);

б - использована формула (20), веса w_n^j соответствуют структуре потребительских расходов текущего года (для последнего столбца - 1996 г.);

в - показатель $E_a(\cdot)$ (23), т.е. превышение 'а' над 'б', процентов;

г - использована формула (21), веса w_n^j соответствуют структуре потребительских расходов предшествующего года (для последнего столбца - 1992 г.);

д - использована формула (22), веса w_n^j соответствуют структуре потребительских расходов текущего года (для последнего столбца - 1996 г.);

е - показатель $E_g(\cdot)$ (24), т.е. превышение 'г' над 'д', процентов.

Результаты расчетов, приведенные в таблице 3, показывают, что погрешность в ИПЦГ может быть весьма велика. Так, в 1992 г. расхождение в оценках роста цен по формулам (19) и (20) для всех товаров составляет 51,3% (!), а в 1993 г. аналогичное расхождение для всех товаров и услуг составляет 17,5%. В 1994 г. это влияние все еще было вполне заметным: почти 6% для всех товаров и услуг. Это расхождение, в целом, снизилось лишь с 1995 г., однако по отдельным товарным группам (например, по продовольственным товарам) было вполне ощутимым и в 1995 г. (4,7%).

Это позволяет сделать вывод об исключительно сильном влиянии весов на оценки роста цен в рассматриваемом случае, следствием чего является вывод о наличии значительного смещения при использовании сцепленных базисно-взвешенных индексов (16) с весами предшествующего года. Таблица 3 показывает, что в 1992-1993 гг. наблюдалось сильное влияние, в 1994 г. - весьма заметное и лишь с 1995 г. оно стало умеренным. Знак показателя $E_a(\cdot)$ свидетельствует о том, что от ИПЦГ можно ожидать смещения вверх. Также, поскольку индекс (16) не удовлетворяет тесту обратимости во времени, его использование в сцепленном индексе может приводить к смещению и в результате осцилляций в исходных данных.

Значительное расхождение в оценках наблюдается не только для всех товаров и услуг в целом, но и для всех укрупненных групп товаров и услуг, за исключением алкогольных напитков²⁵). Наибольшее расхождение наблюдается для непродовольственных товаров в 1992 г. - почти на 90%²⁶).

В 1993-1994 гг. влияние выбора формулы на значение индекса по всем товарам и услугам было в целом сильнее, чем в среднем по укрупненным группам товаров и услуг. Причиной этого являются межгрупповые структурные сдвиги (так, цены на услуги выросли существенно сильнее цен на товары).

Особого внимания заслуживают два правых столбца таблицы 3. Самый правый столбец дает первое приближение различий в оценках роста цен с конца 1992 г. по конец 1996 г. по прямым индексам Ласпейреса и Пааше. Расчеты показывают колоссальный масштаб таких различий: индекс Ласпейреса дает рост потребительских цен более чем на 60% превышающий рост цен по индексу Пааше. Это отражает масштаб произошедших сдвигов структур цен и потребительских расходов и обуславливает необходимость использования сцепленных индексов вместо прямых. Второй столбец справа показывает масштаб различия между использованием сцепленных индексов Ласпейреса и Пааше. Рост цен за 1993-1996 гг. по методике ИПЦГ, т.е. в первом приближении по сцепленному индексу Ласпейреса, превышает рост цен по соответствующему ему индексу Пааше на 28%. С учетом данных за 1991-1992 гг. это расхождение могло бы значительно увеличиться, как об этом свидетельствуют результаты для 1992 г., полученные по усеченному массиву.

Сопоставление в таблице 3 чувствительностей оценок роста цен к сдвигке

²⁵) Отсутствие эффекта для группы алкогольных напитков объясняется тем, что в их структуре доминирует единственный товар-представитель - водка. Отсюда следует вывод о том, что смещения в ИПЦГ по этой причине для группы алкогольных напитков являются наименьшими.

²⁶) Вполне вероятно, что для полной корзины ИПЦГ это расхождение будет несколько меньше, поскольку на его величину повлиял опережающий рост цен на легковые автомобили.

весовой базы для индексов на основе арифметического и геометрического средних не оставляет сомнений в том, что в данном случае для 1992-1993 гг. лучше подошли индексы на основе среднего геометрического, с 1994 г. по чувствительности к сдвигке весовой базы они в первом приближении сравнивались с индексами на основе среднего арифметического. Так, обновление весов в 1992 г. для всех товаров и услуг привело к росту геометрического индекса всего на 0,7%, тогда как значение арифметического индекса снизилось при этом в полтора раза. Меньшая чувствительность геометрического индекса к сдвигке весовой базы в 1992-1993 гг. означает, что лежащее в его основе предположение о том, что с изменением цен объемы изменяются так, что доли стоимости остаются неизменными, в эти годы было более адекватным, чем лежащее в основе использования индексов на основе среднего арифметического предположение об отсутствии влияния изменения цен на динамику объемов. Поскольку при использовании большого шага по времени предпочтительнее является та аппроксимация, которая более адекватно учитывает характер имевшего место замещения между представителями (см. также [31]), то для 1992-1993 гг. предпочтение явно должно быть отдано использованию индексов на основе среднего геометрического. Таблица 3 дает основания полагать, что в дальнейшем характер этой взаимосвязи изменился и чувствительности к сдвигке весовой базы для обоих типов индексов в первом приближении сравнивались.

9. О выборе формулы на шаге по времени сцепленного индекса

Итак, можно считать установленным, что проблема измерения роста цен в России за период реформ совершенно определенно является проблемой проведения долгосрочных сопоставлений²⁷⁾. Поэтому вопрос выбора формулы для звена сцепленного индекса далеко не праздный, поскольку смещение за счет неадекватного выбора формулы, как показывает таблица 3, может составлять десятки процентов. Как показывают два левых столбца таблицы 3, методика расчета ИПЦГ в 1992-1993 гг. была основана на использовании очень крупного шага по времени, поскольку 1992 г., 1993 г. и даже один январь 1992 г. (включающий момент либерализации цен) являются долгосрочными периодами в задаче оценивания роста цен (см. также таблицу 2).

Выше было показано, что методика Госкомстата дает весьма невысокую точность оценки роста цен, в особенности для 1992-1993 гг. Поскольку нет возможности уменьшить шаг по времени (доступны системы весов только с годичным шагом), единственным способом повышения точности является использование других формул. Выбор возможных формул ограничивается составом исходных данных. В нашем случае исходные данные заданы ценами p_n^j и весами \bar{w}_n^j (17), которые соответствуют примерно середине шага по времени. Проведенный выше анализ показывает, что методы первого порядка не обеспечивают в данном

²⁷⁾ Ее можно сравнить с задачей измерения роста цен в США со времен войны за независимость по настоящее время или в Великобритании со времен эпохи Тюдоров. Причем принципиальное отличие нашего случая состоит в том, что в России такое сопоставление может быть необходимо не только для удовлетворения научного интереса, но и для решения конкретных практических задач, таких как индексация обесценившихся вкладов населения или пересчет долгов третьих стран России, унаследованных ею от СССР.

случае приемлемой точности, поэтому будем использовать только формулы второго порядка. Из рассмотренных выше, сцепленные индексы Фишера (6), Эджворта-Маршалла (7) и Торнквиста (13) не могут быть построены в силу того, что они требуют информацию о весах в узлах t_n . Поэтому будем использовать методы, основанные на формулах с весами в центральной точке шага по времени (8) и (14), в которых веса получим на основе \bar{w}_n^j (17). Использование в формуле (14) весов \bar{w}_n^j вместо $w_{n+1/2}^j$ дает индекс:

$$(25) \quad D_{n+1} = D_n + \sum_j \bar{w}_n^j (r_{n+1}^j - r_n^j),$$

который также можно считать аналогом (но не более того) индекса Торнквиста (13). Индекс

$$(26) \quad D_{n+1} = D_n + \frac{1}{2} \left(\ln \sum_j \bar{w}_n^j \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} - \ln \sum_j \bar{w}_n^j \frac{p_n^j}{p_{n+1}^j} \right)$$

можно считать аналогом (8) (второй член в скобках появился, чтобы обеспечить выполнение теста обратимости во времени), а также аналогом индекса Фишера (6). Таким образом, по тем же данным, которые используются в ИПЦГ (18), можно построить методы второго порядка.

Проведенный выше анализ показывает, что для 1992-1993 гг. использование формул на основе среднего геометрического явно предпочтительнее, чем использование формул на основе среднего арифметического, в последующие же годы оба вида средних были примерно равноценны. Поэтому в качестве основы для дальнейших сопоставлений будем использовать индекс (25).

Влияние выбора формулы расчета ИПЦ на оценки роста цен за различные годы иллюстрирует таблица 4. Первый вариант формулы в таблице 4 соответствует методике ИПЦГ и дает контрольные индексы. Таким образом, для первой формулы методика расчетов полностью соответствует методике расчета ИПЦГ, единственное различие состоит в меньшей степени охвата представителей (см. таблицы 1а,б). Поэтому сравнивая оценки роста цен при использовании других формул с оценкой для первого варианта формулы, можно делать суждения о том, насколько изменились бы оценки ИПЦГ, если бы они были проведены с использованием других формул.

Результаты показывают, что использование методики Госкомстата может значительно смещать оценки роста цен, если в качестве несмещенной оценки использовать сцепленный индекс (25). Это смещение является значительным как по всем товарам и услугам в целом, так и для отдельных укрупненных групп товаров и услуг, за исключением алкогольных напитков (в силу доминирования в них одного представителя - водки), причем оно действует в сторону завышения. По всем товарам такое смещение составляет более 25% в 1992 г., а в 1993 г. смещение по всем товарам и услугам составляет 8,4%. Затем его величина резко снижается, заметным оно является лишь для продовольственных товаров в 1995 г. Суммарная величина смещения контрольного индекса по сравнению с индексом

Таблица 4.

Влияние выбора формулы на оценки роста цен за различные годы

		1992 г. ^{*)}	1993 г.	1994 г.	1995 г.	1996 г.	1993- 1996 гг. сцепл.	1993- 1996 гг. прямой
Все товары и услуги	а ^{**)}	28,465	8,635	3,147	2,194	1,201	71,611	93,654
	б	22,555	8,440	3,290	2,265	1,190	74,860	74,860
	в	22,726	8,053	3,177	2,199	1,207	67,896	76,664
	г	22,722	7,964	3,140	2,199	1,206	66,326	71,290
	д	25,27	8,42	0,21	-0,22	-0,41	7,97	31,37
Продовольственные товары (без алкогольных напитков)	а	32,142	9,510	3,465	2,194	1,114	80,526	84,712
	б	27,356	8,766	3,459	2,188	1,110	73,661	73,661
	в	30,430	9,195	3,454	2,156	1,114	76,305	76,982
	г	31,102	9,227	3,453	2,155	1,115	76,526	77,423
	д	3,35	3,07	0,34	1,81	-0,06	5,23	9,41
Алкогольные напитки	а	14,715	7,867	2,324	2,318	1,557	65,985	67,101
	б	15,832	7,102	2,456	2,342	1,407	57,492	57,492
	в	15,302	7,797	2,333	2,319	1,582	66,762	66,778
	г	15,259	7,803	2,331	2,319	1,583	66,776	66,816
	д	-3,56	0,81	-0,32	-0,03	-1,64	-1,18	0,43
Непродовольственные товары	а	28,590	6,082	2,511	2,005	1,144	35,032	39,662
	б	18,527	6,240	2,631	2,210	1,182	42,881	42,881
	в	18,400	5,890	2,518	2,024	1,137	34,139	34,869
	г	17,993	5,885	2,512	2,023	1,137	34,022	34,495
	д	58,90	3,36	-0,05	-0,81	0,56	2,97	14,98
Платные услуги	а	-	20,707	6,369	2,816	1,488	552,73	576,39
	б	-	18,213	5,708	2,646	1,407	386,95	386,95
	в	-	20,866	6,287	2,793	1,493	546,84	477,82
	г	-	20,955	6,302	2,793	1,493	550,53	483,91
	д	-	-1,18	1,06	0,82	-0,28	0,40	19,11

^{*)} Рассчитано по усеченному массиву, только товары (без услуг).

^{**)} а - контрольный индекс (соответствует методике ИПЦГ);

б - невзвешенное среднее геометрическое;

в - индекс (26);

г - индекс (25);

д - превышение 'а' над 'г', процентов.

сом (25) за 1992-1996 гг., как показывает таблица 4, составляет свыше 35%. Данное смещение обусловлено процессами замещения, состоящими в перераспределении спроса с представителей, цены которых растут опережающими темпами, в пользу представителей, относительные цены которых снижаются. Причем, это лишь часть всего смещения, обусловленного процессами замещения, поскольку здесь учтено лишь замещение на верхнем уровне построения индекса²⁸⁾, тогда как аналогичное замещение на уровне элементарных агрегатов²⁹⁾ здесь не учтено.

²⁸⁾ Т.е. это - *upper level substitution bias* в терминологии [1].

²⁹⁾ *Lower level substitution bias* в терминологии [1].

Сопоставление оценок роста цен по прямым и соответствующим им сцепленным индексам, приведенных в двух правых столбцах таблицы 4, позволяет судить о существенности информации о траектории.

Сопоставление результатов расчетов по формулам (25) и (26) показывает, что расхождение между ними невелико, как этого и следовало ожидать.

Для того, чтобы оценить точность приведенных в таблице 4 оценок индексов, их значения для трехлетнего интервала 1993-1995 гг. на сетке с шагом τ (равным одному году) были сопоставлены со значениями на сетке с шагом 3τ (т.е. с прямыми индексами на том же интервале). Для всех товаров и услуг увеличение шага в три раза привело к увеличению значения контрольного индекса на 22,6%, снижению значения индекса (21) на 3,2%, росту значений индексов (26) и (25) на 4,7% и 3,1% соответственно. Учитывая, что при увеличении шага в 3 раза погрешность метода первого порядка возрастает в первом приближении в 3 раза, а второго порядка - в 9 раз, это позволяет грубо оценить погрешность перечисленных методов на данном интервале как 10,7%, 1,6%, 0,6% и 0,4% соответственно. Представляется, что оценка погрешности метода (25) в пределах одного процента на интервале 1993-1995 гг. показывает, что его использование в качестве несмещенной оценки индекса Дивизиа можно считать допустимым.

Для того, чтобы проиллюстрировать важность выбора формулы осреднения, адекватно отражающей имеющий место характер взаимосвязи между ценами и объемами, в таблице 4 приведены также результаты расчетов для невзвешенного среднего геометрического индекса (в этом случае сцепленный и прямой индексы совпадают):

$$(27) \quad D_{n+1} = D_n + \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \ln \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j},$$

который, очевидно, дает метод нулевого порядка, поскольку при $\tau \rightarrow 0$ он не сходится к индексу Дивизиа (9), так как веса $w^j(t)$ в нем заменены константами, не имеющими к ним отношения (его значения вообще не зависят от величины шага по времени). Таким образом, в этом смысле он заведомо хуже индекса Ласпейреса (3) и даже индекса (18), используемого в методике расчета ИПЦГ. Вместе с тем, приведенные в таблице 4 результаты показывают, что невзвешенное среднее геометрическое дает в 1992-1993 гг. в целом заметно лучшую точность, чем формула ИПЦГ. Так, в 1992 г. смещение индекса (27) по сравнению с (25) составляет всего 0,7% вместо 25% для ИПЦГ, а в 1993 г. эти смещения составили 6,0% против 8,4%. Для непродовольственных товаров в 1992 г. смещение для ИПЦГ было особенно велико - 59%, тогда как для невзвешенного среднего геометрического оно составило всего 3% (!). При этом мы даже не отбрасывали хвосты распределения индивидуальных индексов цен, от использования же робастных методов можно ожидать улучшения результатов. Оценки по индексу (27) систематически хуже лишь для алкогольных напитков, поскольку формула (27) никак не учитывает факт доминирования в них одного представителя, тогда как веса в формуле ИПЦГ (18), каковы бы они ни были, этот факт учитывают. В целом, если бы в Госкомстате вовсе никак не взвешивали индивидуальные индексы цен и использовали бы формулу (27), то на начальном периоде реформ получили бы заметно

более высокую точность оценок, чем та, которая была достигнута в результате проведения большой работы по подготовке весов для индекса (18).

Таким образом, более адекватный учет взаимосвязи между ценами и объемами способен обеспечить в методе нулевого порядка более высокую точность, чем в методе первого порядка, основанном на менее адекватном учете этой взаимосвязи. Это отражает низкую чувствительность методов на основе среднего геометрического к изменениям весов, т.е. их более высокую устойчивость по отношению к возможным ошибкам в весах. Это свойство является исключительно важным для анализа начального периода реформ, когда состояние статистики цен и происходящие на потребительском рынке процессы не оставляли надежд на достижение высокой точности весов. Также это важно и для случаев, когда информация об объемах либо отсутствует, либо является крайне неточной, как это может быть на уровне элементарных агрегатов.

Результаты расчетов, приведенные в таблице 4, показывают, что для 1992 и 1993 гг. необходима переоценка произошедшего роста потребительских цен. В особенности это актуально для всех товаров и услуг и для непродовольственных товаров. В качестве временной меры можно использовать поправочные коэффициенты, основанные на оценках смещений в таблице 4, результаты приведены в таблице 5.

Таблица 5.

**Индексы потребительских цен Госкомстата и их значения,
скорректированные на оцененную величину смещения**

		1992 г.	1993 г.
Все товары и услуги	а ^{*)}	26,1	9,40
	б	20,8	8,67
Продовольственные товары (без алкогольных напитков)	а	26,7	9,38
	б	25,8	9,10
Алкогольные напитки	а	24,7	7,55
	б	25,6	7,49
Непродовольственные товары	а	26,7	7,42
	б	16,8	7,18
Платные услуги	а	-	24,1
	б	-	24,4

^{*)} а - ИПЦ Госкомстата;

б - ИПЦГ, скорректированный на смещение, указанное в строках 'д' таблицы 4.

10. О возможных смещениях в элементарных агрегатах

Проведенный выше анализ выполнен в предположении о том, что индивидуальные цены, на основе которых строится индекс верхнего уровня, измерены корректно. Очевидно, что это предположение нуждается в проверке, поскольку смещения на нижнем уровне агрегирования ценовых данных могут возникать в тех же случаях, что и на верхнем уровне (т.е. если для этого используются сцепленные индексы), кроме того, проблемы адекватного выбора весов на нижнем уровне решать принципиально сложнее. Однако данные, необходимые для кор-

ректного проведения такой проверки недоступны. Поэтому в этом разделе сделаем некоторые косвенные оценки возможных смещений в динамике индивидуальных цен, которые позволяет провести имеющаяся информация.

В соответствии с методикой ИПЦГ расчет базируется не на временных рядах *цен* представителей, а на рядах *индексов* их цен [21, с.431]. При сборе первичной информации и получении на ее основе рядов индивидуальных индексов³⁰⁾ цен в Госкомстате ставится цель достижения максимально возможной степени сопоставимости их соседних значений. Параллельно с этим ведутся и ряды средних цен представителей, однако здесь цели обеспечения высокой степени сопоставимости соседних значений не ставится, в результате эти ряды менее устойчивы в краткосрочном плане, содержат больше выбросов, т.е. являются в этом отношении менее “чистыми”. Вместе с тем, обеспечивая лучшую сопоставимость соседних значений, ряды индивидуальных индексов никак не застрахованы от накопления в них смещения в долгосрочном³¹⁾ плане. Поскольку эти ряды получают агрегированием темпов роста цен в еще более узких группах [21, с.431], то они вполне могут быть подвержены смещению³²⁾ по тем же самым причинам³³⁾, что и ИПЦГ (18). Здесь эта проблема может стоять даже более остро, чем на верхнем уровне построения индекса, поскольку на уровне элементарных агрегатов сложнее решать проблему весов (см. также [10]).

Поскольку ряды индивидуальных индексов цен лучше отражают динамику цен, а ряды средних цен позволяют судить об их уровне, то использование и тех и других данных могло бы позволить устранить (или, по крайней мере, оценить) долговременное смещение, не ухудшив свойств ИПЦГ в краткосрочном плане. Ниже приведены результаты анализа расхождений при использовании этих двух массивов. При их интерпретации необходима осторожность, поскольку данные о средних ценах отражают не цены конкретного товара или услуги, а представляют собой результаты некоторых преобразований исходных данных, необходимость которых вызвана процессами замещения на потребительском рынке.

В таблице 6 приведены результаты расчетов по анализу расхождений в оценках роста потребительских цен за 1993-1996 гг., полученных на основе исходных данных по индивидуальным индексам и по средним ценам представителей. Для этого построены прямые (т.е. не сцепленные) индексы по формуле:

³⁰⁾ Следуя устоявшейся за рубежом терминологии, будем называть их также *элементарными агрегатами*, понимая под этим те данные о ценах, на основе которых строится индекс верхнего уровня.

³¹⁾ Чему, напомним, в рассматриваемых условиях соответствуют времена в несколько месяцев и выше.

³²⁾ Наглядный пример возникновения значительных смещений при агрегировании темпов приведен в работе [19], где анализируется эффект значительного завышения оценок суммарного роста цен производителей в странах бывшего СССР после либерализации цен в России, полученных на основе оценок ежемесячных темпов роста цен.

³³⁾ Укажем здесь на *смещение, обусловленное процессами замещения на уровне элементарных агрегатов* (*lower level substitution bias*, см. [1, с.25]), аналогичное рассмотренному в предыдущем разделе, и, особенно, на *смещение, обусловленное использованием неадекватных формул* (*formula bias*, см. [1, с.4]), таких как (15).

$$(28) \quad I_n(T, T_0) = \frac{\sum_j \bar{w}_n^j \frac{p^j(T)}{p^j(t_n)}}{\sum_j \bar{w}_n^j \frac{p^j(T_0)}{p^j(t_n)}} = \sum_j \frac{\bar{w}_n^j \frac{p^j(T_0)}{p^j(t_n)}}{\sum_k \bar{w}_n^k \frac{p^k(T_0)}{p^k(t_n)}} \frac{p^j(T)}{p^j(T_0)} = \sum_j u_n^j \frac{p^j(T)}{p^j(T_0)},$$

соответствующей используемой в методике ИПЦГ, с весами \bar{w}_n^j , соответствующими структурам потребительских расходов разных лет (здесь t_n - конец календарного года, которому соответствуют веса \bar{w}_n^j). Анализировался только весь период 1993-1996 гг., поскольку относительно высокая колеблемость данных по средним ценам зашумляет годовые оценки. Отсутствие данных по средним ценам не позволяет провести этот анализ для 1992 г.

Таблица 6.

Расхождения в оценках роста потребительских цен за 1993-1996 гг., полученных по индивидуальным индексам и по средним ценам для прямого индекса (28) с весами, соответствующими структурам потребительских расходов различных лет

		Год, структуре потребительских расходов которого соответствуют веса				
		1992	1993	1994	1995	1996
Все товары и услуги	а ^{*)}	93,654 (25,3)	63,470 (16,1)	56,884 (14,7)	57,706 (14,1)	57,366 (15,1)
	б	82,600 (17,3)	62,597 (11,9)	57,929 (11,2)	58,324 (10,8)	58,422 (11,7)
	в	13,38	1,39	-1,80	-1,06	-1,81
Продовольственные товары (без алкогольных напитков)	а	84,712 (12,2)	72,288 (12,2)	77,717 (9,6)	70,598 (9,7)	70,466 (10,0)
	б	68,540 (8,5)	60,861 (8,4)	63,486 (7,0)	59,247 (7,2)	59,996 (7,3)
	в	23,59	18,78	22,42	19,16	17,45
Алкогольные напитки	а	67,101 (27,6)	65,549 (26,5)	62,793 (24,9)	61,928 (24,5)	66,848 (27,6)
	б	71,933 (24,4)	71,165 (22,8)	69,607 (21,4)	69,509 (21,3)	72,170 (24,9)
	в	-6,72	-7,89	-9,79	-10,91	-7,37
Непродовольственные товары	а	39,662 (4,6)	35,251 (4,2)	31,999 (4,8)	31,819 (5,1)	31,280 (5,3)
	б	55,857 (8,1)	46,168 (7,3)	39,069 (8,4)	38,570 (8,3)	38,044 (9,5)
	в	-28,99	-23,65	-18,10	-17,50	-17,78
Платные услуги	а	576,390 (102,3)	537,800 (90,6)	468,823 (81,3)	451,022 (84,5)	436,698 (89,5)
	б	389,239 (86,2)	388,381 (78,7)	269,832 (76,9)	268,505 (74,9)	267,490 (74,5)
	в	48,08	38,47	73,75	67,98	63,26

^{*)} а - по индивидуальным индексам, раз;
б - по средним ценам, раз;
в - превышение 'а' над 'б', процентов.

Результаты расчетов не позволяют говорить о смещенности оценок по всем товарам и услугам, полученных по индивидуальным индексам по отношению к оценкам по средним ценам, поскольку заметное различие наблюдается только при использовании весов 1992 г. Вместе с тем, оценки для укрупненных групп товаров и услуг вполне отчетливо распадаются на две группы. Для продовольственных товаров оценки по индивидуальным индексам превышают оценки по средним ценам примерно на 20% при всех системах весов, для платных услуг такое превышение составляет около 60% (!). Напротив, для непродовольственных товаров оценки роста цен по индивидуальным индексам цен примерно на 20% ниже, чем по средним ценам, а по алкогольным напиткам - примерно на 9%³⁴). Это показывает, что хотя нельзя утверждать о значимом влиянии данного фактора на оценки роста потребительских цен по всем товарам и услугам в целом, он вполне может существенно смещать индексы по укрупненным группам товаров и услуг.

Для объяснения распада укрупненных групп товаров и услуг по направлению влияния данного фактора, можно предложить следующую гипотезу. Выше был приведен пример, показывающий, что при получении агрегированного темпа осреднением темпов осциллирующих цен при использовании формул, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени, может возникать значительное смещение (для формулы (15) это - положительное смещение). Среди рассматриваемых четырех групп, темпы изменения цен на платные услуги подвержены наибольшей колеблемости, именно платные услуги и дают наибольшее расхождение в оценках по индивидуальным индексам и средним ценам. Далее по степени колеблемости идут продовольственные товары (главным образом, за счет товаров плодово-овощной группы), по ним мы также наблюдаем явное превышение результатов, полученных по индивидуальным индексам (среди них лидируют товар-представитель "яблоки", для которого такое превышение составляет 87%, и "мандарины, апельсины" - 105%). Колеблемость же темпов роста цен на алкогольные напитки и, особенно, на непродовольственные товары, незначительная, именно для них наблюдается отставание оценок по индивидуальным индексам по сравнению с оценками по средним ценам. Поэтому гипотеза может состоять в наличии некоторого фактора (источника смещений), который смещает вниз оценки роста цен по индивидуальным индексам по сравнению с оценками по средним ценам и действует в первом приближении одинаково на товары и услуги всех групп. Представители же с осциллирующими ценами смещают вверх оценки роста цен в соответствующих группах, что в целом для всех товаров и услуг уравнивает действие первого фактора. Однако такое объяснение результатов, приведенных в таблице 6 - не более, чем гипотеза, которую на основе используемых нами данных нельзя ни подтвердить, ни опровергнуть.

³⁴) В таблице 6 в скобках показаны грубые оценки дисперсии индексов, позволяющие судить о статистической значимости расхождений. Оценки дисперсии получены исходя из предположения о том, что индивидуальные темпы роста цен, полученные по индивидуальным индексам, распределены независимо и одинаково (аналогично оценки сделаны и в случае средних цен). Очевидно, оба эти предположения неверны и позволяют получить лишь очень грубые оценки дисперсий, которые, скорее всего, сильно завышены в силу произошедшего структурного сдвига. Для более точных оценок требуется использование данных, на основе которых получены индивидуальные индексы и средние цены, каковые данные недоступны.

В любом случае, интерпретация этих результатов требует осторожности, поскольку расхождения между оценками роста цен по индивидуальным темпам и по средним ценам могут возникать не только вследствие накопления систематических ошибок, но и по таким причинам, как различия в методиках построения индивидуальных индексов цен и средних цен, а также по другим причинам, не связанным с накоплением ошибок. Вместе с тем, то обстоятельство, что методика получения индивидуальных индексов цен никак не застрахована от накопления смещения, и большой масштаб расхождений роста цен по товарным группам, полученных по индивидуальным индексам и по средним ценам, а также общеизвестные проблемы с получением надежных весов при построении элементарных агрегатов (см., например, [10]) в совокупности с полученным выше выводом о сильной чувствительности индексов на основе среднего арифметического к точности весов в рассматриваемом случае, показывают всю серьезность данной проблемы и необходимость проведения более глубокого исследования в данном направлении, поскольку смещение здесь может нарастать экспоненциально и оно может оставаться значительным даже при кардинальном снижении темпов инфляции, поскольку оно обусловлено не средними темпами инфляции, а осцилляциями цен представителей. Представляется, что приведенные в таблице 6 результаты позволяют допустить, что масштаб такого смещения может составлять десятки процентов даже на интервале 1993-1996 гг. (т.е. единицы процентных пунктов в год), не говоря уже о 1992 г.

11. Обсуждение результатов

Проведенный анализ показал, что некоторые особенности методики расчета ИПЦ Госкомстата вполне определенно приводят в имевших место условиях к значительному смещению вверх оценок роста цен. Суммарное смещение индекса потребительских цен, обусловленное лишь процессами замещения на верхнем уровне построения индекса, за 1992-1996 гг. оценено нами в 35%, хотя это значение могло бы несколько измениться в ту или другую сторону при использовании полного массива данных, на основе которого были получены официальные оценки роста потребительских цен. В наибольшей мере смещены оценки за 1992 г. (включая момент либерализации цен), а также за 1993 г. С учетом роста цен в 1991 г. суммарное смещение могло бы быть еще более значительным. Помимо этого, возможны значительные смещения и на уровне элементарных агрегатов (проведенный анализ позволяет судить здесь лишь о возможном порядке величины). Основная причина возникновения рассмотренных смещений вполне объективна - быстрый рост цен, сопровождавшийся интенсивными сдвигами структуры цен. Использование стандартной методики, аналогичной применяемой в других странах (скажем, в США, см. [6, глава 17]), оказалось в этой ситуации неприемлемым. Принимая во внимание сложность задачи измерения роста цен в российской переходной экономике и условия, в которых Госкомстат был вынужден это делать, от индексов цен за первые годы реформ вряд ли можно было ожидать большего.

Большой масштаб смещений, обусловленных лишь процессами замещения на верхнем уровне построения индекса цен, т.е. одной причиной из многих возможных, свидетельствует, на первый взгляд, в пользу того, чтобы отнести его на счет специфики места и времени, т.е. считать такой масштаб проявления данного эффекта исключительно российским феноменом переходного периода. Однако

элементарные рассуждения показывают, как это ни парадоксально, отсутствие здесь какой-либо российской специфики. Так, смещенную оценку роста цен $I(T_1, T_0)$ можно представить в виде:

$$(29) \quad I(T_1, T_0) = \exp(\pi(1 + \delta)(T_1 - T_0)),$$

где π - несмещенный средний темп инфляции за время $[T_0, T_1]$, δ - среднее смещение этого темпа по рассматриваемой причине за то же время. Сопоставим оценки смещения δ , соответствующие нашим расчетам, с оценками [1] для США. Смещение, обусловленное процессами замещения на верхнем уровне построения индекса потребительских цен, в последние годы составляет в США примерно 0,15 процентных пункта в год [1, с.68] при инфляции порядка 3% в год, т.е. смещение темпа инфляции в США по этой причине составляет $\delta \approx 0,05$. В России, по нашей оценке, смещение составило 35% за 1992-1996 гг. при росте ИПЦГ за это время примерно в 2200 раз, т.е. смещение темпа инфляции по этой причине составляет в России $\delta \approx 0,04$, т.е. практически ту же величину (учитывая невысокую точность обеих оценок). Для 1992 г., когда смещение в России было максимальным, $\delta \approx 0,07$, для 1993 г. - $\delta \approx 0,04$, а для остальных лет - много меньше. При этом отметим, что использованная нами оценка смещения для США в [1] рассматривается как консервативная, т.е. скорее заниженная, тогда как большинство оценок дают смещение от 0,20 до 0,25 процентных пункта в год [1, с.64], чему соответствует интервал значений δ от 0,068 до 0,084. Это означает, что если мерой смещения считать δ согласно (29), то *оценки темпов инфляции смещены по причине неадекватного учета процессов замещения на верхнем уровне построения индексов потребительских цен в России и в США в одинаковой пропорции*. Этот результат представляется замечательным, поскольку он получен для двух экономик с колоссальными различиями (в частности, с огромными различиями в структурах систем потребительских цен), функционирующих в различных режимах - в сравнительно медленном режиме стабильного развития и в глубочайшем кризисе, сопровождающем быстротекущий переходный процесс. Причем очевидно, что фактическое совпадение оценок смещения для двух стран - не свойство лишь официальных методик (для обеих официальных методик величина смещения может изменяться в широких пределах в зависимости от изменений в структурах цен и объемов), а отражает именно общее свойство двух экономик.

Полученный результат также означает, что кумулятивный эффект в 35% лишь за счет одного источника смещений в рассматриваемых условиях нельзя считать чем-то сверхъестественным, так как это то же самое, что смещение на 0,15 процентных пункта при инфляции 3%. Это, в свою очередь, означает, что таблица 2 дает верное представление о соотношении характерных времен процессов замещения, происходящих на потребительских рынках России и США, т.е. свидетельствует в пользу сформулированного выше тезиса об ускорении собственного времени в переходной экономике. Тогда величину $\tilde{T}(t) = 1 / \tilde{\pi}(t)$, обратную основной тенденции темпа инфляции $\tilde{\pi}(t)$ (т.е. $\pi(t)$ за вычетом сезонных, конъюнктурных и иррегулярных составляющих динамики), представляется естественным считать мерой собственного времени системы. Тогда полученный результат можно переформулировать следующим образом: *за единицу собствен-*

ного времени официальные оценки потребительских цен в России и в США смещаются в первом приближении одинаково. Это означает, что за единицу собственного времени естественно ожидать совпадения смещений в России и США и по другим причинам, хотя бы по порядку величины, откуда следует, что за рассматриваемый интервал времени эти смещения в России также могут составлять десятки процентов. В первую очередь это относится к возможной величине смещения ИПЦГ, обусловленного процессами замещения на уровне элементарных агрегатов (данные для корректной оценки которого недоступны), которое в США оценено в [1] в 0,25 процентных пункта в год, что больше, чем смещение, обусловленное неадекватным учетом процессов замещения на верхнем уровне построения индекса цен. Также, может быть значительным в ИПЦГ и смещение, обусловленное использованием неадекватных формул на уровне элементарных агрегатов, поскольку формулы на основе среднего арифметического, не удовлетворяя тесту обратимости во времени, способны давать значительное смещение при осциллирующих ценах, обычно в сторону завышения.

Наличие значительного смещения в индексах цен означает, что динамика всех российских индикаторов в сопоставимых ценах, полученных с использованием ИПЦ Госкомстата, оказывается искажена и нуждается в пересмотре в пользу существенно менее пессимистических оценок их изменения на протяжении периода реформ. Например, масштабы произошедшего снижения потребления в среднем на душу населения после либерализации цен могут быть существенно преувеличены при использовании официальных данных.

Вместе с тем, это не означает, что не может существовать иных источников смещений в оценках роста цен, даваемых индексами потребительских цен Госкомстата, действующих в ту или иную сторону. В данной работе рассмотрены только некоторые источники смещений, анализ иных потенциальных источников смещений (см., например, [1,4,10,16,18,19,23,25,28,30]) требует дополнительных исследований.

Таким образом, смещения, подобные обнаруженным на верхнем уровне расчета ИПЦГ, могут иметь место на всех уровнях в методике расчета ИПЦГ, где используются сцепленные индексы, в частности при расчете роста цен в элементарных агрегатах. Имело бы смысл провести исследования по анализу таких смещений и, в случае необходимости, работы по их устранению. Их масштаб за рассматриваемый период времени может также составлять десятки процентов, как показывают наши предварительные оценки. Вполне вероятно, что агрегирование темпов для получения элементарных агрегатов следовало бы проводить на основе среднего геометрического вместо среднего арифметического³⁵⁾, поскольку среднее геометрическое продемонстрировало в рассматриваемом случае существенно меньшую чувствительность к точности весов³⁶⁾ и удовлетворяет тесту обратимости во времени.

Смещения, подобные обнаруженным для ИПЦГ, могут иметь место и для других индексов цен. Особые опасения здесь вызывают индексы цен производителей промышленной продукции ("оптовые" цены), поскольку при их расчете в

³⁵⁾ См. также [1].

³⁶⁾ Здесь представляется полезным использование концепций стохастической теории индексов для выбора на основе анализа распределения индивидуальных индексов цен того типа среднего, которое было бы наименее чувствительным к системе весов.

отдельные годы используются веса прошлого года, а в отдельные годы - даже веса позапрошлого года.

Имело бы смысл проанализировать также методики расчета и других экономических показателей с точки зрения требований, предъявляемых к методам проведения долгосрочных сопоставлений.

Нельзя исключать, что все вместе это может привести к необходимости пересмотра в значительной мере истории всего хода экономических реформ в России даже на качественном уровне.

Проблема существенного влияния запаздывания в весах на оценки роста цен может рассматриваться как проявление более общей проблемы рассогласования характерных времен объекта измерения и системы измерения. Переходный процесс является быстротекущим по сравнению со стабильным экономическим развитием, на которое и ориентирована существующая система государственной статистики. Это приводит к резкому снижению точности измерения экономических показателей в переходной экономике, поскольку приходится проводить долгосрочные сопоставления, используя временную сетку с очень крупным шагом, который не может быть уменьшен ниже некоторого минимального значения, определяемого существующей технологией органов государственной статистики. Переход характеризуется более короткими характерными временами и это должно учитываться в методиках измерения.

Важный вывод, который можно сделать на основе проведенного анализа, состоит в том, что при измерении роста цен (как, впрочем, и вообще всех экономических показателей) необходимо анализировать точность, даваемую используемыми методиками, учитывать ее при использовании результатов измерений и при необходимости принимать меры к ее повышению. В наибольшей степени это относится к статистике цен, поскольку среди всех экономических показателей именно цены изменились в ходе российских реформ в наибольшей мере. Несмотря на всю очевидность этого вывода, как потребители, так и производители российских индексов цен зачастую не отдают себе отчета в том, что эти индексы измеряют рост цен далеко не с абсолютной точностью. Эта проблема актуальна и в странах с умеренной инфляцией (см., например, [4]), однако она там не стоит столь остро, как в России периода реформ. В странах с развитыми статистическими службами проводятся и широко обсуждаются работы, посвященные анализу возможных смещений в индексах цен (см., например, [1,2,10,16,20,22,23,24,28,30,31]). В России же, несмотря на всю остроту этой проблемы, она, похоже, просто не осознается в должной мере³⁷.

Методика расчета ИПЦГ является одношаговой: она предусматривает расчет текущих темпов инфляции на основе устаревшей системы весов (что неизбежно при одношаговой методике, когда возможно использовать лишь *открытую* систему индексов [15], тогда как избежать запаздывания можно только в *закрытой* системе) без последующего их уточнения, когда необходимые данные становятся доступными. В периоды интенсивного роста цен (в особенности, сопровождающиеся интенсивными структурными сдвигами системы цен) такая методика не может быть признана приемлемой. Помимо первой итерации, на которой

³⁷) Если не принимать во внимание политизированные попытки обвинить статистические органы в фальсификации, подкрепляемые в большей мере эмоциями, чем аргументами.

используется устаревшая система весов (к тому же недостаточно точная, поскольку используемые данные о структуре потребительских расходов носят предварительный характер), необходимо последующее уточнение темпов инфляции³⁸⁾ (возможно даже не одно) по мере того, как становятся доступны данные, позволяющие применить формулы, дающие более высокую точность.

На наш взгляд, необходим пересмотр официальных данных по индексам потребительских цен для первых лет реформ (1991 г. и далее, хотя бы до 1993 г. включительно). Для этого необходимо использовать какую-либо формулу без запаздывания в весах, учитывающую имевший место характер взаимосвязи между ценами и объемами. Проведенный в работе анализ показывает, что вместо используемой ныне для расчета ИПЦГ формулы

$$I(T, T_0) = \prod_{n=0}^{N-1} \sum_j \bar{w}_{n-1}^j \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j}$$

может быть использована формула

$$I(T, T_0) = \prod_{n=0}^{N-1} \prod_j \left(\frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{\bar{w}_n^j},$$

обеспечивающая вполне приемлемую точность и использующая те же исходные данные. Переход на нее в методике расчета ИПЦГ требует лишь минимального перепрограммирования (нужно лишь сдвинуть веса на год вперед, т.е. взять веса текущего года вместо весов предыдущего года, и использовать среднее геометрическое вместо среднего арифметического) и не требует каких-либо иных изменений в программном обеспечении. Для первой итерации также может быть подобрана иная формула. Так, в 1992-1993 гг. среднее геометрическое с весами предыдущего года давало отличные результаты.

В случае, если Россию ожидают новые ценовые потрясения, то при их наступлении имело бы смысл учесть опыт предыдущих: запаздывание весов может существенно влиять на получаемые оценки; среднее арифметическое может неадекватно отражать взаимосвязь объемов с ценами.

Анализ показывает, что в 1992-1995 гг. использованный в расчетах ИПЦГ шаг по времени, равный одному году, был слишком велик. Традиционной практикой является использование переменного шага по времени в задачах, подобных рассматриваемой, однако ограничения, накладываемые существующей технологией сбора информации не допускают такой возможности. Повысить точность расчетов можно, перейдя в эти годы к шагу в один квартал (3 месяца). Возможность такого перехода имеется, поскольку исходные данные по структуре потребительских расходов представлены квартальными данными.

Возникает естественный вопрос: почему столь сильное смещение не было обнаружено ранее, несмотря на то, что проблема смещений индексов цен широко обсуждается как для стран с развитыми рыночными отношениями (см., например, [1,2,7,10,16,20,23,24,28,30]), так и для стран с переходными экономиками, причем в

³⁸⁾ Такая практика существует в Швеции [10], подобные рекомендации для США содержатся в [1].

последнем случае вполне определенно указывается на то, что типичным является завышение индикаторов цен и занижение индикаторов объемов (хотя и по иным причинам, нежели рассмотренные нами, см., например, [18,19,25])? Также является общеизвестным, что сцепленные индексы способны давать значительное смещение при неадекватном выборе формулы и шага по времени. Ответ, по нашему мнению, следует искать в недостаточной открытости российской государственной статистики (см. также [9]). Так, опубликованные методические положения [21,27,33] дают лишь общие представления о методиках, целый ряд моментов первостепенной важности в них опущен (например, данные о весах, о деталях их формирования и т.п.). Опубликованные данные, на основе которых производятся расчеты, также неполны и зачастую имеют недостаточную точность. Отсутствуют общедоступные базы данных экономической информации. Коммерциализация государственной статистики, когда Госкомстат торгует информацией, собранной на бюджетные средства, также едва ли может рассматриваться как образец государственного подхода к делу. Существующая ситуация, эффективно защищая Госкомстат от конструктивной критики, стимулирует деструктивную критику, которая не требует скрупулезного анализа методик и не нуждается в правильно организованных базах надежных данных.

Об информационной открытости можно будет говорить тогда, когда по опубликованным данным на основе опубликованных методик и без привлечения иной информации можно будет воспроизвести официальные индикаторы с необходимой точностью. В этом случае можно было бы ожидать реального улучшения методик в результате проведения независимой экспертизы. Пока же с уверенностью можно лишь утверждать, что цены в России за период реформ выросли в среднем на 4 порядка.

◇ ◇ ◇

Автор выражает признательность Э.Ф.Баранову, Э.Б.Ершову и А.Е.Ивантеру за полезные замечания. Первый вариант статьи был написан во время стажировки автора в Тюбингенском университете (ФРГ). В связи с этим выражается признательность Немецкой службе академических обменов (DAAD), финансировавшей поездку, и Р.Шобелю за оказанное гостеприимство.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Advisory Commission To Study The Consumer Price Index*. Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living, Final Report to the Senate Finance Committee, December 4, 1996.
2. *Aizcorbe A.M., Jackman P.C.* The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-91 // *Monthly Labor Review*, Dec.1993, pp.25-33.
3. *Аллен Р.* Экономические индексы. - М.: Статистика, 1980. 256 с.

4. *Balk B.M., Kersten H.M.P.* The Precision of Consumer Price Indices Caused by the Sampling Variability of Budget Surveys: an Example // *Eichhorn W.* (ed.) *Measurement in Economics: Theory and Applications of Economic Indices.* - Heidelberg: Physica-Verlag, 1987, pp.49-57.
5. *Бессонов В.А.* О проблемах измерения в условиях кризисного развития российской экономики // *Вопросы статистики*, №7, 1996. С. 18-32.
6. *BLS Handbook of Methods* // *BLS Bulletin* 2414, September 1992.
7. *Braithwait S.D.* The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes // *The American Economic Review*, vol.70, no.1, 1980, pp.64-77.
8. *Gavrilenkov E.* Macroeconomic Crisis and Price Distortions in Russia // *Bank of Finland, Review of Economies in Transition*, no.3, 1994, pp.39-58.
9. *Granville B., Shapiro J.* Russian Inflation, A Statistical Pandora's Box // *Discussion Paper no.53*, Royal Institute of International Affairs, London, 1994.
10. *Dalen J.* Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index // *Journal of Official Statistics*, vol.8, no.2, 1992, pp.129-147.
11. *Divisia F.* L'Indice monetaire et la theorie de la monnaie // *Revue d'Economie Politique*, 39, 1925, 980-1008.
12. *Ершов Э.Б.* Вступительная статья // [15], с. 5-34.
13. *Ершов Э.Б.* Индексы Дивизиа и их аппроксимации // [15], с.291-297.
14. *Зоркальцев В.И.* Индексы цен и инфляционные процессы. - Новосибирск: Наука, 1996. 279 с.
15. *Кевеш П.* Теория индексов и практика экономического анализа. - М.: Финансы и статистика, 1990. 303 с.
16. *Kokoski M.F.* Quality Adjustment of Price Indexes // *Monthly Labor Review*, Dec.1993, pp.34-46.
17. *Kuboniwa M.* Output and Price Structure of the Russian Economy // *Economic Systems Research*, vol.5, 1993, no.2.
18. *Lane T.D.* Inflation Stabilization and Economic Transformation in Poland: The First Year // *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol.36, 1992, pp.105-156.
19. *Lequiller F.I., Zeischang K.D.* Drift in Producer Price Indices for the Former Soviet Union Countries // *IMF Staff Papers*, vol.41, no.3, 1994, pp.526-532.
20. *Manser M.E., McDonald R.J.* An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-85 // *Econometrica*, vol.56, no.4, July 1988, pp.909-930.
21. Методологические положения по статистике. Вып.1. - М.: Госкомстат России, 1996. 674 с.
22. *Moulton B.R.* Basic Components of the CPI: Estimation of Price Changes // *Monthly Labor Review*, Dec.1993, pp.13-24.
23. *Moulton B.R.* Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence? // *Journal of Economic Perspectives*, vol.10, no.4, Fall 1996, pp.159-177.
24. *Moulton B.R., Moses K.E.* Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index // *Brookings Papers on Economic Activity*, no.1, 1997, pp.305-366.
25. *Osband K.* Index Number Biases During Price Liberalization // *IMF Staff Papers*, vol.39, no.2, 1992, pp.287-309.
26. *Pollak R.A.* *The Theory of the Cost-of-Living Index.* - New York: Oxford University Press, 1989. 207 p.
27. Положение о порядке наблюдения за изменением цен и тарифов на товары и услуги, определения индекса потребительских цен. - М.: Госкомстат России, 1995. 34 с.
28. *Shapiro M.D., Wilcox D.W.* Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation // *NBER Working Paper 5590*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, May 1996.
29. *Фишер С., Дорнбуш Р., Шмалензи Р.* Экономика. - М.: Дело, 1993. 864 с.
30. *Fixler D.* The Consumer Price Index: Underlying Concepts and Caveats // *Monthly Labor Review*, Dec.1993, pp.3-12.

31. *Forsyth F.G., Fowler R.F.* The Theory and Practice of Chain Price Index Numbers // Journal of the Royal Statistical Society, Ser.A, vol.144, 1981, Part.2, pp.224-246.

32. *Хемминг Р.В.* Численные методы для научных работников и инженеров. - М.: Наука, 1972. 400 с.

33. Цены в России. - М.: Госкомстат России, 1996. 260 с.