УДК 311.14

Козлова М.А.

ОТ ЛАСПЕЙРЕСА ДО ТОРНКВИСТА: ЭМПИРИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В РОССИИ

Аннотация

В статье рассматривается метод дополнительных и альтернативных оценок индекса потребительских цен, в основе которого лежит формула расчета Ласпейреса в практике национальных статистических служб. Она имеет важный недостаток, заключающийся в неточности моделирования поведения потребителей. При изменении цены товара потребитель меняет и приобретаемое количество товара, что не предполагает формула Ласпейреса, и оценка индекса потребительских цен таким способом дает большее значение, чем реальная инфляция. В статье эмпирически оценивается разница между значениями индекса Ласпейреса и других индексов (Пааше, Фишера, Торнквиста и Уолша) в 2013–2017 гг. по изменениям цен на продовольственные товары на основе годовых показателей. На основе рассчитанных индексов не оказалось стабильных соотношений. Во-первых, превышение индекса Ласпейреса над индексом Пааше, наиболее известное в индексной теории и получаемое в практике расчетов, было не во всех периодах: в 2017 г. индекс Пааше был больше Ласпейреса. Во-вторых, значения гиперболических индексов (Фишера, Торнквиста и Уолша) также не имеют постоянных соотношений. Индексы Фишера и Уолша по значениям близки друг другу в рассматриваемый период: в 2013 г. индекс Уолша больше индекса Фишера, в остальные периоды наблюдается обратное. Значения индекса Торнквиста и индексов Фишера и Уолша имеют большую разницу, которая в 2014 г. достигает 10,01 процентных пункта в годовом исчислении.

Ключевые слова

Индекс потребительских цен, гиперболический индекс, индекс Торнквиста, индекс Фишера.

JEL: C43

Kozlova M.A.

FROM LASPEYRES TO TORNQVIST: EMPIRICAL ASSESSMENT OF RUSSIAN CONSUMER PRICE INDEX

Annotation

The main topic of this research concerns the additional and alternative assessment of consumer price index. The base formula is Laspeyres formula used by national statistical agencies. It has one significant shortcoming connected with unrealistic conditions of consumer behavior model. The basic axiom of economics is a reaction on the price change: when price of goods raises, consumer will buy less. This situation is not characterized by the Laspeyres formula and so the value of index is more than it must be. In this article there is the empirical assessment of difference between the Laspeyres index value and other index number value (Paasche, Fisher, Tornqvist and Walsh) in the 2013-2017. The statistical data base is the change of food prices in year values. The result of this calculation is the absence of stable

difference between the value of indices numbers. Firstly, the fact that Laspeyres index is more than Paasche index well-known in the index number theory and confirmed in practice is not feature of all years. In 2017 Paasche index is more than Laspeyres index. Secondly, the values of superlative index number (Fisher, Tornqvist, Walsh) have not the constant differences as well. Fisher index number and Walsh index number are similar: in 2013 Walsh index number is more than Fisher index number, but in other years there is differently. The value of Tornqvist and Fisher (and Walsh) indices numbers have a huge differences, one of this is about 10 percentage points.

Keywords

Consumer price index, superlative index number, Tornqvist index number, Fisher index number

Введение. Индексы цен сегодня – не просто количественные показатели, определяющие динамику цен на рынке производителей товаров, на потребительском рынке, а индикаторы изменения уровня жизни. За основу национальные статистические службы берут формулу Ласпейреса, идея формирования которой интуитивно проста и использование которой на макроэкономическом уровне также создает минимальное количество технических проблем.

С 1920-х гг. происходило интенсивное развитие индексной теории и ее практического применения, преимущественно на статистических данных США и европейских стран. Формула Ласпейреса – «вершина айсберга» временных индексов, которую можно дополнять с помощью других, более точных с определенных позиций (подходов к индексам), формул. Задача данной работы – обобщить идеи, лежащие в основе соотношений определенных формул индексов цен и прошедшие эмпирическую проверку на данных статистики зарубежных статистических служб, и оценить разницу в значениях индексов потребительских цен, рассчитанных по другим формулам, отличным от Ласпейреса.

Теория индексов потребительских цен: основные подходы. Использование формулы Э. Ласпейреса в макроэкономической оценке изменения цен запустило процесс осмысления качества этой формулы и соответствия ее моделям функционирования рынков товаров и услуг, моделям поведения потребителей. Формулы Э. Ласпейреса и Г. Пааше имеют одно важное предположение, которое касается нулевой эластичности спроса на товары и услуги по цене, то есть количество потребляемых благ не меняется вследствие изменения цен на них на потребительском рынке. На эту проблему в измерении цен указал А. Конюс [1], и впоследствии в научной литературе появлялись формулы на основе структуры индекса Ласпейреса с включением параметров, оценивающих поведение потребителей на рынке.

Выбор формулы для практических расчетов ИПЦ находится в рамках двух ограничений. Первое состоит в том, что экономическая теория с моделями поведения потребителей, которым получаемый показатель должен соответствовать, т.е. учитывать на макроуровне все возможные решения каждого потребителя и в том числе разные значения эластичности спроса по цене в зависимости от специфики товара и услуги. Второе заключается в том, что показатели, включаемые в ИПЦ, должны регулярно (каждый месяц) поступать в ведение статистической службы и представлять потребительский рынок на макроуровне, т.е. цены и количество товаров и услуг должны характеризовать потребительские расходы населения всей страны.

Первую группу ограничений определяют две группы исследований. Во-первых, это работы по формированию формул индексов, учитывающих модели поведения потребителя. Над этим вопросом работали в основном в середине XX века (Вальд [2], Кляйн и Рубин [3], Стувел [4]), это были исследования теоретического характера, без эмпирической апробации. Хотя стоит отметить, что формулу Кляйна и Рубина использовали в работе 1976 г. для расчета индексов цен на мясо и сельскохозяйственную продукцию [5]. Во-вторых, эконометрические исследования, в которых оценка разницы между рассчитываемым ИПЦ и тем индексом, который должен включать ненулевую эластичность спроса по цене на разные виды товаров и услуг, осуществлялись на основе макроэкономических показателей домашних хозяйств [6] и реже – на массивах микростатистики [7]. В последнем случае такие данные позволяли учитывать фактор реакции потребителей на изменение цены еще и с учетом качественных характеристик домашних хозяйств – от количества членов семьи до половозрастного состава.

Обе группы исследований могут быть применены при больших ограничениях, которые недопустимы на практике при оперативных регулярных оценках ИПЦ, поэтому решение проблемы точности индекса находится в поле второй группы ограничений. Задача исследований в данном случае заключается в том, чтобы на основе стандартных данных, собираемых национальными статистическими службами, рассчитать индекс цен, который по качествам превосходил бы индекс Ласпейреса. Опыт исследований Бюро статистики труда США в этом отношении очень показателен: методика расчета ИПЦ периодически уточнялась и дополнялась на основе результатов современных работ в этой области. Так, в 1960-х гг. был изменен метод отбора населенных пунктов для регистрации цен (на основе расчета вероятности по нескольким качественным критериям); в конце 1990-х гг. показатели на первом уровне обобщения ценовой информации стали рассчитываться по средней геометрической [8], что сегодня стало нормой в практике расчета ИПЦ.

Среди подходов в рамках этой группы ограничений можно назвать и расчет индексов цен по другим формулам, отличным от Ласпейреса.

Формулы индексов цен: интерпретация различий значений. Одним из наиболее известных различий в индексном анализе является разница между результатами, полученными по формулам Ласпейреса и Пааше. В публикуемых работах – от учебников до монографий – транслируется тот факт, что индекс Ласпейреса больше индекса Пааше, что подтверждается эмпирическими исследованиями. На источник такой разницы указал В. Борткевич[27] с помощью ковариации между показателями динамики цен и количества:

$$P_P - P_L = \frac{cov\left(\frac{p_{i1}}{p_{i0}};\frac{q_{i1}}{q_{i0}}\right)}{Q_L}, (1)$$

$$cov\left(\frac{p_{i1}}{p_{i0}};\frac{q_{i1}}{q_{i0}}\right) = \sum(\frac{p_{i1}}{p_{i0}} - P_L)(\frac{q_{i1}}{q_{i0}} - Q_L)d_{i0}, (2)$$

где P_L – индекс цен Ласпейреса, P_P – индекс цен Пааше, Q_L – индекс физического объема Ласпейреса, p_{i1}и p_{i0} – цена i-го товара (услуги) в периодах 1 и 0, q_{i1} и q_{i0} – количество i-го товара (услуги) в периодах 1 и 0, $cov\left(\frac{p_{i1}}{p_{i0}};\frac{q_{i1}}{q_{i0}}\right)$ – ковариация между изменениями цен и количества, d_{i0} – доля потребления i-го товара в структуре потребления домашних хозяйств.

Знак показателя ковариации и определяет соотношение индексов Ласпейреса и Пааше: если относительные изменения цен и количества меня-

[27] Von der Lippe P. Covariance and relationships between price indices: Notes on the theorem of Ladislaus von Bortkiewicz on linear index function. Режим доступа: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/38566/1/MPRA_paper_38566.pdf.

ются в одном направлении, то есть $\frac{p_{i1}}{p_{i0}}$ больше (или меньше) 1 и $\frac{q_{i1}}{q_{i0}}$, соответственно, больше (или меньше) 1, то ковариация положительна и индекс Пааше больше индекса Ласпейреса. Но однонаправленное изменение относительного изменения цен и количества предполагает, что при росте цен на i-ый товар (услугу) увеличивается и потребление этого товара (услуги), что не соответствует базовым предпосылкам теории поведения потребителя. Для общих индексов, которые включают информацию о наборе разных товаров и услуг, можно исключить ситуацию, когда качество товара может повлиять на такое соотношение. Речь идет о товарах Гиффена и товарах показного потребления, для которых характерна описанная выше ситуация однонаправленного изменения цен и количества. В результате ковариация в формуле (1) будет отрицательной и разница между P_P и P_L будет также отрицательной, соответственно, значение индекса Пааше будет меньше значения индекса Ласпейреса.

Вопрос использования формул Ласпейреса и Пааше на практике связан с уже упомянутой проблемой отражения изменения цен с учетом различных особенностей – эффекта замещения одного товара другим под влиянием изменения цен на них, вследствие изменения качества предлагаемых благ и появления технологически новых товаров. Ни та, ни другая формула не учитывают подобные особенности, поэтому выбор формул и соотношение получаемых по них оценок – это вопрос точности используемой в статистических расчетах модели.

Один из вариантов – расчет среднего значения из индексов Ласпейреса и Пааше, что представляет собой индекс Фишера. Кроме того факта, что значение этого индекса будет находиться в границах от значения индекса Пааше до значения индекса Ласпейреса, нужно отметить, что индекс Фишера относится к классу гиперболических индексов, которые соответствуют более реалистичной модели поведения через транслогифмическую функцию расходов потребителей. Ее основное преимущество заключается в том, что она предполагает разные оценки реакции потребителей на изменения цен. Так как в набор потребительских товаров и услуг входят различные категории: от товаров первой необходимости (продукты питания, например), ценовая эластичность которых будет намного меньше, чем каких-то других товаров, до товаров и услуг, потребление которых может быть отложено во времени и уменьшено значительно из-за роста цен. Именно эта разница и заложена в транслогифмической функции расходов.

Подобное преимущество относится ко всему классу гиперболических индексов, к которым также относят индексы Торнквиста и Уолша. Если цены меняются незначительно, то все гиперболические индексы – Фишера, Торнквиста и Уолша – по значению близки друг к другу. В «Руководстве по индексам потребительских цен»[28] указано, что преимущества этих трех формул и различия между ними не дают однозначного ответа на вопрос, какой из них предпочтительнее использовать на практике, поэтому выбор остается за национальными статистическими службами. Однако в случае, когда расчет общего индекса цен (годового, квартального) осуществляется путем перемножения цепных месячных индексов цен, формула Торнквиста демонстрирует лучшие аппроксимирующие качества по сравнению с другими гиперболическими индексами.

Если рассматривать соотношение гиперболических индексов с индексами

[28] Руководство по индексам потребительских цен: теория и практика. МОТ/МВФ/ОЭСР/ Евростат/ЕЭК ООН/ Всемирный банк. Вашингтон: Международный Валютный Фонд, 2007. С. 416.

Ласпейреса и Пааше, то определенная разница оценок индексов касается только индекса Фишера, значение которого будет (по свойствам средней величины) находиться в интервале от индекса Пааше до индекса Ласпейреса. Очевидно, что при минимальных изменениях цен, когда индексы Фишера, Торнквиста и Уолша очень близки друг к другу, значения двух последних будут находиться в тех же пределах. Однако это неаксиоматическое утверждение, поэтому по общему принципу соотношения усредняемых значений и средней величины индексы Торнквиста и Уолша будут в пределах от минимального $\frac{p_{i1}}{p_{i0}}$ до максимального значения $\frac{p_{i1}}{p_{i0}}$, т.е. для последних двух индексов не имеется определенных соотношений с индексами Ласпейреса и Пааше.

Методика расчета индекса потребительских цен по формулам Пааше, Фишера, Торнквиста и Уолша. Расчет индекса потребительских цен и оценка разницы в полученных значениях будет осуществляться на основе статистических показателей, характеризующих продовольственные товары, доля которых по числу в наборе потребительских товаров и услуг составляет 25%, а в структуре потребительских расходов – 37-38%.

Асимметричность доступности информации по региональной статистике не позволяет производить оценку индекса потребительских цен на уровне субъектов РФ и тем более на уровне городов внутри субъектов РФ.

Некоторые формулы индексов могут быть использованы только при одноэтапном обобщении статистических данных о ценах и количествах. Многоэтапность агрегации – одно из преимуществ, которое свойственно формулам Ласпейреса и Пааше, также, соответственно, формуле Фишера. Однако формулы Торнквиста и Уолша при одноэтапном и многоэтапном агрегировании дадут разные результаты.

Данные два условия – асимметричность информации и особенности многоэтапного агрегирования – определяют методику оценки индекса потребительских цен с помощью разных формул.

1. Используются данные о годовых (декабрь отчетного года к декабрю предыдущего года) индивидуальных индексах на продовольственные продукты на уровне страны в целом за 2013–2017 гг. (период расчета определяется вторым пунктом методики). За рассматриваемый период в наборе продовольственных товаров осуществлялись изменения. Например, до 2013 г. включительно в наборе были представлены два вида водки крепостью более 40% (обыкновенного качества и повышенного качества) и вареной колбасы (I сорта и высшего сорта), с 2014 г. они были заменены товарами «водка крепостью 40% об. спирта и выше» и «колбаса вареная»; в 2018 г. из набора был исключен товар «пресервы рыбные» и добавлены «мясо индейки», «консервы мясные для детского питания», «креветки мороженые, неразделанные», «кальмары мороженые», «какао». С учетом таких изменений и при отсутствии необходимой информации об индексах цен и весах данные товары исключались из расчета в определенном году.

2. Используются данные о долях потребительских расходов, рассчитанные и скорректированные Росстатом. Они выступают в роли весов для расчета индексов потребительских цен по разным формулам. Веса с 2015 г. получают на основе потребительских расходов за два года, предшествующих расчетному, с лагом в год. В таблице 1 представлено соответствие структуры потребительских расходов фактическим временным периодам.

Таблица 1 – Соответствие периодов расчета ИПЦ и данных для весов

Год расчета ИПЦ	Годы данных о потребительских расходах
2015	2012-2013
2016	2013-2014
2017	2014-2015
2018	2015-2016
2019	2016-2017
2020	2017-2018

В формулах индексов используются веса отчетного и предыдущего периодов, из чего следует, что весам могут в нашем расчете соответствовать индивидуальные индексы с 2012 по 2018 г. Однако для получения полного списка значений индексов для каждого года 2012 г. и 2018 г. следует исключить.

3. Используются формулы, по которым оценивается ИПЦ, и соответствующие им определенные в предыдущих пунктах статистические данные. Информация о формулах и данных обобщена в таблице 2.

Таблица 2 – Формулы и данные для расчета ИПЦ потребительских товаров в 2013–2017 гг.

Год	Ласпейрес	Пааше	Торнквист	Уолш
2013	$P_{L(13)} = \frac{\sum I_{p\,(13)} \times d_{15}}{\sum d_{15}}$	$P_{P(13)} = \frac{\sum I_{p\,(13)} \times d_{16}}{\sum d_{16}}$	$P_{T\,(13)} = \prod I_{p\,(13)}^{\frac{d_{15}+d_{16}}{2}}$	$I_{W\,(13)} = \frac{\sum \sqrt{I_{p\,(13)}} \times \sqrt{d_{15} \times d_{16}}}{\sum \sqrt{1/I_{p\,(13)}} \times \sqrt{d_{15} \times d_{16}}}$
2014	$P_{L(14)} = \frac{\sum I_{p\,(14)} \times d_{16}}{\sum d_{16}}$	$P_{P(14)} = \frac{\sum I_{p\,(14)} \times d_{17}}{\sum d_{17}}$	$P_{T\,(14)} = \prod I_{p\,(14)}^{\frac{d_{16}+d_{17}}{2}}$	$I_{W\,(14)} = \frac{\sum \sqrt{I_{p\,(14)}} \times \sqrt{d_{16} \times d_{17}}}{\sum \sqrt{1/I_{p\,(14)}} \times \sqrt{d_{16} \times d_{17}}}$
2015	$P_{L(15)} = \frac{\sum I_{p\,(15)} \times d_{17}}{\sum d_{17}}$	$P_{P(15)} = \frac{\sum I_{p\,(15)} \times d_{18}}{\sum d_{18}}$	$P_{T\,(15)} = \prod I_{p\,(15)}^{\frac{d_{17}+d_{18}}{2}}$	$I_{W\,(15)} = \frac{\sum \sqrt{I_{p\,(15)}} \times \sqrt{d_{17} \times d_{18}}}{\sum \sqrt{1/I_{p\,(15)}} \times \sqrt{d_{17} \times d_{18}}}$
2016	$P_{L(16)} = \frac{\sum I_{p\,(16)} \times d_{18}}{\sum d_{18}}$	$P_{P(16)} = \frac{\sum I_{p\,(16)} \times d_{19}}{\sum d_{19}}$	$P_{T\,(16)} = \prod I_{p\,(16)}^{\frac{d_{18}+d_{19}}{2}}$	$I_{W\,(16)} = \frac{\sum \sqrt{I_{p\,(16)}} \times \sqrt{d_{18} \times d_{19}}}{\sum \sqrt{1/I_{p\,(16)}} \times \sqrt{d_{18} \times d_{19}}}$
2017	$P_{L(17)} = \frac{\sum I_{p\,(17)} \times d_{19}}{\sum d_{19}}$	$P_{P(17)} = \frac{\sum I_{p\,(17)} \times d_{20}}{\sum d_{20}}$	$P_{T\,(17)} = \prod I_{p\,(17)}^{\frac{d_{19}+d_{20}}{2}}$	$I_{W\,(17)} = \frac{\sum \sqrt{I_{p\,(17)}} \times \sqrt{d_{19} \times d_{20}}}{\sum \sqrt{1/I_{p\,(17)}} \times \sqrt{d_{19} \times d_{20}}}$

В таблицу 2 не внесена формула Фишера, которая представляет собой среднюю геометрическую из индексов Ласпейреса и Пааше. Например, для 2013 г. формула Фишера будет иметь вид:

$$P_{F\,(13)} = \sqrt{P_{L(13)} \times P_{P(13)}}. \quad (3)$$

В формулах таблицы 2 I_p – индивидуальный индекс цен на определенный продовольственный товар, в скобках указан год, для которого представлен показатель, d – доля потребительских расходов на определенный продовольственный товар с указание года, для которого она используется Росстатом в расчете ИПЦ.

Результаты расчета ИПЦ по формулам таблицы 2 представлены в таблице 3, где также размещены ИПЦ на продовольственные товары, которые рассчитывает Росстат, и минимальные и максимальные значения индивидуальных индексов.

Таблица 3 – Значения ИПЦ продовольственных товаров в 2013–2017 гг.

Год	ИПЦ Росстата, % (декабрь к декабрю)	P_L, %	P_P, %	P_F, %	P_T, %	P_W, %	Миним. значение I_p ($\min I_p$), %	Макс. значение I_p ($\max I_p$) %	$\max I_p - \min I_p$, п.п.
2013	107,32 (107,32)	105,43	105,29	105,51	102,50	106,92	87,47	143,90	56,43
2014	115,42 (115,43)	115,73	115,61	115,67	105,57	115,34	101,86	188,29	86,43
2015	113,91 (114,00)	114,63	113,45	114,04	105,05	114,01	74,33	175,65	101,32
2016	104,57 (104,57)	104,80	104,65	104,72	101,65	104,05	77,78	132,84	55,06
2017	101,06 (101,07)	101,22	101,29	101,26	100,40	101,08	64,45	120,55	56,10

В таблице 3 значения ИПЦ, рассчитываемые Росстатом, представлены в двух вариантах: значение в скобках учитывает все продовольственные товары, которые были включены в набор в отчетном году, второе значение представляет собой пересчет с учетом сопоставимости продовольственных товаров, используемых для расчета всех индексов данного года, указанных в таблице. Из-за передвижек периода весов в некоторые периоды для определенных товаров, указанных в пункте 1, отсутствовала информация в открытом доступе.

Первое соотношение из таблицы 3 между значениями индексов Ласпейреса и Пааше для 2013–2016 гг. соответствует теории и эмпирическим исследованиям. Значения индекса Ласпейреса больше значений индекса Пааше; за исключением 2015 г., разница между индексами в годовом выражении небольшая – от 0,12 до 0,15 п.п. В 2015 г., когда разница между значениями индивидуальных индексов значительна (101,32 п.п.) и наблюдается резкие изменения цен (больше, чем в другие периоды), индексы Ласпейреса и Пааше отличаются на 1,18 п.п. В 2017 г. наблюдается обратное соотношение этих двух индексов: индекс Пааше превышает индекс Ласпейреса на 0,07 п.п. Объяснение подобной ситуации определяется равенствами (1) и (2): ковариация цен и количества товаров в 2017 г. была положительна в целом для совокупности продовольственных товаров, что предполагает, что при росте цен на товары потребителями приобретается большее (или то же) их количество и наоборот. В данном случае требуется более детальное определение факторов, повлиявших на такое соотношение.

Другим важным моментом, связанным с индексом Ласпейреса, является различие значений между индексом, который рассчитывает Росстат, и индексом с более актуальными весами P_L. Актуализация весов и их более частое обновление улучшает качество оценки изменения цен. Однако для соотношения двух индексов Ласпейреса неоднозначна роль этого фактора: в 2013 г. целевой индекс больше индекса с более актуальными весами, в остальные периоды наоборот и в последнем случае разница от 0,16 до 0,72 п.п.

Соотношение индексов цен Ласпейреса, Пааше и Фишера на основе выше сформированных выводов также укладывается в те рамки, о которых пишут в научной литературе и которые определяются математическими свойствами средней величины, которую представляет индекс Фишера. В данном случае значения индексам Фишера меньше значений индекса Ласпейреса, за исключением 2017 г. Максимальная разница в значениях определяется в

2015 г. – периоде с наибольшей разницей в индивидуальных индексах цен.

Соотношение гиперболических индексов на основе плавных трендов цен, что не определяет та ситуация, которая складывалась в 2013–2017 гг., связано с минимальной разницей в их значениях. Однако мы наблюдаем обратное относительно значений индекса Торнквиста. Разница между индексами Фишера и Уолша небольшая – от 0,03 до 0,34 п.п. в 2014–2017 гг., в 2013 г. индекс Уолша превышает индекс Фишера на 1,42 п.п. А разница индексов Фишера, Уолша и Торнквиста особенно значительно в 2014 и 2015 гг. – примерно 9-10 п.п. Эти периоды характеризуется наибольшей динамикой цен на потребительском рынке: ИПЦ Росстата – 115,43% и 114,0%, что во многом определяет такую разницу в значениях гиперболических индексов. Подобная большая разница между значениями индексов Ласпейреса и Торнквиста представлена в работе И. Вартиа [9, p. 161], в которой были рассчитаны индексы цен на импортируемые топливо и смазочные материалы в 1972–1974 гг. помесячно, но объяснения такой разницы в работе не приводится.

Заключение. ИПЦ был включен в текущую повестку Бюро статистики труда США как показатель, который в условиях резких изменений цен на потребительском рынке будет ориентиром для индексации заработных плат работающим, для оценки общей ситуации в национальной экономике. Однако после двух мировых войн этот показатель стал развиваться в условиях некоторой стабильности. Соответственно, эмпирические оценки ИПЦ по другим формулам, отличным от формулы Ласпейреса, давали приблизительно одинаковые результаты, что создавало некоторую неопределенность в выборе индексов, которые дополнили бы ИПЦ и позволили расширить круг задач для статистики цен.

Российская статистика и ситуация волатильности цен в национальной экономике дала возможность (с учетом некоторых упрощений и допущений) оценить ИПЦ по формулам Пааше, Фишера, Торнквиста и Уолша, наиболее известным в индексной теории и практике. И в результате те известные соотношения, которые эмпирически подтверждаются на статистике стран Европы и Северной Америки, реализуются не всегда. В частности, гиперболические индексы (Фишера, Торнквиста, Уолша) оказывались внутри интервала значений от индекса Пааше до индекса Ласпейреса. В нашем исследовании индекс Торнквиста был значительно меньше всех остальных индексов на протяжении всего периода расчета, за исключением 2017 г. Причины такой разницы можно связывать с ограниченностью выборки (только продовольственные товары) и использованием годовых данных, однако эта ситуация требует отдельного рассмотрения с применением эконометрических методов исследования.

Тот факт, что в 2017 г. индекс Пааше оказался больше индекса Ласпейреса, характеризует ситуацию в поведении потребителей на рынке продовольственных товаров. Такое соотношение свидетельствует о том, что, несмотря на рост (уменьшение) цен на продовольственные товары, потребители продолжают покупать эти товары в том же объеме или даже большем. Данный вопрос также требует более детального изучения с использованием дополнительной информации о потреблении продовольственных товаров.

Библиографический список

1. Козлова М.А. Теоретические аспекты экономической статистики: индекс потребительских цен vs индекс стоимости жизни // Журнал экономической теории. – 2019. – Т. 16. – №3. – С. 368-377.

2. Wald A. A new formula for the index of cost of living // Econometrica. – 1939. – Vol. 7. – No. 4. – Pp. 319-331.

3. Klein L.R., Rubin H. A constant-utility index of the cost of living // The Review of Economic Studies. – 1947–1948. – Vol. 15. – No. 2. – Pp. 84-87.

4. Stuvel G. A new index number formula // Econometrica. – 1957. – Vol. 25. – No. 1. – P. 123-131.
5. Christensen L.R., Manser M.E. Cost-of-living indexes and price indexes for U.S. meat and produce. 1947–1971 // Household production and consumption / Ed. by N.E. Terleckyj. – NBER, 1976. – Pp. 399-450.
6. Braithwait S.D. The substitution bias of the Laspeyres price index: an analysis using estimated cost-of-living indexes // The American Economic Review. – 1980. – Vol. 70. – No. 1. – Pp. 64-77.
7. Balk B.M. On calculating cost-of-living index numbers for arbitrary income levels // Econometrica. – 1990. – Vol. 58. – No. 1. – Pp. 75-92.
8. Dalton K.V., Greenlees J.S., Stewart K.J. Incorporating a geometric mean formula into the CPI // Monthly Labor Review. – 1998. – October. – Pp. 3-7.
9. Vartia Y.O. Relative changes and index number. – Helsinki: Research institute of Finnish economy, 1976. – 203 p.

Bibliographic list

1. Kozlova M.A. Theoretical aspects of economic statistics: consumer price index vs cost-of-living index // Zhurnal ekonomicheskoj teorii. – 2019. – Vol. 16. – No. – Pp. 368-377.
2. Wald A. A new formula for the index of cost of living // Econometrica. – 1939. – Vol. 7. – No. 4. – Pp. 319-331.
3. Klein L.R., Rubin H. A constant-utility index of the cost of living // The Review of Economic Studies. – 1947–1948. – Vol. 15. – No. 2. – Pp. 84-87.
4. Stuvel G. A new index number formula // Econometrica. – 1957. – Vol. 25. – No. 1. – P. 123-131.
5. Christensen L.R., Manser M.E. Cost-of-living indexes and price indexes for U.S. meat and produce. 1947–1971 // Household production and consumption / Ed. by N.E. Terleckyj. – NBER, 1976. – Pp. 399-450.
6. Braithwait S.D. The substitution bias of the Laspeyres price index: an analysis using estimated cost-of-living indexes // The American Economic Review. – 1980. – Vol. 70. – No. 1. – Pp. 64-77.
7. Balk B.M. On calculating cost-of-living index numbers for arbitrary income levels // Econometrica. – 1990. – Vol. 58. – No. 1. – Pp. 75-92.
8. Dalton K.V., Greenlees J.S., Stewart K.J. Incorporating a geometric mean formula into the CPI // Monthly Labor Review. – 1998. – October. – Pp. 3-7.
9. Vartia Y.O. Relative changes and index number. – Helsinki: Research institute of Finnish economy, 1976. – 203 p.

УДК 338.2:330.59

Трегубова А.А., Федотова Э.А.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ НЕРАВЕНСТВА ДИСКРЕЦИОННЫХ РАСХОДОВ РОССИЙСКИХ ДОМОХОЗЯЙСТВ[29]

Аннотация

Цель статьи – проведение статистического анализа динамики неравенства по потреблению российских домохозяйств в периоды макроэкономической нестабильности. Проведена оценка вклада в общее неравенство «необязательных» расходов (трат на одежду, обувь, рестораны, отдых и развлечения) с использованием метода декомпозиции индекса неравенства Джини по компонентам денежных расходов. Данный подход позволяет оценить воздействие отдельных направлений расходов домохозяйств на неравенство в потреблении. Информационной базой выступают данные Российского мо-

[29] Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 19-010-00009.