

Формула Торнквиста для расчета индекса потребительских цен в России: теория и практика

Мария Александровна Козлова

Уральский государственный экономический университет, г. Екатеринбург, Россия

В статье отражена авторская позиция по поводу корректировки так называемого эффекта замещения, который влияет на величину индекса потребительских цен, рассчитываемого в настоящее время по формуле Ласпейреса. Автор предлагает на основе существующей методологии построения индексов (аксиоматического, экономического и стохастического подходов) решение проблемы адекватности статистических измерений динамики потребительских цен в случае, когда в результате изменения цен в потребительской корзине относительно дорогой товар заменяется покупателем на относительно более дешевый. В статье обосновывается использование формулы Торнквиста, обладающей лучшими свойствами по сравнению с другими формулами, применяемыми при построении гиперболических индексов.

На основе методологии и данных Росстата произведен расчет индекса потребительских цен для России по формуле Торнквиста с использованием квартальных групповых индексов цен и долей потребительских расходов на уровне страны. Для оценки результатов эмпирических апробаций был рассчитан индекс потребительских цен, определенный по формуле Ласпейреса, с использованием тех же квартальных данных, что и индекс Торнквиста. Значения индекса цен по формуле Торнквиста в большинстве случаев ниже, чем показатели динамики цен, полученные по формуле Ласпейреса. Это заключение обосновано как теоретически, так и эмпирически и подтверждено для России. Однако в силу несоблюдения условий плавных трендов цен в отдельных кварталах различие между значениями индексов Торнквиста и Ласпейреса оказывается существенно большим, чем представлено в эмпирических исследованиях в других странах.

Индекс потребительских цен, рассчитанный по формуле Торнквиста, в системе показателей статистики цен в России можно определить как показатель, уточняющий основной индекс потребительских цен. Расчет его значения необходим для реалистичного описания процессов, происходящих на потребительском рынке.

Ключевые слова: индекс стоимости жизни, индекс потребительских цен, формула Ласпейреса, эффект замещения, формула Торнквиста, гиперболический индекс.

JEL: C48, D12, D40, E31, R21.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-5-87-94>.

Для цитирования: Козлова М.А. Формула Торнквиста для расчета индекса потребительских цен в России: теория и практика. Вопросы статистики. 2020;27(5):87-94.

Törnqvist Formula for Calculating a Consumer Price Index in Russia: Theory and Practice

Mariya A. Kozlova

Ural State University of Economics, Yekaterinburg, Russia

The article reflects the author's position on the adjustment of the so-called substitution bias, which affects the value of the consumer price index, currently calculated using the Laspeyres formula. The author proposes a solution to the problem of the adequacy of statistical measurements of the dynamics of consumer prices in the case when, as a result of changing cost of the consumer basket, a buyer replaces a relatively expensive product with a relatively cheaper one. This solution is based on the existing index construction methodology (axiomatic, economic and stochastic approaches). The article substantiates the use of the Törnqvist formula, which has better properties in comparison with other formulae used in the construction of superlative indices.

The authors calculated the Törnqvist price index for Russia based on Rosstat methodology and data using country-level quarterly group price indices and shares of consumer spending. To evaluate the results of empirical testing Laspeyres price index was compiled using the same quarterly data as the Törnqvist index. The values of the Törnqvist price index in most cases are less than the price dynamics obtained according to the Laspeyres formula. This conclusion is proved both theoretically and empirically, and it is confirmed for Russia as well. However, due to the non-observance of the conditions of smooth trends in consumer prices, the difference between the values of the Törnqvist and Laspeyres indices is significantly larger in certain quarters than that presented in empirical studies in other countries.

Consumer price index, calculated using the Törnqvist formula, in the system of indicators of price statistics in Russia can be defined as an indicator that specifies the main consumer price index. Calculation of its value is necessary for a more realistic description of the processes taking place in the consumer market.

Keywords: cost-of-living index, consumer price index, Laspeyres formula, substitution bias, Törnqvist formula, superlative index.

JEL: C48, D12, D40, E31, R21.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2020-27-5-87-94>.

For citation: Kozlova M.A. Törnqvist Formula for Calculating a Consumer Price Index in Russia: Theory and Practice. *Voprosy Statistiki*. 2020;27(5):87-94. (In Russ.)

Оценка динамики цен на потребительском рынке представляет собой важную задачу для национальных статистических служб, которую необходимо решать оперативно, обеспечивая точность результатов. Индекс потребительских цен (ИПЦ) – это показатель, который определяет решение данной задачи. За более чем вековую историю развития методологии и методики расчета ИПЦ основное внимание уделялось качеству выборочных совокупностей – населенных пунктов, пунктов продаж товаров и услуг, набора потребительских товаров и услуг; при этом основа ИПЦ – формула Ласпейреса – оставалась неизменной. В статье рассматривается другой вариант оценки ИПЦ – с помощью формулы Торнквиста, которая обладает рядом преимуществ перед формулой Ласпейреса.

Индекс потребительских цен: история теоретических и практических подходов к его расчету

Появление в статистической практике США ИПЦ, который до 1945 г. назывался индексом стоимости жизни (ИСЖ), было продиктовано проблемой корректировки заработной платы наемных рабочих и служащих в условиях высокой волатильности цен в Первую мировую войну. Четко обозначенная задача решалась статистиками на достаточно ограниченных выборках, охватывающих от 39 до 51 крупного города и от 15 до 40 товаров (продуктов питания) в период между двумя мировыми войнами [1]. Расчет изменения стоимости жизни на основе небольшого количества товаров осуществлялся через соотнесение стоимости фиксированного объема этих товаров в текущем и базисном периодах, то есть с помощью индекса Ласпейреса (фактически – индекса Лоу, так как в качестве базисного периода для объемов

товаров использовался промежуток времени, отличающийся от периодов регистрации цен). Этот способ сопоставления цен разных товаров понятен и прост, но в то же время подобное упрощение не учитывает наличия основополагающего принципа поведения потребителей – реакции на изменение цен при переходе от одного периода к другому.

На этот недостаток указал А. Конюс, концепция ИСЖ которого получила свое развитие после публикации перевода его статьи на английский язык в 1939 г.: на основе индекса цен потребитель определяет, как изменилась стоимость набора благ, который необходим для поддержания определенного уровня жизни; а уровень жизни определяется разным объемом товаров и услуг в базисном и отчетном периодах. Различие между ИПЦ и ИСЖ обусловлено тем, что при расчете первого индекса не учитывается эффект замещения одного товара другим из-за изменения ценовых условий рынка в разные периоды. Такие отклонения в литературе называют *bias*, о чем более подробно писал Ю.Н. Иванов: «понятие *bias* – удобный инструмент для определения неадекватных методов и формул, но вместе с тем он представляется довольно расплывчатой категорией, так как во многих случаях неясно, что именно следует рассматривать в качестве теоретически обоснованного критерия» [2, с. 13]. Как отмечал А. Конюс, «проблема построения истинного индекса стоимости жизни неразрывно связана с общей проблемой установления функциональной зависимости между потреблением и ценами» [3, с. 41].

В результате сформировалось три направления в решении проблемы более точной оценки стоимости жизни с помощью ИПЦ. *Первое* направление, получившее свое развитие в 1940-1970-х годах, было связано с созданием «новых» формул

индекса цен, которые бы включали информацию о различных коэффициентах эластичности и оценки функции полезности [4-6]. Практическое использование предложенных в работах формул для расчета ИПЦ затруднено в силу сложности оценки функции полезности потребителей на макроуровне.

Второе направление представлено эконометрическими исследованиями для оценки отклонений, основанной на несоответствии ИПЦ и показателей, связанных с потреблением домашних хозяйств как на макроэкономических данных [7], так и на микроданных [8 и 9]. Преимуществом работ с оценкой на микроданных является дифференциация домашних хозяйств по составу, возрасту и уровню доходов и определение различий в ИСЖ для разных групп домашних хозяйств.

Два первых направления развития методологии и методики расчета ИПЦ не соответствуют возможностям их применения национальными статистическими службами из-за отсутствия необходимой статистической информации на уровне национальной экономики и необходимости оперативной оценки ИПЦ. *Третье* же направление развития ИПЦ, связанное с минимизацией отклонений от ИСЖ, предполагает разработку методов, которые не меняют существующий алгоритм расчета, а трансформируют отдельные его составляющие.

Отклонения ИПЦ обсуждались на страницах «Журнала Американской статистической ассоциации» еще в начале 1930-х годов, до публикации статьи А. Конюса. Главный вопрос касался нерегулярного обновления весов, основанных на структуре потребительских расходов, в результате чего формировались искажения, связанные с неактуальностью долей расходов [10 и 11]. До конца 1990-х годов способ минимизации отклонений ИПЦ в практике США состоял в улучшении качества выборочных совокупностей. В 1998 г. было анонсировано изменение базовой формулы расчета индексов цен на нижних уровнях агрегации: со средней арифметической величины на среднюю геометрическую [12]. Через четыре года после этого события Бюро статистики труда США стало рассчитывать дополнительно ИПЦ по формуле Торнквиста, в результате чего решался

вопрос устранения эффекта замещения на высоких уровнях агрегации [13, p. 51].

Отклонение ИПЦ от ИСЖ и критерии выбора формулы индекса

Концепция отклонений (bias) ИПЦ от ИСЖ активно развивалась во второй половине XX века. В результате были выделены следующие виды отклонений:

- 1) отклонение из-за изменения цен на товары и услуги, о котором писал А. Конюс;
- 2) отклонение из-за замены организации торговли и сферы услуг с разной ценовой политикой;
- 3) отклонение из-за изменения качественных характеристик существующих благ;
- 4) отклонение вследствие появления новых товаров и услуг [14].

Первый вид отклонений связан с эффектом замещения одного товара (услуги) другими из-за изменения цен, который обусловлен поведением потребителей и, соответственно, может определяться функциональной формой потребительских расходов, зависящей от типа замещения товаров и услуг. Методика расчета ИПЦ предполагает последовательное обобщение товаров и услуг: конкретные товары (услуги), товар-представитель, группы товаров, укрупненные разделы и ИПЦ. Таким образом, реакция потребителя при изменении цены на товары (услуги) внутри группы соответствует одной модели поведения, а на товары (услуги) разных групп - другой модели.

На уровне расчета индивидуальных невзвешенных индексов цен для определенной территории (населенного пункта) использование средней геометрической величины вместо средней арифметической определяется двумя факторами, связанными с двумя подходами к индексам: аксиоматическим и экономическим. Согласно аксиоматическому подходу, формула Ласпейреса не отвечает одной важной группе аксиом - критериям обратимости во времени. А формула средней геометрической индивидуальных индексов цен строго отвечает критерию обратимости во времени, тогда как средняя арифметическая - только в случае строгой пропорциональности изменения цен:

$$\prod_{i=1}^n \frac{p_i^1}{p_i^0} \times \prod_{i=1}^n \frac{p_i^0}{p_i^1} = 1, \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \times \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{p_i^0}{p_i^1} \right) \geq 1, \quad (2)$$

где $\prod_{i=1}^n \frac{p_i^1}{p_i^0}^{1/n}$ - средний геометрический индивидуальный индекс, отражающий изменение цен на товары (услуги) $i = 1, 2, \dots, n$ в периоде 1 по сравнению с периодом 0; $\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)$ - средний арифметический индекс, отражающий изменение цен в периоде 1 по сравнению с периодом 0.

С позиции экономического подхода, индексы цен должны рассматриваться в контексте минимизации потребительских расходов. Обобщение идей, связанных с определением оптимальной формы функции потребительских расходов на уровне индивидуальных индексов, позволило определить функцию Кобба-Дугласа (соответствует среднему геометрическому индексу) как наилучшую по сравнению с функцией Леонтьева (соответствует среднему арифметическому) [15, р. 17-19]. Таким образом, использование формулы средней геометрической величины при расчете индивидуальных индексов поддерживается утверждением, что товары (услуги) могут приобретаться в разных пропорциях и потребитель определяет их в соответствии с изменением ценовых условий. Применение данной формулы позволяет решить вопрос учета эффекта замещения аналогичных товаров разных брендов или товаров, приобретенных в разных магазинах, а также товаров внутри группы аналогичных товаров, то есть она связана с первым и вторым типом отклонений, приведенных в начале этого раздела.

Однако существует эффект замещения, связанный с заменой товаров (услуг) разных групп и который не определяется формулой средней геометрической. Эта проблема может быть решена на более высоком уровне агрегации - при расчете групповых индексов цен и ИПЦ в целом. Если средняя геометрическая сегодня включена в национальные методики расчета ИПЦ, то проблема межгруппового замещения не имеет однозначного решения прежде всего потому, что уже более 100 лет формула Ласпейреса, имеющая простое экономическое обоснование, является основой для расчета ИПЦ.

Решение вопроса минимизации первого вида отклонений связано с выбором другой формулы для расчета ИПЦ. Среди всех индексов, включающих два основных компонента - цены и количества товаров (услуг), при решении данного вопроса большее внимание уделяется группе гиперболических индексов (индексы Фишера, Торнквиста и Уолша), и выбор между индексами определяется свойствами формул с позиций разных подходов к индексам.

С точки зрения аксиоматического (первого) подхода, индекс Фишера - единственный, отвечающий всем 20 критериям, тогда как индекс Торнквиста не соответствует девяти из них, среди которых нет критерия обратимости во времени. И в этом его преимущество перед формулами Ласпейреса и Пааше, но не Фишера. Наряду с аксиоматическим подходом, по которому только индекс Фишера отвечает всем критериям, существует второй (альтернативный) аксиоматический подход, в котором критерии характеризуют либо только индекс цен, либо только индекс количеств, тогда как первый подходит для индексов цен и количеств одновременно. Объединяют эти подходы восемь одинаковых критериев. Всем 17 критериям второго аксиоматического подхода соответствует формула Торнквиста. Среди аксиом второго аксиоматического подхода есть критерий транзитивности цен при фиксированных весах:

$$I_p(p^0, p^1, d^T, d^{T+1}) I_p(p^1, p^2, d^T, d^{T+1}) = I_p(p^0, p^2, d^T, d^{T+1}), \quad (3)$$

где $I_p(p^0, p^1, d^T, d^{T+1})$ - индекс, определяющий изменение цен в периоде 1 по сравнению с периодом 0; $I_p(p^1, p^2, d^T, d^{T+1})$ - индекс, определяющий изменение цен в периоде 2 по сравнению с периодом 1; $I_p(p^0, p^2, d^T, d^{T+1})$ - индекс, определяющий изменение цен в периоде 2 по сравнению с периодом 0; d - доли периода T и $T + 1$, которые рассчитываются на основе потребительских расходов (доли расходов).

Данный принцип используется сегодня для пересчета ИПЦ от месячной динамики к динамике цен более длинного периода, и гиперболические индексы наиболее точно соответствуют равенству (3). Таким образом, формулы Фишера и Торнквиста формально не имеют преимуществ по соответствию критериям аксиоматических подходов.

С позиции стохастического подхода, единственным индексом, который отвечает критерию

обратимости во времени, является индекс, включающий логарифм среднего арифметического долей расходов, и это логарифм индекса Торнквиста:

$$\ln I_T = \ln \left(\prod \frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{\frac{d_i^0 + d_i^1}{2}} = \sum \frac{1}{2} (d_i^0 + d_i^1) \ln \frac{p_i^1}{p_i^0}. \quad (4)$$

Кроме того, математическое ожидание случайной величины представляет собой логарифм индекса Торнквиста, то есть эта формула лучше всего аппроксимирует динамику цен выборочной совокупности, которые и являются случайной величиной.

С точки зрения экономического подхода, формула гиперболических индексов соответствует тому предположению, что при большом количестве товаров коэффициент эластичности не должен быть одинаковым для всего их набора. Такое поведение потребителей определяется транслогарифмической функцией расходов [16, p. 120]:

$$\ln C(p) \equiv \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j, \quad (5)$$

где $C(p)$ - расходы потребителя как функция от цен на товары $i, j = 1, 2, \dots, N$, $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$, $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$.

Такую функцию потребительских расходов называют гибкой функциональной формой, и именно она лежит в основе отнесения индексов к классу гиперболических.

Таким образом, формула Торнквиста имеет больше преимуществ (соответствует большему количеству подходов к индексам), чем формулы Фишера и Уолша. При этом в «Руководстве по индексу потребительских цен: теория и практика»¹ несколько раз подчеркивается, что все три индекса близко аппроксимируют друг друга и каждый из них обладает большим набором свойств, математических и экономических.

Отклонения третьего и четвертого типа, приведенные в начале данного раздела, не определяются технически с помощью замены формулы и в данной статье не рассматриваются.

¹ МОТ, МВФ, ОЭСР, Евростат, ЕЭК ООН, Всемирный банк. Руководство по индексам потребительских цен: теория и практика. Вашингтон: МВФ, 2007.

² Официальная статистическая методология организации статистического наблюдения за потребительскими ценами на товары и услуги и расчета индексов потребительских цен, утверждена приказом Росстата 30 декабря 2014 г., № 734. М., 2014.

Методология расчета ИПЦ Росстата и применение формулы Торнквиста

ИПЦ рассчитывается² путем последовательного агрегирования данных в иерархии «город - регион - страна». На уровне города расчет средних цен на товары и услуги - представители и индивидуальных индексов цен осуществляется по средней геометрической, что решает вопрос о минимизации эффекта замещения товаров (услуг) внутри групп.

Набор опубликованных показателей статистики цен и структуры потребительских расходов, сформированный в результате обобщения данных Выборочного обследования домашних хозяйств (ОБДХ), позволяет применить формулу Торнквиста для расчета ИПЦ на уровне страны, который осуществляется следующим образом:

1. Определяется период времени, для которого рассчитывается ИПЦ: ежемесячные данные с 2012 по 2019 г. Данный промежуток времени выбран с учетом минимальных изменений в наборе потребительских товаров и услуг, что позволяет не принимать во внимание отклонения ИПЦ вследствие появления новых товаров.

2. Данные об индивидуальных индексах цен на группы товаров и услуг, отдельные товары и услуги и доли потребительских расходов населения, публикуемые ежеквартально в бюллетене «Доходы, расходы и потребление домашних хозяйств», были увязаны друг с другом на основе тех групп потребительских расходов, которые представлены в указанном бюллетене.

Они напрямую не соответствуют ни тем группам товаров и услуг, по которым рассчитываются индексы потребительских цен, ни разделам классификации индивидуального потребления по целям (КИПЦ), которая лежит в основе обобщения данных ОБДХ. Потребительские расходы разделены на группы продовольственных, непродовольственных товаров и услуг, что позволяет самостоятельно сделать увязку с индексами цен, которая нужна только для групп, а не для отдельных товаров и услуг - представителей: 15 групп из 31 полностью совпадают по составу, остальные 16 были сформированы из групп и отдельных товаров и услуг - представителей.

3. Алкогольные напитки не включены в расчет ИПЦ, так как не представляется возможным самостоятельно скорректировать показатель доли расходов на них: Росстат заменяет расходы на алкогольные напитки по ОБДХ на объем их продаж в розничном обороте.

4. Для 16 групп товаров и услуг, указанных в пункте 2, рассчитаны групповые индексы по формуле Ласпейреса с использованием стандартных долей потребительских расходов, которые формирует Росстат, на основе расходов за два года, предшествующих предыдущему относительно отчетного года.

5. Для каждой группы, за исключением группы алкогольных напитков, индексы, отражающие изменение цен к предыдущему месяцу, пересчитываются для трехмесячных периодов (кварталов):

$$I_{\text{март/февраль}} = I_{\text{квартал (март к декабрю предыд. года)}} = I_{\text{февраль/январь}} \times I_{\text{январь/декабрь предыд. года}} \quad (6)$$

Индексы остальных кварталов рассчитываются аналогично формуле (6).

6. На основе полученных квартальных групповых индексов и долей потребительских расходов, представленных в сборнике «Доходы, расходы и потребление домашних хозяйств», рассчитываются ИПЦ по формуле Торнквиста для каждого квартала:

$$I_T^{01} = \prod_{j=1}^{30} I_j^{01 \frac{d_j^0 + d_j^1}{2}}, \quad (7)$$

где I_T^{01} - индекс Торнквиста, отражающий изменение цен в периоде 1 по сравнению с периодом 0; I_j^{01} - индекс группы товаров (услуг) j ($j = 1, 2, \dots, 30$), отражающий изменение цен в периоде 1 по сравнению с периодом 0; d_j - доля потребительских расходов группы товаров (услуг) j .

7. Дополнительно рассчитан по тем же данным индекс Ласпейреса для проверки гипотезы о том, что он превышает значение индекса Торнквиста вследствие неучета поведения потребителей при изменении цен на товары (услуги). Такое сравнение будет более корректным при одних и тех же исходных данных - квартальных индексах групп товаров (услуг) и долей потребительских расходов, им соответствующих. Таким образом, уравниваются исходные условия расчета индексов, и при их сравнении не учитывается многоступенчатое агрегирование (город - регион - страна). Последнее играет решающую роль в исчислении индекса Торнквиста, так как рассчитанная средняя геометрическая, лежащая в его основе, не дает один и тот же результат при многоступенчатом и одноступенчатом агрегирова-

нии. Индекс Торнквиста уступает арифметическим индексам, таким как индексы Ласпейреса и Лоу. Результаты расчетов представлены в таблице 1.

Таблица 1

Квартальные индексы Торнквиста и Ласпейреса (без учета алкогольных напитков) в 2012-2019 гг.
(в процентах к концу предыдущего квартала)

| Год | Квартал | Индекс Торнквиста | Индекс Ласпейреса | Разница между индексами Ласпейреса и Торнквиста, процентного пункта (п. п.) |
|--------------------|---------|-------------------|-------------------|---|
| 2012 | I | 101,35 | 101,39 | 0,03 |
| | II | 101,63 | 101,60 | -0,03 |
| | III | 101,76 | 101,84 | 0,08 |
| | IV | 101,26 | 101,24 | -0,03 |
| 2013 | I | 101,71 | 101,71 | 0,00 |
| | II | 101,40 | 101,43 | 0,03 |
| | III | 101,44 | 101,57 | 0,14 |
| | IV | 101,92 | 102,11 | 0,19 |
| 2014 | I | 102,49 | 102,59 | 0,10 |
| | II | 102,78 | 102,77 | -0,01 |
| | III | 102,03 | 102,19 | 0,16 |
| | IV | 105,76 | 106,86 | 1,10 |
| 2015 | I | 107,61 | 107,77 | 0,16 |
| | II | 101,25 | 101,30 | 0,06 |
| | III | 102,14 | 102,30 | 0,16 |
| | IV | 103,47 | 104,19 | 0,72 |
| 2016 | I | 102,43 | 102,58 | 0,15 |
| | II | 101,44 | 101,43 | -0,01 |
| | III | 101,16 | 101,23 | 0,07 |
| | IV | 102,36 | 102,86 | 0,50 |
| 2017 | I | 101,39 | 101,42 | 0,03 |
| | II | 101,52 | 101,54 | 0,02 |
| | III | 100,39 | 100,41 | 0,02 |
| | IV | 102,14 | 102,72 | 0,59 |
| 2018 | I | 101,41 | 101,46 | 0,05 |
| | II | 101,55 | 101,42 | -0,13 |
| | III | 101,10 | 101,12 | 0,02 |
| | IV | 102,49 | 103,08 | 0,59 |
| 2019 | I | 102,13 | 102,11 | -0,02 |
| | II | 101,20 | 101,22 | 0,02 |
| | III | 100,73 | 100,68 | -0,05 |
| | IV | - | - | - |
| 2012-2019 гг. | | 186,91 | 195,55 | 8,65 |
| Средние за квартал | | 102,04 | 102,19 | 0,15 |

Для квартальных индексов, как и для месячных индексов, которые рассчитывают национальные статистические службы, существуют искажения, связанные с сезонностью. В таблице 1 индексы Ласпейреса и Торнквиста рассчитаны на основе одних и тех же квартальных данных, то есть степени искажения, связанные с сезонностью, примерно одинаковы, поэтому разница их значений определяет эффект межгруппового замещения товаров и услуг.

Соотношение индексов цен по Российской Федерации в целом такое же, как и в эмпирических исследованиях по статистике цен в США и Европе, то есть значения индекса Торнквиста меньше значений индекса Ласпейреса. За весь рассматриваемый период (31 квартал) общее изменение цен (с использованием индекса Торнквиста) на 8,65 п. п. меньше, чем рассчитанное при помощи индекса Ласпейреса, среднеквартальная разница составляет 0,15 п. п. (за год 0,64 п. п.). Но при этом есть некоторые отклонения: во-первых, значения индекса Торнквиста во II квартале четырех лет превышают значения индекса Ласпейреса; во-вторых, наибольшие различия между индексами Ласпейреса и Торнквиста отмечаются также по одному разу в I, III и IV кварталах (от 0,5 до 1,1 п. п.).

В результате, с одной стороны, гипотеза о соотношении индексов Ласпейреса и Торнквиста подтверждается при рассмотрении длительного периода времени и наблюдается завышение оценки динамики цен (с применением индекса Ласпейреса) из-за неучета эффекта замещения. Кроме того, рассчитанные индексы при несоблюдении условий плавных трендов цен весьма различаются друг от друга, что является важным результатом данной эмпирической апробации.

С другой стороны, некоторые допущения, которые были сделаны в связи с отсутствием информации о ценах, индексах цен и долях потребительских расходов на низких уровнях агрегации, оказывают влияние на результат: в частности, есть кварталы, в которых индекс Торнквиста превышает индекс Ласпейреса, хотя эта разница в месячном выражении очень мала.

Заключение

ИПЦ используется для решения множества задач, поэтому национальные статистические службы рассчитывают не один, а несколько индексов цен, дополняющих и уточняющих друг друга. Система индексов цен в Российской Федерации включает в себя взаимодополняемые показатели: ИПЦ; базовый ИПЦ, при расчете которого исключаются товары и услуги с регулируемым государством или подверженными сезонности ценами; пространственный индекс стоимости жизни, определяющий территориальную дифференциацию цен. Индекс цен Торнквиста является показателем, уточняющим основной ИПЦ; в основе различий этих индексов лежит эффект межгруппового заме-

щения товаров и услуг. Кроме того, формула Торнквиста, соответствующая критерию обратимости во времени, более точно определяет изменения цен за длинные периоды времени при использовании произведения цепных индексов.

Однако ее применение сопряжено с рядом проблем. *Во-первых*, использование квартальных (или месячных) долей потребительских расходов формирует искажения, связанные с сезонностью, то есть требуется разработка методов корректировки ИПЦ, рассчитанных по формуле Торнквиста. Опыт США показывает, что корректировки необходимы несколько раз в год. *Во-вторых*, формула Торнквиста не предполагает последовательного агрегирования по товарам (услугам) и территориям, то есть после расчета индивидуальных индексов цен на уровне территории сразу рассчитывается итоговый ИПЦ по стране. В США это 8018 комбинаций «товар (услуга) - территория» (211 товаров (услуг) и 38 территорий); для России может быть 43435 (511 товаров (услуг) и 85 субъектов) или 144613 (511 товаров (услуг) и 283 города).

Решения данных проблем представляются перспективными направлениями развития индексной теории и ее практического применения на данных российской статистики.

Литература

1. **Козлова М.А.** Индекс потребительских цен США в эпоху двух мировых войн: история развития практики и теоретических концепций // Вестник Самарского государственного экономического университета. 2018. № 8(166). С. 9-17.
2. **Иванов Ю.Н.** К дискуссии о точности показателей макроэкономической статистики // Вопросы статистики. 2017. № 9. С. 10-18.
3. **Конюс А.А.** Проблема истинного индекса стоимости жизни // Избранные труды Кондратьевского Конъюнктурного института / под. ред. А.Я. Рубинштейна и др. М.: Экономика, 2010. С. 39-54.
4. **Wald A.** A New Formula for the Index of Cost of Living // *Econometrica*. 1939. Vol. 7. No. 4. P. 319-331. doi: <http://doi.org/10.2307/1906982>.
5. **Klein L.R., Rubin H.** A Constant-Utility Index of the Cost of Living // *The Review of Economic Studies*. 1947. Vol. 15. Iss. 2. P. 84-87. doi: <http://doi.org/10.2307/2295996>.
6. **Chetty V.K.** On the Construction of Cost of Living and Productivity Indices // *International Economic Review*. 1971. Vol. 12. Iss. 1. P. 144-146.
7. **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. P. 64-77. URL: <https://www.jstor.org/stable/1814738>.

8. **Balk B.M.** On Calculating Cost-of-Living Index Numbers for Arbitrary Income Levels // *Econometrica*. 1990. Vol. 58. No. 1. P. 75-92. doi: <http://doi.org/10.2307/2938335>.
9. **Beatty N.K.M., Larsen E.R.** Using Engel Curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a Cost of Living Index // *The Canadian Journal of Economics*. 2005. Vol. 38. Iss. 2. P. 482-499. doi: <https://doi.org/10.1111/j.0008-4085.2005.00289.x>.
10. **Hogg M.H.** A Distortion in the Cost of Living Index // *Journal of the American Statistical Association*. 1931. Vol. 26. No. 173. P. 52-57.
11. **Mudgett B.D.** The Problem of the Representative Budget in a Cost of Living Index // *Journal of the American Statistical Association*. 1933. Vol. 28. No. 181A. P. 26-32.
12. **Dalton K.V., Greenlees J.S., Stewart K.J.** Incorporating a Geometric Mean Formula into the CPI // *Monthly Labor Review*. 1998. Vol. 121. No. 10. P. 3-7.
13. **Abraham K.G.** Toward a Cost-of-Living Index: Progress and Prospects // *The Journal of Economic Perspectives*. 2003. Vol. 17. No. 1. P. 45-58. doi: <https://doi.org/10.1257/089533003321164949>.
14. **Gordon R.J., Davis R.G., Rich G.** Measurement the Aggregate Price Level: Implication for Economic Performance and Policy // Shigehara K. (ed.) *Price Stabilization in the 1990s*. London: Palgrave Macmillan, 1993. P. 233-276.
15. **Diewert W.E.** Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes. NBER Working Paper No. 5104. Cambridge, MA: NBER, 1995. doi: <https://doi.org/10.3386/w5104>.
16. **Diewert W.E.** Exact and Superlative Index Numbers // *Journal of Econometrics*. 1976. Vol. 4. Iss. 2. P. 115-145. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(76\)90009-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(76)90009-9).

Информация об авторе

Козлова Мария Александровна - канд. экон. наук, доцент кафедры информационных технологий и статистики, Уральский государственный экономический университет. 620144, г. Екатеринбург, ул. 8 Марта/Народной Воли, 62/45. E-mail: kozlova_mary@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6146-4966>.

References

1. **Kozlova M.A.** US Consumer Price Index in the Period of Two World Wars: History of Development of Practice and Theoretical Concepts. *Vestnik of Samara State University of Economics*. 2018;8(166):9-17. (In Russ.)
2. **Ivanov Yu.N.** The Debate About the Accuracy of Indicators of Macroeconomic Statistics. *Voprosy Statistiki*. 2017;(9):10-18. (In Russ.)
3. **Konüs A.A.** The Problem of the True Index of the Cost of Living. In: Rubinstein A.Y. (ed.) *Selected Works of Kodratiev Institut of Conjuncture*. Moscow: Economics Publ.; 2010. P. 39-54. (In Russ.)
4. **Wald A.** A New Formula for the Index of Cost of Living. *Econometrica*. 1939;7(4):319-331. Available from: doi: <http://doi.org/10.2307/1906982>.
5. **Klein L.R., Rubin H.** A Constant-Utility Index of the Cost of Living. *The Review of Economic Studies*. 1947-1948;15(2):84-87. Available from: doi: <http://doi.org/10.2307/2295996>.
6. **Chetty V.K.** On the Construction of Cost of Living and Productivity Indices. *International Economic Review*. 1971;12(1):144-146.
7. **Braithwait S.D.** The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes. *The American Economic Review*. 1980;70(1):64-77. Available from: <https://www.jstor.org/stable/1814738>.
8. **Balk B.M.** On Calculating Cost-of-Living Index Numbers for Arbitrary Income Levels. *Econometrica*. 1990;58(1):75-92. Available from: doi: <http://doi.org/10.2307/2938335>.
9. **Beatty N.K.M., Larsen E.R.** Using Engel Curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a Cost of Living Index. *The Canadian Journal of Economics*. 2005;38(2):482-499. Available from: doi: <https://doi.org/10.1111/j.0008-4085.2005.00289.x>.
10. **Hogg M.H.** A Distortion in the Cost of Living Index. *Journal of the American Statistical Association*. 1931;26(173):52-57.
11. **Mudgett B.D.** The Problem of the Representative Budget in a Cost of Living Index. *Journal of the American Statistical Association*. 1933;28(181):26-32.
12. **Dalton K.V., Greenlees J.S., Stewart K.J.** Incorporating a Geometric Mean Formula into the CPI. *Monthly Labor Review*. 1998;121(10):3-7.
13. **Abraham K.G.** Toward a Cost-of-Living Index: Progress and Prospects. *The Journal of Economic Perspectives*. 2003;17(1):45-58. Available from: doi: <https://doi.org/10.1257/089533003321164949>.
14. **Gordon R.J., Davis R.G., Rich G.** Measurement the Aggregate Price Level: Implication for Economic Performance and Policy. In: Shigehara K. (ed.) *Price Stabilization in the 1990s*. London: Palgrave Macmillan; 1993. P. 233-276.
15. **Diewert W.E.** Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes. *Working paper No. 5104 (NBER working paper series)*. Cambridge: NBER; 1995. Available from: doi: <https://doi.org/10.3386/w5104>.
16. **Diewert W.E.** Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*. 1976;4:115-145. Available from: doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(76\)90009-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(76)90009-9).

About the author

Mariya A. Kozlova - Cand. Sci. (Econ.), Associate Professor, Department of Computer Science and Statistics, Ural State University of Economics. 62/45, 8 March Str. / Narodnaya Volya Str., Yekaterinburg, 620144, Russia. E-mail: kozlova_mary@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6146-4966>.