ПРОТИВОРЕЧИЯ И НЕДОСТАТКИ АГРЕГАТНОЙ ПАРАДИГМЫ ИНДЕКСОВ

С.С. Захорошко

Введение

Применяемая в практике статистических исследований массовых социально-экономических явлений теория и методология экономических индексов несовершенна. Для выявления противоречий и недостатков агрегатной концепции индексов нами использованы общелогические методы познания (анализ и синтез, научная абстракция, обобщение, аналогия, моделирование), методы эмпирического, экономического и факторного анализа.

Современная система индексов имеет агрегатную форму. Она рекомендована как лучшая Международным статистическим институтом и поддерживается многими статистиками. Считается, что агрегатные взвешенные индексы имеют четкую теоретическую аргументацию, глубокий экономический смысл и позволяют проводить правильные расчеты.

Первыми агрегатными взвешенными формулами были индексы Ласпейреса (1871 г.) и Пааше (1874 г.). Формула агрегатного индекса с арифметически скрещенными весами была предложена Эджуортом и Маршаллом в 80-х гг. XIX в. Затем последовала формула с геометрически скрещенными весами Уолша (1901 г.) и арифметически скрещенный индекс Зигвика. Названные индексы современные статистики считают наиболее обоснованными и обычно относят к классу отличных.

В современной зарубежной индексологии убежденными сторонниками агрегатной формы индекса оказались Л. Борткевич, Ж. Книбсс, И. Монтгомери, В. Кроу. Известный английский экономист В. Кроу [1], например, рассматривает пять форм индексов (простую геометрическую, формулы Ласпейреса, Пааше, Маршала-Эджуорта, «идеальную») с точки зрения соответствия их тестовой теории И.Фишера. У.Кроу ставит вопрос: «Ласпейрес или Пааше?» и сам отвечает на него в пользу формулы Ласпейреса, приводя следующую аргументацию. Формула Пааше должна иметь ограниченное применение: во-первых потому, что она предполагает использование текущих весов, которые трудно получить своевременно и быстро; во-вторых, цены и количества изменяются в неодинаковой пропорции и коррелируют между собой. Поскольку в большинстве случаев корреляция между количествами продаж и ценами будет отрицательной, то в формуле Пааше эти товары (с резким скачком в цене) будут занимать небольшой удельный вес. По мнению Кроу, формула Ласпейреса преувеличивает рост цен, а формула Пааше преуменьшает, поэтому именно формула Ласпейреса должна найти широкое применение при построении индекса цен.

Большинство отечественных индексологов также разделяют агрегатную концепцию, отдавая предпочтение алгоритмам Пааше, Ласпейреса и взвешенному индексу продукции с базисными ценами. В СССР с начала 30-х гг. XX в. индексы розничных цен рассчитывали исключительно по схемам Пааше с применением агрегатных и среднегармонических форм, что стало поводом для критики цифрового материала и упреков в адрес статорганов в занижении динамики цен. В настоящее время в статистической практике Республики Беларусь разработка сводного индекса потребительских цен ведется в соответствии с формулой среднеарифметического индекса Ласпейреса, а индекса розничных цен – по формуле Пааше, поскольку так принято в большинстве государств мира.

Агрегатная форма имеет как многочисленных сторонников, так и значительное количество противников. Не приняли агрегатную форму Г. Дюон [2], Ю. Вартиа [3], А.Фогт [4], Г. Тейл [5]. Например, Г.Дюон, не соглашаясь с системой взвешивания, советует отбросить большинство агрегатных формул, включая индексы Ласпейреса, Пааше и др., как теоретически несостоятельные. Ю. Вартиа, А. Фогт, Г. Тейл предлагают свои собственные алгоритмы как альтернативные агрегатным.

Отечественные теоретики индексного метода Н.М. Виноградова [6], Г. Бакланов [7], а также Э.Б. Ершов [8], В.П.Сергеев [9] отметили недостатки конструкции, системы взвешивания и других агрегатных формул.

На отсутствие соответствия между значениями агрегатных индексов и абсолютными приростами указывали С. Югенбург [10] и С. Струмилин [11].

Несмотря на длительную полемику индексологи в целом поддерживают агрегатные формулы индексов, признавая, однако, что концепция имеет ряд изъянов. Разделяя данный подход, попытаюсь рассмотреть узловые проблемы агрегатной парадигмы, а также дополнить сложившуюся картину собственными исследованиями в этой области.

Основная часть

Как мы уже отметили, наиболее распространенными агрегатными взвешенными индексами являются:

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} \text{ алгоритм Ласпейреса,} \qquad (1)$$

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} \text{ индекс Пааше,} \qquad (2)$$

и два алгоритма продукции

$$I_q = \frac{\sum q_1 p_0}{\sum q_0 p_0} \qquad (3)$$

и

$$I_q = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_0 p_1}, \qquad (4)$$

а также производные от них среднеарифметические и среднегармонические формы.

Исследуя данные алгоритмы, отмечу прежде всего, что они не отвечают некоторым важным тестам в индексологии. Напомню, что в XIX в. английский экономист и математик Фрэнсис Эджуорт выдвинул идею отбора индексных формул исходя из определенных требований. В 1890 г. датский статистик Х. Вестергаард предложил идею циркулярного теста, а в 1896 г. голландский экономист Н.Г. Пирсон изложил тесты соизмеримости и обратимости индексов во времени. В 1911 г. И. Фишер обосновывает критерии идентичности, ассоциативности и обратимости факторов. А.Уолш и Р.Фриш предлагают тест определенности и критерий независимости от размерности. Позднейшие авторы (К. Джини, Л. Борткевич) выдвигают тест монотонности, Г. Дюон – критерий стандартной корзины товаров. Перечисленные аксиомы соответствуют логике индексных расчетов, являются четкими критериями, индикаторами качества индексных формул. Поэтому большинство из них рекомендовано Международным статистическим институтом и поддерживается статистическим сообществом.

Взвешенные агрегатные алгоритмы прежде всего *не соответствуют критерию обратимости факторов*. Если в индексе цен поменять местами символы для цен и количеств, то получим индекс продукции. Поскольку индексы цен и продукции взаимосвязаны, то при их перемножении должен получиться индекс стоимости.

Посмотрим, так ли это. Если $I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0}$, то, поменяв местами p и q, получим $I_q = \frac{\sum q_1 p_0}{\sum q_0 p_0}$.

Однако произведение этих индексов $\frac{\sum q_1 p_0}{\sum q_0 p_0} \times \frac{\sum q_1 p_0}{\sum q_0 p_0}$ не равно индексу стоимости $\frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_0 p_0}$. Поскольку для индивидуальных индексов тест выполняется, следовательно, именно система взвешивания выводит алгоритмы из логики данного критерия.

Агрегатная концепция нарушает критерий круговой сходимости. Если построен некоторый индекс для года a при базисном годе b и для года b при базисном годе c, то при их перемножении можно получить индекс года a при базисном годе c. Данный тест требует, чтобы $I_{a/c}$, рассчитанный на промежуточных сравнениях, совпал с тем, какой был бы получен при непосредственном сравнении индекса года a с индексом c, т.е.

$$I_{a/b} \cdot I_{b/c} = I_{a/c}.$$

В агрегатной концепции этот тест выполняется только для индексов с постоянными весами. В связи с этим произведения агрегатных взвешенных цепных индексов не всегда равны базисным показателям, рассчитанным методом прямого сравнения данных отчетного и базисного периодов.

Как известно, базисные индексы можно рассчитывать и прямым и цепным методами. При расчете прямым методом сравниваются данные последнего и первого периодов. При использовании цепного метода, базисные индексы получают путем перемножения цепных показателей. С содержательной стороны оба метода должны приводить к одинаковым результатам, тем более что произведения индивидуальных цепных индексов всегда равны базисным индексам. Однако нередко произведение цепных агрегатных индексов не равно результату, полученному прямым методом. Тест круговой сходимости выдерживается лишь тогда, когда нет линейной корреляции между простыми индексами цен и продукции. В тех случаях, когда индивидуальные индексы не варьируют, и корреляционной связи нет, произведение цепных общих индексов равно базисному.

Исследуя некоторые примеры можно обнаружить удивительный парадокс, когда снижение общего уровня цен за несколько периодов сопровождается ростом цен на каждом этапе их изменения. В табл. 1 приведен такой пример.

Таблица 1

Динамика цен и объемов продукции

Виды продукции	Первый период		Второй период		Третий период	
	Цена (тыс. руб.)	Количество (тыс. м.)	Цена (тыс. руб.)	Количество (тыс. м.)	Цена (тыс. руб.)	Количество (тыс. м.)
	p_1	q_1	p_2	q_2	p_3	q_3
Ткани шелковые	6	750	3,3	300	4,5	1200
Ткани шерстяные	12	1050	15	1200	12	100

Источник: собственная разработка

$$I_{p(1/0)} = \frac{\sum p_2 q_2}{\sum p_1 q_2} = \frac{3{,}3\times 300 + 15\times 1200}{6\times 300 + 12\times 1200} = \frac{18990}{16200} = 1{,}172$$

$$I_{p(2/1)} = \frac{\sum p_3 q_3}{\sum p_2 q_3} = \frac{4{,}5\times 1200 + 12\times 100}{3{,}3\times 1200 + 15\times 100} = \frac{6600}{5460} = 1{,}201$$

$$I_{p(2/1)} = \frac{\sum p_3 q_3}{\sum p_1 q_3} = \frac{4{,}5\times 1200 + 12\times 100}{6\times 1200 + 12\times 100} = \frac{6600}{8400} = 0{,}786$$

Нетрудно подобрать примеры, демонстрирующие нелогичность расчетов и по формуле Ласпейреса, а также по агрегатным алгоритмам продукции.

Агрегатные индексы не отвечают также тесту монотонности. Данная аксиома требует, чтобы индексы были строго возрастающими функциями по уровням отчетного периода и убывающими – по уровням базисного периода. Иными словами, если цены в отчетном периоде возрастают, то должен увеличиться и общий индекс цен.

Поскольку конкретный пример и строгое доказательство несоответствия этому тесту содержится в некоторых работах современных авторов (см., например, Сергеев В.П. [9]) и является довольно громоздким, ограничимся лишь этой констатацией.

Справедливости ради следует отметить, что исследуемые алгоритмы соответствуют ряду других тестов: идентичности, обратимости во времени, критерию линейной однородности.

Одно из общих свойств исследуемых формул состоит в том, что если уровни соизмерителей увеличить или уменьшить в несколько раз, то значение агрегатного индекса не изменится (тест линейной однородности). Следовательно, уровни агрегатных индексов зависят от структуры весов (соизмерителей). Если изменить структуру весов, то в общем случае значения индексов будут иными. Следствием данного свойства является равенство индексов цен Пааше и Ласпейреса при наличии структурных сдвигов и в уровнях цен, и в количествах товаров. Пример такого феномена приведен в табл. 2.

В нашем примере $I_{p(q_0)} = I_{p(q_1)} = 1{,}143$.

Взаимосвязь и соотношение по-разному взвешенных агрегатных индексов исследовал Л. Борткевич [12] (к аналогичным выводам пришел Л.С. Казинец [13]). Он выявил, что:

$$I_{p(q_0)} : I_{p(q_1)} = 1 + r_{\min} k_L k_P, \quad (5)$$

где: $r_{\min}$ – коэффициент линейной корреляции индивидуальных индексов;

$k_L k_P$ – коэффициенты вариации простых индексов.

Таблица 2

Данные о ценах и объемах проданных тканей за два периода

Виды продукции	Базисный период		Отчетный период	
	Цена (тыс. руб.)	Количество (тыс. м)	Цена (тыс. руб.)	Количество (тыс. м)
	p_0	q_0	p_1	q_1
Ткани шелковые	3	30	9	36
Ткани шерстяные	6	60	3	54
Ткани синтетические	12	15	18	1,8

Источник: собственная разработка

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} = \frac{9\times 30 + 3\times 60 + 18\times 15}{3\times 30 + 6\times 60 + 12\times 15} = \frac{720}{630} = 1{,}143$$

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = \frac{9\times 36 + 3\times 54 + 18\times 1{,}8}{3\times 36 + 6\times 54 + 12\times 1{,}8} = \frac{518{,}4}{453{,}6} = 1{,}143$$

Поскольку между изменением цен и динамикой объемов продукции взаимосвязь обратная, то коэффициент корреляции индивидуальных индексов, как правило, отрицательный, поэтому почти всегда индекс Ласпейреса больше индекса Пааше.

Иногда данные алгоритмы могут указывать на противоположные направления динамики цен (такое расхождение между индексами Пааше и Ласпейреса получило название «эффект Гершенкона»). В некоторых случаях при расчете индексов Ласпейреса и Пааше возможен не поддающийся объяснению результат: например, в последующем периоде по сравнению с предыдущим цены возросли, но в предыдущем периоде они были выше.

Как было отмечено, в 30-х гг. XX в. экономическую основу агрегатных индексов обосновал Л.Борткевич. Он считал, что при сравнении двух периодов следует пользоваться либо текущими, либо базисными весами, а при сопоставлении нескольких периодов – постоянными весами [12]. Однако выдвинутой аргументации оказалось недостаточно и в современный период центральной проблемой агрегатной парадигмы по-прежнему является система взвешивания, т.е. обоснование выбора соизмерителей (весовых коэффициентов, весов).

Поскольку процесс выбора между весами текущего и базисного периодов в теоретическом плане считается крайне сложным, постольку обычно рекомендуются как лучшие формулы Ласпейреса и Пааше, либо индексы с арифметически или геометрически скрещенными весами. Выбор конкретной формулы осуществляется в соответствии с основным принципом индексной методологии: любой индекс должен соответствовать реальным экономическим процессам.

Агрегатный взвешенный индекс всегда охватывает собою не один, а целую систему признаков. Отсюда возникает вопрос о подборе дополнительных признаков, включаемых в индекс наравне с индексируемым, или, как говорят, о взвешивании. Задача статистика состоит не в том, чтобы произвольно выбрать те или иные признаки (веса) для совместного учета с индексируемым признаком, а в отыскании системы признаков, реально связанных друг с другом. Таким образом, производя взвешивание, статистик лишь воспроизводит объективно существующий комплекс признаков, которые вследствие взаимосвязи совместно изменяются и отражают динамику некоторого процесса.

Каждый агрегатный индекс всегда содержит условную величину. Например, в (1) условен числитель, а в (2) – знаменатель: перемножаются уровни явлений, относящиеся к разным периодам времени. В индексах цен (1) и (2) веса (q) приняты соответственно на уровне базисного и отчетного периодов; в индексах продукции (3) и (4) соизмерители (p), также взяты на уровне базисного и отчетного периодов. Считается, что элиминируя один из показателей, индексы цен характеризуют среднее изменение цен, а индексы продукции – среднее изменение количества проданных товаров.

В агрегатных индексах один из сопряженных показателей характеризует уровень явления, а второй используется в качестве весового коэффициента. При такой форме взаимосвязи между явлениями показатели, характеризующие их, не должны тесно коррелировать между собой, иначе индекс покажет не соответствующий истине результат.

Между тем в большинстве агрегатных формул показатели, составляющие индексные наборы, коррелируют. При снижении цен объем реализации, как правило, возрастает. Поэтому в индексе цен Пааше мы сталкиваемся с отрицательной корреляцией. Изменение объемов производства несомненно повлечет изменение затрат на единицу продукции. Поэтому в индексе продукции (5) будет проявляться сильная положительная корреляция затрат с объемом выпуска. Следовательно, сама *концепция взвешивания имеет зыбкую основу.*

Суть другого противоречия агрегатной парадигмы индексов состоит в том, что *сводные индексы цен интерпретируются как однофакторные показатели, а индексы продукции – как двухфакторные*. Считается, что алгоритмам Ласпейреса и Пааше нет альтернативы, а к индексам продукции можно отнести не только соотношения (3) и (4), но и такие конструкции, как:

$$I_q = \frac{\sum q_1 z_1}{\sum q_0 z_1}, \qquad (6)$$

$$I_q = \frac{\sum q_1 t_1}{\sum q_0 t_1}, \qquad (7)$$

где в качестве соизмерителей принимают участие себестоимость единицы продукции (z) и трудоемкость (t). Иными словами, аргументация сводится к тому, что при сопоставлении индексных наборов цен объем продукции (q) выступает лишь как вес, в то время как в индексах продукции p, z и t являются полноправными факторами-соизмерителями.

Индексы – это средние величины. Мы знаем, что средние величины являются двухфакторными показателями, так как зависят от уровней признака и структуры совокупности. На этом основании, а также поскольку рассмотренные индексные наборы также содержат два фактора, делаем вывод, что и агрегатные индексы цен – двухфакторные показатели.

Следующее противоречие агрегатной парадигмы связано с *экономической интерпретацией функциональных взаимосвязей, включенных в индексные наборы.*

Считается, что формулы Ласпейреса (1) и Пааше (2) являются индексами цен, а (3) и (4) индексами продукции. Алгоритмы очень схожи не только внешне, но и по их внутреннему содержанию: имеют одинаковую конструкцию и общие индексные наборы, однако почему-то применяются для характеристики разных явлений: динамики цен и продукции.

Откажемся пока от идеи, что в агрегатных индексах применяется система взвешивания и исследуем функциональную взаимосвязь между показателями, включенными в индексные наборы. Теоретически функциональная связь имеет место, если объемный показатель можно представить в виде произведения двух других показателей.

Как известно, произведение количества продукции и ее цены $(q \cdot p)$ образует стоимость (V). Тогда формулы Пааше и Ласпейреса можно представить как взаимосвязь вида Р=$\sum p \cdot q$, а индексы продукции, как $Q = \sum q \cdot p$. Легко заметить, что такие взаимосвязи не только не функциональны, но и просто ошибочны. Действительно, в алгоритмах Пааше и Ласпейреса цена (результативный показатель) образована как произведение цены (здесь цена уже факторный показатель) на количество продукции (второй факторный показатель). В индексах продукции допущена аналогичная тавтология, количество продукции (результативный по казатель) образовано как произведение количества продукции (здесь это уже факторный показатель) и ее цены. Понятно, что в соотношении Р=$\sum p \cdot q$ цена не может быть одновременно результативным и факторным показателем, а в выражении $Q = \sum q \cdot p$ количество продукции нельзя представить и как результативный, и как факторный признак.

Следовательно, функциональная взаимосвязь между зависимыми и независимой переменной установлена неправильно. Нетрудно заметить, что данные соотношения не являются индексами цен и продукции, а представляют собой разные варианты стоимости продукции. В первой и второй формуле стоимость образована при базисных и отчетных количествах, в третьей и четвертой, при базисных и отчетных ценах. Вместо индексов цены и продукции созданы четыре модификации стоимости продукции в предположении изменения ее оценки при пересчете в старых и новых количествах или при прежних и изменившихся ценах.

В содержательном смысле такой же недостаток присущ индексам, предложенным некогда Эджуортом:

$$I_p = \frac{\sum p_1(q_1+q_0)}{\sum p_0(q_1+q_0)}; \qquad (8)$$

$$I_q = \frac{\sum q_1(p_1+p_0)}{\sum q_0(p_1+p_0)}. \qquad (9)$$

Конструкции алгоритмов представляются искусственными, лишенными экономического смысла в связи с суммированием базисного и отчетного уровня показателей. По ним также нельзя вычислять абсолютные приросты стоимости, обусловленные движением цен и изменением объема продукции, поскольку разность между числителем и знаменателем покажет нелогичный результат.

Агрегатная парадигма индексов мирится с множественностью формул. Приблизительный подсчет показывает, что агрегатных взвешенных формул около 70. Конечно, в какой-то мере на ситуацию повлияла идея И.Фишера о скрещивании индексов. Однако в основном такое положение связано с непоследовательностью и запутанностью самой агрегатной концепции. Во-первых, индексологи не решили, какие веса (соизмерители) предпочесть: отчетного или базисного периода, арифметически или геометрически скрещенные. Во вторых, не совсем понятно какими должны быть индексные наборы, поскольку показатели, включенные в них ,нередко коррелируют между собой.

С математической стороны агрегатные формулы всегда казались безупречными. Они и в самом деле имеют массу достоинств: являются простыми, удобными, опираются на универсальный вид средних: среднюю арифметическую взвешенную и т.д. Однако основной недостаток агрегатной парадигмы заключается в *алгебраической конструкции агрегатных взвешенных формул.*

Приведем следующие данные (см. табл. 3).

Таблица 3

Объемы производства и цены тканей

Показатели	Ткани хлопчатобумажные		Ткани шерстяные		Ткани шелковые	
	Базисный период	Отчетный период	Базисный период	Отчетный период	Базисный период	Отчетный период
Объем продукции (м.)	1000	1400	9000	7000	3500	3700
Цена (тыс. руб.)	20	35	100	60	50	55

Источник: собственная разработка

Рассчитаем некоторые известные агрегатные взвешенные индексы.

Агрегатный взвешенный индекс цен Ласпейреса дает следующий результат

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} = \frac{35\times1000+60\times9000+55\times3500}{20\times1000+100\times9000+50\times3500} =$$

$$= \frac{35000+540000+192500}{20000+900000+175000} = \frac{767500}{1095000} = 0{,}701$$

Преобразуем формулу

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} = \sum p_1 q_0 \frac{1}{\sum p_0 q_0} = 35\cdot1000\cdot\frac{1}{1095000} +$$

$$60\cdot9000\cdot\frac{1}{1095000} + 55\cdot3500\cdot\frac{1}{1095000} = \frac{35000}{1095000} +$$

$$+\frac{540000}{1095000} + \frac{192500}{1095000} = 0{,}032+0{,}493+0{,}176 = 0{,}701$$

Нетрудно заметить, что агрегатная взвешенная формула приводит к равновзвешиванию в соответствии с базисным значением индекса. Поэтому влияние меньших элементов индекса завышается, а больших занижается. Следовательно, полученный числовой результат неверен.

Проведем расчет по алгоритму Пааше:

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = \frac{35\times1400+60\times7000+55\times3700}{20\times1400+100\times7000+50\times3700} =$$

$$= \frac{49000+420000+203500}{28000+700000+185000} = \frac{672500}{913000} = 0{,}736.$$

В данном конкретном числовом примере, мы сталкиваемся с редким случаем, когда индекс Пааше больше индекса Ласпейреса. Обычно выдерживается взаимосвязь с точностью до наоборот.

Представив формулу в ином виде и получим:

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = \sum p_1 q_1 \frac{1}{\sum p_0 q_1} =$$

$$= 35 \cdot 1400 \cdot \frac{1}{913000} + 60 \cdot 7000 \cdot \frac{1}{913000} +$$

$$+ 55 \cdot 3700 \cdot \frac{1}{913000} = \frac{49000}{913000} + \frac{420000}{913000} +$$

$$+ \frac{203500}{913000} = 0{,}053 + 0{,}460 + 0{,}223 = 0{,}736.$$

Можно представить алгоритм Пааше в среднеарифметической форме.

$$I_p = \frac{\sum i_p p_0 q_1}{\sum p_0 q_1} = \sum i_p p_0 q_1 \frac{1}{\sum p_0 q_1} =$$

$$= \frac{35}{20} \cdot 20 \cdot 1400 \cdot \frac{1}{913000} +$$

$$+ \frac{60}{100} \cdot 100 \cdot 7000 \cdot \frac{1}{913000} + \frac{55}{50} \cdot 50 \cdot 3700 \cdot \frac{1}{913000} =$$

$$= \frac{1{,}75 \cdot 28000}{913000} + \frac{0{,}6 \cdot 700000}{913000} + \frac{1{,}1 \cdot 185000}{913000} =$$

$$= 0{,}053 + 0{,}460 + 0{,}223 = 0{,}736.$$

Агрегатный взвешенный индекс цен Эджуорта и Маршалла дает следующий результат:

$$I_p = \frac{\sum p_1 (q_1 + q_0)}{\sum p_0 (q_1 + q_0)} = \frac{35(1400 + 1000) +}{20(1400 + 1000) +}$$

$$= \frac{+60(7000 + 9000) + 55(3700 + 3500)}{+100(7000 + 9000) + 50(3700 + 3500)} =$$

$$= \frac{84000 + 960000 + 396000}{48000 + 1600000 + 360000} = \frac{1440000}{2008000} = 0{,}717.$$

Преобразуем формулу

$$I_p = \frac{\sum p_1 (q_1 + q_0)}{\sum p_0 (q_1 + q_0)} =$$

$$= \sum p_1 (q_1 + q_0) \frac{1}{\sum p_0 (q_1 + q_0)} = \frac{35(1400 + 1000)}{2008000} +$$

$$+ \frac{60(7000 + 9000)}{2008000} + \frac{55(3700 + 3500)}{2008000} =$$

$$= 0{,}042 + 0{,}478 + 0{,}197 = 0{,}717.$$

Рассмотренный пример наглядно показывает, что исследуемые алгоритмы ведут к равновзвешиванию, в соответствии с базисным значением индекса, а поэтому получаемые числовые результаты неверны.

Аналогичные доводы можно привести против формул с геометрически скрещенными весами (Уолша) и др., которые содержат индексные наборы $q\,p$, pq, $p(q_1+q_0)$, $q(p_1+p_0)$, $p(q_1 q_0)$ $q(p_1 p_0)$, именуемые индексами цен и продукции.

Поскольку рассмотренные формулы обладают равновзвешиванием, становятся понятными причины некоторых иных несуразностей агрегатной концепции, в частности таких, как интересный феномен, описанный В.П.Сергеевым [9]. При двух видах товаров каждой структуре соизмерителя соответствует определенный уровень агрегатного индекса. Если же количество товаров более двух, одно и то же значение индекса может быть получено при различных структурах соизмерителей. Теперь это легко объяснить: в первом случае элементы формулы получают правильные веса, во втором – неправильные: срабатывает равновзвешивание.

Заключение

Таким образом, агрегатная концепция имеет глубокие внутренние противоречия, прежде всего, по трем причинам: слабой обоснованности системы взвешивания; неправильно построенным функциональным взаимосвязям в индексных наборах; ошибочной конструкции агрегатного индекса. Остальные слабые места агрегатной парадигмы – несоответствие тестам, множественность формул индексов – являются следствиями названных причин. Поэтому вся агрегатная концепция требует переосмысления и пересмотра.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Walter R. Crove.* Index numbers (theory and applications). London, 1965.
2. *Duon G.* De la theorie a la pratique des indices statistiques. Paris, 1955.
3. *Vartia Y.O.* Ideal log-change index numbers //Scandinavian Jornal of Statistics. 1976.-№ 3. P.121–126.
4. *Vogt A.* Der Wertindextreue – Test und eine Vereinfachung des Indexproblems // Statistische Hefte. 1978. H.2. S. 131–140.
5. *Theil H.* Best linear index numbers of prices and quantities // Econometrica. 1960. № 2. P. 464–480.
6. *Виноградова Н.М.* О применении индексов в аналитических расчетах // Ученые записки по статистике АН СССР. Т.7. М.: АН СССР, 1963. С.191–246.
7. *Бакланов Г.И.* Некоторые вопросы индексного метода. М.: Статистика, 1972.
8. *Ершов Э.Б.* Математические вопросы международных сопоставлений экономических показателей. М.: НИЭИ Госплана СССР, 1965.
9. *Сергеев В.П.* Сводные индексы цен и объемов товаров // Сб. Экономические и социальные проблемы российского общества. Вып.2.Ярославль: Яр. Филиал ВЗФЭИ, 2000. С.46–52.
10. *Югенбург С.М.* Индексный метод в советской статистике. М: Госстатиздат, 1958.
11. *Струмилин С.Г.* К анализу совокупного действия нескольких факторов //Ученые записки по статистике АН СССР. Т.3. М.: АН СССР, 1957. С. 377–383.
12. *Bortkiewicz, L.V.* Zweck and Strncktur einer Preisindexzahl //Nordisk Statistisk Tidskrift. 1925. Band 4. S. 34–45.
13. *Казинец Л.С.* Теория индексов. М.: Госстатиздат, 1963.

РЕЗЮМЕ

Дается критический анализ теоретико-методологических основ агрегатной концепции индексов. Показаны недостатки некоторых концептуальных положений данной теории. Критика взвешенных агрегатных индексов цен и продукции осуществляется с теоретико-методологических и математических позиций. Обосновывается, что формулы приводят к равновзвешиванию признаков и поэтому дают неправильный числовой результат.

SUMMARY

Critical analysis of theoretical and methodological bases of aggregate conception of index numbers is provided. The drawbacks of some conceptual foundations of the theory are pointed out. The article contains criticism of aggregate weighted index numbers of prices and production from the viewpoints of theory, methodology and mathematics. It is proved, that the formulas lead to levelling of indicators and, thus, provide inadequate numeric result.

* Статья поступила в редакцию 21 августа 2006 г.