

Аналитический индекс цены Варзара как инструмент измерения эффектов инфляции затрат

Цацулин Александр Николаевич

Северо-Западный институт управления — филиал РАНХиГС (Санкт-Петербург)
Профессор кафедры финансового менеджмента
Доктор экономических наук, профессор
vash_64@mail.ru

РЕФЕРАТ

В статье изложен методический аспект анализа построения так называемой III Индексной схемы по идеологии В. Варзара для двух- и трехфакторного мультипликаторов, что традиционно представляет для понимания студентов известные трудности при изучении учебных статистических дисциплин». Автором даны графическая иллюстрация плоскостной и пространственной процедур пофакторных приращений, а также содержательный комментарий результатов аналитического разложения экономического явления. Построенный индекс позволяет оценивать структурные изменения показателя инфляции затрат.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА

индексный метод, аналитический индекс, двух- и трехфакторный мультипликатор, схема факторного анализа, графическая интерпретация, индекс совместных изменений, инфляционный процесс, инфляция издержек

Tsatsulin A. N.

The Analytical Index of Varzar Like Instrument Measure the Effects of Cost-Push Inflation

Tsatsulin Alexander Nickolaevitch

North-West Institute of Management — branch of the Russian President Academy of National Economy and Public Administration (Saint-Petersburg, Russian Federation)
Professor of the Chair of Financial Management
Doctor of Sciences (Economy), Professor
vash_64@mail.ru

ABSTRACT

The article contains methodical aspect of the analyses, concerned with the building so-called the «Third index scheme» on the B. Varzar's ideology for the case of the two and three factorial multiplicative models. This question of the course «Statistic» always represents well-known difficulties for understanding by the students. Also the author produces graphic interpretation of the 2D and 3D diagrams and substantive commentary on the output of statistical factor's dismemberment of economic phenomenon. Built index allows to measure the structural changes in the rate of cost inflation.

KEYWORDS

index-number method, analytical index, two- and three-factors multiplicative models, scheme of the factor's expand, graphic interpretation, the index of the combined changes, process of inflation, cost-push inflation

Если вам кажется, что кто-то слишком много себе позволяет, возможно, вы просто во многом себе откажываете.

Из коллекции примет А. Финейгла

Как известно, по характеру решаемых задач сводные индексы делятся на простые и аналитические. Простой индекс оценивает количественное изменение того или иного изучаемого первичного или вторичного признака вне связи с другими

смежными признаками. Эти анализируемые, они же индексируемые, признаки рассматриваются в анализе как учтенные признаки-факторы, но агрегировано для каждого из охватываемых периодов. Аналитический индекс оценивает изменение результативного признака, которое произошло за счет изменения одного из учтенных признаков-факторов, включенных в агрегат аналитического индекса. При этом способ построения аналитического индекса основан на статистической концепции жестко детерминированных связей. Изменение или влияние остальных, учтенных в индексном анализе признаков-факторов, в этом случае погашается, устраняется или элиминируется тем обстоятельством, что их уровень закрепляется, или фиксируется на определенном, заранее оговоренном периоде.

Рассмотрим, например, простейший двухфакторный мультипликатор, связывающий в форме прямой характеристики статистической связи размер товарооборота по j -й товарной позиции $W^{(j)}$ при общем разнообразии товарного ассортимента $j = \overline{1, m}$, физический объем продаж (товарная масса в натуральном выражении) $Q^{(j)}$ и продажную цену за единицу товара $p^{(j)}$. Их связь определена в так называемом отчетном и базисном периодах следующими мультипликаторами:

$$W_1^{(j)} = Q_1^{(j)} p_1^{(j)}; \quad W_0^{(j)} = Q_0^{(j)} p_0^{(j)}. \quad (1)$$

И если в отношении проведения индексного анализа собственно результативного признака $W^{(j)}$ никаких теоретических или технических проблем не возникает, то в отношении факторного анализа правой части мультипликатора от двух причинных признаков-факторов из выражений (1) этого совершенно уверенно сказать нельзя, даже в столь тривиальном случае, как $k = 2$ (число самостоятельных признаков-факторов).

В статистической теории индексного метода сложились два подхода к решению этого непростого вопроса. *Первый подход* (регламентированный) связывает выбор периода весов с характером и природой индексируемой величины. А именно: если в агрегате индексируется/анализируется так называемый *первичный* признак, то соответствующие «веса» закрепляются на уровне базисного периода; если же индексируется/анализируется *вторичный* признак, то его взвешивание осуществляется по отчетным данным весовых характеристик.

Такой порядок построения аналитических индексов весьма удовлетворительно обеспечивает взаимосвязь индексов результативного признака и признаков-факторов, обеспечивает их *круговую сводимость* как в относительном виде, так и в абсолютных выражениях численно оцененных пофакторных приращений [7]. Рассматриваемый порядок построения факторных аналитических индексов исторически породил широко известный, достаточно универсальный и сравнительно мощный метод экономического анализа — метод *цепных подстановок*, использующий подобный способ формирования прямых характеристик статистических взаимосвязей между признаками в рамках так называемой I и II Индексных систем. Анализируемая взаимосвязь реализуется через каноническое и вполне понятное выражение (2) в целом по рассматриваемому товарному ассортименту из m позиций:

$$\begin{aligned} \mathfrak{I}_{W(Q,P)1/0} &= \mathfrak{I}_{W(Q)1/0} \times \mathfrak{I}_{W(P)1/0} = \\ &= \frac{\sum_{j=1}^m Q_1^{(j)} p_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} p_0^{(j)}} \times \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_1^{(j)}} = \frac{\sum_{j=1}^m Q_1^{(j)} p_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} p_0^{(j)}} = \frac{\sum_{j=1}^m W_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m W_0^{(j)}}. \end{aligned} \quad (2)$$

Первый подход имеет свои преимущества и недостатки, детально рассмотренные в свое время такими исследователями, как Кауфман А.А., Казинец Л.С., Ротштейн А.И., Плошко Б.Г., Торнквист Л., Френкель А.А., Эдельгауз Г.Е., Эджворт Д., Маршалл А. и др. Недостатки, присущие этому подходу, должен был бы устранить в 1933 г. среднегеометрический индекс И. Фишера, названный автором скромно и неприхотливо — «идеальный». Но рассмотренный порядок определения периода весов является общепринятым в российской и зарубежной официальной статистике и в оперативном экономическом анализе, хотя недостатки используемого подхода довольно очевидны. Так, фиксация весов в индексах вторичных признаков, построенных согласно регламенту, на уровне отчетного периода, искусственно создает препятствия к объективной оценке изолированного учета влияния каждого из учтенных признаков-факторов [3].

Скажем, при анализе изменения ценового фактора в динамике $p_0^{(j)} \Rightarrow p_1^{(j)}$, индекс, построенный на отчетных весовых характеристиках, учитывает кроме изменения собственно индексируемой величины также влияние изменившегося уже к отчетному периоду и состояния признака-веса $Q_1^{(j)}$, т. е. его структурно-количественную определенность, но последующего периода динамики. Это обстоятельство можно упрощенно счесть главным недостатком классической схемы индексного анализа.

Второй подход к определению периода весов в аналитических индексах предполагает построение всех взаимосвязанных индексов на весах исключительно базисного периода. Такая, заметим, допустимая позиция аналитика в полной мере отвечает целям и задачам любого исследования, т. е. получить максимально достоверную оценку изолированного влияния (действия) каждого из учтенных причинных признаков-факторов на результативный признак-фактор при условии, что круговая сводимость всех полученных индексных характеристик будет соблюдена. Соответственно, индексному анализу подвергаются поочередно все учтенные признаки-факторы в последовательности, заданной каким-либо способом и, разумеется, обоснованно в содержательном отношении и с учетом требований логической увязки [9].

Здесь интересно отметить применение обоих подходов к построению классических индексов цены Пааше (*Paasche price index* — P), предложенного в 1874 г., и Ласпейреса (*Laspeyres price index* — L), введенного в научный оборот еще раньше, в 1864 году. Оба индекса цен используются для измерения стоимости жизни, т. е. понесенных денежных затрат на поддержание определенного жизненного уровня¹. Канонический вид указанных индексов показан в выражениях (3):

$$\mathfrak{I}_{P_{1/0}}^{(P)} = \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_1^{(j)}}; \quad \mathfrak{I}_{P_{1/0}}^{(L)} = \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_0^{(j)}}. \quad (3)$$

Индексы цен Пааше, т. е. с весами отчетного периода, рассчитываются по более широкому кругу товаров, работ и услуг. В связи с тем, что весами данных индексов является не структура потребительских расходов, а структура товарооборота, или валовой добавленной стоимости, или произведенной продукции в текущем периоде, то они (веса) могут быть определены лишь по истечении отчетного периода. Поэтому в индексе Пааше учитываются результаты взаимного замещения товаров,

¹ Индекс И. Фишера в представленных выражениях имеет традиционный вид $\mathfrak{I}_{P_{1/0}}^{(F)} = \sqrt{\mathfrak{I}_{P_{1/0}}^{(L)} \times \mathfrak{I}_{P_{1/0}}^{(P)}}$.

однако в нем не отражается происходящее одновременно снижение уровня благосостояния населения [5].

Индекс $\mathfrak{I}_{p1/0}^{(P)}$ используется при измерении динамики цен компонентов ВВП, закупочных цен в сельском хозяйстве, сметных цен в строительстве, экспортных цен и др. По алгоритму индекса Пааше также рассчитывается такой важнейший макроэкономический показатель, как дефлятор валового внутреннего продукта — индекс-дефлятор, или дефлятор ВВП (*Gross Domestic Product deflator — GDP-deflator*), отражающий отношение номинального объема ВВП к реальному объему ВВП.

Оба индекса в виде формул из выражения (3) американский исследователь (российского происхождения) А. Гершенкрон использовал в середине XX в. для конструирования своего авторского индекса, с помощью которого он изучил специфические эффекты (*Gerschenkron's effect*) советской и американской экономики и тем самым внес заметный вклад в анализ инфляционных и структурных процессов [3]. Означенную индексную характеристику часто называют аналитическим индексом цены по Гершенкрону ($\mathfrak{I}_{p1/0}^{(G)}$) в отличие от индексов цен Пааше и Ласпейреса, и она имеет следующий вид и значение:

$$\mathfrak{I}_{p1/0}^{(G)} = \mathfrak{I}_{p1/0}^{(L)} : \mathfrak{I}_{p1/0}^{(P)} = \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_0^{(j)}} : \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_1^{(j)}} > 1. \quad (4)$$

Систематическое отставание $\mathfrak{I}_{p1/0}^{(P)}$ от $\mathfrak{I}_{p1/0}^{(L)}$, фиксированное в выражении (4), позволило последнему индексу претендовать на роль главного инфляционного индикатора. В связи с обнаруженным обстоятельством индекс Ласпейреса получил наименование *Индекса потребительских цен и тарифов* — ИПЦ (*CPI — Consumer Price Index*¹). Для индексов цен это обусловлено перераспределением с течением времени спроса с относительно быстрее дорожающих товаров на товары, относительные цены которых, соответственно, снижаются. Индекс $\mathfrak{I}_{p1/0}^{(L)}$ не принимает во внимание возможность замены более дорогих товаров менее дорогостоящими. ИПЦ представляет собой один из подходов к измерению сдвигов в ценах рыночной корзины из неизменного набора товаров и услуг. ИПЦ — это показатель общего уровня цен, отражающий изменение цен многих потребительских товаров и услуг и представляющий отношение цены потребительской корзины к ее цене в базисном году. Состав потребительской корзины, как следует из этого определения, фиксируется на уровне базисного периода.

Индексы цен, рассчитанные по формуле Ласпейреса, особенно широко применяются при расчете индексов цен производителей на промышленную продукцию по данным о ценах на товары-представители (так называемый сопоставимый круг элементов). Однако данный индекс не включает инвестиционные товары, но при этом учитываются цены на импортную продукцию. Другим направлением использования индикатора $\mathfrak{I}_{p1/0}^{(L)}$ является его включение в модели оценки инфляции;

¹ Основным назначением индекса CPI является оценка динамики цен на потребительские товары. В резолюции Международной организации труда (МОТ) зафиксировано, что «целью расчетов ИПЦ является оценка изменения во времени общего уровня цен на товары и услуги, приобретаемые, используемые или оплачиваемые населением для непроизводственного потребления».

так, в расчетах инфляции для собственных целей Газпромбанк использует так называемый базовый индекс потребительских цен с устраненной сезонностью (БИПЦУС).

Инфляционные процессы в экономике страны оцениваются, как правило, с помощью двух рассмотренных выше индексов, и они применяются при обобщении данных по единицам совокупности (например, по предприятиям, регионам, странам) или по элементам (например, по видам товаров), а также по единицам и по элементам. Так, в утвержденном еще Постановлением Госкомстата РФ «Положении о порядке наблюдения за изменением цен и тарифов на товары и услуги, определения индекса потребительских цен»¹ указано, что ИПЦ является «одним из важнейших показателей, характеризующих уровень инфляции, и используется в целях осуществления государственной финансовой политики, анализа и прогноза ценовых процессов в экономике, регулирования реального курса национальной валюты, пересмотра минимальных социальных гарантий, решения правовых споров».

Точное знание инфляционных характеристик чрезвычайно важно для принятия обоснованных политических решений, имеющих серьезные социальные последствия. Так, на совещаниях первой половины 2015 г. представители Минфина и Минэкономразвития предложили индексировать пенсии в 2016–2018 гг. лишь на уровень целевой инфляции, т. е. примерно на 4,0–5,5%. И это при условии, что в 2014 г. официальная инфляция составила 11,4%, а в 2015 г. она уже запланирована на уровне 12,2%².

Расчет ИПЦ производится с недельной, месячной, квартальной периодичностью, а также нарастающим итогом за период с начала года. Окончательные значения ИПЦ за месяц, квартал, год определяются до 15-го числа месяца, следующего за отчетным периодом. И одна из важнейших проблем, касающаяся содержательной характеристики ИПЦ, связана с определением методологических подходов к установлению размера и состава потребительской корзины. Определение размера и выбор состава потребительской корзины являются непростой задачей, решение которой основывается на специальных статистических исследованиях, поскольку потребительская корзина должна отражать типичный для данной страны состав потребляемых благ, изменение цен на которые действительно объективно показывало бы направление происходящих экономических процессов.

Согласно методическим указаниям Росстата, при расчете ИПЦ обрабатывается информация о потребительских ценах по 380 товарам и услугам в 350 городах РФ. Российская разновидность ИПЦ включает все основные группы товаров и услуг, охватывая 400 тыс. котировок цен и тарифов, 30 тыс. предприятий розничной торговли и услуг. В набор товаров и услуг, исследуемых для расчета ИПЦ, включены товары и услуги массового потребительского спроса, а также отдельные товары и услуги необязательного пользования (легковые автомобили, ювелирные изделия). В составе анализируемой потребительской корзины 26,2% представляют продовольственные товары, 52,6% — непродовольственные товары и 21,2% — платные услуги.

В качестве весов для текущего года используется структура потребительских расходов населения за предыдущий год. ИПЦ рассчитывается при использовании весов предыдущего года, которые каждый год актуализируются. Основным источником данных получения весов является ежегодно проводимое обследование бюджетов домашних хозяйств. Выборка домохозяйств для обследования их бюджетов постро-

¹ Постановление Госкомстата России от 25 марта 2002 г. № 23 «Положение о порядке наблюдения за изменением цен и тарифов на товары и услуги, определения индекса потребительских цен».

² Кудрин заявил о полноценном кризисе пенсионной системы [Электронный ресурс]. URL: <https://news.mail.ru/politics/22661749/?frommail=1> (дата обращения: 15.07.2015).

ена на принципах случайного отбора. В качестве базы для построения выборочной совокупности используется информационный массив, созданный на основе материалов микропереписи населения 2012 г. в РФ. Объем выборочной совокупности составляют 48,7 тыс. домохозяйств, т. е. около 0,1% общего количества домохозяйств в РФ. В аналогичной микропереписи 2015 г., проводимой с 1 по 31 октября, объем выборки домохозяйств будет изменен после опроса около 1,4 млн чел.

В США при расчете индекса *CPI* статистика охватывает более 19 тыс. розничных торговых компаний и 57 тыс. домашних хозяйств в качестве представительной выборки из примерно 80% населения страны. В составе потребительской корзины 44,1% представляют товары, а 55,9% — услуги. Учитывая достаточную репрезентативность выборки обследования, охватывающую товары и услуги постоянного спроса (продукты питания, стоковая одежда, топливо, транспорт, медицинское обслуживание и т. д.), следует согласиться с мнением аналитиков из статорганов, как РФ, так и других стран, в частности США (Бюро статистики труда), что ИПЦ действительно может рассматриваться в качестве основного показателя инфляции. Но особенности момента кризисного состояния национальной экономики, в частности начавшийся в 2015 г. спад объемов производства, диктуют необходимость обратить пристальное внимание на измерение родовидовой инфляции — инфляции издержек/затрат.

В рыночной экономике инфляция издержек/затрат обусловливается краткосрочным превышением совокупного предложения над совокупным спросом в связи с резким повышением цен на факторы производства. Такое повышение, как правило, вызывается либо неурожайными годами и значительным удорожанием экспортного сырья, либо глубоким падением курса национальной валюты. Даже в квазирыночной экономике такой процесс сопровождается сокращением объемов производства и ростом безработицы¹. При неизменном совокупном спросе это может вызвать сокращение издержек на заработную плату и снижение других затрат на факторы производства, что, в конечном итоге, должно привести к снижению цен.

Если же в этих параметрах ситуации растет денежное предложение (*money supply*) и растут номинальные расходы федерального бюджета, то увеличивается совокупный спрос, соответственно, растет объем производства, сокращается безработица, но происходит дальнейший рост цен на конечную продукцию по цепочке формирования стоимости. Подобная разнovidность инфляции, как ее трактует экономическая теория, продуцируется также в тех случаях, когда базовые отрасли экономики (со спецификой сырьевой экономики), зачастую совпадающие со сферами деятельности естественных монополий, перестают функционировать в соответствии с рыночными законами и выпадают из-под государственного контроля и регулирования. Тогда прирост цен и тарифов на свои экономические блага эти агенты рынка назначают выше среднего прироста цен.

Инфляционные аналитики обращают внимание, что в кризисных условиях темпы роста *монетарной инфляции* существенно превышают темпы роста структурной инфляции [10]. Монетарная инфляция не включает сезонного и административно-го влияния на цены. Структурная инфляция, как ей и полагается, отражает структурные сдвиги в производстве и ведет к росту цен главным образом в тех отраслях, где спрос на продукцию опережает товарное предложение.

Основным фактором увеличения монетарной инфляции аналитики считают ослабление рубля, поскольку его обесценение, помимо очевидного факта — удорожания импорта, стимулирует ускорение оборота наличных денег. Последнее само по себе способно иметь инфляционные последствия. Дополнительным фактором

¹ В Российской Федерации уровень безработицы стремительно приближается к 6% от численности экономически активного населения.

увеличения монетарной инфляции можно считать возрастающую в условиях нестабильной экономики *склонность* к потреблению, о чем автор говорил в работе [8]. Повышательная динамика такой склонности, подчас в режиме ажиотажного спроса, подпитывается недоверием юридических и физических лиц к неустойчивой банковской системе и заметными инфляционными ожиданиями.

Возвращаясь к индексу $\mathfrak{I}_{p_{1/0}}^{(G)}$, заметим, что эффект Гершенкрона проявляется не только при анализе цен и тарифов, но и при анализе количеств, т. е. физического объема, или товарной массы¹, а также проявляется при исследованиях обязательных компонент временного тренда конъюнктуры индексов промышленного производства (индексы физического объема), которые регулярно и ежемесячно рассчитывает Центр экономической конъюнктуры при Правительстве РФ. Использование только базисных весов устраняет главный отмеченный недостаток первого подхода. Однако при этом взамен всплывает другая проблема — обеспечение взаимной увязки аналитических индексов, назовем их «базисными индексами», в какую-либо осмысленную систему. В чистом виде построенные индексы такой системы с индексом результативного признака не образуют. Проиллюстрируем эту трудность на примере упомянутого товарооборота таким соотношением:

$$\mathfrak{I}_{W(Q)1/0} \times \mathfrak{I}_{W(p)1/0} \neq \mathfrak{I}_{W(Q,p)1/0}. \quad (5)$$

$Q_0 \rightarrow Q_1$	$Q_0 = \text{const}$	$Q_0 \rightarrow Q_1$
$p_0 = \text{const}$	$p_0 \rightarrow p_1$	$p_0 \rightarrow p_1$

Убедительным объяснением этого, казалось бы, естественного результата, следующего из выражения (5), служат такие соображения: изолированная оценка изменения отдельных факторов не учитывает того обстоятельства, что фактические их изменения $(Q_0^{(j)} \Rightarrow Q_1^{(j)}; p_0^{(j)} \Rightarrow p_1^{(j)})$ происходили в реальной экономической среде, в конкретных торгово-товарных операциях и осуществлялись не только совместно, но и взаимозависимо. Указанное обстоятельство обуславливает особый статистический эффект, дополняющий эффекты изолированного изменения отдельных факторов. Необходимость учета такого совместного изменения факторов в теории экономического анализа очевидна. Эффект измерен по схеме В. Варзара² в виде *Индекса совместных изменений* (ИСИ) с различными его модификациями, используемыми в разных аналитических задачах [1].

Рассмотрим плоскостную иллюстрацию диаграммы, или «знака Варзара» на примере товарооборота, т. е. применительно к двухфакторному мультипликатору из выражения (1). Представленная на плоскости диаграмма ориентирована на двухфакторную мультипликативную модель. Базисное и отчетное состояния стоимостного объема товарооборота j -го товарного блага совпадают по смыслу с площа-

¹ Эффект Гершенкрона — один из так называемых трансформационных эффектов, наблюдаемых в процессе изменения структуры развивающейся экономической системы; состоит в уменьшении значений индекса объема производства с переходом на веса более поздних периодов, поскольку товары, производство которых растет опережающими темпами, обычно характеризуются снижающимися относительными ценами.

² Варзар (Варзер) Василий Егорович (1851–1940) — русский, советский статистик и экономист, академик, основоположник промышленной статистики в России. Организовывал два первых крупных статистических обследования (переписи) русской промышленности в 1900 и в 1908 гг. [2].

дями прямоугольников с соответствующими сторонами $\{Q_0^{(j)}, p_0^{(j)}\}$ и $\{Q_1^{(j)}, p_1^{(j)}\}$. Переход объема товарооборота из базисного состояния $W(Q_0^{(j)}, p_0^{(j)})$ в отчетное $W(Q_1^{(j)}, p_1^{(j)})$ геометрически обозначает изменение исходной площади (прямоугольник 1) W_0 за счет прибавления дополнительно трех площадей, как это представлено на рис. 1:

$$W(Q_1^{(j)}, p_1^{(j)}) = W(Q_0^{(j)}, p_0^{(j)}) + W(\Delta Q_{1/0}^{(j)}, p_0^{(j)}) + W(\Delta p_{1/0}^{(j)}, Q_0^{(j)}) + W(\Delta Q_{1/0}^{(j)}, \Delta p_{1/0}^{(j)}). \quad (6)$$

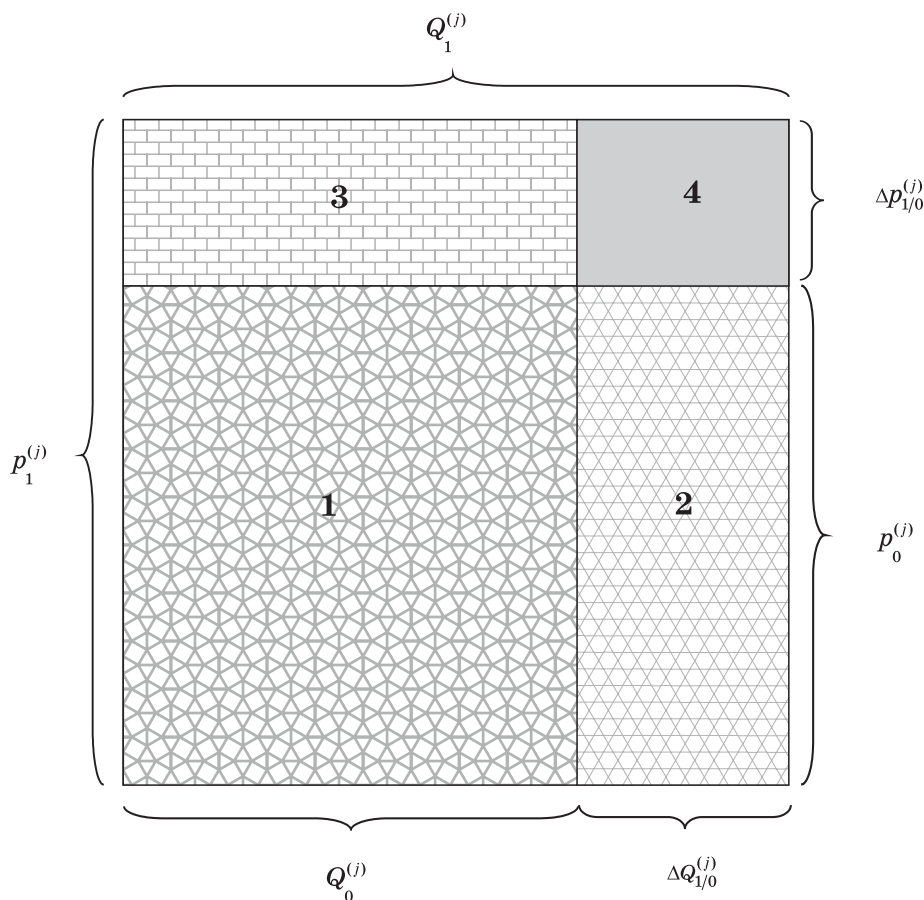


Рис. 1. Графическое представление индекса совместных изменений (ИСИ) В. Варзара: 1 — исходный объем стоимости товарооборота базисного периода (прошлого года); 2 — изменение стоимости за счет роста товарной массы в отчетном периоде (текущем году); 3 — изменение стоимости за счет изменения ценового фактора; 4 — изменение стоимости за счет одновременного и совместного изменения и физического объема, и цены

Для того чтобы найти абсолютное приращение объема товарооборота в отчетном периоде по сравнению с базисным, необходимо базисную его характеристику

$W(Q_0^{(j)}, p_0^{(j)})$ перенести в левую часть выражения (6), соответственно, с противоположным знаком:

$$\Delta W(Q^{(j)}, p^{(j)})_{1/0} = W(Q_1^{(j)}, p_1^{(j)}) - W(Q_0^{(j)}, p_0^{(j)}) = W(\Delta Q_{1/0}^{(j)}, p_0^{(j)}) + \\ + W(\Delta p_{1/0}^{(j)}, Q_0^{(j)}) + W(\Delta Q_{1/0}^{(j)}, \Delta p_{1/0}^{(j)}). \quad (7)$$

Выражение (7) представляет собой разностную форму соответствующих простых и аналитических индексов (т. е. в абсолютном выражении), каждый из которых имеет свое специальное назначение и свою смысловую нагрузку. При переходе к традиционной форме аналитических индексов в относительном выражении, каждая из которых соответствует разностным формам из выражения (7) в качестве отдельных составляющих, образуется так называемая трехиндексная система, которая ориентирована на учет явления совместных изменений (прямоугольник 4 на рис. 1), что и обеспечивает измерение эффекта Варзара:

$$\mathfrak{I}_{W(Q,p)1/0} = \mathfrak{I}_{W(Q)1/0} \times \mathfrak{I}_{W(p)1/0} \times \mathfrak{I}_{W(\Delta Q_{1/0}, \Delta p_{1/0})1/0} = \\ [Q \Rightarrow Q] [Q_0 \Rightarrow Q_1] [p_0 \Rightarrow p_1] \\ [p \Rightarrow p] [p_0 = const] [Q_0 = const] \quad (8) \\ = \frac{\sum_{j=1}^m Q_1^{(j)} p_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} p_0^{(j)}} \times \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_0^{(j)}} \times \left[\frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_1^{(j)}} \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_0^{(j)}} \right]$$

Запись компоненты в квадратных скобках формулы из выражения (6) позволяет получить две значимые модификации индекса совместных изменений $\mathfrak{I}_{W(\Delta Q_{1/0}, \Delta p_{01/0})1/0}$. Первая модификация представляет собой собственно индекс Варзара ($\mathfrak{I}_{p1/0}^{(V)}$) в виде соотношения, обратного индексу Гершенкрона, т. е. количественно характеризующего наоборот систематическое отставание индекса цен Пааше (P) от индекса Ласпейреса (L):

$$1) \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_1^{(j)}} : \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} Q_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} Q_0^{(j)}} = \mathfrak{I}_{p1/0}^{(V)}. \quad (9)$$

То есть индекс совместных изменений из выражения (9), как видно, представляет собой отношение двух других, указанных выше, индексов цен с соответствующим значением их соотношения:

$$\mathfrak{I}_{p1/0}^{(V)} = \mathfrak{I}_{p1/0}^{(P)} : \mathfrak{I}_{p1/0}^{(L)} < 1. \quad (10)$$

Данная аналитическая характеристика позволяет оценивать динамику меняющихся цен в расчете на отчетный и базисный ассортимент произведенной и реализованной товарной массы, что чрезвычайно важно для выявления фактов ухуд-

шения/улучшения качества потребления населением платных благ и, в конечном итоге, качества жизни.

Другая модификация индекса совместных изменений может быть получена на основе выражения (7) как исходного путем использования аналитического приема так называемой *замены элементов второстепенной диагонали* и последующей перестановкой сомножителей в числителях и знаменателях соответствующих уже индексов физического объема — $\mathfrak{I}_{Q(p_1)1/0}$ и $\mathfrak{I}_{Q(p_0)1/0}$:

$$2) \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} q_1^{(j)} \cdot \sum_{j=1}^m p_1^{(j)} q_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} q_1^{(j)} \cdot \sum_{j=1}^m p_0^{(j)} q_0^{(j)}} = \frac{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} q_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_1^{(j)} q_0^{(j)}} \cdot \frac{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} q_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m p_0^{(j)} q_0^{(j)}} = \frac{\sum_{j=1}^m q_1^{(j)} p_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m q_0^{(j)} p_1^{(j)}} \cdot \frac{\sum_{j=1}^m q_1^{(j)} p_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m q_0^{(j)} p_0^{(j)}} = (11)$$

$$= \mathfrak{I}_{Q(p_1/p_0)1/0}.$$

В ходе указанных элементарных преобразований получены два индекса физического объема товарной массы в расчете на отчетный и базисный уровень ценообразования, отношение которых дает вторую модификацию индекса совместных изменений Варзара, более известную как *индекс смещения товарного ассортимента* (не путать со вторым аналитическим индексом — индексом структуры, или индексом структурного сдвига из I Индексной системы).

Обе модификации индекса совместных изменений (Индекса Варзара $\mathfrak{I}_{p1/0}^{(V)}$ и Индекса смещения товарного ассортимента) улавливают с разных позиций совместное изменение цен и товарной массы на товарооборот, которое «с одинаковым успехом и одинаково необоснованно [6, с. 151]» может быть приписано и первому и второму факторам. Модификации убедительно демонстрируют многовариантность индексного измерения, условность отдельных индексных характеристик, объективную ограниченность сферы и одновременно конкретность применения каждой из них.

Изложенное является менее известной содержательной частью обязательного Федерального образовательного стандарта (ФОС) по учебным дисциплинам «Общая теория статистики», «Социальная статистика», «Экономическая статистика», «Экономический анализ», «Финансовый анализ» и др. Однако построение индекса совместных изменений при переходе от плоскостной «картинки» к объемному изображению, т. е. проведение аналогичных процедур в отношении трехфакторного мультипликатора вызывает даже у сложившегося исследователя определенные трудности в части содержательной интерпретации и комментариев.

Например, для модели прямой характеристики статистической связи стоимости затрат на сырье и материалы в производственном процессе изготовления j -й детали — $C^{(j)}$, ее зависимости от числа деталей — $Q^{(j)}$; удельного расхода сырья и материалов — $s^{(j)}$ и цены за единицу сырья и материалов — $p^{(j)}$ по всей номенклатуре выпускаемых изделий $j = 1, m$, соответственно, в отчетном и базисном периодах деятельности участка цеха машиностроительного предприятия отражены формулами из выражения (12):

$$\sum_{j=1}^m C_0^{(j)} = \sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_0^{(j)} p_0^{(j)}; \quad \sum_{j=1}^m C_1^{(j)} = \sum_{j=1}^m Q_1^{(j)} s_1^{(j)} p_1^{(j)}. \quad (12)$$

Другая комбинация признаков-факторов недопустима, поскольку лишь в заданной последовательности могут быть получены экономически и содержательно осмысленные показатели: сначала *физический объем* сырья и материалов, прошедших на производство деталей j -го вида — $Q^{(j)} \times s^{(j)}$, а затем уже *стоимость*

затраченных оборотных средств в объеме продукции — $(Q^{(j)} \times s^{(j)}) \times p^{(j)}$. Структурный переход от базисной оценки (состояния) полной стоимости затрат на сырье и материалы к фактическим затратам отчетного периода может быть по аналогии с последовательностью счетных операций рис. 1 показан на схеме формирования индекса совместных изменений в трехмерном пространстве $\{Q, m, p\}$ на рис. 2.

В наглядной объемной инсталляции на рис. 2 сначала геометрически оцениваются площади основания условного параллелепипеда в виде количества израсходованных сырья и материалов на j -й вид продукции, а затем вычисляются объемные параметры признаков, численно совпадающие со стоимостью — $C^{(j)}$. В этом случае сводный индекс изменения стоимости затрат в отчетном периоде (например за день, неделю, месяц, квартал и т. д.) по сравнению с базисным в рамках трехиндексной системы (базисных индексов) будет иметь следующий вид, содержащий рамочный комментарий под каждым из аналитических индексов в формулах из выражения (13):

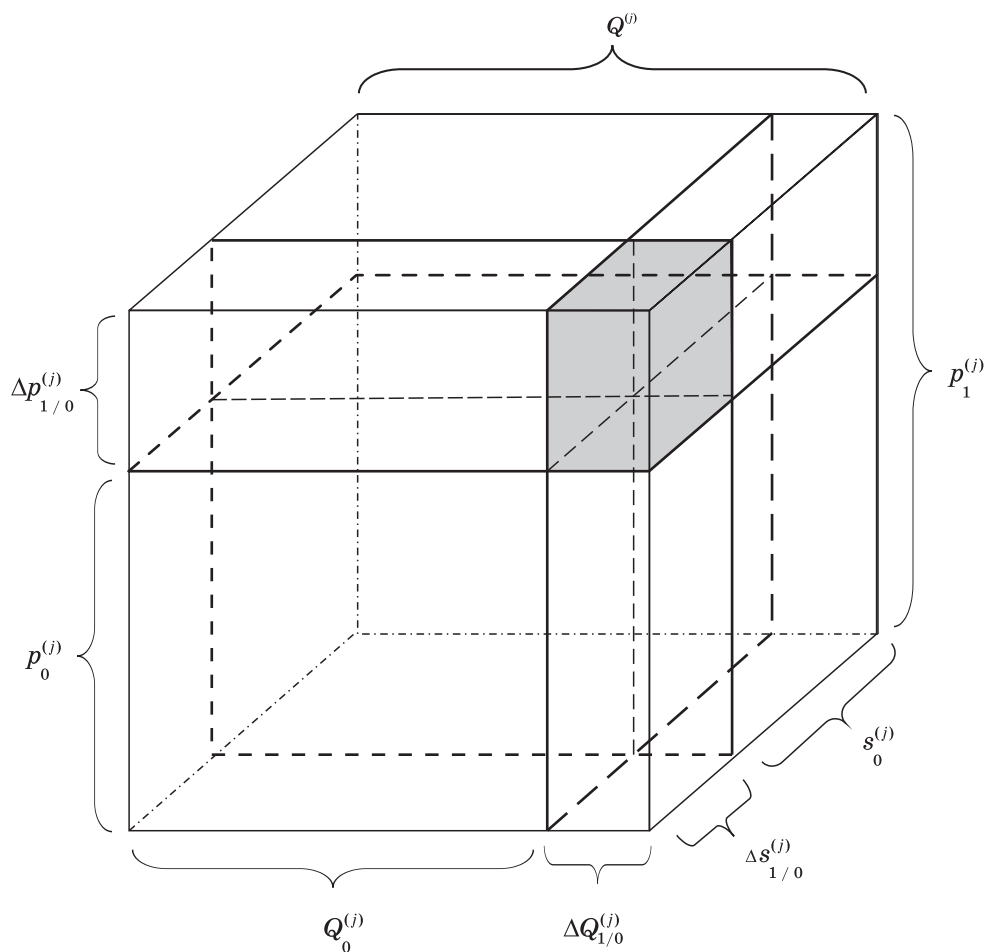


Рис. 2. 3D-иллюстрация процедуры построения индекса совместных изменений стоимости потребленных в производственном процессе оборотных средств в пространстве переменных $\{Q, s, p\}$

$$\begin{aligned}
\mathfrak{I}_{C(Q,s,p)1/0} &= \mathfrak{I}_{C(Q)1/0} \times \mathfrak{I}_{C(s)1/0} \times \mathfrak{I}_{C(p)1/0} \times \mathfrak{I}_{C(\Delta Q, \Delta s, \Delta p)1/0} = \\
&[Q_0 \Rightarrow Q_1] [Q_0 \Rightarrow Q_1] [Q_0 = const] [Q_0 = const] \\
&[s_0 \Rightarrow s_1] [s_0 = const] [s_0 \Rightarrow s_1] [s_0 = const] \\
&[p_0 \Rightarrow p_1] [p_0 = const] [p_0 = const] [p_0 \Rightarrow p_1] \\
&= \frac{\sum_{j=1}^m Q_1^{(j)} s_0^{(j)} p_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_0^{(j)} p_0^{(j)}} \times \frac{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_1^{(j)} p_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_0^{(j)} p_0^{(j)}} \times \frac{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_0^{(j)} p_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_0^{(j)} p_0^{(j)}} \times \\
&\times \left\{ \left[\frac{\sum_{j=1}^m Q_1^{(j)} s_1^{(j)} p_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_1^{(j)} s_1^{(j)} p_0^{(j)}} \times \frac{\sum_{j=1}^m Q_1^{(j)} s_1^{(j)} p_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_1^{(j)} s_0^{(j)} p_0^{(j)}} \right] : \left[\frac{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_1^{(j)} p_0^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_0^{(j)} p_0^{(j)}} \times \frac{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_0^{(j)} p_1^{(j)}}{\sum_{j=1}^m Q_0^{(j)} s_0^{(j)} p_0^{(j)}} \right] \right\}.
\end{aligned} \tag{13}$$

Из выражения (11) следует, что индекс совместных изменений в рассматриваемом варианте представляет собой отношение ряда индексов — динамики цен и удельных расходов сырья и материалов, построенных как по схеме Пааше, так и схеме Ласпейреса:

$$\mathfrak{I}_{C(\Delta Q, \Delta s, \Delta p)1/0} = \frac{\mathfrak{I}_{s1/0}^{(P)} \times \mathfrak{I}_{p1/0}^{(P)}}{\mathfrak{I}_{s1/0}^{(L)} \times \mathfrak{I}_{p1/0}^{(L)}}. \tag{14}$$

Эти весьма интересные и содержательные соотношения факторных агрегатов из выражения (14) позволяют при определении задач исследования создать богатый набор индексных комбинаций разной аналитической направленности и с их помощью провести комплексный технико-экономический анализ динамики первичных и вторичных признаков любой глубины и детализации при осуществлении диагностики состояния хозяйственной деятельности предприятия на микроуровне экономического субъекта, реального сектора экономики на мезо- и макроуровнях региональной и национальной экономики. Проиллюстрируем сказанное условным примером, данные по которому представлены в табл. 1.

Проведя необходимые аналитические расчеты по традиционному регламенту и по схеме Варзара, полученные результаты занесем в таблицу сводных характеристик — табл. 2. Из данных графы 5 таблицы следует, что при общем уменьшении товарной массы продуцента (–6,69%), отражающем в целом кризисное состояние реального сектора экономики, конкретное производство порождает инфляционные процессы: прирост затрат за счет возрастания цен составил 4,42%. При этом может возникнуть обманчивое впечатление рационализации производства на фоне общего снижения затрат на предприятии по этим видам товарной продукции (–13,51%).

Другой областью применения индекса совместных изменений должны стать аналитические расчеты динамики агрегированных уровней ИПЦ (или БИПЦ) и ин-

тенсивности инфляционных процессов. Отдельным направлением использования трехиндексной системы может стать проведение тонкого анализа формирования расходов, затрат, издержек, себестоимости в управленческом учете, а также с современных позиций управления затратами и принятия обоснованных управленческих решений, нацеленных на режимы экономии, сбережения и инновационности технологий и/или продукции.

Отдельно следует сказать об аналитическом потенциале разбираемых расчетных индексов в отношении исследования влияния возросшей за последние месяцы инфляции на уровень жизни различных слоев населения. Процесс инфляции многогранен, его характер подобен цепным реакциям в физике и химии, и он может проявиться по следующим направлениям и позициям: 1) рост цен; 2) девальвация рубля в условиях относительной стабильности экономики; 3) рост курса доллара и евро в условиях абсолютной неустойчивости экономики; 4) удорожание себестоимости валовой продукции и оптово-отпускной цены единицы товарной массы; 5) раздувание финансового «пузыря» экономического субъекта на порядок сверх нормативного/рекомендуемого уровня по отношению к реальным активам; 6) резкое снижение ликвидности всех видов активов фондовых рынков; 7) избыточные транзакционные потери, расходы, убытки и упущенные выгоды современного менеджмента.

«Лечить» инфляцию надо, как считают специалисты НИИ статистики Росстата [4, с. 79], комплексно, а не отдельно принятыми мерами. А какие меры принимать для таргетирования инфляции, могут указать построенные на основе техники ИСИ дифференцированные индексы инфляции, в том числе фондовых, валютных и тому подобных индексов. И с помощью этих индикаторов могут быть построены экономические инструменты и применены адекватные механизмы компенсации инфляционных потерь.

С помощью подобных индексов может быть решена проблема практической реализации методов корректировки финансовой отчетности экономического субъекта (например, в целях оценки рыночной стоимости) в условиях инфляции, что напрямую связано с расчетом ценового индекса, использование которого целесообразно при пересчете показателей финансовой отчетности. Поэтому определение метода измерения инфляции или выбор статистических показателей, отражающих величину инфляционных процессов в экономике страны, представляет собой один из важнейших этапов разработки теоретических и методических основ корректировки финансовой отчетности с целью обеспечения их сопоставимости и достоверности. От того, насколько научно обоснованным будет выбор показателей, характеризующих инфляционные процессы, во многом зависит корректность последующих оценочных процедур.

Анализ рекомендаций по вопросам корректировки финансовой отчетности, содержащихся в публикациях российских авторов, показал, что абсолютное большинство из них предлагает для целей корректировки использовать модель учета в постоянных ценах (GPP) и в рамках этой модели в качестве индекса инфляции применять ИПЦ. Однако ряд публикаций, затрагивающих методические вопросы проведения корректировочных процедур в условиях инфляции на основе использования ИПЦ, может содержать спорные положения и взгляды, требующие открытых дискуссий¹.

Формула индекса совместных изменений из выражения (14) может быть также представлена и в виде чрезвычайно полезной своей модификации — через аналоговые индексы Варзара, которые гибко оценивают изменения вторичных признаков: удельных затрат оборотных средств ($s^{(i)}$) и единичной цены на сырье и расходные материалы ($p^{(j)}$):

¹ The International Statistical Institute. — <http://www.isi-web.org/>.

Таблица 1

Исходные данные для анализа индексным методом трёхфакторного мультипликатора показателя стоимости материальных затрат предприятия Станкостроительного объединения

№ п/п	Наименование детали в товарном ассор- тименте	Базисный период			Отчетный период		
		количе- ство, шт.	удель- ный расход, кг/ед.	цена сырья, руб./кг	количе- ство, шт.	удель- ный расход, кг/ед.	цена сырья, руб./кг
$j = \overline{1, m}$	j	$Q_0^{(j)}$	$S_0^{(j)}$	$P_0^{(j)}$	$Q_1^{(j)}$	$S_1^{(j)}$	$P_1^{(j)}$
1	2	3	4	5	6	7	8
1	Седло клапана*	3000	2,5	3132	2900	2,2	3256
2	Валок агрегата**	2000	5,5	862	1700	5,0	911

*изделие, предназначенное для авиационной промышленности, изготавливается из бронзы БраЖ ГОСТ 613-79 марки БраЖМЦ 10-3-1,5

** изделие для машин перерабатывающей промышленности изготавливается из передельного хромоникелевого чугуна, обладающего жаро- и износостойкостью по коду «ОКДП 271 11 27», марки ЧХ9Н5

$$\mathfrak{I}_{C(\Delta Q, \Delta S, \Delta P)1/0} = \mathfrak{I}_{S1/0}^{(G)} \times \mathfrak{I}_{P1/0}^{(G)} . \quad (15)$$

И в этом случае начальная запись простого индекса совокупных затрат на оборотные средства из выражения (15) приобретает вид, вполне законченный, почти классический, и, что гораздо важнее, удобный для аналитической работы и последующей экономической интерпретации:

$$\mathfrak{I}_{C(Q, S, P)1/0} = \mathfrak{I}_{C(Q)1/0} \times \mathfrak{I}_{C(S)1/0} \times \mathfrak{I}_{C(P)1/0} \times \mathfrak{I}_{S1/0}^{(G)} \times \mathfrak{I}_{P1/0}^{(G)} . \quad (16)$$

Изложенный выше материал не представлен в дидактической литературе и является методической разработкой автора. Такой подход к построению III Индексной системы может быть полезен экономистам-практикам, финансовым и рыночным аналитикам, а также исследователям, которые желают самостоятельно освоить индексный метод как надежный статистический инструмент предметных социально-экономических исследований, в частности технику анализа индекса совместных изменений в его разных предметных модификациях.

Выводы

1. Выделенная из всего индексного многообразия техника ИСИ позволяет делать не только теоретически выверенные комментарии и надежные расчеты, но и получать более тонкие (хотя и более трудоемкие) результаты измерений динамики экономических процессов в рамках курсовых работ и проектов, выпускных квалификационных работ, диссертационных и прикладных исследований с любым мыслимым набором причинных признаков-факторов любой размерности, не прибегая специально к статистическим приемам множественной корреляции и построения уравнений регрессии.

Таблица 2

Сводная таблица влияния учётных факторов на стоимость материальных затрат на производство в традиционной оценке и по схеме Варзара

№ фактора п/п	Наименование фактора	Условные обозначения	Сравнительный уровень изменения затрат по методу цепных подстановок				Адвалорные характеристики по схеме Варзара, %	
			абсолютное отклонение, руб.	факторный аналитический индекс, %	в % к общему отклонению	в % к затратам базисного периода	Индекс Гершен-крона	в % к затратам базисного периода
$k = \overline{1, K}$	$x(k)$	$C(x(k))1/0$	$\Delta C(x(k))1/0$	$\mathfrak{I}_{C(x(k))1/0}$	$\frac{\Delta C(x(k))1/0}{\Delta C(Q, s, p)1/0}$	$\frac{\Delta C(x(k))1/0}{C(Q, s, p)0}$	$\mathfrak{I}_{x(k)1/0}^{(G)}$	$\frac{\Delta C(x(k))1/0}{C(Q, s, p)0}$
1	2	3	4	5	6	7	8	9
	Изменение стоимости затрат за счет:							
1	изменения физического объема продукции	$C(Q)1/0$	-2205 300	93,31	49,50	-6,69	94,07	-6,20
2	изменения удельных расходов сырья на единицу изделия	$C(s)1/0$	-3 457 540	88,76	77,61	-10,49	88,98	-12,02
3	изменения цены за единицу сырья	$C(p)1/0$	1 207 620	104,42	-27,11	3,67	104,71	4,71
	Итого:	$C(Q, s, p)1/0$	-4 455 220	86,49	100,00	-13,51	×	-13,51

В частности, обращает на себя внимание, что расчеты влияния физического объема производства, удельных затрат оборотных материальных активов и цен на материалы, представленные в графах 8 и 9 табл. 2, несколько отличаются от оценок регламентным методом. Однако автор считает более достоверной оценкой аналитической характеристики инфляции затрат, продуцируемой конкретным подразделением предприятия, которая получена с использованием именно техники ИСИ.

2. Продемонстрированный прием дает возможность без применения особо сложного математического аппарата произвести обобщения для k -мерного случая, поскольку цель любой гносеологии предусматривает реализацию дидактических схем «от простого — к сложному» и «от единичного — к всеобщему» (в режиме агрегации и обобщения). Рассмотренный подход также содержит в себе возможности оценки влияния учтенных признаков-факторов на результативный признак не только в традиционном относительном виде (в процентах), но и, что всегда важно, более понятном и убедительном для руководства аналитических служб и топ-менеджмента предприятия виде — в абсолютном стоимостном выражении через разностные формы специальных аналитических индексов.

Литература

1. Варзар В. Е. Новый способ построения показательных диаграмм. 2-е изд., дополн. М., 1926.
2. Василий Егорович Варзар — ученый, практик, общественный деятель. К 150-летию со дня рождения: Сборник науч. трудов. СПб. : Изд-во СПбГЭУ, 2001.
3. Казинец Л. С. Темпы роста и структурные сдвиги в экономике (показатели планирования и статистики). М. : Экономика, 1981.
4. О работе секции статистики ЦДУ РАН // «Вопросы статистики». 2009. № 9.
5. Общая теория статистики: учебник. 5-е изд., исправл. и дополн. / под ред. И. И. Елисейевой. М. : Финансы и статистика, 2011.
6. Плошко Б. Г. Группировка и системы статистических показателей. Индексы. М. : Изд-во «Статистика», 1971.
7. Цацулин А. Н. Методический аспект изучения индекса совместных изменений / Сб. материалов научно-методической конференции. СПб. : СЗАГС, 2011. С. 118–130.
8. Цацулин А. Н. Об итерационной процедуре статистического оценивания параметров второго уравнения Л. Торнквиста / Управленческое консультирование. 2014. № 6 (66), С. 73–84.
9. Цацулин А. Н. Экономический анализ: учебник для вузов. 2-е изд., исправл. и дополн. Т. 1. СПб. : Изд-во «ПИТЕР», 2015.
10. Шаповалов А. Мониторинг: инфляция в России стала монетарной // «Коммерсант». 11.12.2008. № 226.

References

1. Varzar V. E. *New way of creation of indicative charts* [Novyi sposob postroeniya pokazatel'nykh diagram], 2nd edition. M. : 1926.
2. Vasily Egorovich Varzar — scientist, practitioner, public figure. To the 150 anniversary since birth [Vasilii Egorovich Varzar — uchenyi, praktik, obshchestvennyi deyatel'. K 150-letiyu so dnya rozhdeniya]: Collection of scientific works. SPb. : SUE, 2001.
3. Kazinets L. S. *Growth rates and structural shifts in economy (indicators of planning and statistics)* [Tempy rosta i strukturnye sdvigi v ekonomike (pokazateli planirovaniya i statistiki)]. M.: Economy [Ekonomika], 1981.
4. *About work of section of statistics Central House of Scientists of Russian Academy of Sciences* [O rabote sektsii statistiki TsDU RAN] // Statistics questions [Voprosy statistiki], N 9. 2009.
5. *General theory of statistics* [Obshchaya teoriya statistiki]. Textbook. 5th edition / Under the editorship of I. I. Yeliseyeva. M. : Finance and statistics [Finansy i statistika], 2011.
6. Ploshko B. G. *Grouping and systems of statistics. Indexes* [Gruppirovka i sistemy statisticheskikh

- pokazatelei. Indeksy]. M. : Statistics [Statistika], 1971.
7. Tsatsulin A. N. *Methodical aspect of studying of an index of joint changes* [Metodicheskii aspekt izucheniya indeksa sovmestnykh izmenenii]. Materials of scientific and methodical conference. SPb. : SZAGS, 2011. P. 118–130.
 8. Tsatsulin A. N. *The Iterative Procedure of Statistical Evaluation the Parameters of the Tornkwist Function (2th Equation)* [Ob iteratsionnoi protsedure statisticheskogo otsenivaniya parametrov vtorogo uravneniya L. Tornkvista.] // Administrative Consulting. N 6 (66). 2014. P. 73–84
 9. Tsatsulin A. N. *Economic analysis* [Ekonomicheskii analiz]. Textbook. 2nd edition. V. 1. SPb. : Piter, 2015.
 10. Shapovalov A. Monitoring: inflation in Russia became monetary [Monitoring: inflyatsiya v Rossii stala monetarnoi] // Kommersant, 11.12.2008. N 226.