

## ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДА ДЕФЛЯТИРОВАНИЯ ПРИ ОПРЕДЕЛЕНИИ ИНДЕКСА ФИЗИЧЕСКОГО ОБЪЕМА ОБОРОТА РОЗНИЧНОЙ ТОРГОВЛИ

**Л.Б. Кузьмичева,**  
**Г.Г. Ковалева,**  
*Госкомстат России,*  
**О.Ф. Копылова,** *канд. экон. наук,*  
**Г.И. Деев,** *канд. техн. наук,*  
*Российская таможенная академия*

Оборот розничной торговли включает большое количество различных товаров, простое суммирование которых в натуральных показателях невозможно. Возникает проблема агрегирования отдельных товаров для характеристики изменения всей товарной массы в текущем периоде по сравнению с предыдущим (базисным) периодом, то есть определение индекса физического объема.

Для определения индекса физического объема в теории статистики используются различные формулы, из которых наиболее предпочтительна формула Э. Ласпейреса:

агрегатная форма сводного индекса: 
$$I_q^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i0} q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} q_{i0}}, \quad (1)$$

где  $p_{i0}$  - цена конкретного товара  $i$  в базисном периоде 0;

$q_{it}, q_{i0}$  - количество товара  $i$  в базисном 0 и текущем  $t$  периодах;

$n$  - количество товаров.

В формуле (1) сопоставляются физические объемы товаров в одних и тех же базисных ценах ( $p_{i0}$ ), которые являются сопоставимыми.

Непосредственное использование приведенных формул требует наличия детальной потоварной информации о количестве товаров в натуральных (физических) единицах измерения ( $q_{i0}, q_{it}$ ) и цен на конкретный вид товара ( $p_{i0}$ ). Получение такой информации весьма затруднительно. Именно поэтому в практике используется модификация формулы (1):

средняя арифметическая: 
$$I_q^L = \frac{\sum_{i=1}^n i_q p_{i0} q_{i0}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} q_{i0}} = \frac{\sum_{i=1}^n i_q d_{i0}}{\sum_{i=1}^n d_{i0}}, \quad (2)$$

где  $i_q = q_{it}/q_{i0}$  - индивидуальный индекс количества товара  $i$ ;

$p_{i0} q_{i0}$  - стоимость товара  $i$  в базисном периоде;

$d_{i0}$  - доля (удельный вес) товара  $i$  (группы товаров) в стоимости их совокупности базисного периода.

На практике при исчислении  $i_q$ , как правило, используют количество товаров в натуральных единицах измерения по достаточно однородным группам.

В зарубежной и отечественной практике при определении индексов физического объема широко применяется и метод дефлятирования.

*Метод дефлятирования* заключается в пересчете стоимостного объема из текущих цен в постоянные. В качестве постоянных цен могут быть взяты цены предшествующего (базисного) периода на определенную дату или средние за определенный период. При оценке валового внутреннего продукта (ВВП) в постоянных ценах рекомендуется использовать средние годовые цены предыдущего года. Процедура пересчета стоимости производства (реализации) товаров и услуг текущего периода в текущих ценах ( $\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it}$ ) в постоянные цены предполагает определение индекса-дефлятора ( $I_d$ ) и деление этой стоимости на индекс-дефлятор, то есть

$$\frac{\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it}}{I_d} = \sum_{i=1}^n p_{i0} q_{it}. \quad (3)$$

В качестве индексов-дефляторов используются либо непосредственно индексы цен, либо индексы цен служат исходными данными для исчисления специальных дефляторов.

Согласно свойству мультипликативности системы индексов цен, объемов и стоимости, индекс физического объема можно определить имплицитно как отношение индекса стоимости ( $I_{pq}$ ) к индексу цен ( $I_p$ ), то есть

$$I_q = I_{pq} / I_p. \quad (4)$$

Как уже было отмечено, при определении индекса физического объема предпочтительно использовать индекс Э. Ласпейреса, поэтому в системе индексов (4) индекс цен необходимо исчислять по формуле Г. Пааше ( $I_p^P$ ). На практике, в частности в российской государственной статистике, с учетом международного опыта сводные индексы динамики цен в отдельных секторах экономики

исчисляются по формуле Э. Ласпейреса ( $I_p^L$ )<sup>1</sup>.

Методы построения индексов цен достаточно полно освещены в учебниках и ряде экономических публикаций. Не рассматривая подробно данную проблему, отметим лишь, что индексы цен для использования их при дефлятировании рекомендуется исчислять по достаточно широкой номенклатуре товаров и услуг.

При использовании индексов цен в качестве индексов-дефляторов рекомендуется и комбинация индексов Э. Ласпейреса и Г. Пааше при переходе от низших уровней агрегации товаров в высшие по иерархической классификационной структуре. Такой метод применялся при определении индекса физического объема оборота розничной торговли (ИФО) до 2003 г.

Индекс-дефлятор оборота розничной торговли рассчитывался по формуле Г. Пааше, исходя из индексов потребительских цен по двум группам товаров - продовольственным и непродовольственным - и соответствующей макроструктуре оборота розничной торговли, сложившейся в отчетном периоде:

$$I_d = \frac{1}{d_p^1 / I_p^H + d_n^1 / I_p^H}, \quad (5)$$

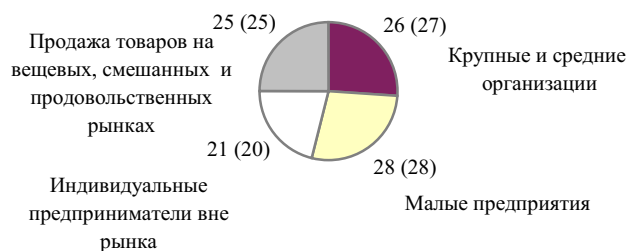
где  $I_d$  - индекс-дефлятор оборота розничной торговли;  
 $I_p^H, I_p^H$  - сводные индексы потребительских цен соответственно на продовольственные и непродовольственные товары, исчисленные по модифицированной формуле Э. Ласпейреса;

$d_p^1, d_n^1$  - удельный вес соответственно продовольственных и непродовольственных товаров в обороте розничной торговли в текущих ценах.

Главный недостаток приведенного метода исчисления дефлятора оборота розничной торговли - крайне слабый учет товарной структуры оборота. Упрощенный подход к расчету индекса-дефлятора обусловлен объективными трудностями в формировании оперативной, подробной товарной структуры оборота розничной торговли. Почти три четверти общего объема оборота розничной торговли, а по отдельным товарным группам - до 95% формируют малые предприятия и индивидуальные предприниматели, ведущие упрощенную систему учета результатов своей деятельности (см. рисунок).

В связи с вышеизложенным статистическое наблюдение за розничной продажей отдельных групп товаров в стоимостном выражении по полному кругу субъектов потребительского рынка осуществляется по 26 продовольственным и 34 непродовольственным товарным позициям. В 2002 г. на них приходилось соответственно 62 и 74% оборота розничной торговли продовольственными и непродовольственными товарами. Кроме этого, Госкомстат России располагает данными выборочного статистического обследования крупных и средних организаций розничной торговли по форме № 1-торговля. Эта форма содержит показатели розничной продажи более чем по 190

Рисунок. Структура оборота розничной торговли в 2002 г. (2001 г.); в % к итогу



товарным позициям (ежеквартально сведения формируются за последний месяц отчетного квартала, товарная позиция заполняется лишь в одном из четырех квартальных отчетов). Данные этой формы, ввиду получения их по выборке без распространения на всю совокупность торгующих юридических и физических лиц, используются в основном для определения структурных соотношений внутри товарных позиций.

Решая проблему построения товарной структуры для расчета индекса-дефлятора оборота розничной торговли, Госкомстатом России был изучен международный опыт дефлятирования объема розничной продажи.

Так, Центральное статистическое управление Польши при расчете индекса-дефлятора объема розничных продаж использует товарную структуру (около 50 позиций), рассчитанную по данным выборочного (6%) годового обследования крупных и средних организаций торговли.

В 2002 г. были проведены исследования, основной целью которых было максимально возможное, при существующей информационной базе, расширение товарной номенклатуры в расчетах индексов-дефляторов.

В результате анализа имеющейся информационной статистической базы был определен алгоритм формирования годовой товарной структуры оборота розничной торговли, содержащей 140 товарных групп (81 укрупненная позиция и 59 ассортиментных групп товаров). По итогам за 2002 г., эта товарная структура позволила охватить 92% оборота розничной торговли продовольственными и 90% - непродовольственными товарами.

При определении индекса-дефлятора с использованием детализированной номенклатуры выделяется несколько этапов.

На первом этапе формируется годовая (за предшествующий отчетному году) структура оборота розничной торговли. Источниками данных являются таблицы экономического описания (ЭО):

- по форме № П-1 за предыдущий год:

Р-1 «Оборот розничной торговли»;

Р-5п «Оборот розничной торговли продовольственными товарами»;

Р-5н «Оборот розничной торговли непродовольственными товарами»;

<sup>1</sup> См.: Методологические положения по статистике, выпуск 3. Госкомстат России. М., 2000. С. 153-155.

Р-6 «Оборот розничной торговли алкогольными напитками и пивом»;

Р-7кв «Розничная продажа отдельных товаров»;  
- по форме № 1-торговля за март, июнь, сентябрь и декабрь предшествующего отчетному года:

Т-2 «Розничная продажа отдельных товаров».

В указанных таблицах ЭО по форме № П-1 аккумулируются сведения по полному кругу субъектов, осуществляющих продажу товаров населению; в таблице Т-2 - по выборочному кругу крупных и средних организаций розничной торговли.

На втором этапе определяется структура оборота розничной торговли по представленной номенклатуре товаров и ассортиментная структура отдельных групп товаров.

На третьем этапе формируются индексы-дефляторы:  
- по отдельным детализированным товарным группам они принимаются либо равными соответствующему индексу потребительских цен (ИПЦ), либо рассчитываются исходя из ассортиментной структуры оборота группы и соответствующих ИПЦ;

- по укрупненным группам «продовольственные» и «непродовольственные» товары рассчитываются сводные индексы путем агрегирования потоварных индексов;

- по всему обороту розничной торговли сводный индекс-дефлятор определяется по годовой макроструктуре общего объема оборота розничной торговли (его распределения на продовольственные и непродовольственные товары) и рассчитанных индексов-дефляторов на отобранные продовольственные и непродовольственные товары.

Таблица 1

**Расчет индекса-дефлятора оборота розничной торговли по Российской Федерации\***  
(январь 2002 г. в % к декабрю 2001 г.)

	№ строки	2001			Январь 2002	
		тыс. рублей	доля		ИПЦ	индекс-дефлятор
А	Б	1	2	3	4	5
Всего	01	3039879		1	102,24	101,75
продовольственные товары	02	1400444		0,46	102,82	102,42
непродовольственные товары	03	1639435		0,54	101,23	101,18
По группам, участвующим в формировании индекса-дефлятора оборота розничной торговли:						
Всего	04	2519753	1			101,81
продовольственные товары	05	1293653	0,51	1		102,42
непродовольственные товары	06	1226100	0,49	1		101,18
Мясо и птица	07	138452		0,11		100,50
говядина	08	52877	0,45		100,80	
свинина	09	37047	0,31		100,31	
мясо птицы	10	27685	0,24		100,17	
итого	11	117609	1			

Окончание таблицы 1

	№ строки	2001			Январь 2002	
		тыс. рублей	доля		ИПЦ	индекс-дефлятор
А	Б	1	2	3	4	5
Изделия колбасные и копчености	12	116499		0,09		101,09
колбасы вареные	13	32915	0,33		100,84	
сосиски и сардельки	14	28827	0,29		101,06	
колбасы полукопченые	15	27021	0,27		101,14	
колбасы твердокопченые	16	11186	0,11		101,78	
итого	17	99949	1			
Мясные полуфабрикаты	18	29335		0,02	100,89	100,89
Консервы мясные	19	10158		0,01	101,18	101,18
Продукция рыбная пищевая товарная (без рыбных консервов)	20	47432		0,04		101,80
рыба живая (без сельди)	21	275	0,01		102,10	
рыба охлажденная	22	636	0,02		102,10	
рыба мороженая	23	17597	0,43		101,82	
филе рыбное мороженое	24	2276	0,05		103,40	
рыба соленая (без сельди)	25	2814	0,07		101,54	
сельдь соленая	26	7585	0,18		102,16	
рыба копченая (включая сельдь)	27	6414	0,15		101,54	
икра	28	3745	0,09		100,60	
итого	29	41342	1			
Консервы рыбные	30	10821		0,01	100,41	100,41
...						
...						
Медикаменты, химико-фармацевтическая продукция и продукция медицинского назначения	150	85456		0,07	105,15	105,15
Изделия ювелирные из золота и серебра	151	15882		0,01	100,57	100,57

\* Индексы-дефляторы оборота розничной торговли продовольственными и непродовольственными товарами (соответственно строки 02 и 03 графы 5) рассчитываются по формуле Э. Ласпейреса по данным граф 3 и 5 по 81 товарной группе; индекс-дефлятор общего объема оборота розничной торговли (строка 01 графа 5) - по формуле Э. Ласпейреса по данным о макроструктуре оборота за 2001 г. и рассчитанных индексов-дефляторов продовольственных и непродовольственных товаров (стр. 02 гр.3×стр. 02 гр.5 + стр. 03 гр.3×стр. 03 гр.5).

Сводные индексы-дефляторы ( $I_d$ ) по каждой из групп товаров и в целом по обороту розничной торговли рассчитываются по формуле Э. Ласпейреса:

$$I_d = \frac{\sum_{i=1}^n i_p p_{i0} q_{i0}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} q_{i0}}, \quad (6)$$

где  $i_p$  - индекс потребительских цен отдельного товара (товарной группы);

$P_{10}Q_{10}$  - оборот розничной торговли в действовавших ценах предыдущего года по соответствующей номенклатуре товаров.

Выбор формулы Э. Ласпейреса обусловлен анализом результатов проведенных экспериментальных расчетов как с использованием формулы Э. Ласпейреса, так и

формулы Г. Пааше. Результаты расчетов различались незначительно, поскольку структура оборота розничной торговли текущего и предыдущего (базисного) года довольно стабильна.

Результаты расчетов индексов-дефляторов оборота розничной торговли по всем месяцам 2002 г. и сопоставление их с ИПЦ представлены в таблице 2.

Таблица 2

**Индексы-дефляторы оборота розничной торговли Российской Федерации в 2002 г.**  
(в % к предыдущему месяцу)

Месяц	По общему объему оборота розничной торговли			Продовольственные товары		Непродовольственные товары	
	Индекс-дефлятор		ИПЦ	$I_d$ расчетный	ИПЦ	$I_d$ расчетный	ИПЦ
	фактически использованный	рассчитанный по структуре 2001 г.					
А	1	2	3	4	5	6	7
Январь	101,98	101,75	102,24	102,42	102,82	101,18	101,23
Февраль	100,82	100,69	100,83	100,79	100,87	100,60	100,77
Март	100,58	100,47	100,54	100,41	100,46	100,52	100,68
Апрель	101,27	100,83	100,89	100,81	100,96	100,86	100,77
Май	101,67	101,69	101,84	101,50	102,21	101,85	101,19
Июнь	100,51	100,89	100,29	99,88	99,82	101,76	101,13
Июль	100,50	100,47	100,48	100,31	100,43	100,60	100,57
Август	99,87	100,17	99,55	99,65	98,92	100,62	100,68
Сентябрь	100,13	100,45	99,85	99,95	99,27	100,88	100,87
Октябрь	100,78	100,77	100,73	100,61	100,62	100,90	100,91
Ноябрь	101,35	101,15	101,56	101,53	101,96	100,82	100,86
Декабрь	101,38	101,16	101,65	101,76	102,22	100,64	100,67

Примечание:

1. В графе 1 приведен индекс-дефлятор, фактически использованный в расчетах индексов физического объема оборота розничной торговли в 2002 г., рассчитанный по формуле (5).

2. В графах 2, 4 и 6 приведены индексы-дефляторы, исчисленные с использованием детализированной номенклатуры товаров (81 укрупненная и 59 ассортиментных групп).

3. В графах 3, 5 и 7 приведены сводные индексы потребительских цен (ИПЦ).

Резких различий величин сводных индексов-дефляторов ( $I_d$ ) и ИПЦ за рассматриваемые помесечные периоды не наблюдалось, поскольку структура постоянных весов, используемая в расчетах этих индексов, также не имела больших различий.

Для различных аналитических сопоставлений, кроме индекса-дефлятора оборота розничной торговли *отчетного месяца к предыдущему месяцу*, рассчитываются следующие индексы-дефляторы:

- отчетный месяц к соответствующему месяцу предыдущего года;

- квартал к предыдущему кварталу;

- период с начала года к соответствующему периоду предыдущего года.

Индексы-дефляторы к различным базисным периодам рассчитываются по методологии, принятой при разработке системы индексов цен, которая подробно изложена Госкомстатом России в «Методологических положениях по статистике», выпуск 3<sup>2</sup>.

Начиная с 2003 г. в российскую статистическую практику внедрены новые классификаторы:

- Общероссийский классификатор видов экономической деятельности (ОКВЭД);

- классификатор индивидуального потребления домашних хозяйств по целям (КИПЦ-ДХ).

В связи с внедрением новых классификаторов требуется модернизация алгоритма детализации классификационных групп для расчета  $I_d$  и их идентификация с соответствующими группами ИПЦ.

Кроме того, необходимо и развитие методологии построения транзитивно-взаимосвязанных временных рядов индексов физического объема оборота розничной торговли за длительный период.

В ряде зарубежных стран ведутся в течение многих лет динамические ряды индексов физического объема, например в Норвегии - с 1926 г., с использованием «цепного метода» и при замене базисных весов пересчитываются индексы физического объема за все предшествующие

<sup>2</sup> См.: Методологические положения по статистике. С. 153-155.

щие периоды.

Данная проблема является общеметодологической и, безусловно, потребует проведения целого ряда экспе-

риментальных расчетов. Имеется и проблема агрегации индексов по детализированным группам в укрупненные и в целом по обороту розничной торговли.

## ИНДЕКСЫ ВНЕШНЕЙ ТОРГОВЛИ: ИНФОРМАЦИОННАЯ БАЗА И МЕТОДЫ РАСЧЕТОВ

**О.Ф. Копылова**, канд. экон. наук,  
**Г.И. Деев**, канд. техн. наук,  
Российская таможенная академия,  
**В.А. Киселев**,  
ГТК России

Внешняя торговля является наиболее развитой формой внешнеэкономических связей России с зарубежными странами. Ее состояние и развитие характеризуются системой показателей, особое место в которой занимают индексы внешней торговли.

Индексы внешней торговли входят в систему экономических индексов, включающую индивидуальные и сводные (общие) индексы. Сводные индексы позволяют обобщать изменения сложных экономических явлений, индивидуальные элементы которых непосредственно не соизмеримы. Проблемам построения сводных индексов посвящено огромное количество работ, теорией разработано несколько концепций, из которых выделяются две, наиболее распространенные, - синтетическая и аналитическая. Исходя из соответствующих концепций, решаются вопросы разработки математических моделей с учетом формирования исходной информации.

Начиная с 1996 г. в практику российской таможенной статистики внедрены расчеты индексов внешней торговли. Решая проблему построения индексов внешней торговли, российская таможенная статистика исходила из аналитической концепции, ставя задачу факторного анализа динамики стоимостных объемов экспорта/импорта товаров. Для решения этой задачи выбрана следующая двухфакторная мультипликативная модель:

$$I_{pq} = I_p^P \times I_q^L; \quad \frac{\sum_{i=1}^n p_{it}q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{io}q_{io}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it}q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{io}q_{it}} \times \frac{\sum_{i=1}^n p_{io}q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{io}q_{io}}, \quad (1)$$

где  $I_{pq}$  - индекс стоимости;  
 $I_p^P$  - индекс цен по формуле Пааше;  
 $I_q^L$  - индекс физического объема по формуле Ласпейреса.

В расчетах приведенной системы индексов (1) используется информация таможенной статистики, формируе-

мая на базе данных грузовых таможенных деклараций (ГТД).

Для расчета индексов предусматривается использование следующих данных, содержащихся в ГТД:

- 1) наименование и код товара в соответствии с ТН ВЭД;
- 2) наименование и код страны происхождения, страны назначения, в соответствии с классификатором, разработанным Статистическим отделом бюро ООН;
- 3) статистическая стоимость в долларах США;
- 4) количество экспортируемых/импортируемых товаров в основной единице измерения (кг, вес «нетто»).

На основе этих данных определяется средняя стоимость единицы товара, как отношение статистической стоимости к количеству экспортируемого/импортируемого товара. Средняя стоимость единицы товара (далее по тексту «средняя цена») исчисляется по низшей классификационной группе товаров в соответствии с ТН ВЭД, зарегистрированной по странам-контрагентам, то есть по позиции: «товар-страна»<sup>1</sup>.

Средняя цена принимается в качестве индексируемой величины при исчислении индекса цены и веса при исчислении индекса физического объема.

В мультипликативной модели (1) расчетным индексом является индекс цен, который определяется по среднегармонической формуле Пааше:

$$I_p^P = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it}q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{it}q_{it}/i_p}, \quad (2)$$

где  $p_{it}q_{it}$  - стоимость экспорта/импорта в текущих ценах за текущий период: месяц, квартал, полугодие, год;  
 $i_p = p_{it}/p_{io}$  - индивидуальный индекс цен.

Индивидуальные индексы цен  $i_p$  по отдельным странам-контрагентам низшей классификационной группы

<sup>1</sup> Терминология, принятая в российской таможенной статистике.

товаров отражают изменение среднесложившегося уровня цен в текущем периоде по сравнению с базисным периодом (месяц, квартал, год).

Индивидуальные индексы средних цен, исчисляемые по сопоставимым в динамике странам-контрагентам, последовательно агрегируются в сводные индексы по высшим классификационным группам, экспорту/импорту в целом.

При исчислении сводного индекса средних цен, кроме сопоставимых стран (*c*), включаются и несопоставимые (*n*): новые и «отфильтрованные». Учитывая эту особенность расчета сводного индекса средних цен, формулу (2) следует записать в развернутом виде:

$$I_P^P = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it}^c q_{it}^c + \sum_{i=1}^n p_{it}^n q_{it}^n}{\sum_{i=1}^n p_{it}^c q_{it}^c / i_P^c + \sum_{i=1}^n p_{it}^n q_{it}^n / i_P^c} \quad (3)$$

На несопоставимые страны-контрагенты распространяется индекс цен по сопоставимому кругу стран, начиная с низших классификационных групп товаров (подсубпозиций). В том случае, если в динамике наблюдается полная сменяемость стран-контрагентов в экспорте/импорте товарной подсубпозиции, индивидуальный индекс цен  $i_p$  определяется путем сопоставления средней цены текущего и базисного периодов и подсубпозиция рассматривается как одна «товар-страна».

Предварительным этапом расчета сводных индексов по формуле (3) является фильтрация исходной информации, исключая из нее позиции «товар-страна» с аномальными значениями индивидуальных индексов с целью обеспечения достаточной сопоставимости данных и исключения возможных ошибок в исходной информации. Для «фильтрации» исходной информации разработан специальный алгоритм.

Пример расчета сводного индекса среднегодовых цен по низшей классификационной группе товаров приведен в таблице 1.

Таблица 1

Расчет сводных индексов импорта России сливочного масла (код ТН ВЭД 0405101100)  
(данные условные)

Код и наименование страны-контрагента, группа стран	Базисный год			Текущий год			Индексы среднегодовой цены, в %	Объем текущего года в ценах базисного года, тыс. долларов
	стоимость, тыс. долларов	количество, тонн	среднегодовая цена, долл./т	стоимость, тыс. долларов	количество, тонн	среднегодовая цена, долл./т		
	$P_{it}Q_{it}^c$	$Q_o$	$P_o$	$P_{it}Q_{it}^n$	$Q_t$	$P_t$	$i_p$	$P_{it}Q_{it}/i_p$
A	1	2	3=1/2	4	5	6=4/5	7=6/3	8=4/7
<b>Дальнее зарубежье</b>								
036 Австралия	4500	2980	1,510	9395	2847	3,300	218,6	x
826 Великобритания				8891	6700	1,327		
276 Германия	3200	1859	1,721	2921	1583	1,845	107,2	2725
528 Нидерланды	927	755	1,228					
554 Новая Зеландия	58000	33143	1,750	69239	37305	1,856	106,1	65258
246 Финляндия	12000	9360	1,282	8861	5761	1,538	120,0	7384
Итого ДЗ	78627	48097	1,635	99307	54196	1,832	112,0*/107,5	75367
В том числе по всем сопоставимым странам	77700	47342	1,641	90416	47496	1,904	116,0*	x
из них без Австралии	73200	44362	1,650	81021	44649	1,815	111,0*/107,5	75367
<b>СНГ</b>								
804 Украина	22100	10524	2,100	17594	8986	1,958	93,2	18878
498 Молдавия				414	176	2,352		
Итого по СНГ	22100	10524	2,100	18008	9162	1,966	93,6*/93,2	18878

Примечание: ДЗ - страны дальнего зарубежья.

1. Австралия с индивидуальным индексом 218,6% исключается из расчета сводного индекса средних цен после «фильтрации» исходной информации (предварительный этап).

2. По итоговому строку в гр.7 индексы средних цен - переменного состава (\*), индексы постоянного состава:

по сопоставимым странам ДЗ=81021/75367=1,075, или 107,5%;  
СНГ=17594/18878=0,932, или 93,2%.

Сводные индексы средних цен, исчисленные по сопоставимой совокупности стран-контрагентов низшей классификационной группы товаров, распространяются на

общую стоимость текущего периода по этой группе, то есть включая «новые» страны и страны, «отфильтрованные» по критерию допустимых значений индивидуальных

индексов цен, то есть применяя формулу (3). Так, например, по группе стран: дальнее зарубежье (ДЗ) и Содружество Независимых Государств (СНГ) величина сводного индекса среднегодовых цен составила:

$$\text{ДЗ } I_p = \frac{81021 + (9395 + 8891)}{75367 + (9395/1,075 + 8891/1,075)} = \frac{99307}{92378} = 1,075, \text{ или } 107,5\%;$$

$$\text{СНГ } I_p = \frac{17594 + 414}{18878 + 414/0,932} = \frac{18008}{19322} = 0,932, \text{ или } 93,2\%.$$

Следующим этапом является последовательная агрегация полученных индексов в высшие классификационные группы товаров, по экспорту/импорту в целом.

В таблице 2 приведен условный пример расчета сводного индекса средних цен для четырехзначной товарной позиции (код 04.05).

Таблица 2

**Расчет сводного индекса средних цен импорта товарной позиции «сливочное масло и молочные жиры, молочные пасты» (код 04.05) из стран дальнего зарубежья (пример условный)**

Код товара	Наименование товара	Стоимость текущего периода, тыс. долларов США	Сводные индексы средних цен	Стоимость текущего периода в ценах базисного периода, тыс. долларов США
		$\sum_{i=1}^n P_{it} Q_{it}$	$I_p$	$\sum_{i=1}^n P_{it} Q_{it} / I_p$
А	Б	1	2	3
04.05.10	Сливочное масло и молочные жиры, прочее	140972	1,038	135808
из них:				
04.05.10.1100	Натуральное сливочное масло в первичных упаковках нетто-массой не более 1 кг	99307	1,075*	92379
04.05.10.1900	Натуральное сливочное масло, прочее	34405	0,991	34707
04.05.10.3000	Рекомбинированное масло	4000	0,850	4706
04.05.10.5000	Сывороточное масло	2000	0,725	2759
04.05.10.900.0	Прочее масло	1260	1,002	1257
04.05.20	Молочные пасты	10800	1,005	10746
...				
04.05.90	Прочие	2400	0,998	2404
...				
Итого по группе 04.05	Сливочное масло и молочные жиры прочие; молочные пасты	154172	1,035	148958
$\sum_j^n$				

\* См. таблицу 1: строка «Итого ДЗ» графа 7.

Сводные индексы средних цен используются для определения имплицитным методом индексов физического объема экспорта/импорта товаров, как отношение индекса стоимости к индексу цен, то есть  $I_q^L = I_{pq} / I_p$ .

В приведенном примере сводный индекс средних цен по субпозиции 04.05.10 определен как отношение суммы стоимостей подсубпозиций (10-значных кодов) текущего периода в действующих ценах к сумме стоимостей в базисных ценах, то есть  $I_p = 140972/135808 = 1,038$ .

Аналогично определены сводные индексы и по субпозициям 04.05.20 и 04.05.90.

Индекс физического объема ( $I_q^L$ ) в агрегатной форме представляет собой сопоставление объемов экспорта/импорта текущего ( $q_{it}$ ) и базисного ( $q_{io}$ ) периодов в базисных ценах ( $p_{io}$ ):

$$I_q^L = \frac{\sum_{i=1}^n P_{io} q_{it}}{\sum_{i=1}^n P_{io} q_{io}}. \quad (4)$$

Поскольку индекс физического объема определяется имплицитным методом, то числитель  $I_q^L$  будет равен:

$$\sum_{i=1}^n p_{it}^c q_{it}^c / i_p + \sum_{i=1}^n p_{it}^h q_{it}^h / i_p = \sum_{i=1}^n p_{io}^c q_{it}^c + \sum_{i=1}^n p_{io}^h q_{it}^h.$$

Учитывая эту особенность исчисления индексов физического объема, в формуле (4) выделим две совокупности стран-респондентов: сопоставимых «с» и несопоставимых «н»:

$$I_q^L = \frac{\sum_{i=1}^n P_{io}^c q_{it}^c + \sum_{i=1}^n P_{io}^h q_{it}^h}{\sum_{i=1}^n P_{io}^c q_{io}^c + \sum_{i=1}^n P_{io}^h q_{io}^h}. \quad (5)$$

Сводные индексы средних цен и физического объема используются для определения индексов условий внешней торговли.

Для оценки динамики внешней торговли, и в какой-то мере для характеристики ее эффективности, в теории разработаны различные формулы индексов условий внешней торговли. В экономической практике рекомендуется исчислять следующие индексы:

*Индекс ценовых (реальных) условий торговли:*

$$I_{p_{\text{реал}}} = I_{p_{\text{эк}}} / I_{p_{\text{им}}}.$$

Этот индекс отражает динамику соотношения средних цен экспорта и импорта и отвечает на вопрос: сколько товаров можно дополнительно импортировать в текущем периоде на сумму выручки от экспорта по сравнению с базисным периодом.

*Индекс объемных (валовых) условий торговли:*

$$I_{q_{\text{вал}}} = I_{q_{\text{эк}}} / I_{q_{\text{им}}}.$$

В том случае, если индекс объемных условий торговли больше единицы, то страна получает больше материальных ценностей из-за рубежа на единицу экспортируемых товаров, а если меньше единицы, то соответственно -

меньше.

Индекс покупательной способности экспорта:

$$I_{\text{пок.сп}} = \frac{I_{\text{эк}}}{I_{\text{им}}} \times I_{\text{вал.}}$$

Приведенные индексы рассчитываются в целом по внешней торговле страны, интерпретация их очень сложна и небесспорна.

Система индексов внешней торговли, исчисляемая в практике российской таможенной статистики, предусматривает оценивать изменение стоимости, средних цен, физического объема и условий торговли в текущем периоде по сравнению с соответствующим периодом предыдущего года. За период 1996-2002 гг. динамика этих показателей по экспорту/импорту по всем группам стран (дальнему зарубежью и СНГ) представлена в таблице 3 и на рисунках 1, 2 и 3.

Таблица 3

Индексы внешней торговли России  
(в % к предыдущему году)

Год	Индексы стоимости		Индексы средних цен		Индексы физического объема		Индексы ценовых условий торговли
	экспорт	импорт	экспорт	импорт	экспорт	импорт	
1996	108,1	95,6	108,4	100,8	99,7	94,8	107,5
1997	99,9	114,3	98,1	94,8	101,8	121,1	103,5
1998	83,8	82,1	84,2	92,3	99,5	89,0	91,2
1999	102,2	111,9	92,1	82,1	111,0	84,7	112,2
2000	141,4	122,6	128,2	86,7	110,3	129,1	147,9
2001	96,2	122,6	93,6	94,4	102,8	129,8	99,2
2002	106,2	110,2	96,1	93,6	110,5	117,8	102,7

Источник: Годовые сборники «Таможенная статистика внешней торговли». За 1996-2001 гг. взяты индексы стоимости уточненные (приведенные в сборниках за последующие годы) и соответственно пересчитаны индексы физического объема.

Рис. 1. Индексы экспорта товаров во все страны  
(в процентах)

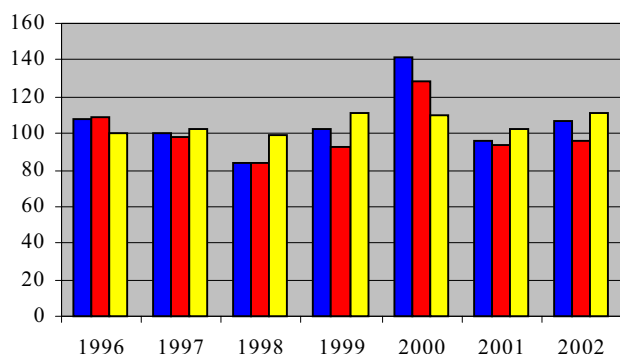


Рис. 2. Индексы импорта товаров во все страны  
(в процентах)

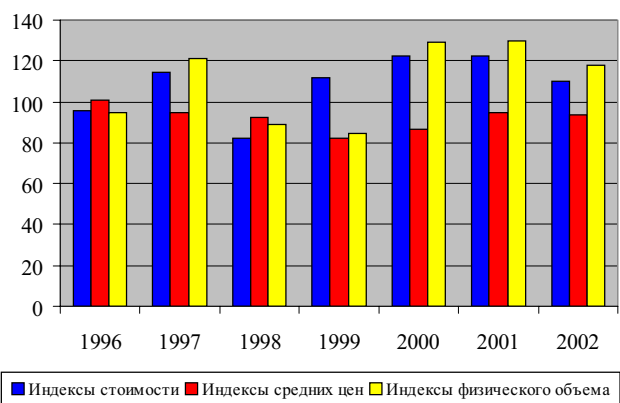
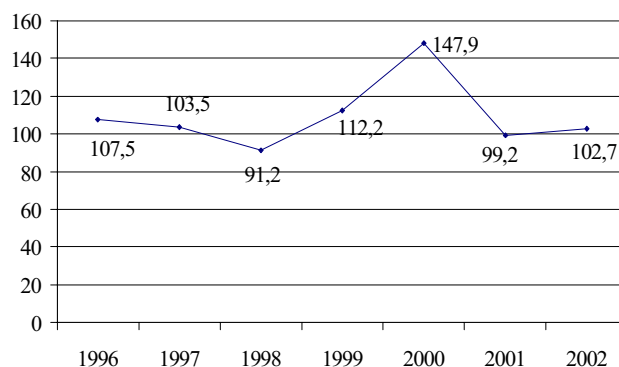


Рис. 3. Индексы ценовых условий торговли  
(в процентах)



Рассматривая динамику стоимостных объемов экспорта и импорта товаров за период с 1996 по 2002 г., можно констатировать, что в отдельные годы она была различной. По экспорту наблюдался значительный рост в 2000 г. по сравнению с 1999 г., что в основном объясняется увеличением средних цен и некоторым ростом физического объема. При этом в экспорте более 50% занимали топливно-энергетические ресурсы, а в них доминирующее место (около 45%) - сырая нефть с индексом средних цен 176,3%. Наибольший рост импорта товаров характерен для 2000 и 2001 гг. Этот рост связан с увеличением физического объема; средние цены за этот период снижались.

Динамика средних цен и физического объема экспор-

та/импорта в ценах во многом обуславливается сложившейся тенденцией этих показателей в доминирующих товарных группах.

Динамика средних экспортных и импортных цен за 1997-2002 гг. по таким группам товаров приведена в таблице 4.

Таблица 4

**Индексы средних цен по доминирующим группам товаров в 1997-2002 гг.**  
(в % к предыдущему году)

Товарные группы	Индексы, в %					
	1997 г.	1998 г.	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.
<b>Экспорт во все страны (ДЗ и СНГ)</b>						
1. Топливо-энергетические товары	97,4	74,1	109,3	163,5	94,6	97,7
2. Металлы и изделия из них	91,2	93,2	79,8	109,3	89,5	98,3
<b>Импорт из всех стран (ДЗ и СНГ)</b>						
1. Продовольственные товары и сельскохозяйственное сырье (кроме текстильного)	90,0	93,6	76,0	89,5	101,6	103,4
2. Продукция химической промышленности, каучук	96,2	90,3	83,2	88,5	96,9	93,5
3. Машины, оборудование и транспортные средства	100,8	94,1	88,4	74,1	92,3	93,3

Источник: Годовые сборники «Таможенная статистика внешней торговли» за 1997-2002 гг.

Укрупненные товарные группы, приведенные в таблице 4, составляют в стоимостном объеме экспорта до 70%, в импорте - соответственно более 70%. Среднегодовые цены экспорта топливно-энергетических товаров увеличились в 1999 г. и особенно в 2000 г., металлов и изделий из них - в 2000 г. По импорту продовольственных товаров и сельскохозяйственному сырью наметился некоторый рост среднегодовых цен в 2001-2002 гг. Однако в основном по доминирующим группам товаров характерно снижение среднегодовых цен как по экспорту, так и по импорту.

Индексы средних цен - это один из основных индикаторов внешней торговли. По методологии, разработанной российской таможенной статистикой, сводные индексы средних цен исчисляются с переменными весами, что не позволяет использовать метод сцепления рядов индексов для расчета базисных индексов. Однако в отдельных пуб-

ликациях<sup>2</sup> приводятся расчеты базисных индексов внешней торговли путем перемножения годовых индексов, исчисляемых таможенной статистикой. Проблемы ведения транзитивно-взаимосвязанных временных рядов индексов требуют особого рассмотрения, в частности при определении индексов-дефляторов для пересчета объемов экспорта/импорта товаров в постоянные цены. Сложной проблемой является измерение влияния временного и потоварного структурного факторов на изменение средних цен. Развитие и совершенствование методологии индексного анализа внешней торговли связаны с формированием информационной базы. В данной статье указаны проблемы рассматриваются в порядке постановки вопроса. В этом направлении таможенной статистикой ведутся исследования, результаты которых предполагается осветить в последующих публикациях.

Окончание. Начало см. на с. 55

После пленарного заседания работа симпозиума продолжалась в секциях. О многообразии тематики выступлений ученых и специалистов-экономистов России, некоторых стран СНГ свидетельствовали сами наименования секций: «Теоретические проблемы экономического развития регионов в условиях глобализации» (руководитель секции - профессор Ю.В. Матвеев), «Стратегия социально-экономического развития регионов в условиях глобализации» (руководитель секции - профессор Г.Р. Хасаев), «Профессиональное образование в региональной экономике» (руководитель секции - профессор Э.П. Печерская), «Статистика и математическое моделирование в региональной экономике» (руководитель секции - профессор О.А. Репин) и подсекция «Социально-экономическое развитие регионального АПК» (руководитель подсекции - доцент Г.И. Чудилин), «Логистика и инновационная деятельность» (руководитель секции - профессор Л.А. Сосунова), «Правовые проблемы внешнеэкономического сотрудничества» (руководитель секции - доцент А.Е. Пилецкий), «Межкультурные и деловые коммуникации в геоэкономическом пространстве» (руководитель секции - доцент Е.В. Волковадова).

На статистической секции выступили руководители ряда территориальных статистических органов России, а также профессор Б.И. Исаков и профессор Б.Т. Рябушкин. В их выступлениях затрагивались, в частности, вопросы места России и ее регионов в глобальном мире экономических, социальных и политических процессов, роли международных стандартов в дальнейшем реформировании отечественной статистики в условиях глобализации.

<sup>2</sup> См.: Внешнеэкономический бюллетень. 2002. № 5. С. 52 и № 11. С. 3.