

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ РОЗНИЧНОГО ТОВАРООБОРОТА РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ НА ОСНОВЕ РЕГИОНАЛЬНЫХ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

А.К. Никитина*

В статье представлена новая версия эконометрических уравнений розничного товарооборота областей Республики Беларусь и г. Минска, которые построены в виде моделей коррекции ошибок и учитывают как долгосрочные, так и краткосрочные зависимости между исследуемыми факторами. Предложено использовать разработанные модели для прогнозирования розничного товарооборота Республики Беларусь по принципу «снизу вверх», основываясь на региональных прогнозах.

Ключевые слова: прогнозирование, розничный товарооборот, регион, коинтеграция, модель коррекции ошибок, двухшаговая процедура Энгла-Грэнджера.

JEL-классификация: C51, C52, C53, E21, E27, R15.

Материал поступил 18.02.2016 г.

Розничный товарооборот как один из ключевых показателей, характеризующих конечное потребление домашних хозяйств, является важным индикатором социально-экономического развития страны и уровня жизни ее населения, задача прогнозирования которого актуальна всегда, особенно в кризисные периоды.

В Республике Беларусь имеются разработанные и апробированные эконометрические модели для анализа и прогнозирования розничного товарооборота на национальном уровне (Рожковская, 2009а, 2009б; Гаспадарец, 2009; Кравцов и др., 2011), тогда как региональный аспект моделирования до недавнего времени оставался неисследованным.

В 2012 г. опубликованы первые эконометрические модели розничного товарооборота областей Республики Беларусь и г. Минска, построенные в виде автономных регрессионных уравнений, а также панельной регрессии (Никитина, 2012). Настоящая работа является продолжением указанного исследования, цель которого – построение новой версии системы региональных эконометрических уравнений, позволяющей осуществлять краткосрочное прогнозирование розничного товарооборота Республики Беларусь по прин-

ципу «снизу вверх», основываясь на региональных прогнозах.

Теоретическая и информационная база модели

Розничный товарооборот представляет собой стоимость товаров, реализованных населению для личного, семейного, домашнего и иного подобного использования, не связанного с предпринимательской деятельностью, за наличный расчет, а также оплаченных посредством банковских платежных карточек, электронных денег, перечислений денежных средств со счетов физических лиц в банках и иным способом с использованием безналичной формы расчетов, через различные каналы реализации (организации торговли, рынки, торговые центры)¹.

Как экономическая категория, он выражает экономические отношения, возникающие на заключительной стадии движения товаров – из сферы обращения в личное потребление, а как экономический показатель – характеризует, с одной стороны, денежную выручку торговли, а с другой –

¹ Социально-экономическое положение Республики Беларусь, 2015: стат. докл. Минск: Национальный статистический комитет Респ. Беларусь. С. 207.

* Никитина Анастасия Константиновна (anestezia.n@gmail.com), заместитель заведующего отделом макроэкономических и межотраслевых моделей Научно-исследовательского экономического института Министерства экономики Республики Беларусь (г. Минск, Беларусь).

сумму расходов населения на покупку товаров.

В розничном товарообороте находят отражение важнейшие пропорции национальной экономики: соотношение объемов выпуска средств производства и предметов потребления, распределение национального дохода на фонд потребления и фонд накопления, а также масштабы и уровень удовлетворения спроса населения на товары и т. д.

Динамика конечного потребления и, в частности, розничного товарооборота как важнейшего его элемента подвержена влиянию множества факторов, подробный анализ которых применительно к экономическим реалиям Республики Беларусь представлен в (Рожковская, 2009а). При этом среди факторов, действующих в кратко- и среднесрочной перспективе, автор выделяет две группы:

- факторы, определяющие «опорную траекторию», основанную на сохранении в будущем устойчивых долговременных факторных зависимостей (динамика и структура денежных доходов, сложившийся (достигнутый) уровень потребления);

- факторы, определяющие «возмущающую траекторию», которая формируется под воздействием конъюнктурных факторов, имеющих временный характер (динамика цен на товары и услуги, обменный курс национальной валюты, ставка рефинансирования и производные от нее процентные ставки по кредитам и депозитам, уровень потребительской задолженности, накопленное богатство, товарное предложение).

Эконометрический анализ розничного товарооборота областей Республики Беларусь и г. Минска, проведенный на поквартальной информации 2000–2011 гг. (Никитина, 2012) позволил выделить три ключевых фактора, оказывающих наибольшее влияние на динамику данного показателя: 1) размер реальной среднемесячной заработной платы, отражающей уровень денежных доходов населения²; 2) сложившийся уровень потребления, отражающий инерционность потребительского поведения (учи-

тывается с помощью запаздывающей (лаговой) переменной розничного товарооборота); 3) величина ставки рефинансирования Национального банка Республики Беларусь, которая, являясь по сути «ценой будущего потребления», влияет на решения экономических агентов о распределении поступающего дохода между текущим потреблением и сбережениями.

Учет инфляции в первой версии модели осуществлялся путем деления переменных, номинированных в белорусских рублях (розничный товароборот, среднемесячная заработная плата), на базисный индекс потребительских цен (ИПЦ). Поскольку ИПЦ по регионам в помесечном и квартальном представлении стали публиковаться только с 2012 г., показатели областей и г. Минска дефлировались на республиканский индекс. Однако полученные таким способом темпы роста розничного товарооборота в сопоставимых ценах существенно отличаются от публикуемых Национальным статистическим комитетом, поэтому в ходе проведения практических прогнозных расчетов возникла необходимость использования альтернативного способа перехода к сопоставимым ценам. Он заключается в цепном перемножении номинальных абсолютных величин базисного года на официально публикуемые темпы роста исследуемого показателя в сопоставимых ценах (нарастающим итогом в процентах к соответствующему периоду предыдущего года) с последующим вычитанием рассчитанных величин для получения поквартальных значений.

Что же касается заработной платы, то было показано (Никитина, 2014), что для данного показателя оба способа перевода в сопоставимые цены дают приблизительно одинаковые результаты. Поэтому для получения реальной величины начисленной среднемесячной заработной платы производилось ее дефлирование на базисный ИПЦ (2009 г. = 1), что более удобно для целей анализа и про-

² Среднемесячная заработная плата использовалась как прокси-переменная, характеризующая денежные доходы населения, ввиду отсутствия квартальных данных о доходах в региональном разрезе до 2009 г. Указанную за-

мену можно считать адекватной, поскольку на оплату труда приходится более половины денежных доходов населения, и корреляция между этими показателями очевидна. Кроме того, в Республике Беларусь динамика средней заработной платы непосредственно влияет на размер трансфертных выплат населению, а также косвенно отражает динамику доходов от предпринимательской деятельности.

гнозирования, поскольку позволяет при необходимости легко перейти к номинальным величинам в текущих ценах.

Помимо корректировки исходных временных рядов розничного товарооборота, переведенных в сопоставимые цены по альтернативной методике, модель (Никитина, 2012) усовершенствована путем замены номинальной ставки рефинансирования на реальную, с поправкой на инфляцию по формуле Фишера (Миксюк, Комков, 2006. С. 124):

$$\hat{r} = \frac{r - i}{1 + i}, \quad (1)$$

где \hat{r} – реальная процентная ставка;

r – номинальная процентная ставка (% годовых, в долях от единицы);

i – уровень инфляции (ИПЦ в средне-годовом выражении (квартал к соответствующему кварталу предыдущего года), в долях).

Таким образом, сформированы временные ряды указанных показателей за период с I квартала 2000 по IV квартал 2015 г.³ и проведен их эконометрический анализ на стационарность⁴. Целью данного анализа является исследование временных рядов на наличие или отсутствие у них стохастического (недетерминированного) тренда, т.е. отнесение их к классу рядов, стационарных относительно детерминированного тренда (TS-ряд), или к классу рядов, имеющих стохастический тренд (DS-ряд) и приводящихся к стационарному виду (S) только путем взятия разностей (Кравцов и др., 2005. С. 11–12). Определение принадлежности временных рядов к классу стационарных или нестационарных необходимо для правильного выбора спецификации эконометрической модели,

³ На основе бюллетеней Национального статистического комитета: Социально-экономическое положение Республики Беларусь, 2000–2015 гг.; Основные социально-экономические показатели по Республике Беларусь, областям и г. Минску, 2014–2015 гг.; Численность и заработная плата работников Республики Беларусь, 2000–2015 гг.; данных Национального банка Республики Беларусь. URL: <http://www.nbrb.by/statistics/MonetaryPolicyInstruments/RefinancingRate/>

⁴ В широком смысле под стационарными понимают временные ряды, вероятностные свойства которых не изменяются с течением времени. Другими словами, это означает, что стационарные переменные принимают значения недалеко от своего среднего, часто возвращаясь к нему, тогда как для нестационарных переменных ожидаемого время возврата к среднему бесконечно, и они обладают свойством существенно удаляться от своего среднего. По сравнению со стационарным рядом нестационарный более гладкий, имеет доминирующие длинные колебания.

поскольку использование в регрессии нестационарных временных рядов может привести к фиктивным результатам – ложной линейной связи (Maddala, Kim, 1998).

Для решения указанной задачи в отношении каждого из полученных временных рядов были проведены тесты на стационарность: расширенный Дики-Фуллера (ADF-тест) и Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шина (KPSS) (Кравцов и др., 2005; Maddala, Kim, 1998). Для рядов розничного товарооборота всех областей и г. Минска нулевая гипотеза о нестационарности (ADF-тест) не отвергалась, а гипотеза о стационарности (KPSS-тест) отклонилась на всех уровнях значимости. В случае заработной платы тесты давали противоречивые результаты на разных уровнях значимости, что вызвало необходимость дополнительного проведения теста Филлипса-Перрона (PP-тест), который позволяет учитывать структурные изменения ряда (Канторович, 2002). На основании комплексного анализа полученных результатов сделан вывод об отнесении всех рядов заработной платы к классу нестационарных относительно линейного тренда. Что же касается реальной ставки рефинансирования, то все тесты свидетельствуют о ее стационарности. При этом следует заметить, что ряды розничного товарооборота и заработной платы содержат линейный тренд, тогда как у реальной процентной ставки он отсутствует.

Условные обозначения временных рядов, а также результаты проведенных тестов приведены в табл. 1, где спецификация T означает, что тестируемая модель содержит тренд и константу, C – только константу, N – модель без тренда и константы. Для ADF- и PP-тестов в спецификации после типа модели приведено количество запаздывающих разностей, определенных автоматически в пакете EViews 8.

Спецификация модели

В случае нестационарности временных рядов оценивание эконометрических моделей может проводиться одним из следующих способов (Доугерти, 2010. С. 410–413):

- устранение временного тренда из исходных данных либо включение его в модель в качестве регрессора;

Таблица 1

Характеристики исходных временных рядов моделей розничного товарооборота регионов Республики Беларусь

Показатель	Условное обозначение временного ряда	ADF-тест (PP-тест)		Нулевая гипотеза: ряд нестационарен		KPSS-тест			Тип ряда
		Спецификация	ADF-статистика*	Критические значения**	Спецификация	LM-статистика	Критические значения		
Розничный товароборот региона i в период t , в ценах 2009 г., млрд руб.: $i=1$ – Брестская область, $i=2$ – Витебская область, $i=3$ – Гомельская область, $i=4$ – Гродненская область, $i=5$ – г. Минск, $i=6$ – Минская область $i=7$ – Могилевская область	1	T, 4	-2,47		T	0,26		DS, I(1)	
	2	T, 4	-2,11		T	0,23		DS, I(1)	
	3	T, 4	-2,17	-3,17 (10%)		T	0,26	DS, I(1)	
	4	T, 4	-2,58	-3,49 (5%)		T	0,27	DS, I(1)	
	5	T, 4	-2,12	-4,12 (1%)		T	0,25	DS, I(1)	
	6	T, 4	-2,00			T	0,26	DS, I(1)	
	7	T, 4	-2,45			T	0,24	DS, I(1)	
Реальная начисленная среднемесячная заработная плата в регионе i в период t , в ценах 2009 г., тыс. руб.	1	T, 4 (T, 1)	-3,63 (-2,97)	ADF: 0,12 (10%)	T	0,11	0,12 (10%)	DS, I(1)	
	2	T, 4 (T, 1)	-3,13 (-2,88)	-3,17 (10%)	T	0,11	0,15 (5%)	DS, I(1)	
	3	T, 4 (T, 1)	-3,22 (-2,65)	-3,49 (5%)	T	0,11	0,22 (1%)	DS, I(1)	
	4	T, 4 (T, 1)	-3,74 (-3,11)	-4,12 (1%)	T	0,10		DS, I(1)	
	5	T, 4 (T, 1)	-2,35 (-2,52)	PP: -3,17 (10%)	T	0,16		DS, I(1)	
	6	T, 4 (T, 1)	-2,94 (-2,83)	-3,48 (5%)	T	0,17		DS, I(1)	
	7	T, 10 (T, 1)	-3,34 (-2,82)	-4,11 (1%)	T	0,09		DS, I(1)	
Реальная ставка рефинансирования, % годовых		N, 1	-4,76	-1,61 (10%) -1,95 (5%) -2,60 (1%)	C	0,10	0,35 (10%) 0,46 (5%) 0,74 (1%)	S, I(0)	

* В скобках дополнительно приведены значения статистики Филлипса-Перрона (PP-тест).

** В скобках указан уровень значимости.

Источник. Расчеты автора.

- взятие разностей, приводящее ряды к стационарному виду;

- построение модели коррекции ошибок.

Первый способ является достаточно простым, однако его использование оправдано только для временных рядов из класса TS, стационарных относительно тренда.

В случае, если временные ряды относятся к классу DS, приведение их к стационарному виду возможно путем взятия разностей⁵. Этот подход помогает избежать получения ложной регрессии, однако не позволяет исследовать долговременные зависимости.

Если же нестационарные ряды типа DS являются коинтегрированными, необходимо использовать третий способ – модель коррекции ошибок, впервые предложенную в 1981 г. (Granger, 1981) и основанную на идее коинтеграции. Математически коинтеграционное соотношение представляет собой линейную комбинацию нестационарных интегрированных (типа DS) временных рядов, которая является стационарным процессом и соответственно может быть включена в обычную регрессионную модель, оцениваемую в разностях методом наименьших квадратов (МНК), в качестве самостоятельного фактора (с лагом 1).

С точки зрения экономистов коинтеграция является развитием идеи экономического равновесия, которое зачастую понимается как связь между несколькими переменными, «подталкивающая» некоторую линейную комбинацию этих переменных к нулю настолько сильно, что отклонения от нуля очень незначительны. Таким образом, эта линейная комбинация нестационарных переменных оказывается стационарной, а изначальные переменные – коинтегрированными (Микушева, 2015. С. 106), что означает наличие между ними некой долгосрочной устойчивой взаимосвязи. Другими словами, экономическое равновесие может рассматриваться как стационарное состояние, в которое стремится

вернуться экономика при любом от него отклонении (Там же. С. 108).

В типичной модели коррекции ошибок для системы с двумя переменными изменение одной переменной зависит от ошибки равновесия в предыдущие моменты времени и от изменения обеих переменных в прошлом. Главным достоинством данного класса моделей является одновременный учет долгосрочных и краткосрочных экономических зависимостей: долгосрочные компоненты переменных в них связаны условиями равновесия (коинтеграционным соотношением), тогда как краткосрочные имеют гибкую динамическую спецификацию (включающую, помимо собственно факторов, запаздывающие разности зависимой и независимых переменных с лагами различных порядков).

Наиболее простой и удобный способ оценивания моделей коррекции ошибок был предложен и описан Р.Ф. Энглем и К.У. Дж. Грэнджером (Engle, Granger, 1987)⁶, за который в 2003 г. авторы удостоены Нобелевской премии. Он известен как двухшаговая процедура Энгла-Грэнджера и состоит в следующем:

- 1) оценивается простая линейная зависимость между нестационарными переменными с помощью МНК и вычисляется ряд остатков данной регрессии, который затем тестируется на стационарность⁷: если он стационарен, то исследуемые переменные считаются коинтегрированными и переходят ко второму этапу построения модели;

- 2) полученный на первом шаге ряд остатков с лагом 1 (называемый коинтеграционным соотношением) включается в разностную модель в качестве фактора, при необходимости добавляются лаговые значения зависимой и прочих независимых переменных.

В (Engle, Granger, 1987) показано, что полученные таким образом оценки всех параметров модели будут являться состоятельными.

Описанная выше двухшаговая процедура Энгла-Грэнджера легла в основу пост-

⁵ Такие ряды также называют интегрированными порядка d , т. е. $I(d)$ процессом, для приведения которых к стационарному виду требуется d -кратное взятие разностей. Большинство экономических временных рядов являются интегрированными первого порядка, т. е. стационарными в первых разностях, что соответствует обозначению $I(1)$. Стационарные ряды обозначаются как $I(0)$.

⁶ Перевод данной статьи на русский язык (Микушева, 2015).

⁷ Для тестирования коинтеграции авторы предлагают семь различных тестовых статистик (Микушева, 2015; Engle, Granger, 1987), которые сходятся к нестандартным асимптотическим распределениям и требуют нестандартных критических значений (Verbeek, 2008; MacKinnon, 2010).

роения модели коррекции ошибок для розничного товарооборота областей Республики Беларусь и г. Минска, в которой коинтеграционное соотношение соответствует «опорной траектории», а краткосрочная часть описывает его «возмущенную траекторию». Заметим, что в работе (Davidson et al., 1978) приведены эмпирические и теоретические аргументы в пользу модели коррекции ошибок для описания потребительского поведения: потребители формируют планы, которые могут не реализоваться, поэтому они корректируют их на следующий период, чтобы компенсировать долю ошибки между доходом и потреблением. Аналогичный подход использовался в (Campbell, 1985) для проверки гипотезы перманентного дохода, предполагающей, что для потребителей характерна такая поведенческая стратегия, как «экономия на черный день». В этом случае переменная коррекции ошибок приближенно представляет сбережение, которое должно быть больше, когда ожидается уменьшение дохода.

На первом шаге были оценены коинтеграционные соотношения вида

$$\ln(rt_{it}) = a_i \ln(w_{it}) + b_i t + c_i, \quad (2)$$

где a_i , b_i , c_i – параметры регрессии для i -го региона ($i = 1, \dots, 7$);

t – линейный тренд.

Заметим, что построение всех уравнений осуществлялось в логарифмической форме, что соответствует общепринятой в макроэконометрическом моделировании практике и обусловлено следующими соображениями. Во-первых, нелинейным характером экономических зависимостей, которые могут быть представлены в мультипликативной форме и приведены к линейному виду путем логарифмирования. Во-вторых, логарифмическая форма более удобна с позиции качественного анализа результатов моделирования: в этом случае пара-

метры (коэффициенты) уравнений не зависят от единиц измерения исходных данных, поскольку становятся безразмерными (фиксированными, не зависящими от времени) величинами – эластичностями, указывающими на процентное изменение эндогенной (зависимой) переменной в ответ на однопроцентное изменение значения экзогенной (факторной) переменной при неизменности всех прочих факторов⁸. В-третьих, логарифмирование позволяет снизить эксцесс распределения случайных величин, а также смягчить проблему возможной гетероскедастичности (Дмитриев, 2006. С. 246).

Параметры полученных коинтеграционных соотношений приведены в табл. 2. Оценки всех коэффициентов при переменных статистически значимы на 5-процентном уровне.

Наиболее простым способом тестирования стационарности рядов остатков полученных регрессий (и соответственно коинтегрированности розничного товарооборота и заработной платы) является расчет статистики Дарбина-Уотсона (CRDW-тест) (Микушева, 2015; Engle, Granger, 1987), которая значимо превышает критические значения⁹ и позволяет отвергнуть нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции. Аналогичные результаты получены на основа-

⁸ Математическое доказательство этого факта (Бордич, 2006. С. 201).

⁹ Так, на 5-процентном уровне значимости для случая 2 переменных и 50 наблюдений оно составляет 0,72 (для 100 наблюдений – 0,38) (Verbeek, 2008. P. 330).

Таблица 2

Результаты оценки коинтеграционных соотношений для розничного товарооборота областей Республики Беларусь и г. Минска

Регион	Значения коэффициентов при переменных			Статистика Дарбина-Уотсона
	a_i	b_i	c_i	
Брестская обл.	0,80	0,01	1,74	2,16
Витебская обл.	0,75	0,01	1,79	2,16
Гомельская обл.	0,60	0,01	2,80	2,58
Гродненская обл.	0,94	0,01	0,70	2,56
г. Минск	1,25	–	-0,66	1,84
Минская обл.	0,97	0,01	0,40	2,06
Могилевская обл.	0,72	0,01	1,76	2,93

Источник. Расчеты автора.

нии коинтеграционного теста Филлипса-Оуляриса¹⁰, реализованного в пакете EViews 8.0 и дающего более точные оценки.

На втором шаге были оценены искомые уравнения розничного товарооборота в форме моделей коррекции ошибок для каждого региона:

Брестская область –

$$\Delta \ln(rt_{1t}) = 0,04 - 0,69 \left[\ln(rt_{1,t-1}) - 1,74 - 0,80 \ln(w_{1,t-1}) - 0,01t \right] + 0,56 \Delta \ln(w_{1t}) + 0,18 \Delta \ln(rt_{1,t-4}) - 0,12 rrr_t - 0,15 DS(2000, 2015:1)_t - 0,02 DU(2013:2, 2015:4)_t; \quad (3)$$

Витебская область –

$$\Delta \ln(rt_{2t}) = 0,03 - 0,61 \left[\ln(rt_{2,t-1}) - 1,79 - 0,75 \ln(w_{2,t-1}) - 0,01t \right] + 0,24 \Delta \ln(w_{2t}) + 0,34 \Delta \ln(rt_{2,t-4}) - 0,15 rrr_t - 0,11 DS(2000, 2015:1)_t - 0,03 DU(2013:2, 2015:4)_t; \quad (4)$$

Гомельская область –

$$\Delta \ln(rt_{3t}) = 0,02 - 0,57 \left[\ln(rt_{3,t-1}) - 2,80 - 0,60 \ln(w_{3,t-1}) - 0,01t \right] + 0,43 \Delta \ln(w_{3t}) + 0,40 \Delta \ln(rt_{3,t-4}) - 0,12 DS(2000, 2015:1)_t; \quad (5)$$

Гродненская область –

$$\Delta \ln(rt_{4t}) = 0,03 - 0,48 \left[\ln(rt_{4,t-1}) - 0,70 - 0,94 \ln(w_{4,t-1}) - 0,01t \right] + 0,33 \Delta \ln(w_{4t}) + 0,45 \Delta \ln(rt_{4,t-4}) - 0,09 rrr_t - 0,14 DS(2000, 2015:1)_t; \quad (6)$$

г. Минск –

$$\Delta \ln(rt_{5t}) = 0,01 - 0,54 \left[\ln(rt_{5,t-1}) + 0,66 - 1,25 \ln(w_{5,t-1}) \right] + 1,01 \Delta \ln(w_{5t}) + 0,23 \Delta \ln(rt_{5,t-4}) - 0,11 DS(2000, 2015:1)_t + 0,04 DS(2000, 2015:3)_t + 0,15 D(2011:4)_t; \quad (7)$$

Минская область –

$$\Delta \ln(rt_{6t}) = 0,03 - 0,73 \left[\ln(rt_{6,t-1}) - 0,40 - 0,97 \ln(w_{6,t-1}) - 0,01t \right] + 0,65 \Delta \ln(w_{6t}) + 0,27 \Delta \ln(rt_{6,t-4}) - 0,14 rrr_t - 0,15 DS(2000, 2015:1)_t; \quad (8)$$

Могилевская область –

$$\Delta \ln(rt_{7t}) = 0,01 - 0,49 \left[\ln(rt_{7,t-1}) - 1,76 - 0,72 \ln(w_{7,t-1}) - 0,01t \right] + 0,51 \Delta \ln(w_{7t}) + 0,53 \Delta \ln(rt_{7,t-4}) - 0,08 rrr_t - 0,06 DS(2000, 2015:1)_t; \quad (9)$$

где Δ – оператор взятия первых разностей;
[] – остатки коинтеграционной регрессии;

D , DU , DS – фиктивные переменные для моделирования структурных изменений: выбросов, изменения уровня и сезонности соответственно¹¹ (в скобках указаны

¹⁰ EViews 8 User's Guide II. IHS Global Inc., 2013. PP. 263–268.

¹¹ Математическая интерпретация фиктивных переменных (Кравцов и др., 2005).

временные промежутки (годы и кварталы), для которых характерны структурные изменения).

Заметим, что в краткосрочную часть моделей, помимо заработной платы и розничного товарооборота в соответствующем квартале прошлого года, была включена реальная ставка рефинансирования, которая в силу стационарности ее временного ряда входит в уравнение не в разностях, а в

уровнях. Однако она оказалась статистически незначимой для Гомельской области и г. Минска и была исключена из окончательной версии моделей для данных регионов.

Статистические характеристики уравнений и экономическая интерпретация коэффициентов

В целях определения достоверности полученных оценок проведен анализ общего качества разработанных уравнений, а также тестирование остатков на выполнимость основных предпосылок МНК: нормальность распределения, отсутствие автокорреляции (взаимозависимости в остатках) и гетероскедастичности (непостоянства их дисперсии), которые проверялись с помощью тестов Жака-Бера, Бреуша-Годфри и Уайта соответственно, реализованных в пакете EViews¹². Их результаты приведены в табл. 3.

Все они указывают на приемлемое качество моделей: высокие коэффициенты детерминации в сочетании с низкими значениями стандартных ошибок регрессии свидетельствуют о высокой степени соответствия фактических и смоделированных значений. Гипотезы о нормальном распределении остатков, об отсутствии автокорреляции и гетероскедастичности не отвергаются при любом уровне значимости для

всех регионов, за исключением Минской и Гомельской областей, где можно предположить наличие автокорреляции (Минская область) и гетероскедастичности (Гомельская и Минская области) на 10-процентном уровне значимости.

В связи с этим при расчете стандартных ошибок коэффициентов (которые определяют величину *t*-статистики и, следовательно, ее *p*-значения, на основе чего делаются выводы о значимости коэффициентов) использовались корректировки Newey-West и White, предусмотренные в пакете EViews¹³. Данные процедуры пересчитывают стандартные ошибки коэффициентов с поправкой на автокорреляцию и гетероскедастичность, тогда как значения коэффициентов остаются прежними. В результате все переменные остались значимыми на 10-процентном уровне, поэтому изменения спецификации уравнений не потребовалось.

Убедившись в адекватности оцененных моделей, можно переходить к интерпретации полученных коэффициентов. Прежде всего необходимо отметить, что параметры коинтеграционного соотношения, оцененные в логарифмах, представляют собой процентные эластичности, а разности логарифмов в краткосрочной части модели – аппроксимацию темпов прироста показателей.

Согласно полученным результатам, в долгосрочном периоде определяющее воздействие на розничный товарооборот оказывает среднемесячная заработная плата: в равновесном состоянии экономики ее однопроцентное увеличение сопровождается увеличением объемов розничного товарооборота Брестской области на 0,80, Витебской области – на 0,75, Гомельской области – на 0,60, Гродненской области – на 0,94, г. Минска – на 1,25, Минской области – на 0,97, Могилевской области – на 0,72%. Коэффици-

Основные статистические характеристики уравнений розничного товарооборота регионов Республики Беларусь

Регион	R ²	SER	JB	BG	W
Брестская обл.	0,95	0,04	0,14 (0,93)	0,45 (0,64)	1,32 (0,22)
Витебская обл.	0,91	0,05	1,46 (0,48)	1,11 (0,34)	1,63 (0,10)
Гомельская обл.	0,95	0,04	1,64 (0,44)	0,57 (0,57)	1,85 (0,06)
Гродненская обл.	0,96	0,04	1,61 (0,45)	0,11 (0,89)	1,26 (0,26)
г. Минск	0,86	0,06	1,31 (0,52)	0,16 (0,85)	1,40 (0,18)
Минская обл.	0,88	0,07	0,14 (0,93)	30,9 (0,05)	1,80 (0,06)
Могилевская обл.	0,95	0,05	0,76 (0,68)	1,50 (0,23)	0,79 (0,71)

Примечание. R² – коэффициент детерминации; SER – стандартная ошибка регрессии; JB, BG и W – величины и *p*-значения (в скобках) статистик тестов Жака-Бера, Бройша-Годфри и Уайта.

Источник. Расчеты автора.

¹² EViews 8 User's Guide II. IHS Global Inc., 2013. PP. 157–169.

¹³ EViews 8 User's Guide II. IHS Global Inc., 2013. PP. 33–36.

циент при заработной плате характеризует предельную склонность к потреблению (в терминологии Дж.М. Кейнса), которая отражает особенности потребительского поведения в регионах. В таком случае можно сделать вывод о том, что к сбережениям более склонны жители Гомельской области, тогда как повышенное потребление характерно для столичного населения.

Коэффициент при коинтеграции характеризует скорость возврата зависимой переменной к равновесному состоянию. Согласно расчетам, равновесие розничного товарооборота восстанавливается довольно быстро: в Брестской и Минской областях – примерно за 1,4 квартала¹⁴, чуть медленнее – в Гродненской и Могилевской областях (около двух кварталов).

Краткосрочные колебания розничного товарооборота, обуславливающие его отклонение от устойчивого состояния, описываются с помощью разностных переменных, а также их лагов. Включение лаговой зависимой переменной обусловлено инерционностью розничного товарооборота, которая объясняется стремлением населения поддерживать необходимый уровень потребления независимо от колебаний экономической конъюнктуры.

Другой переменной, которая представляет интерес в краткосрочной части, является реальная ставка рефинансирования Национального банка Республики Беларусь. Полученные оценки коэффициентов имеют отрицательный знак, что вполне согласуется с экономическим содержанием данного показателя, который, будучи непосредственно связанным со ставками кредитно-депозитного рынка, должен мотивировать население к сбережениям (в случае роста реальной ставки рефинансирования, когда потребительские кредиты дорожают, а ставки по депозитам становятся выгоднее) либо текущему потреблению (в противном случае). Вместе с тем значимое влияние этот инструмент денежно-кредитной политики оказывает далеко не на все регионы: так, для Гомельской

области и г. Минска данный фактор оказался статистически не значим и был исключен, для Брестской, Гродненской и Минской областей – значим на 10-процентном уровне, а для Витебской и Могилевской областей – только на 15-процентном уровне. Исследуемый показатель не исключался из моделей для указанных регионов, поскольку в противном случае происходило некоторое ухудшение их качеств (увеличивалась стандартная ошибка регрессии), что все же свидетельствует о наличии его влияния, хоть и довольно слабого.

Таким образом, можно предположить, что потребительское поведение населения нелегко поддается государственному регулированию с помощью процентной политики, что может быть связано с отсутствием должного доверия к депозитам, номинированным в национальной валюте, в условиях перманентных девальвационных процессов, наблюдающихся в последние годы.

Прогнозирование на основе модели

Разработанные модели розничного товарооборота областей Республики Беларусь и г. Минска могут быть использованы двояким образом: как автономный инструмент краткосрочного прогнозирования данного показателя в отдельно взятом регионе либо комплексно, как система региональных уравнений, позволяющая в сумме получить республиканский прогноз данного показателя.

Чтобы оценить прогностические способности построенных моделей, была произведена их переоценка на информации до IV квартала 2014 г. и рассчитан ретропрогноз на 2015 г. В качестве критериев точности прогноза использовалась среднеквартальная абсолютная процентная ошибка прогноза (МАРЕ), а также суммарная годовая ошибка (поскольку макроэкономические прогнозы, как правило, разрабатываются на год без поквартальной разбивки). Полученные результаты приведены в табл. 4.

Удовлетворительной считается ошибка в пределах 5–7% (Миксюк, Комков, 2006. С. 15), и большинство уравнений соответ-

¹⁴ Чтобы рассчитать количество периодов, за которое происходит возврат к равновесию, необходимо единицу разделить на величину коэффициента при коинтеграционном соотношении.

Таблица 4

Ошибки прогноза розничного товарооборота регионов Республики Беларусь, %

Регион	MAPE	Суммарная ошибка за 2015 г.
Брестская обл.	2,2	-0,9
Витебская обл.	3,5	0,0
Гомельская обл.	1,8	1,7
Гродненская обл.	3,6	-1,6
г. Минск	3,5	1,8
Минская обл.	7,6	2,1
Могилевская обл.	2,2	-0,3
Республика Беларусь	2,3	0,8

Источник. Расчеты автора.

ствуется данному критерию. В годовом выражении величина ошибки не превышает 2,1%, при этом республиканский прогноз оказался в целом точнее, чем для отдельных регионов. Взаимная компенсация ошибок свидетельствует об отсутствии систематических ошибок в региональных уравнениях и возможности их практического применения для краткосрочного прогнозирования.

Таким образом, предложенные модели могут использоваться как инструмент разработки годовых прогнозов розничного товарооборота Республики Беларусь, позволяющий одновременно получать прогноз национального и регионального уровней с учетом особенностей формирования конечного потребления домашних хозяйств в областях и г. Минске.

**СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ
(REFERENCES)**

Бородич С.А. 2006. *Эконометрика*. Минск: Новое знание. [Borodzicz S.A. 2006. *Econometrics*. Minsk: Novoe znanie. (In Russ.)]

Гаспадарец О.И. 2009. Потребительский рынок Республики Беларусь: анализ тенденций, основные факторы, эконометрические модели. *Экономический бюллетень НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь*. № 4. С. 46–62. [Gaspadarets O.I. 2009. Consumer market of the Republic of Belarus: analysis of trends, the main factors, econometric models. *Ekonomicheskii biulleten' NIEI Ministerstva ekonomiki Respubliki Belarus'*. No 4. PP. 46–62. (In Russ.)]

Дмитриев А.С., Шугаль Н.Б. 2006. Макроэкономическое моделирование взаимосвязей реального и денежного секторов российской эконо-

номики. *Экономический журнал ВШЭ*. № 2. С. 243–264. [Dmitriev A.S., Shugal N.B. 2006. Macroeconomic modeling of the relationships between the real and monetary sectors of the Russian economy. *Ekonomicheskii zhurnal VShE*. No 2. PP. 243–264. (In Russ.)]

Доугерти К. 2010. *Введение в эконометрику*. Москва: Инфра-М. [Dougherty K. 2010. *Introduction to Econometrics*. Moscow: INFRA-M. (In Russ.)]

Канторович Г.Г. 2002. Анализ временных рядов основных макроэкономических показателей. *Экономический журнал ВШЭ* № 1. С. 85–116. [Kantorowicz G.G. 2002. Time series analysis of the key macroeconomic indicators. *Ekonomicheskii zhurnal VShE*. No 1. PP. 85–116. (In Russ.)]

Кравцов М.К., Бурдыко О.И., Борейко Н.Н. 2011. Эконометрическая макро модель для анализа и прогнозирования важнейших параметров социально-экономического развития Республики Беларусь. *Экономика, моделирование, прогнозирование*. Выпуск 5. С. 238–274. [Kravtsov M.K., Burdyko O.I., Boreyko N.N. 2011. Econometric macromodel for the analysis and forecasting of the main parameters of socio-economic development of Belarus. *Ekonomika, modelirovanie, prognozirovanie*. Issue 5. PP. 238–274. (In Russ.)]

Кравцов М.К., Пашкевич А.В., Бурдыко Н.М. 2005. Эконометрический анализ временных рядов основных макроэкономических показателей. *Белорусская экономика: анализ, прогноз, регулирование*. № 3. С. 3–22. [Kravtsov M.K., Pashkevich A.V., Burdyko N.M. 2005. Econometric analysis of the time series of the key macroeconomic indicators. *Belorusskaia ekonomika: analiz, prognoz, regulirovanie*. No 3. PP. 3–22. (In Russ.)]

Микушева А.Е. 2015. Коинтеграция. *Прикладная эконометрика*. № 3. С. 106–135. [Mikusheva A.E. 2015. Cointegration. *Prikladnaia ekonometrika*. No 3. PP. 106–135. (In Russ.)]

Никитина А.К. 2014. Методические аспекты формирования временных рядов показателей социально-экономического развития областей Республики Беларусь и г. Минска. *Актуальные проблемы и направления социально-экономического развития Республики Беларусь*: материалы IV Международ. науч. конф. молодых ученых, Минск, 30 мая 2014 г. Редкол.: А. В. Червяков и др. Минск: НИЭИ М-ва экономики Респ. Беларусь. С. 281–283. [Nikitina A.K. 2014. Methodical aspects of formation of the time series of the indicators of socio-economic development of the regions of Belarus and Minsk City. *Aktual'nye problemy i napravleniia sotsial'no-ekonomicheskogo razvitiia Respubliki Belarus'*: Materials of the IV International scientific conference of the young scientists, Minsk, May 30, 2014. Ed.: A.V. Chervyakov et al. Minsk: Nauchno-

issledovatel'skii ekonomicheskii institut Ministerstva ekonomiki Respubliki Belarus'. PP. 281–283. (In Russ.)]

Никитина А.К. 2012. Эконометрические модели анализа и прогнозирования розничного товарооборота регионов Республики Беларусь. *Экономический бюллетень НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь*. № 3. С. 56–64. [Nikitina A.K. 2012. Econometric models for analysis and forecasting of retail turnover of the Belarusian regions. *Ekonomicheskii biulleten' NIEI Ministerstva ekonomiki Respubliki Belarus'*. No 3. PP. 56–64. (In Russ.)]

Рожковская Е.А. 2009а. Анализ факторов и прогнозирование структуры потребительских расходов населения Беларуси. *Экономический бюллетень НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь*. № 6. С. 54–70. [Rozhkovskaya E.A. 2009а. Analysis of the factors and forecasting consumer spending structure of the population of Belarus. *Ekonomicheskii biulleten' NIEI Ministerstva ekonomiki Respubliki Belarus'*. No 6. PP. 54–70. (In Russ.)]

Рожковская Е.А. 2009b. Концептуальные и методические подходы к оценке воздействия конечного потребления на темпы роста белорусской экономики. *Экономический бюллетень НИЭИ Министерства экономики Республики Беларусь*. № 10. С. 33–54. [Rozhkovskaya E.A. 2009b. Conceptual and methodological approaches to the assessment of the impact on the final consumption on the growth

rate of the Belarusian economy. *Ekonomicheskii biulleten' NIEI Ministerstva ekonomiki Respubliki Belarus'*. No 10. PP. 33–54. (In Russ.)]

Миксюк С.Ф., Комков В.Н. (Ред.) 2006. *Экономико-математические методы и модели*. Минск: БГЭУ. [Miksyuk S.F., Komkov V.N. (Ed.) 2006. *Economic-mathematical methods and models*. Minsk: Belorusskii gosudarstvennyi ekonomicheskii universitet. (In Russ.)]

Campbell J.Y. 1985. Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis. *Econometrica*. Vol. 55. No. 6. PP. 1249–1273.

Davidson J.E.H., Hendry D.F., Srba F., Yeo S. 1978. Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom. *Economic Journal*. Vol. 88. No. 352. PP. 661–692.

Engle R.F., Granger C.W.J. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*. Vol. 55. No. 2. PP. 251–276.

Granger C.W.J. 1981. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*. Vol. 16. Iss. 1. PP. 121–130.

MacKinnon J. 2010. *Critical Values for Cointegration Tests*. Queen's Economic Department

In citation: *Belorusskii ekonomicheskii zhurnal*. 2016. No 1. P. 144–154.

Belarusian Economic Journal. 2016. No 1. P. 144–154.

FORECASTING RETAIL TURNOVER OF THE REPUBLIC OF BELARUS BASED ON THE REGIONAL ECONOMETRIC MODELS

Anastasiya Nikitsina¹

Author affiliation: ¹Research institute of the Ministry of Economy of the Republic of Belarus (Minsk, Belarus).

Corresponding author: Anastasiya Nikitsina (anestezia.n@gmail.com).

ABSTRACT. The article presents a new version of econometric equations of retail turnovers of Belarus's oblasts and the city of Minsk. They were designed as error correction models which take into account both long-term and short-term dependencies between the factors studied. These models are suggested for the 'bottom-up' forecasting retail turnover of the Republic of Belarus based on the regional forecasts.

KEYWORDS: forecasting, retail turnover, region, co-integration, error correction model, Engle-Granger two-step procedure.

JEL-code: C51, C52, C53, E21, E27, R15.

Received 18.02.2016

