

ВЛИЯНИЕ ИЗМЕНЕНИЯ ОБМЕННОГО КУРСА НА ТОРГОВЫЙ БАЛАНС БЕЛАРУСИ

Ирина Точицкая*

Резюме

В работе исследуется влияние изменения реального эффективного обменного курса на торговый баланс Беларуси. Результаты анализа показывают, что в кратком и долгосрочном периодах девальвация национальной валюты приводит к улучшению торгового баланса. Отрицательный эффект, отмечаемый сразу же после проведения девальвации, непродолжителен и объясняется существованием лага во времени, в течение которого производители и потребители приспосабливаются к новым ценам, а также тем, что экспортные и импортные цены изменяются в неодинаковой степени.

Классификация JEL: F10, F31, C52

Ключевые слова: торговый баланс, реальный эффективный обменный курс, эконометрическое моделирование

1. ВВЕДЕНИЕ

В 2004 г. объем внешней торговли Беларуси составил 131.7% от ВВП, а дефицит торгового баланса – 11.4% вследствие более высоких темпов роста импорта по сравнению с экспортом на протяжении нескольких последних лет. Согласно экономической теории девальвация национальной валюты способствует улучшению торгового баланса. Однако, несмотря на большое количество теоретических и эмпирических исследований, вопрос о том, может ли ревальвация/девальвация использоваться как эффективный инструмент для улучшения торгового баланса и повышения конкурентоспособности страны, по-прежнему остается открытым. Поэтому исследование взаимосвязи «обменный курс – торговый баланс» на основе разработанных в эконометрике новых подходов к анализу временных рядов представляется достаточно актуальным. Во-первых, это даст возможность выяснить, существует ли долгосрочная связь между торговым балансом и эффективным обменным курсом. Если ответ отрицательный, то девальвация не окажет ни положительного, ни отрицательного влияния на торговый баланс в долгосрочном периоде. Во-вторых, в случае если такая связь существует,

* Кандидат экономических наук, заместитель директора Исследовательского центра ИПМ, e-mail: tochitskaya@research.by. Исследование выполнено в рамках проекта «Немецкая экономическая группа в Беларуси». Автор выражает благодарность Игорю Пелипасю за помощь и ценные замечания, высказанные в ходе написания работы, а также Александру Чубрику за помощь при сборе и обработке статистической информации.

необходимо установить, приведет ли девальвация к улучшению торгового баланса и конкурентоспособности в долгосрочном периоде. Следует также сравнить возможные выгоды с издержками, вызываемыми девальвацией. В-третьих, такого рода анализ позволит выявить характер краткосрочной зависимости, то есть, что происходит с торговым балансом как сразу после девальвации, так и через небольшой промежуток времени, и не наблюдается ли негативных эффектов. Полученная информация, в конечном счете, может быть использована органами государственного управления при принятии решения о том, какие методы использовать для корректировки торгового баланса и сокращения отрицательного сальдо.

Исходя из вышесказанного, цель данного исследования состоит в определении влияния изменения (ревальвации/девальвации) обменного курса на торговый баланс Беларуси. Предполагается проверить гипотезу о том, что обесценение национальной валюты способствует улучшению торгового баланса Беларуси в кратко- и долгосрочном периодах. Для решения поставленной задачи в работе использовались различные эконометрические методы, в частности тест на единичный корень, метод последовательного усечения модели от «общего к частному», примененный для оценки краткосрочных эффектов в модели с одним уравнением и в векторной авторегрессии, функция импульсного отклика в рамках системы, отражающей взаимосвязи между переменными, тест Песарана–Шина–Смита для выявления коинтеграции и долгосрочной связи между переменными.

Работа имеет следующую структуру: во втором разделе представлен обзор публикаций по теме исследования, в третьем разделе описывается модель и методология исследования, в четвертом содержится описание используемых данных, в пятом приведены результаты и их интерпретация, в шестом разделе представлены выводы.

2. ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

Существует ряд теорий, описывающих взаимоотношения между обменным курсом и торговым балансом. В первую очередь к ним следует отнести теорию эластичности, монетарный и абсорбционный подходы. Теория эластичности, известная как модель BMR, представленная в работах Bickerdike (1920), Robinson (1947) и Metzler (1948), а затем получившая дальнейшее развитие в работе Kreuger (1983), постулирует, что в долгосрочном периоде номинальная девальвация улучшает торговый баланс, хотя в краткосрочном периоде наблюдаются негативные эффекты (эффект *J*-кривой). В свою очередь влияние девальвации на торговый баланс зависит от эластичности экспорта и импорта. Это так называемое частичное решение модели BMR, известное как условие Маршалла–Лернера (Marshall (1923); Lerner (1944)). В этом случае эффект от девальвации будет положительным, если абсолютное значение суммы эластичности экспорта и импорта по относительной цене превысит единицу. Модель BMR

и условие Маршалла–Лернера стали исходными предположениями для тех, кто рассматривал обесценение национальной валюты в качестве основного фактора, способствующего улучшению торгового баланса, поскольку девальвация делает экспорт относительно более дешевым и таким образом способствует его росту, а импорт, соответственно, более дорогим, приводя к его сокращению.

Абсорбционный подход, появившись в начале 1950-х гг. (Harberger (1950); Meade (1951); Alexander (1952; 1959)), привлек внимание исследователей к взаимосвязи между платежным (торговым) балансом и макроэкономическими эффектами, возникающими вследствие сокращения внутреннего потребления относительно производства. Рост доходов внутри страны приводит к ухудшению торгового баланса в связи с ростом спроса на импорт, в то время как в результате увеличения доходов в странах-партнерах повышается спрос на экспорт. Однако в последние годы установлено, что обратная взаимосвязь между ростом доходов в стране и торговым балансом не является априори заданной, поскольку рост внутренних доходов способствует увеличению спроса как на импорт, так и на экспорт, в том случае если производство экспортных товаров в большой степени зависит от импорта. Более того, рост доходов внутри страны может быть вызван увеличением производства импортозамещающей продукции, и в этом случае импорт будет сокращаться.

Монетарный подход (Mundell (1971); Dornbusch (1973); Frenkel, Rodriquez (1975)) исходит из того, что платежный баланс является чисто денежным феноменом. В соответствии с данным подходом дефицит платежного баланса, традиционно рассматриваемый как результат избыточного спроса на товары, услуги и активы, на самом деле вызывается избыточным предложением или спросом на деньги. Поэтому девальвация, вызывая снижение реального спроса на деньги, улучшает платежный и торговый баланс.

Экономическая литература содержит достаточно большое количество эмпирических исследований вышеприведенных теорий. Однако вопрос о том, что же приводит к улучшению платежного (торгового) баланса и оказывает ли на него влияние изменение обменного курса, по-прежнему остается открытым. В самом общем виде работы, анализирующие влияющие изменения обменного курса на торговый баланс, можно разделить на две большие группы:

- работы, в которых не удалось найти эмпирическое подтверждение существования долгосрочной связи между изменением обменного курса и торговым балансом, а также не обнаружен эффект *J*-кривой (например, Greenwood (1984); Rose, Yellen (1989); Rose (1991); Mahdavi, Sohrabian (1993); Buluswar et al. (1996); Rahman, Mustafa (1996); Wilson (2001); Wilson, Tat (2001));
- исследования, подтверждающие положительное влияние девальвации на торговый баланс в кратко- и долгосрочном периодах, а также возникновение в той или иной степени эффекта *J*-кривой (Baharumshah

(2001); Bahmani-Oskooee (2001); Boyd et al. (2001); Brahmasrene (2002); Kale (2001); Lal, Lowinger (2003); Rincon (2000); Onafowora (2003)).

Исследования по данной проблематике, как правило, проводились для развитых и развивающихся стран, в то время как влияние изменений обменного курса на торговый баланс применительно к переходным экономикам еще недостаточно изучено (Hacker, Hatemi (2002); Stucka (2003)).

3. ЭМПИРИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ

В данной работе, так же как и в ряде других исследований (Miles (1979); Nimarios (1985; 1989); Rose, Yellen (1989); Bahmani-Oskooee (2001)), мы исходили из того, что наряду с обменным курсом при анализе торгового баланса необходимо учитывать и другие его детерминанты. Поэтому исходная модель представляет собой комбинацию модели эластичности и абсорбционного подхода и имеет следующий вид:

$$\ln(X/M)_i = a - b\ln Y_i + c\ln YW_i + d\ln EX_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

где X – индекс объема экспорта; M – индекс объема импорта; Y – индекс доходов Беларуси; YW – индекс доходов стран-партнеров; EX – индекс реального эффективного обменного курса; ε_i – стохастическая ошибка. Торговый баланс рассчитан как отношение экспорта к импорту для того, чтобы элиминировать возможные искажения, связанные с единицами измерения, и приравнять реальный торговый баланс к номинальному.

В соответствии с теорией рост Y ведет к увеличению объемов импорта M , соответственно, знак при коэффициенте b должен быть отрицательным, тогда как рост доходов в странах-партнерах стимулирует экспорт в данные страны, приводя к улучшению торгового баланса. Соответственно, знак при коэффициенте c должен быть положительным. В нашем случае снижение обменного курса означает обесценение, то есть уменьшение EX приводит к росту экспорта X и снижению импорта M и таким образом к улучшению торгового баланса, то есть знак при коэффициенте d должен быть отрицательным. Следует отметить, что в данной работе реальный эффективный обменный курс рассчитан на основе методики, применяемой Национальным банком Беларуси, и представляет собой обратное значение от традиционно используемого показателя, подразумевающего обесценение при росте обменного курса.

Эмпирическая проверка гипотезы начинается с оценки порядка интегрированности переменных в уравнении (1) при помощи теста на единичный корень – для последующей оценки наличия долгосрочной связи между ними. В нашем исследовании данный тест выявил стационарность зависимой переменной и, соответственно, отсутствие коинтеграции между ней и предикторами. Поэтому предложенная модель (1) проверялась на наличие краткосрочной связи между переменными с использованием мето-

да наименьших квадратов, а именно авторегрессионной модели с распределенным лагом (ARDL). Также для анализа влияния изменения реального эффективного обменного курса на торговый баланс применена функция импульсного отклика в рамках векторной авторегрессии (VAR). Для выявления долгосрочной связи между девальвацией и торговым балансом при помощи коинтеграционного анализа тестировалось условие Маршалла–Лернера.

4. ИСПОЛЬЗУЕМЫЕ ДАННЫЕ

В работе использовались квартальные данные за период с 1995 (IV) по 2004 (IV) гг. Информация за предыдущие периоды не использовалась в связи с ненадежностью, в частности в связи с тем, что в 1995 г. произошли изменения в методологии учета экспорта и импорта. Данные об экспорте и импорте товаров предоставлены Министерством статистики и анализа Республики Беларусь. В качестве основных торговых партнеров выбраны семь стран, доля которых составляет 85% от общего объема внешней торговли Беларуси.

Реальный эффективный обменный курс рассчитывался с использованием индекса потребительских цен, ВВП являлся аппроксимацией доходов, как внутренних, так и по странам – основным торговым партнерам. Данные о реальном ВВП для Беларуси взяты из «International Financial Statistics» Международного валютного фонда, для основных торговых партнеров соответственно: США – Бюро экономического анализа США, Россия – Федеральная служба государственной статистики Российской Федерации, Украина – собственные расчеты на основе информации Государственного статистического комитета Украины, Германия, Италия, Нидерланды, Великобритания, Польша, Литва, Латвия – Евростат. Данные по ВВП скорректированы на сезонность с использованием метода X12ARIMA. Индекс потребительских цен взят из «International Financial Statistics», однако следует отметить, что для Германии, Великобритании, США, Польши, Нидерландов это – гармонизированный индекс потребительских цен. Информация по двусторонним обменным курсам предоставлена Национальным банком Беларуси. Данные о реальном эффективном обменном курсе являются результатом собственных расчетов, поскольку официальный обменный курс Национального банка Беларуси не содержит информацию о рыночном номинальном обменном курсе за период 1996–2000 гг., когда между официальным и рыночным курсами существовала значительная разница.

Все переменные приведены в логарифмическом виде.

Реальный эффективный обменный курс рассчитан следующим образом:

$$REER_t = \prod_i \left(\frac{1}{NER_{it}} \times \frac{CPI_t}{CPI_{it}} \right)^{W_{it}}, \quad (2)$$

где $REER$ – индекс реального эффективного обменного курса; NER – индекс номинального обменного курса; CPI – индекс потребительских цен; W – доля каждого торгового партнера в товарообороте с республикой Беларусь; i – страна – торговый партнер; t – период времени.

Доход стран-партнеров рассчитан как средневзвешенное индексов реального ВВП для каждой страны с использованием в качестве весов доли экспорта Беларуси в данную страну.

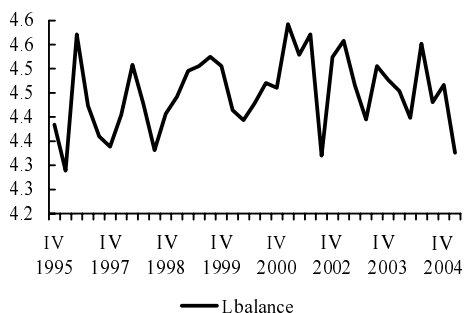


Рис. 1. Торговый баланс

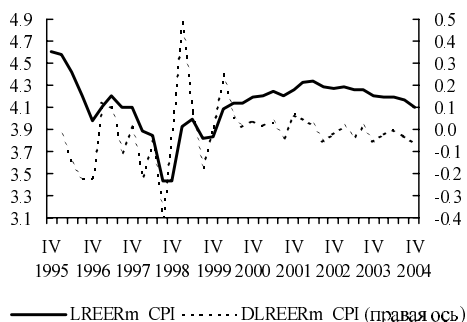


Рис. 2. Индекс обменного курса

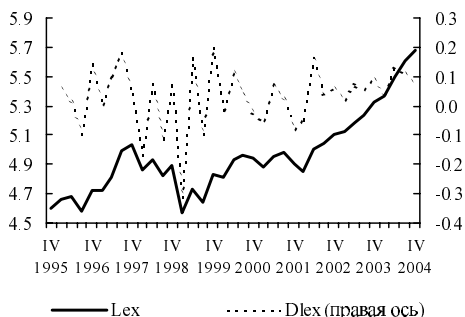


Рис. 3. Индекс экспорта

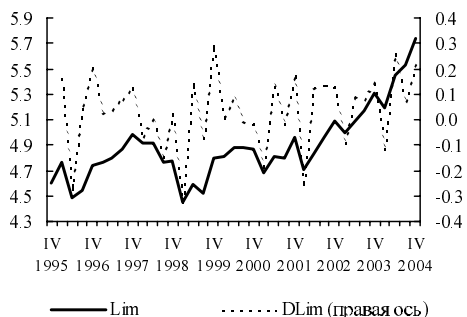


Рис. 4. Индекс импорта

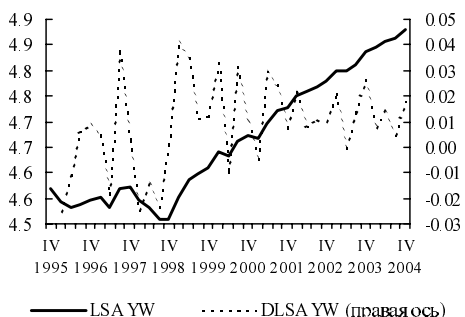


Рис. 5. Индекс ВВП стран-партнеров

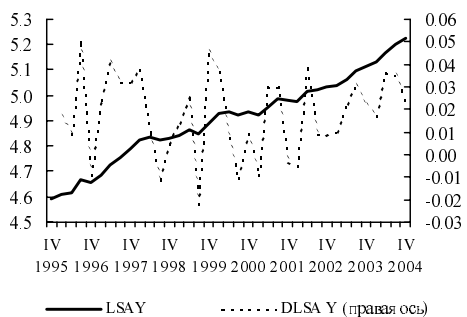


Рис. 6. Индекс ВВП Беларуси

На рис. 1–6 приведена динамика торгового баланса, экспорта, импорта, реального эффективного обменного курса, ВВП Беларуси и агрегированного ВВП стран-партнеров.

5. РЕЗУЛЬТАТЫ ЭМПИРИЧЕСКОГО АНАЛИЗА

5.1. Тест на единичный корень

Для определения порядка интегрированности каждой переменной применен ADF_{GLS} -тест. Следует отметить, что для установления порядка интегрированности переменных часто используется стандартный тест на единичный корень Дики–Фуллера. Однако ввиду его низкой мощности возможно возникновение ошибки II рода, то есть принятие нулевой гипотезы, в то время как в действительности она должна быть отвергнута. Вероятность возникновения такого вида ошибки особенно высока при определении степени интегрированности первых разностей, когда существует риск принятия нулевой гипотезы о единичном корне, в то время как на самом деле первые разности стационарны. Поэтому в данной работе и применен ADF_{GLS} -тест, в соответствии с которым вначале из переменных был исключен тренд с использованием обобщенного метода наименьших квадратов, а затем для проверки нулевой гипотезы о единичном корне применен стандартный ADF -тест. Если $t-ADF_{GLS}$ отрицательная величина и превышает в абсолютном выражении критическое значение для заданного уровня значимости, то нулевая гипотеза отвергается (более детально см. Elliot, Rothenberg, and Stock (1996)). Результаты ADF_{GLS} -теста на наличие единичного корня приведены в табл. 1.

Таблица 1
Результаты ADF -теста для уровней переменных и первых разностей

Переменные	Спецификация	Оптимальная длина лага	ADF_{GLS}
Уровни			
$\ln(X/M)$	Константа	0	-4.599**
$\ln REER$	Константа и тренд	0	-2.004
$\ln Y$	Константа и тренд	0	-1.872
$\ln YW$	Константа и тренд	0	-1.724
$\ln X$	Константа и тренд	2	-1.716
$\ln M$	Константа и тренд	2	-1.558
Первые разности			
$\Delta \ln REER$	Константа	1	-5.380**
$\Delta \ln Y$	Константа	0	-5.884**
$\Delta \ln YW$	Константа	0	-3.710**
$\Delta \ln X$	Константа	1	-3.245**
$\Delta \ln M$	Константа	1	-3.091**

Примечание. Критические значения взяты из работы Elliot, Rothenberg, and Stock (1996). D – оператор первых разностей. ** означает отклонение нулевой гипотезы на 1% уровне значимости.

5.2. Модель с одним уравнением регрессии

В соответствии с тестом на единичный корень реальный эффективный обменный курс, белорусский ВВП и ВВП стран-партнеров являются нестационарными в уровнях, но стационарными в первых разностях. В то же время в отличие от результатов тестов, приведенных в эмпирических исследованиях по данной проблеме, торговый баланс в нашем случае оказался стационарной переменной. Однако в модели, где зависимая переменная является стационарной, не существует долгосрочной связи между ней и объясняющими переменными, и, соответственно, применение коинтеграционного анализа не имеет смысла. Поэтому дальнейший анализ модели (1) осуществлялся в рамках одного уравнения регрессии на основе метода наименьших квадратов для определения взаимосвязи между изменением реального эффективного обменного курса и торгового баланса в краткосрочном периоде. Результаты расчетов представлены в табл. 2.

Таблица 2
Общая модель ARDL, зависимая переменная: $\text{Ln}(X/M)$

Переменные	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика
Константа	3.910	2.535	1.540
$\text{Ln}(X/M)_{t-1}$	-0.168	0.316	-0.531
$\text{Ln}(X/M)_{t-2}$	0.620	0.235	2.640
$\text{Ln}(X/M)_{t-3}$	-0.251	0.196	-1.280
$\text{Ln}(X/M)_{t-4}$	-0.088	0.199	-0.441
$\Delta \text{Ln} REER_t$	-0.055	0.124	-0.444
$\Delta \text{Ln} REER_{t-1}$	-0.100	0.140	-0.715
$\Delta \text{Ln} REER_{t-2}$	0.324	0.163	1.980
$\Delta \text{Ln} REER_{t-3}$	-0.096	0.167	-0.576
$\Delta \text{Ln} REER_{t-4}$	-0.368	0.144	-2.560
$\Delta \text{Ln} Y_t$	-0.102	0.721	-0.142
$\Delta \text{Ln} Y_{t-1}$	-2.042	0.536	-3.810
$\Delta \text{Ln} Y_{t-2}$	-1.549	0.712	-2.180
$\Delta \text{Ln} Y_{t-3}$	-0.363	0.643	-0.564
$\Delta \text{Ln} Y_{t-4}$	0.463	0.622	0.745
$\Delta \text{Ln} YW_t$	0.901	1.295	0.696
$\Delta \text{Ln} YW_{t-1}$	-0.502	1.187	-0.423
$\Delta \text{Ln} YW_{t-2}$	-1.492	1.274	-1.170
$\Delta \text{Ln} YW_{t-3}$	0.383	1.387	0.276
$\Delta \text{Ln} YW_{t-4}$	3.337	1.121	2.980
$Seasonal_t$	0.449	0.036	4.110
$Seasonal_{t-1}$	0.154	0.060	2.570
$Seasonal_{t-2}$	0.011	0.034	0.330
Тесты на ошибки спецификации			
AR 1-3:	$F(3, 6) = 0.184 [0.904]$		
ARCH 1-3:	$F(3, 3) = 0.402 [0.763]$		
Normality:	$\chi^2(2) = 0.028 [0.9863]$		
RESET:	$F(1, 8) = 2.279 [0.1696]$		

Примечание. Здесь и далее в работе AR 1-3 – тест на наличие автокорреляции остатков 1 – n порядков. H_0 : автокорреляция остатков отсутствует. ARCH 1-3 – тест на наличие авторегрессионной условной гетероскедастичности. H_0 : ARCH-эффект отсутствует. Normality – тест на нормальность распределения остатков. H_0 : остатки имеют нормальное распределение. RESET – тест на спецификацию регрессии. H_0 : регрессия специфицирована правильно в функциональной форме уравнения.

Ввиду возможности существования лага во времени между изменением объясняющих переменных и зависимой переменной в работе использовалась авторегрессионная модель с распределенным лагом. Поскольку временные ряды представляют собой квартальные данные, было выбрано четыре лага как для $\text{Ln}(X/M)$, так и для предикторов. Помимо этого, для учета сезонности, наблюдаемой в течение последних 3–4 лет, в модель были включены сезонные фиктивные переменные.

При помощи теста на нормальность распределения остатков, ARCH и RESET-тестов проверялась спецификация модели. Как следует из табл. 2, общая модель достаточно хорошо специфицирована ввиду отсутствия автокорреляции остатков, ARCH-эффекта и условной гетероскедастичности, остатки имеют нормальное распределение. Дальнейший анализ осуществлялся методом последовательного усечения модели «от общего к частному». Для этого из общей модели, содержащей 18 объясняющих переменных, исключались статистически незначимые.

В табл. 3 представлены результаты, полученные после редуцирования общей модели (расчеты проводились с использованием эконометрической программы «PcGets»). В модели нет проблем спецификации, и, следовательно, она может быть использована для анализа краткосрочных связей между объясняющими переменными и торговым балансом. Знаки при переменных, за исключением $\Delta \text{Ln}REER_{t-2}$ и $\Delta \text{Ln}YW_{t-2}$, соответствуют теоретическим ожиданиям. Таким образом, можно сделать вывод о том, что обесценение белорусского рубля положительно влияет на торговый баланс в краткосрочном периоде. Положительный эффект от укрепления валюты, отмечаемый через два квартала (то есть положительный знак при $\Delta \text{Ln}REER_{t-2}$), непродолжителен и объясняется существованием лага во времени, в течение которого производители и потребители приспосабливаются к новым ценам, а также тем, что экспортные и импортные цены изменяются в неодинаковой степени.

Таблица 3

Частная модель ARDL, зависимая переменная: $\text{Ln}(X/M)$

Переменные	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
Константа	3.764	0.707	5.320
$\text{Ln}(X/M)_{t-2}$	0.399	0.136	2.940
$\text{Ln}(X/M)_{t-3}$	-0.243	0.109	-2.240
$\Delta \text{Ln}REER_{t-2}$	0.345	0.068	-5.030
$\Delta \text{Ln}REER_{t-3}$	-1.113	0.058	-1.950
$\Delta \text{Ln}REER_{t-4}$	-0.220	0.075	-2.940
$\Delta \text{Ln}Y_{t-1}$	-1.893	0.439	-4.310
$\Delta \text{Ln}Y_{t-2}$	-1.379	0.403	-3.420
$\Delta \text{Ln}YW_{t-2}$	-1.763	0.568	-3.100
$\Delta \text{Ln}YW_{t-4}$	2.291	0.555	4.130
Seasonal _t	0.122	0.024	5.120
Seasonal _{t-1}	0.092	0.025	3.670
Тесты на ошибки спецификации			
AR 1–3:	$F(3, 17) = 0.974 [0.428]$		
ARCH 1–3:	$F(3, 14) = 1.364 [0.614]$		
Hetero:	$\chi^2(20) = 27.797 [0.114]$		
Normality:	$\chi^2(2) = 2.408 [0.300]$		
RESET:	$F(1, 19) = 0.013 [0.912]$		

Согласно рекурсивным остаткам теста Чоу, авторегрессионная модель с распределенным лагом является стабильной на протяжении всего исследуемого периода. Кроме того, она имеет хорошие прогностические характеристики, поскольку в рамках вневыборочного ретроспективного прогноза на четыре квартала прогнозные значения находятся в пределах 95% доверительного интервала и достаточно близки к фактическим величинам.

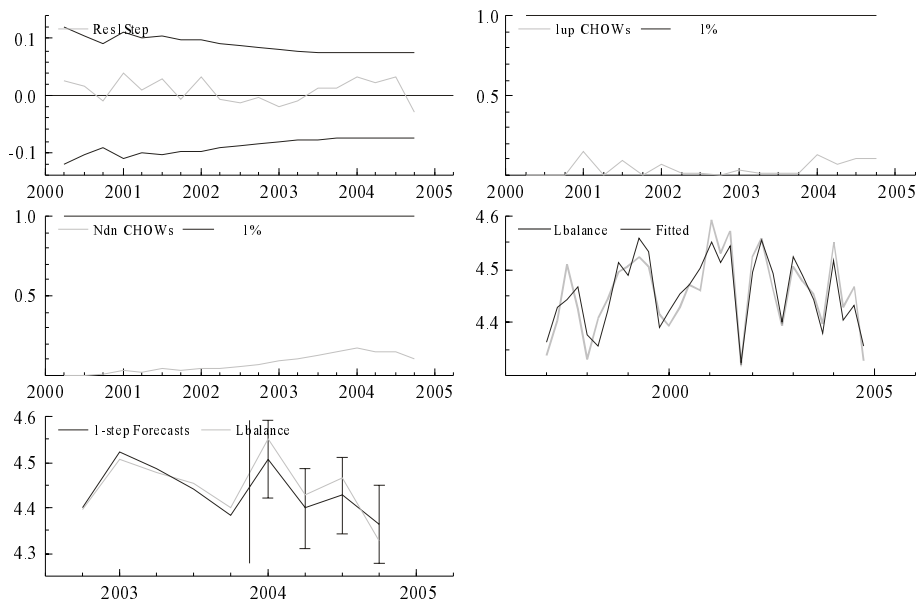


Рис. 7. Рекурсивные оценки стабильности модели ARDL, расчетные и фактические значения, одношаговый вневыборочный прогноз для $\text{Ln}(X/M)$

5.3. Векторная авторегрессия

Анализ влияния изменения реального эффективного обменного курса на торговый баланс был продолжен с применением векторной авторегрессии. В модели использованы четыре переменные $\text{Ln}(X/M)$, $\Delta \text{Ln}REER$, $\Delta \text{Ln}Y$, $\Delta \text{Ln}YW$, а также константа и сезонные фиктивные переменные. Длина лага равняется четырем. На основе векторной авторегрессии рассчитывается функция импульсного отклика, характеризующая влияние на торговый баланс единичного шока $\Delta \text{Ln}REER$. Как показано на рис. 8, последствия единичного шока следующие: торговый баланс улучшается через два квартала после укрепления белорусского рубля, а затем происходит ухудшение, которое продолжается в третьем и четвертом кварталах после ревальвации. Такие же результаты получены и на основе усеченной векторной авторегрессии, не содержащей статистически незначимых переменных (рис. 9). Поскольку в нашем случае результаты расчетов на основе авторегрессионной модели с распреде-

ленным лагом полностью совпадают с результатами функции импульсного отклика, полученными на основе векторной авторегрессии, можно констатировать, что мы имеем статистическое подтверждение положительного влияния обесценения белорусского рубля на торговый баланс в краткосрочном периоде.

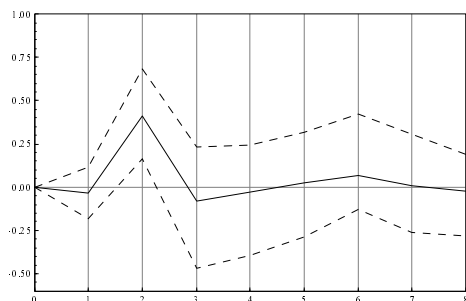


Рис 8. VAR: импульсный отклик $\text{Ln}(X/M)$ на ΔLnREER единичный шок (95% доверительный интервал)

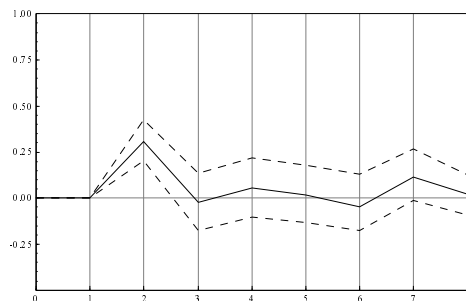


Рис 9. VAR: импульсный отклик $\text{Ln}(X/M)$ на ΔLnREER единичный шок (95% доверительный интервал)

5.4. Тест на наличие долгосрочной связи в уравнениях экспорта и импорта

Как уже упоминалось ранее, в соответствии с тестом на единичный корень, $\text{Ln}(X/M)$ является стационарной переменной. Следовательно, она не используется в качестве зависимой переменной для анализа наличия долгосрочной связи между изменением реального эффективного обменного курса и торгового баланса. Поэтому в данной работе проводилось тестирование условия Маршалла–Лернера, а именно: превышает ли единицу сумма эластичности экспорта и импорта по относительной цене. Если данное условие соблюдается, то можно говорить о наличии долгосрочной положительной связи между обесценением белорусского рубля и торговым балансом. Для проведения анализа необходимо, чтобы уравнения экспорта и импорта включали в качестве одной из переменных относительные цены. Вместе с тем данные по индексам экспортных и импортных цен за весь анализируемый период отсутствуют. Поэтому, как было предложено в работах Dornbrush (1980) и Bahmani-Oskooee, Brooks (1999), в качестве аппроксимации относительных цен использовался реальный эффективный обменный курс. Таким образом, уравнения экспорта и импорта имеют следующий вид:

$$\text{Ln}X_t = a + b\text{Ln}YW_t - c\text{LnREER}_t + \varepsilon_t. \quad (3)$$

В нашем случае снижение *REER* означает девальвацию национальной валюты, стимулирующее экспорт и уменьшающее импорт. В обоих уравнениях знак при показателе, означающем доходы, должен быть положительным.

Анализ начинается с проверки порядка интегрированности переменных с использованием ADF_{GLS} -теста. Как показывают данные табл. 1, все переменные в уравнениях (3)–(4) являются стационарными в первых разностях, а их уровни имеют порядок интегрированности $I(1)$. Таким образом, мы можем переходить к коинтеграционному анализу с целью проверки условия Маршалла–Лернера.

Для тестирования долгосрочных связей в многомерном коинтеграционном пространстве, как правило, используется метод Йохансена. Однако, поскольку анализ долгосрочных зависимостей проводится в рамках системы, данный метод требует, чтобы все уравнения системы были хорошо специфицированы. В нашем случае временной ряд является относительно коротким (36 кварталов), что может вызвать ошибки спецификации в рамках метода Йохансена. Поэтому в данном исследовании применялся тест Песарана–Шина–Смита (Pesaran, Shin, and Smith (2001)). Согласно данному методу, для проверки наличия долгосрочных связей между переменными используется F -тест, а затем его значение сравнивается с двумя границами критических значений. В том случае если фактическое значение F -теста превышает верхний критический уровень, нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается. Если F -тест оказывается под нижней границей критических значений, коинтеграция между переменными отсутствует. В табл. 4 и 5 представлены результаты расчетов.

При использовании теста Песарана–Шина–Смита первоначальная длина лага как в первой, так и во второй моделях равнялась четырем. В случае $\text{Ln}M$ исходная модель редуцировалась при помощи метода «от общего к частному». Как видно из табл. 4–5, модели хорошо специфицированы и F -тест в обоих случаях находится выше верхней границы критических значений, подтверждая наличие коинтеграции между переменными.

После нормализации коинтеграционных векторов по $\text{Ln}X$ и $\text{Ln}M$ модели долгосрочной связи между экспортом, импортом и объясняющими переменными принимают следующий вид (в круглых скобках приведена t -статистика):

$$\text{Ln}X = -67.572_{(-2.73)} - 2.055\text{Ln}REER_{(-3.37)} + 18.149\text{Ln}YW_{(2.96)} - 0.166\text{trend}_{(-2.61)}, \quad (4)$$

$$\text{Ln}M = -5.153_{(-2.23)} + 0.057\text{Ln}REER_{(0.23)} + 1.952\text{Ln}Y_{(4.58)}. \quad (5)$$

Таблица 4

Результаты коинтеграционного анализа: экспорт

Переменные	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика
Константа	-31.198	6.440	-4.840
$\Delta \ln(E)_{t-1}$	-0.159	0.193	-0.820
$\Delta \ln(E)_{t-2}$	0.042	0.172	0.245
$\Delta \ln(E)_{t-3}$	-0.285	0.166	-1.710
$\Delta \ln(E)_{t-4}$	0.272	0.139	1.950
$\Delta \ln REER_t$	-0.027	0.127	-0.209
$\Delta \ln REER_{t-1}$	0.690	0.250	2.760
$\Delta \ln REER_{t-2}$	0.844	0.218	3.880
$\Delta \ln REER_{t-3}$	0.106	0.180	0.590
$\Delta \ln REER_{t-4}$	0.257	0.136	1.880
$\Delta \ln YW_t$	2.949	0.898	3.280
$\Delta \ln YW_{t-1}$	-6.775	1.986	-3.410
$\Delta \ln YW_{t-2}$	-3.845	1.759	-2.190
$\Delta \ln YW_{t-3}$	-0.589	1.274	-0.463
$\Delta \ln YW_{t-4}$	0.970	0.941	1.030
$\ln(E)_{t-1}$	-0.461	0.192	-2.400
$\ln REER_{t-1}$	-0.949	0.222	-4.270
$\ln YW_{t-1}$	8.379	1.749	4.790
Тренд	-0.077	0.015	-4.980
Тест на ошибки спецификации			
AR 1-2:	$F(2, 11) = 0.645 [0.544]$		
ARCH 1-2:	$F(2, 9) = 1.364 [0.304]$		
Normality:	$\chi^2(2) = 2.040 [0.361]$		
RESET:	$F(1, 12) = 0.605 [0.452]$		
Тест на наличие коинтеграции			
F-тест (4, 13) = 7.191 [4.99 5.85]**			

Таблица 5

Результаты коинтеграционного анализа: импорт

Переменные	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика
Константа	-2.086	0.693	-3.010
$\Delta \ln(M)_{t-1}$	-0.243	0.181	-1.340
$\Delta \ln REER_t$	-0.166	0.171	-0.974
$\Delta \ln REER_{t-1}$	-0.325	0.154	-2.110
$\Delta \ln Y_t$	3.615	1.180	3.060
$\Delta \ln Y_{t-1}$	3.022	1.240	2.440
$\ln(M)_{t-1}$	-0.405	0.150	-2.700
$\ln REER_{t-1}$	0.023	0.099	0.233
$\ln Y_{t-1}$	0.790	0.218	3.620
Тест на ошибки спецификации			
AR 1-3:	$F(3, 23) = 1.211 [0.328]$		
ARCH 1-3:	$F(3, 20) = 0.151 [0.928]$		
Hetero:	$F(16, 9) = 0.965 [0.546]$		
Normality:	$\chi^2(2) = 1.486 [0.476]$		
RESET:	$F(1, 25) = 2.112 [0.159]$		
Тест на наличие коинтеграции			
F-тест (4, 26) = 4.229 [3.10 3.87]**			

В уравнениях (4)–(5) все знаки соответствуют теоретическим ожиданиям. Эластичность по доходам оказалась для экспорта существенно выше, чем для импорта, подтверждая высокую зависимость экономики Беларуси от роста экономик в странах – основных торговых партнерах. Сумма абсолютных значений эластичности экспорта и импорта

по $REER$ превышает единицу. Однако $\ln REER$ для импорта оказался статистически незначимым. Одним из возможных объяснений является тот факт, что вследствие высокой зависимости импорта Беларуси от рынка одной страны (России), а также ограниченного количества поставщиков импортной продукции из данной страны цены на импорт являются неэластичными.

Таким образом, проведенные исследования подтвердили выдвинутую гипотезу о наличии долгосрочной связи между девальвацией белорусского рубля и улучшением торгового баланса. Несмотря на то что $\ln REER$ для импорта является статистически незначимым, эластичность экспорта по $REER$ равняется 2,055. Соответственно, сумма эластичностей значительно превышает единицу, и условие Маршалла–Лернера можно считать формально выполненным.

6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Целью данной работы являлось исследование взаимосвязи между девальвацией национальной валюты и улучшением торгового баланса в Беларуси. Для проведения анализа использовалась модель, включающая в качестве зависимой переменной отношение экспорта к импорту, объясняющие переменные представлены реальным эффективным обменным курсом, а также внутренними доходами и доходами стран – основных торговых партнеров. В результате проведенного анализа получены следующие выводы.

Тест на единичный корень выявил, что в отличие от данных, приведенных в эмпирической литературе по данной тематике, торговый баланс является стационарной величиной. Таким образом, последующее исследование долгосрочных зависимостей между переменными на основе данной модели не имеет смысла. Поэтому далее проводился анализ наличия краткосрочной связи между обесценением белорусского рубля и торговым балансом на основе модели с одним уравнением регрессии. Как показывают результаты исследования, девальвация белорусского рубля приводит к улучшению торгового баланса в краткосрочном периоде. Положительный эффект от укрепления валюты, отмечаемый через два квартала, непродолжителен и объясняется существованием лага во времени, в течение которого производители и потребители приспосабливаются к новым ценам, а также тем, что экспортные и импортные цены изменяются в неодинаковой степени.

Влияние изменения эффективного обменного курса на торговый баланс Беларуси исследовалось также с использованием векторной авторегрессии, на основе которой рассчитывалась функция импульсного отклика, характеризующая влияние на торговый баланс единичного шока реального эффективного обменного курса. Следствием единичного шока явилось улучшение торгового баланса через два квартала после укрепления белорусского рубля, а затем его ухудшение, продолжавшееся в третьем и чет-

вертом кварталах после ревальвации. Такие же результаты получены и на основе авторегрессионной модели с распределенным лагом. Следовательно, можно считать статистически подтвержденным наличие положительного влияния обесценения белорусского рубля на торговый баланс в краткосрочном периоде.

Анализ долгосрочной зависимости с использованием условия Маршалла–Лернера также выявил положительный эффект от девальвации для торгового баланса Беларуси. При этом следует отметить, что обесценение белорусского рубля оказывает существенное положительное влияние на рост экспорта.

ЛИТЕРАТУРА

Alexander, S. (1952) Effects of Devaluation on a Trade Balance, *IMF Staff Papers*, 2, 263–278.

Alexander, S. (1959) Effects of Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches, *American Economic Review*, 49, 21–42.

Baharumshah, A. (2001) The Effect of Exchange Rate on Bilateral Trade Balance: New Evidence from Malaysia and Thailand, *Asian Economic Journal*, 15, 3, 291–312.

Bahmani-Oskooee, M. (2001) Nominal and Real Effective Exchange Rates of Middle Eastern Countries and their Trade Performance, *Applied Economics*, 33, 103–111.

Bahmani-Oskooee, M., Brooks, T. (1999) Cointegration Approach to Estimating Bilateral Trade Elasticities between U.S. and Her Trading Partners, *International Economic Journal*, 13, 4, Winter, 119–128.

Bickerdike, C. (1920) The Instability of Foreign Exchange, *Economic Journal*, 30, 17, 118–122.

Boyd, D. et al. (2001) Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade: Cointegration and the Marshall–Lerner Condition, *International Journal of Finance and Economics*, 6, 187–200.

Brahmasrene, T. (2002) Exploring Real Exchange Rate Effects on Trade Balances in Thailand, *Managerial Finance*, 28, 11, 16–27.

Buluswar, M. et al. (1996) Devaluation and the Trade Balance in India: Stationarity and Cointegration, *Applied Economics*, 28, 429–432.

Dickey, D., Fuller, W. (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Association*, 74, 427–431.

Dornbrush, R. (1980) *Open Economy Macroeconomics*, New York, Basic Books.

Dornbusch, R. (1973) Devaluation, Money, and Non-Traded Goods, *American Economic Review*, 63, 871–880.

Elliot, G. et al. (1996) Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64, 4, 813–836.

Frenkel, J., Rodriguez, C. (1975) Portfolio Equilibrium and the Balance of Payments: A Monetary Approach, *American Economic Review*, 65, 674–688.

Greenwood, J. (1984) Non-Traded Goods, the Trade Balance, and the Balance of Payments, *Canadian Journal of Economics*, 17, 4, 806–823.

Hacker, R., Hatemi, A. (2002) The Effect of Exchange Rate Changes on Trade Balances in the Short- and Long-Run. Evidence from German Trade with Transitional Central European Economies, *Economics of Transition*, 12, 4, 777–799.

- Harberger, A. (1950) Currency Depreciation, Income, and the Balance of Trade, *Journal of Political Economy*, 58, 1, 47–60.
- Himarios, D. (1989) Do Devaluations Improve the Trade Balance? The Evidence Revisited, *Economic Inquiry*, 27, 1, 143–168.
- Kale, P. (2001) Turkey's Trade Balance in the Short and the Long Run: Error Correction Modeling and Cointegration, *International Trade Journal*, 15, 1, 33–56.
- Kreuger, A. (1983) *Exchange Rate Determination*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Lal, A., Lowinger, T. (2002) The J-Curve: Evidence from East Asia, *Journal of Economic Integration*, 17, 397–415.
- Lerner, A. (1944) *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*, New York, Macmillan.
- Mahdavi, S., Sohrabian, A. (1993) The Exchange Value of the Dollar and the US Trade Balance: An Empirical Investigation Based on Cointegration and Granger Causality Tests, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 33, 4, 343–358.
- Marshall, A. (1923) *Money, Credit, and Commerce*, London, Macmillan.
- Meade, J. (1951) *The Balance of Payments*, Oxford, Oxford University Press.
- Metzler, L. (1948) The Theory of International Trade, H. Ellis (ed.), *A Survey of Contemporary Economics*, 1, Philadelphia, Blakiston.
- Miles, M. (1979) The Effects of Devaluation on the Trade Balance and the Balance of Payments: Some New Results, *Journal of Political Economy*, 87, 600–620.
- Mundell, R. (1971) *Monetary Theory*, Pacific Palisades, Goodyear.
- Onafowora, O. (2003) Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: Is There a J-Curve? *Economics Bulletin*, 5, 18, 1–13.
- Pesaran, H. et al. (2001) Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.
- Rahman, M. et al. (1997) Dynamics of the Yen–Dollar Real Exchange Rate and the USD Japan Real Trade Balance, *Applied Economics*, 29, 661–664.
- Robinson, J. (1947) The Foreign Exchanges, H. Ellis, L. Metzler (eds), *Readings in the Theory of International Trade*, Philadelphia, Allen and Unwin.
- Rose, A. (1991) The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade: Does the “Marshall–Lerner” Condition Hold? *Journal of International Economics*, 30, 3–4, 301–316.
- Rose, A., Yellen, J. (1989) Is There a J-Curve? *Journal of Monetary Economics*, 24, 53–68.
- Rose, A., Yellen, J. (1989) Is There a J-Curve? *Journal of Monetary Economics*, 24, 1, 53–68.
- Stucka, T. (2003) The Impact of Exchange Rate Changes on the Trade Balance in Croatia, *Croatian National Bank Working Paper*, 11.
- Wilson, P. (2001) Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies – Does the J-Curve Exist for Singapore, Malaysia, and Korea? *Open Economies Review*, 12, 389–413.
- Wilson, P., Tat, K. (2001) Exchange Rates and the Trade Balance: The Case of Singapore 1970 to 1961, *Journal of Asian Economics*, 12, 47–63.