

## Внешнеторговые связи России в условиях нестабильной общехозяйственной конъюнктуры

УДК 339.5  
ББК 65.428  
П-563

**Юрий Юрьевич ПОНОМАРЕВ,**

*кандидат экономических наук, Институт прикладных экономических исследований Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (Москва, пр-т Вернадского, д. 82) - заведующий Лаборатории инфраструктурных и пространственных исследований; Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара (125009, Россия, Москва, Газетный пер., 3 - 5) - старший научный сотрудник; заместитель Председателя СОПС ВАВТ (Россия, Москва, ул. Пудовкина, 4а), E-mail: ponomarev@ranepa.ru,*

**Алексей Игоревич РЕЙ,**

*кандидат экономических наук, Институт прикладных экономических исследований Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (Москва, пр-т Вернадского, д. 82) - ведущий научный сотрудник, E-mail: rey-ai@ranepa.ru,*

**Дарья Максимовна РАДЧЕНКО,**

*Институт прикладных экономических исследований Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации (Москва, пр-т Вернадского, д. 82) - научный сотрудник Лаборатории инфраструктурных и пространственных исследований, e-mail: radchenko-dm@ranepa.ru*

### Аннотация

В статье анализируется взаимное влияние интенсивности международной двусторонней торговли товарами и волатильности парных валютных курсов России и ее торговых партнеров, в то время как в большей части экономической литературы рассматривается только односторонняя причинно-следственная связь от волатильности валютного курса к торговле товарами. Полученные результаты показывают, что, с одной стороны, волатильность валютного курса не оказывает статистически значимого влияния на интенсивность торговых связей со основными странами-торговыми партнерами России, но, с другой стороны, увеличение средней интенсивности торговых связей со страной-партнером на 1% обуславливает сокращение волатильности реального эффективного валютного курса на 0,3%. Кроме того, авторами выявлены наиболее существенные каналы воздействия на волатильность реального валютного курса, которыми являются кредитный (межстрановые перетоки краткосрочного долгового капитала), макроторговый (интенсивность торгово-экономических связей между двумя странами) и микроструктурный (степень разброса – среднеквадратическое отклонение – объема транзакций по экспорту).



**Ключевые слова:** валютный курс, интенсивность международной торговли, волатильность валютного курса, система одновременных уравнений.

Классификация JEL: F31.

### Foreign trade relations of Russia under unstable economic environment

**Yurij Yur'evich PONOMAREV,**

*Candidate of Economic Sciences, The Institute of Applied Economic Research at the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Vernadskogo prospekt, 82, Moscow, 119454) - the Head of Laboratory of infrastructure and spatial researches; Gaidar Institute for Economic Policy (3 – 5, Gazetnyj pereulok, Moscow, Russia, 125009) - senior researcher; vice-chairman of SOPS VAVT (119285, Moscow, Pudovkina, 4A), E-mail: ponomarev@ranepa.ru,*

**Aleksej Igorevich REJ,**

*Candidate of Economic Sciences, The Institute of Applied Economic Research at the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Vernadskogo prospekt, 82, Moscow, 119454) - leading researcher, E-mail: rey-ai@ranepa.ru,*

**Dar'ja Maksimovna RADCHENKO,**

*The Institute of Applied Economic Research at the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (Vernadskogo prospekt, 82, Moscow, 119454) - researcher of Laboratory of infrastructure and spatial researches, e-mail: radchenko-dm@ranepa.ru*

#### Abstract

This study analyzes the interaction of intensity of bilateral trade in goods and volatility of pairwise exchange rates between Russia and its major trade partners, as the bulk of existing economic literature considers only the one-side causal link from exchange rate volatility to trade in goods. The paper finds that, on the one hand, exchange rate volatility has no statistically significant impact on the intensity of trade relations with Russia's major trading partners, yet, on the other hand, a 1% increase in average trade intensity with a country results in a 0.3% drop in volatility of real effective exchange rate. Moreover, the authors have empirically determined the most important channels influencing real exchange rate volatility: the credit channel (Intercountry short-term debt flows), the macrotrade channel (intensity of trade between two countries), and the micro-structural channel (a measure of variance - standard deviation - of export transaction volume).

**Keywords:** exchange rate, foreign trade intensity, exchange rate volatility, system of simultaneous equations.

Анализ и прогнозирование динамики номинального и реального валютного курса рубля всегда являлись одной из наиболее актуальных тем экономических исследований, поскольку обменный курс оказывает существенное влияние как на экономическую деятельность компаний, так и на благосостояние населения, а также и на другие сферы российской экономики. Необходимость понимания и проведения своевременного анализа динамики обменного курса, учитывая быстрое изменение макроэкономической ситуации в текущих кризисных условиях, крайне важна для разработки мер государственной денежно-кредитной, валютной и внешнеэкономической политики. В этой связи анализ влияния интенсивности взаимной торговли России и ее основных торговых партнеров и ряда других факторов на волатильность соответствующих парных обменных курсов, чему посвящена настоящая статья, позволяет получить дополнительный источник информации для прогнозирования динамики курса рубля в кратко- и среднесрочной перспективе. Оценки взаимного влияния колебаний реального обменного курса на интенсивность торговли на микроуровне в России ранее не проводились.

### **1. ОСНОВНЫЕ КАНАЛЫ ВЗАИМОСВЯЗИ ВОЛАТИЛЬНОСТИ ОБМЕННОГО КУРСА И ИНТЕНСИВНОСТИ МЕЖДУНАРОДНОЙ ТОРГОВЛИ МЕЖДУ СТРАНАМИ**

В экономической литературе 1970-х и 1980-х годов исследователи, как правило, предполагали отрицательную зависимость интенсивности торговли от волатильности валютного курса (как номинального, так и реального) (см., например, [Ethier, 1973 [1]; Cushman, 1983 [2]; De Grauwe, Verfaillie, 1988 [3]; Peree, Steinherr, 1989 [4]; Bini-Smaghi, 1991 [5]]. Теоретические работы связывали эту зависимость с волатильностью прибыли фирм-участников внешнеэкономической деятельности (ВЭД) из-за шоков обменного курса. При предпосылке о несклонности фирм к риску торговля между странами становится менее активной, если растет волатильность прибылей фирм-участников ВЭД. Одновременно утверждалось, что форвардные рынки не нейтрализуют риски международной торговли для фирм, а лишь снижают их [Clark, 1973] [6]. Это связано с несовершенством финансовых рынков: лишь у небольшого числа валют развиты форвардные рынки и при этом даже хорошо развитый форвардный рынок не может устранить весь риск, поскольку форвардное покрытие часто связано с существенной «премией за риск» [Baron, 1976] [7]. Последующие работы также показывали отрицательное влияние волатильности обменных курсов на объемы международной торговли, но уже несколько меньшее по абсолютной величине [Franke, 1991 [8]; Sercu and Vanhulle, 1992 [9]].



Более современные исследования с 2000х годов редко подтверждают отрицательное влияние волатильности реальных валютных курсов на объем торговли. Так, например, проведенный в мета-исследовании [Auboin, Ruta, 2011 [10]] анализ выявил 33 работы, в которых получена отрицательная связь между изменчивостью обменного курса и объемом или интенсивностью международной торговли, и 25 исследований, приводящих к обратному заключению. Это может объясняться как развитием эконометрических методов [Clark et al., 2004 [11]; Tenreyro, 2007 [12]] и переходом для проведения оценок на модели общего равновесия, так и быть связано с совершенствованием финансовых рынков<sup>1</sup>[Hondroyiannis et al., 2008 [13]; Chou, 2000 [14]; Boug, Fagereng, 2010 [15]] или ростом доверия к долгосрочной торговой политике [Klein, Shambaugh, 2006 [16]; Qureshi, Tsangarides, 2010 [17]]. Еще одним фактором может быть изменение невозвратных издержек при осуществлении ВЭД, например, при экспорте [Krugman, 1986 [18]; Krugman, 1989 [19]; Franke, 1991 [8]]. Чем выше фиксированные затраты на экспорт, тем менее чувствительными в краткосрочном периоде являются фирмы (и, следовательно, международная торговля) к колебаниям обменного курса. В целом с теоретической точки зрения один из главных вкладов 2000-х гг. принадлежит работе [Broll et al., 2006 [20]], который изучил оптимальные производственные решения международной фирмы с использованием портфельной теории, показав, что увеличение валютного риска (или его ожидания) может оказать практически любое воздействие на торговлю. Результат зависит от эластичности неприятия риска по стандартному отклонению прибыли фирмы, что подтверждает результаты [Vacchetta, Van Wincoop, 2000 [21]].

В то же время современные исследования показывают важность учета при анализе взаимосвязи волатильности обменных курсов и интенсивности международной торговли между странами не только прямого (от волатильности обменного курса к интенсивности торговли), но также одновременно и обратного влияния между этими показателями.

Основная гипотеза в литературе состоит в том, что более открытые и интенсивно торгующие между собой страны-торговые партнеры (*ceteris paribus*) в меньшей степени подвержены колебаниям реального и номинального валютного курса. Она стала естественным следствием интереса к характеристикам режимов фиксированного и плавающего валютного курса в период неустойчивости Бреттон-Вудской системы. Можно выделить несколько каналов, через которые интенсивность торговли оказывает стабилизирующее влияние на парные реальные валютные курсы.

Базовым механизмом влияния интенсивности торговли между странами на динамику номинального обменного курса их валют является действие закона единой цены. Согласно работе [Mundell, 1961 [22]], для страны с плавающим номинальным курсом торговля является силой, которая нивелирует шоки платежного баланса и возвращает его в равновесие. Чем теснее связь страны с ее торговым партнером (интенсивнее происходит торговля между двумя странами), тем бы-

стрее ее платежный баланс за счет торгового арбитража и соответствующей подстройки реального валютного курса будет возвращаться в равновесие по паритету покупательной способности (ППС), что стабилизирует динамику парных реальных валютных курсов, уменьшая их волатильность. Высокая интенсивность торговли между странами свидетельствует о низких транзакционных издержках в торговле между ними. Даже при небольших отклонениях цен однородных товаров в этих странах от закона единой цены арбитраж быстро восстанавливает равенство цен, что не позволяет уровням цен сильно отклоняться друг от друга и сокращает волатильность парных реальных валютных курсов [Cho, Doblal-Madrid, 2014 [23]]. Кроме того, как показано в работе [Нан, 2002 [24]] страны, активно вовлеченные в торговлю, имеют большую долю импортных товаров в домашней потребительской корзине, ввиду этого изменение парных номинальных валютных курсов могут существенно и сонаправленно влиять на цены домашних товаров, сглаживая колебания парных реальных валютных курсов. Более того, корзины товаров близких торговых партнеров со временем становятся все более схожи и поэтому подвержены схожим шокам. Данный факт гармонизирует колебания уровней цен в странах-партнерах, уменьшая волатильность их реальных парных валютных курсов [Broda, Romalis, 2011 [25]].

## 2. ТЕОРЕТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ВЗАИМНОГО ВЛИЯНИЯ ИНТЕНСИВНОСТИ ТОРГОВЛИ НА ВОЛАТИЛЬНОСТЬ ПАРНЫХ ВАЛЮТНЫХ КУРСОВ

Для оценки взаимного влияния волатильности парных валютных курсов России и основных стран-торговых партнеров и интенсивности взаимной торговли между ними в настоящей статье будет использоваться модель, представляющая собой модифицированную систему одновременных уравнений, предложенную в работах [Devereux, Lane, 2003 [26]; Cho, Doblal-Madrid, 2014 [23]]:

$$\ln V_{i,j,t} = \alpha_i + \alpha_j + \alpha_t + \alpha_{TI} \cdot \ln TI_{i,j,t} + \sum_l \alpha_l \cdot \ln X_{i,j,t}^{V,l} + \varepsilon_{i,j,t}^V, \quad (1)$$

$$\ln TI_{i,j,t} = \beta_i + \beta_j + \beta_t + \beta_V \cdot \ln V_{i,j,t} + \sum_k \beta_k \cdot \ln X_{i,j,t}^{TI,k} + \varepsilon_{i,j,t}^{TI}, \quad (2)$$

где  $i$  – Россия;  $j$  – страна, торговый партнер России;  $t$  – индекс временного периода;  $luk$  – индексы факторов, влияющих на волатильность парных реальных валютных курсов и интенсивности торговли, соответственно;  $V$  – волатильность парных реальных валютных курсов;  $TI$  – интенсивность торговли между Россией и ее торговым партнером;  $X^V$  и  $X^{TI}$  – детерминанты волатильности парных курсов и интенсивности торговли;  $\varepsilon^V$  и  $\varepsilon^{TI}$  – ошибки модели. Система (1)–(2) представляет собой модель панельных данных с фиксированными эффектами, что позволяет



учитывать специфические для пар стран и отдельных временных периодов уровни волатильности курсов и уровни интенсивности торговли. Для удобства интерпретации полагаем, что система линейна, а переменные модели – логарифмы рассматриваемых показателей. Поскольку одной из основных целей построения модели (1)–(2) является определение среднего влияния интенсивности торговли на стабильность парных валютных курсов России и ее торговых партнеров, то коэффициенты при регрессорах модели полагаются одинаковыми для всех рассматриваемых партнеров.

Уравнения системы (1)–(2), в силу взаимосвязанности волатильности курсов и интенсивности торговли нельзя рассматривать отдельно друг от друга. Для получения оценок влияния регрессоров модели на волатильности курсов и интенсивности торговли система (1)–(2) должна быть решена и оценена в приведенной форме. На основе оценок параметров приведенной формы модели (1)–(2) с помощью косвенного метода наименьших квадратов можно получить состоятельные оценки ее структурных параметров, в частности – эластичность волатильности парных реальных валютных курсов по интенсивности торговли между странами торговыми партнерами.

Эмпирическая спецификация приведенной формы модели имеет вид:

$$\begin{aligned} \ln V_{i,j,t} = & \alpha_i + \alpha_j + \alpha_t + \alpha_V \cdot \ln V_{i,j,t-1} + \alpha_{TI} \cdot \ln TI_{i,j,t} + \\ & + \alpha_{GD} \cdot \ln GD_{i,j,t} + \alpha_{SD} \cdot (SD_{j,t} - SD_{i,t}) + \alpha_{\sigma_{Exp}} \cdot \ln \sigma_{Exp,i,j,t} + \\ & + \alpha_{\sigma_{Imp}} \cdot \ln \sigma_{Imp,i,j,t} + \alpha_{N_{Exp}} \cdot N_{Exp,i,j,t} + \alpha_{N_{Imp}} \cdot N_{Imp,i,j,t} + \\ & + \alpha_{IR} \cdot r_{j,t} / r_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t}^V, \end{aligned} \quad (3)$$

$$\ln TI_{i,j,t} = \beta_i + \beta_j + \beta_t + \beta_V \cdot \ln V_{i,j,t} + \beta_D \cdot \ln D_{i,j} + \varepsilon_{i,j,t}^{TI}, \quad (4)$$

где  $i$  – Россия;  $j$  – страна, торговый партнер России;  $t$  – индекс временного периода;  $\{Exp, Imp\}_{j,t}$  – соответственно для экспортных (exp) и импортных (imp) поставок с валютой контракта  $j$  в месяце  $t$ ;  $V$  – волатильность парных реальных валютных курсов;  $TI$  – интенсивность торговли между Россией и ее торговым партнером;  $GD$  – стандартное отклонение дифференциал темпов роста экономик России и ее партнера;  $SD$  – темпы прироста индекса фондового рынка;  $N_{\{Exp, Imp\},i,j,t}$  – число поставок;  $\sigma_{\{Exp, Imp\},i,j,t}$  – среднеквадратическое отклонение (с поправкой на конечный размер выборки) суммы поставки (в течение месяца),  $r$  – краткосрочная процентная ставка,  $D$  – расстояние между странами;  $\varepsilon^V$  и  $\varepsilon^{TI}$  – ошибки модели.

Уравнение волатильности (3) реального эффективного валютного курса включает несколько каналов:

□ микроструктурный канал влияния со стороны торговли товарами – чем чаще осуществляются внешнеторговые сделки ( $N_{Exp i,j,t}$ ,  $N_{Imp i,j,t}$ ) и чем меньше разброс ( $\ln\sigma_{Exp i,j,t}$ ,  $\ln\sigma_{Imp i,j,t}$ ) распределения суммы сделок (и платежей по ним, достигающих валютного рынка), тем меньше волатильность обменного курса за счет нивелирования непрогнозируемых участниками рынка шоков предложения валюты;

□ канал фондового рынка ( $SD_{j,t} - SD_{i,t}$ ) – приводит к более высокой волатильности парного обменного курса в ситуациях, когда национальный фондовый рынок имеет большую привлекательность для спекулятивного и портфельного капитала, чем фондовый рынок страны-партнера;

□ канал кредитно-денежного рынка ( $r_{j,t}/r_{i,t}$ ) – связывает волатильность валютного курса с потоками краткосрочного долгового капитала, поступающего на рынок государственных краткосрочных облигаций или рынок межбанковских кредитов.

В настоящей статье микроструктурный канал рассматривается через призму данных об отдельных фактах пересечения товарами таможенной границы России, доступных с удовлетворительным качеством и охватом с 2008 по 2015 гг., которые включены в уравнение волатильности (3), тематически, но не методологически следуя за литературой по микрооснованиям валютного рынка, (см., например, [Lovcha, Perez-Laborda, 2013 [27]]): число операций ввоза / вывоза товаров через границу России в валюте, применяемой государством-торговым партнером, а также логарифм среднеквадратичного отклонения внутримесячной суммы контрактов на ввоз и вывоз товаров, поставки которых были осуществлены в данном месяце (в валюте, применяемой данным государством).

Канал фондового рынка в данной работе движется разницей в темпах роста фондового рынка в России и в стране-торговом партнере. Сделанное первичное предположение заключается в том, что этот показатель в состоянии каким-то образом отразить международное движение спекулятивного портфельного капитала.

Канал кредитно-денежного рынка в модели представлен в виде дифференциала процентных ставок (переменные  $Inrate$ ,  $stintdiff$ ). При том, что в такой формулировке его априорная полезность при влиянии на волатильность валютного курса ограничена, в первую очередь из-за асимметричности влияния, при долгосрочном диспаритете процентных ставок между странами мы можем ожидать большей роли канала краткосрочных потоков долгового капитала в платежном балансе и, соответственно, большего воздействия на изменчивость курса по сравнению с другими каналами.

Применительно к изучаемой выборке торговых партнеров мы можем заметить устойчивую бизнес-модель, эксплуатирующую канал кредитно-денежного рынка (*carry trade*). Банки осуществляют заимствования в Европе и США (в горадо



меньшей степени, – в Японии, вовлеченной в аналогичную схему с КНР) по близким к нулю процентным ставкам, переводят фонды в рубли или оставляют их в долларах, и предоставляют кредиты российским домашним хозяйствам на близких к ростовщическим условиям. Маржа составляет чистую прибыль в этой схеме. По крайней мере, такая модель успешно действовала до санкционного/нефтяного кризиса в России 2014 г.

Классическим объяснением прибыльности *carry trade* (и хронического диспаритета процентных ставок) был риск редких событий, приносящих существенные убытки вовлеченным в эту модель субъектам.

Иными словами, предпочтительно иметь помесечные данные по интенсивности торговли, но нет априорного предпочтения между максимальной или средней интенсивностью торговли. Предполагается, что микроструктурный канал будет информативным для объяснения волатильности курса.

Переменные кредитного (разница процентных ставок *stintdiff*) и финансового (*shgrodifff*) каналов включаются во все спецификации.

Для уравнения (3) предполагается следующее влияние факторов модели на волатильность парных реальных валютных курсов:

□ Волатильность курсов должна положительно зависеть от ее значения в прошлом периоде из-за наличия инерции, поскольку периоды высокой волатильности (кризисы), как правило, перемежаются периодами низкой.

□ Более интенсивная торговля должна снижать волатильность парных реальных валютных курсов, поскольку она позволяет странам быстро использовать заниматься товарным арбитражем.

□ Стандартное отклонение дифференциала темпов роста ВВП стран торговых партнеров измеряет асимметричность шоков бизнес-циклов в России и в стране ее партнере – чем больше эта асимметрия, тем больше должна быть волатильность парных курсов.

В уравнении (4), в свою очередь, большая волатильность парных номинальных и, как следствие, реальных курсов должна снижать интенсивность торговли, поскольку она увеличивает валютные риски. Это обуславливается тем, что реальная волатильность почти всегда связана с волатильностью номинальных валютных курсов. В свою очередь, неопределенность уровней номинальных курсов повышает валютные риски экспортеров и импортеров, что негативно влияет на торговлю. Расстояние между странами также должно негативно влиять на интенсивность торговли, так более удаленным странам труднее развивать торговые отношения.

Для учета влияния санкций на торговлю России со странами-партнерами была введена бинарная переменная: если в изучаемый период времени страна-партнер является участником соглашений о применении санкций в отношении России, пе-

ременная в соответствующем месяце принимает значение, равное 1, в противном случае – 0.

Показатель волатильности парных реальных курсов в системе (3)–(4) определяется как среднеквадратическое отклонение курса от его долгосрочного равновесного значения:

$$V_{i,j,t} = \left[ \frac{1}{T-1} \cdot \sum_s (R_{t,j,s} - \bar{R}_{i,j,s})^2 \right]^{1/2}, \quad (5)$$

где  $i$  – Россия;  $j$  – страна, торговый партнер России;  $t$  – низкочастотный индекс временного периода;  $s$  – высокочастотный индекс временного периода;  $T$  – число низкочастотных временных периодов, на основе которых считается волатильность парного реального валютного курса;  $V$  – волатильность парного реального валютного курса;  $R$  – парный реальный валютный курс;  $\bar{R}$  – долгосрочный тренд для парного реального валютного курса, полученный с помощью фильтра Ходрика-Прескотта, который интерпретируется как долгосрочное равновесное значение курса.

Для построения переменной интенсивности торговли аналогично работам [Cho, Doblas-Madrid, 2014] используются две меры:

$$TI_{i,j,t} = \max \left( \frac{export_{i,j,t} + import_{j,i,t}}{\sum_j export_{i,j,t} + \sum_j import_{j,i,t}}; \frac{export_{j,i,t} + import_{i,j,t}}{\sum_i export_{j,i,t} + \sum_i import_{i,j,t}} \right) \quad (6)$$

$$TI_{i,j,t} = \text{mean} \left( \frac{export_{i,j,t} + import_{j,i,t}}{\sum_j export_{i,j,t} + \sum_j import_{j,i,t}}; \frac{export_{j,i,t} + import_{i,j,t}}{\sum_i export_{j,i,t} + \sum_i import_{i,j,t}} \right), \quad (7)$$

где  $i$  – Россия;  $j$  – страна, торговый партнер России;  $t$  – индекс временного периода;  $TI$  – мера интенсивности торговли;  $export_{ij}$  – объем экспорта, идущий из страны  $i$  в страну  $j$ ;  $import_{ji}$  – объем импорта, идущий в страну  $j$  из страны  $i$ ;  $max$  – максимум;  $mean$  – среднее.

Мера интенсивности торговли (6) представляет собой наибольший из относительных торговых оборотов стран-партнеров (относительно общих торговых оборотов каждой из этих стран). Мера (7) является альтернативным показателем, который рассчитывается как среднее относительных торговых оборотов. Использование нескольких мер обусловлено асимметрией торговых потоков между странами и применяется для дальнейшей проверки результатов на устойчивость.

С теоретической точки зрения асимметрия в торговых потоках между странами – не преграда для анализа влияния интенсивности торговли на волатильность парных реальных валютных курсов. Действительно, если объем торговли некоторой страны с ее контрагентом составляет большую долю ее торгового оборота, то данная страна может активно использовать выгодные возможности для экспорта или импорта товаров, которые создаются отклонением парного



реального курса от его равновесия, даже если ее контрагент не демонстрирует аналогичную активность ввиду незначимости для него рассматриваемой страны как партнера. И такое поведение будет создавать интенсивные торговые потоки между рассматриваемыми странами.

### **3 ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЗАИМНОГО ВЛИЯНИЯ ИНТЕНСИВНОСТИ ТОРГОВЛИ НА ВОЛАТИЛЬНОСТЬ ПАРНЫХ ВАЛЮТНЫХ КУРСОВ**

#### 3.1 Используемые данные

Для достижения поставленных целей работы была собрана база данных, включающая в себя показатели, описывающие различные характеристики торговых потоков между Россией и странами-торговыми партнерами (описание представлено в таблице 1).

Таблица 1

**Основные показатели, используемые для проведения оценок**

<i>Обозначение переменной</i>	<i>Описание</i>	<i>Источник</i>
<i>country</i>	Название страны	-
<i>coun</i>	Номер страны в данных (от 1 до 12)	-
<i>t</i>	Период, для которого рассчитан коэффициент	-
<i>vol</i>	Показатель волатильности реального валютного курса	ЦБ РФ, Банк международных расчетов
<i>s</i>	Бинарная переменная, равная 1, если в данном периоде введены санкции в отношении РФ со стороны страны-партнера, иначе 0	Рассчитано авторами
<i>maxint</i>	Коэффициент интенсивности торговли (максимум)	UN COMTRADE, ФТС РФ
<i>averint</i>	Коэффициент интенсивности торговли (среднее)	UN COMTRADE, ФТС
<i>lnmaxint</i>	Логарифм коэффициента интенсивности торговли (максимум)	Рассчитано авторами на основе данных UN COMTRADE
<i>lnaverint</i>	Логарифм коэффициента интенсивности торговли (среднее)	Рассчитано авторами на основе данных UN COMTRADE
<i>dis</i>	Расстояние от Москвы до столицы страны-партнера, км	Калькулятор расстояний distance.to, Яндекс

<i>Обозначение переменной</i>	<i>Описание</i>	<i>Источник</i>
<i>Indis</i>	Логарифм расстояния от Москвы до столицы страны-партнера	Рассчитано авторами
<i>grow</i>	Дифференциал темпов роста России и страны-партнера	FRED, Всемирный банк
<i>Ingrow</i>	Логарифм дифференциала темпов роста России и страны-партнера	Рассчитано авторами
<i>shgrodifff</i>	Разница (в проц.пунктах) между темпами прироста индекса фондового рынка в стране-партнере и аналогичным показателем в России	ОЭСР
<i>lnsigma_exp</i>	Логарифм среднеквадратичного отклонения внутримесячной декларируемой суммы (в долл. США) вывозимых с территории РФ товаров для транзакций в валюте, принятой в стране-партнере	ФТС РФ, расчеты авторов
<i>lnsigma_imp</i>	Логарифм среднеквадратичного отклонения внутримесячной декларируемой суммы (в долл. США) ввозимых на территорию РФ товаров для транзакций в валюте, принятой в стране-партнере	ФТС РФ, расчеты авторов
<i>num_tx_exp</i>	Число сделок по экспорту в месяц, для транзакций в валюте, принятой в стране-партнере	ФТС РФ, расчеты авторов
<i>num_tx_imp</i>	Число сделок по импорту в месяц, для транзакций в валюте, принятой в стране-партнере	ФТС РФ, расчеты авторов
<i>stintdiff</i>	Отношение краткосрочной (до 90 дней) процентной ставки в стране-партнере к аналогичной ставке в России <sup>2</sup>	ОЭСР, FRED, Ассоциация турецких банков

**Источник:** составлено авторами.

В качестве контрагентов России в товарных отношениях рассматриваются следующие страны: Бельгия, Великобритания, Германия, Италия, Нидерланды, Польша, Республика Корея, США, Турция, Финляндия, Франция и Япония. Используются ежемесячные значения показателей за период с января 2001 г. по декабрь 2016 г. Волатильность парных реальных курсов определялась как среднеквадратическое отклонение курса от его среднегодового значения. Показатель отражает степень изменчивости относительной цены товаров, произведенных в двух странах (в данном случае России и каждого из ее торговых партнеров) и рассчитан с использованием страновых данных по инфляции.



Поскольку ежемесячные данные о темпах роста экономики России доступны только с апреля 2003 г., расчет показателя дифференциала темпов роста России и страны-партнера для всех стран для периода с января 2001 г. по март 2003 г. не производился. В дальнейшем показатель был также прологарифмирован, рассчитано значение среднеквадратического отклонения. Стандартное отклонение дифференциала темпов роста ВВП стран торговых партнеров измеряет асимметричность шоков бизнес-циклов в России и в стране ее партнере, при этом чем больше эта асимметрия, тем больше предполагается волатильность парных курсов.

### 3.2 Результаты эмпирического анализа

При моделировании используется несколько типов спецификации модели, различающихся по следующим признакам:

- включение (1) или невключение (0) данных до января 2008 года (учитывает худшее качество данных по интенсивности торговли) (ветвь спецификации А);
- максимальная (1) или средняя (0) интенсивность двусторонней торговли в качестве эндогенной переменной (ветвь спецификации В);
- включение (1) или невключение (0) помесечной статистики числа экспортных/импортных деклараций (ветвь спецификации С);
- включение (1) или невключение (0) логарифмов среднеквадратичного отклонения внутримесячной суммы контрактов (ветвь спецификации D).

Таким образом, всевозможные комбинации спецификаций насчитывают всего-вариантов, результаты оценки которых 3-хступенчатым методом наименьших квадратов обобщены ниже (см. таблицу 2). Чтобы избежать классической ловушки «поиска р-значений», априорно предпочтительными с точки зрения теоретических оснований являются два варианта спецификации модели: A0 / B0 / C1 / D1 и A0 / B1 / C1 / D1.

Таблица 2

#### **Результаты расчетов вариантов модели**

<i>A</i>	<i>B</i>	<i>C</i>	<i>D</i>	<i>Количество наблюдений</i>	<i>Log L</i>	<i>N степеней свободы</i>	<i>AIC</i>	<i>BIC</i>
0	0	0	0	1188	-2570.25	10	5160.503	5211.303
			1	913	-1961.17	12	3946.334	4004.135
		1	0	941	-2006.72	12	4037.443	4095.607
			1	913	-1950.1	14	3928.197	3995.631
	1	0	0	1188	-2726.36	10	5472.725	5523.525
			1	913	-2085.95	12	4195.909	4253.71
		1	0	941	-2127.35	12	4278.702	4336.865
			1	913	-2069.21	14	4166.427	4233.862

## Внешнеторговая деятельность

<i>A</i>	<i>B</i>	<i>C</i>	<i>D</i>	Количество наблюдений	Log <i>L</i>	<i>N</i> степеней свободы	AIC	BIC
1	0	0	0	1824	-4264.92	10	8549.836	8604.924
			1	1299	-2992.44	12	6008.884	6070.916
		1	0	1333	-3055.81	12	6135.626	6197.969
			1	1299	-2995.93	14	6019.859	6092.23
	1	0	0	1824	-4417.71	10	8855.419	8910.507
			1	1299	-3104.14	12	6232.278	6294.31
		1	0	1333	-3153.48	12	6330.964	6393.306
			1	1299	-3093.2	14	6214.39	6286.761

**Источник:** расчеты авторов.

Согласно информационным критериям Шварца и Акаике, спецификация, в которую входит средняя интенсивность торговли, является более предпочтительной (0011). Эта спецификация совпадает с одной из априорно выбранных спецификаций, результаты ее оценки представлены в таблице 3.

Таблица 3

### Оценка 3-х ступенчатом МНК (3SLS), вариант 0011

Уравнение	<i>N</i> наблюдений	<i>N</i> параметров	RMSE		« <i>R</i> <sup>2</sup> »	$\chi^2$	<i>P</i>
Invol	913	9	1.0357		0.1541	192.97	0.0000
Inaverint	913	3	0.4957287		0.2472	309.78	0.0000
	Коэфф.		Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
Invol							
vlag	0.2500824	0.0324446	7.71	0.000	0.1864922	0.3136726	
Inaverint	-0.3033565	0.1358242	-2.23	0.026	-0.5695671	-0.0371459	
Ingrow	0.0453988	0.0307263	1.48	0.140	-0.0148236	0.1056212	
stintdiff	-6.525876	1.073103	-6.08	0.000	-8.629119	-4.422634	
shgrodifff	-0.0109496	0.0058023	-1.89	0.059	-0.0223218	0.0004226	
num_tx_exp	-3.05e-07	2.49e-06	-0.12	0.903	-5.19e-06	4.58e-06	
num_tx_imp	-3.16e-07	3.07e-07	-1.03	0.303	-9.17e-07	2.85e-07	
Insigma_exp	0.0384817	0.0195156	1.97	0.049	0.0002318	0.0767315	



Уравнение	$N_{\text{наблюдений}}$	$N_{\text{параметров}}$	RMSE		« $R^2$ »	$\chi^2$	P
Insigma_imp	-0.01563	0.0347919	-0.45	0.653	-0.0838209	0.052561	
_cons	1.127715	1.237279	0.91	0.362	-1.297309	3.552738	
Inaverint							
Invol	-0.0535716	0.0547925	-0.98	0.328	-0.160963	0.0538198	
Indis	-0.4116473	0.0257771	-15.97	0.000	-0.4621694	-0.3611252	
s	-0.1342422	0.0638103	-2.10	0.035	-0.2593081	-0.0091764	
_cons	-0.3799476	0.3959127	-0.96	0.337	-1.155922	0.3960271	
Число наблюдений: 913 logL: -1950.098 Число степеней свободы: 14 Информационный критерий Акаике: 3928.197 Информационный критерий Шварца: 3995.631							

**Источник:** составлено авторами.

Полученные результаты показывают, что гипотеза об отрицательном влиянии волатильности парных реальных валютных курсов на интенсивность торговли не находит подтверждения для рассматриваемой выборки.

Коэффициент при переменной *Invol* в уравнении логарифма средней интенсивности торговли оказался отрицательным, но статистически незначимо отличным от нуля (-0.054).

Уравнение интенсивности торговли практически во всех спецификациях показывает, что волатильность валюты в том понимании, которое придается этому термину в настоящей статье, не может рассматриваться как статистически значимый фактор, влияющий на интенсивность самой торговли. Иными словами, действие прямого и наиболее часто рассматриваемого в литературе механизма влияния нестабильности валютного курса на торговлю в изучаемый период не подтверждается.

Вторая гипотеза из основных предполагала, что чем выше интенсивность торговли между странами, тем менее волатильны их парные реальные валютные курсы. Полученные результаты говорят в пользу этой гипотезы.

В приведенной выше системе (см. таблицу 3) оказываются статистически значимыми (на 5% уровне):

- 1) в уравнении волатильности:

□ лагированное значение показателя волатильности обменного курса  $vlag$  с ожидаемым положительным знаком, что свидетельствует об инерционности эпизодов волатильности валютного курса;

□ оценка коэффициента при логарифме средней интенсивности торговли  $lnaverint$  отрицательна, что отражает, что чем выше интенсивность торговли, тем, при прочих равных условиях, ниже волатильность обменного курса;

□ показатель различий в краткосрочной (90-дневной) процентной ставке  $stintdiff$  – чем выше процентная ставка денежного рынка России по сравнению с процентной ставкой страны-партнера, тем, как это ни странно, выше волатильность валютного курса по отношению к рублю<sup>3</sup>;

□ логарифм внутримесячного среднеквадратического отклонения сумм сделок по экспорту  $lnsigma\_exp$  – неожиданный результат, который трудно было прогнозировать априорно – незначительный по масштабу, но положительный.

2) в уравнении средней интенсивности торговли:

□ логарифм расстояния между столицами стран  $lndis$  (в целом стандартный результат гравитационных моделей торговли), с ожидаемым отрицательным знаком;

□ индикатор наличия санкций  $s$  – ожидаемо с отрицательным знаком коэффициента, поскольку отражает ухудшение отношений между Россией и странами-партнерами.

Кроме того, все остальные микроструктурные показатели (кроме логарифма среднеквадратического отклонения внутримесячной суммы вывезенных товаров по экспорту) оказались статистически незначимыми.

Статистически незначимым оказался и показатель  $shgrodifff$ , отвечающий в построенной модели за канал фондового рынка.

В ходе анализа было выявлено и еще одно объяснение того, как интенсивность торговли помогает сглаживать колебания валютного курса – микроструктурное. При более частом совершении внешнеторговых сделок поток средств, направляемых на валютный рынок, может асимптотически выполнять требования закона больших чисел и центральной предельной теоремы и восприниматься как имеющий нормальное распределение. Чем меньше дисперсия суммы торговых сделок в данной валюте, тем, при прочих равных условиях, меньше волатильность. Вместе с тем небольшое абсолютное значение коэффициента при переменной  $lnsigma\_exp$  (0.038) и незначимость коэффициентов при остальных микроструктурных переменных делают малоперспективным проведение дальнейших исследований в этом направлении.

На основе полученных результатов можно сделать три основных вывода. Во-первых, использование микроданных по внешней торговле может способствовать совершенствованию моделей валютного рынка. Во-вторых, для регулирования российских рынков ценных бумаг может представлять интерес тот факт, что проведенный анализ не выявил устойчивого воздействия сравнительной динамики



фондового рынка на волатильность валютного курса. В-третьих, степень нестабильности валютного курса тесно связана с краткосрочным денежным рынком в изучаемых странах и России.

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Полученные в рамках исследования результаты показывают, что, с одной стороны, волатильность реального валютного курса не оказывает статистически значимого влияния на интенсивность торговых связей со основными странами-торговыми партнерами России, но, с другой стороны, увеличение средней интенсивности торговых связей со страной-партнером на 1% обуславливает сокращение волатильности реального эффективного валютного курса на 0,3%. Кроме того, можно сделать следующие выводы:

Волатильность реального валютного курса является весьма инерционной переменной – около 25% предыдущего значения логарифма волатильности валютного курса переносится на волатильность текущего месяца.

Введение санкций в отношении России и контрсанкций привело в среднем к уменьшению средней интенсивности торговых связей на 13%.

Сокращение разрыва процентных ставок по краткосрочным (90 дней) кредитам между страной-торговым партнером и Россией на 1 п.п. снижает волатильность реального эффективного валютного курса уменьшится на 6.5%.

При возрастании разброса (среднеквадратического отклонения) внутримесячной суммы экспортных торговых поставок из России на 1% волатильность реального эффективного валютного курса увеличится на 0.03%.

Проведенный анализ не выявил устойчивого воздействия разрыва в темпах роста индексов фондового рынка в России и стране-партнере на волатильность валютного курса.

Таким образом, полученные оценки показывают, что из всех каналов воздействия на волатильность реального валютного курса наиболее существенными являются кредитный, макроторговый (интенсивность торгово-экономических связей между двумя странами) и микроструктурный (степень разброса – среднеквадратическое отклонение – объема транзакций по экспорту).

Полученные результаты могут быть использованы для научно-методологического обеспечения и прогностической экспертизы последствий реализации как мер государственной денежно-кредитной политики, так и влияния внешних шоков в торговых отношениях на валютный рынок. Степень нестабильности валютного курса (волатильность) тесно связана с краткосрочным денежным рынком в изучаемых странах и России, что может иметь последствия для регулирования банковского сектора и движения капитала.

**БИБЛИОГРАФИЯ:**

- [1] Ethier W., «International Trade and the Forward Exchange Market,» *The American Economic Review*, vol. 63, no. 3, 1973, pp. 494-503,
- [2] Cushman D. O., «The effects of real exchange rate risk on international trade» // *Journal of International Economics*, no. 15, 1983, pp. 45-63,
- [3] De Grauwe P. and Verfaillie G., «Exchange Rate Variability, Misalignment, and the European Monetary System,» in *Misalignment of Exchange Rates: Effects on Trade and Industry*, Cambridge, Mass., National Bureau of Economic Research, 1988, pp. 77-104.
- [4] Peree E. and Steinherr A., «Exchange rate uncertainty and foreign trade,» *European Economic Review*, no. 33, 1989, pp. 1241-1264,
- [5] Bini-Smaghi L. «Exchange rate variability and trade: why is it so difficult to find any empirical relationship?,» *Applied Economics*, no. 23, 1991, pp. 927-936,
- [6] Clark P. «Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade,» *Economic Inquiry*, vol. 11, no. 3, 1973, pp. 302-313,
- [7] Baron D. «Flexible Exchange Rates, Forward Markets, and the Level of Trade,» *The American Economic Review*, vol. 66, no. 3, 1976, pp. 253-266,
- [8] Franke G. «Exchange rate volatility and international trading strategy,» *Journal of International Money and Finance*, vol. 10, no. 2, 1991, pp. 292-307,
- [9] Sercu P. and Vanhulle C. «Exchange rate volatility, international trade, and the value of exporting firms,» *Journal of banking & finance*, vol. 16, no. 1, 1992, pp. 155-182,
- [10] Auboin M. and Ruta M. «The relationship between exchange rates and international trade: a review of economic literature,» *World Trade Organization*, Geneva, 2011.
- [11] Clark P., Tamirisa N. and Wei S. «Exchange Rate Volatility and Trade Flows - Some New Evidence,» *International Monetary Fund*, Washington, D.C., 2004.
- [12] Tenreyro S. «On the trade impact of nominal exchange rate volatility,» *Journal of Development Economics*, no. 82, 2007, pp. 485-508,
- [13] Hondroyannis G., Swamy P., Tavlas G. and Ulan M. «Some Further Evidence on Exchange-Rate Volatility and Exports,» *Review of World Economics*, no. 144, 2008, pp. 151-180,
- [14] Chou W. L. «Exchange rate variability and China's exports,» *Journal of Comparative Economics*, vol. 28, no. 1, 2000, pp. 61-79,
- [15] Boug P. and Fagereng A. «Exchange rate volatility and export performance: A cointegrated VAR approach,» *Applied Economics*, vol. 42, no. 7, 2010, pp. 851-864,
- [16] Klein M. W. and Shambaugh J. C. «Fixed exchange rates and trade» // *Journal of International Economics*, vol. 70, no. 2, 2006, pp. 359-383,
- [17] Qureshi M.S. and Tsangarides M.C.G. «The empirics of exchange rate regimes and trade: Words vs. deeds»// *International Monetary Fund*, Washington, D.C., 2010.
- [18] Krugman P. R. «Pricing to market when the exchange rate changes,» *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, Mass., 1986.
- [19] Krugman P., «Differences in income elasticities and trends in real exchange rates,» *European Economic Review*, vol. 33, no. 5, 1989, pp. 1031-1046,
- [20] Broll U., Wahl J.E. and Wong W.K. «Elasticity of risk aversion and international trade,» *Economics Letters*, vol. 92, no. 1, 2006, pp. 126-130,



[21] Bacchetta P. and Van Wincoop E. «Does exchange-rate stability increase trade and welfare?» American Economic Review, vol. 90, no. 5, pp. 1093-1109, 2000.

[22] Mundell R. «A theory of optimum currency areas,» American Economic Review, vol. 51, no. 4, pp. 657-665, 1961.

[23] Cho D. and A. Doblus-Madrid, «Trade intensity and purchasing power parity» //Journal of International Economics, vol. 93, no. 1, p. 194–209, 2014.

[24] Hau H., «Real exchange rate volatility and economic openness: theory and evidence» // Journal of Money, Credit and Banking, vol. 34, no. 3, 2002, pp. 611-630,

[25] Broda C. and Romalis J.«Identifying the relationship between trade and exchange rate volatility» in Commodity Prices and Markets, NBER Book Series East Asia Seminar on Economics, vol. 20, Cambridge, Mass., NBER, 2011, pp. 79-110.

[26] Devereux M. and Lane P. «Understanding bilateral exchange rate volatility,» Journal of International Economics, vol. 60, no. 1, 2003, pp. 109-132, 109-132.

[27] Lovcha Y. and Perez-Laborda A. «Is exchange rate – Customer order flow relationship linear? Evidence from the Hungarian FX market,» Journal of International Money and Finance, vol. 35, 2013, pp. 20-35.

### ПРИМЕЧАНИЯ:

<sup>1</sup> Увеличение количества имеющихся финансовых инструментов (например, форвардных контрактов и валютных опционов) позволяет фирмам хеджировать валютные риски.

<sup>2</sup> Для расчета показателя использовалось выражение  $f_{i,t} = 1 + \frac{stintrate_{i,t}}{100} / 1 + \frac{stintrate_{RUS,t}}{100}$

<sup>3</sup> Известная в литературе «загадка процентных ставок» может иметь отношение к значимости отрицательного коэффициента при переменной *stintdiff*.

