

**Федеральное государственное бюджетное образовательное
учреждение высшего образования
«РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА
И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ
ПРИ ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ»**

Пономарев Ю.Ю., Рей А.И., Радченко Д.М.

**Исследование взаимосвязи интенсивности международной
торговли и волатильности парных валютных курсов
Российской Федерации и ее торговых партнеров**

Москва 2018

Аннотация. В работе анализируется взаимное влияние интенсивности двусторонней торговли товарами и волатильности парных валютных курсов РФ и её торговых партнеров. В то время, как в большей части экономической литературы рассматриваются только односторонняя причинно-следственная связь от волатильности валютного курса к торговле товарами и ущерб, наносимый нестабильным валютным курсом нормальному ходу экспортно-импортных операций, в рамках настоящего исследования также рассматривается одновременно и обратная взаимосвязь между указанными показателями на российском опыте.

Работа синтезирует широкий круг макро- и микроэкономических данных, включая обобщение данных по таможенным декларациям. В работе проводится изучение воздействия дифференциала в краткосрочных процентных ставках и темпах роста фондового рынка на волатильность реального эффективного валютного курса для пар "Россия-страна-торговый партнёр".

Не подтверждается гипотеза о влиянии волатильности реального валютного курса на интенсивность торговых связей; вместе с тем обратное воздействие имеет статистически значимый характер. Из всех каналов воздействия на волатильность реального валютного курса в изучаемой выборке наиболее существенными являются кредитный, макроторговый и микроструктурный, рассчитанный на базе данных по таможенным декларациям.

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. While the bulk of existing economic literature considers mainly the one-side causal link from exchange rate volatility to trade in goods, and the negative impact of exchange rate fluctuations on the normal course of export and import transactions, this paper estimates simultaneously (for the first time for Russian trade data) the inverse relationship.

This paper synthesizes a wide range of macro- and microeconomic data, including variables drawn from customs declarations. It also explores the effect on real effective exchange rate (REER) volatility of differences in short-term interest rates and stock markets' rates of growth in dyadic relationships between Russia and its trade partners.

The study does not find support in statistical data for the hypothesis of impact of REER volatility on bilateral trade intensity, while the inverse hypothesis is shown to be statistically significant. Credit rate, macroeconomic trade intensity, and microstructural (based on customs declarations' data) channels have major impact on REER volatility in the sample dataset.

Пономарев Ю.Ю. старший научный сотрудник Лаборатории исследований отраслевых рынков и инфраструктуры ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Рей А.И. ведущий научный сотрудник Лаборатории исследований отраслевых рынков и инфраструктуры ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Радченко Д.М. младший научный сотрудник Лаборатории исследований отраслевых рынков и инфраструктуры ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2017 год

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ4

1 Обзор литературы	5
1.1 Исследования прямого влияния интенсивности торговли на волатильность парных валютных курсов	5
1.2 Исследования обратного влияния интенсивности торговли на волатильность парных валютных курсов	8
1.2.1 Исследования, демонстрирующие отрицательное влияние волатильности парных реальных валютных курсов на интенсивность международной торговли	9
1.2.2 Исследования, демонстрирующие отсутствие отрицательного влияния волатильности реальных валютных курсов на интенсивность торговли	14
1.2.3 Современная точка зрения на влияние волатильности реальных валютных курсов на интенсивность международной торговли.....	18
2 Теоретические модели и гипотезы	30
2.1 Теоретическая модель взаимного влияния интенсивности торговли на волатильность парных валютных курсов.....	30
2.2 Гипотезы.....	36
3 Эмпирический анализ.....	37
3.1 Используемые данные.....	37
3.2 Эмпирическая оценка параметров модели и статистическая проверка гипотез.....	47
3.3 Результаты эмпирического анализа.....	51
ЗАКЛЮЧЕНИЕ.....	69
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ	71

Введение

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. Базовым механизмом влияния интенсивности торговли между странами на динамику парного обменного курса их валют является действие закона единой цены. Чем интенсивнее происходит торговля между двумя странами, тем за счет действия закона единой цены больше снижается волатильность парного обменного курса и увеличивается скорость сходимости парного валютного курса к его долгосрочному равновесию по паритету покупательной способности. Необходимость понимания и проведения своевременного анализа динамики обменного курса, учитывая быстрое изменение макроэкономической ситуации в текущих кризисных условиях, обуславливает высокую актуальность тематики, позволяя получить дополнительный источник перспективной информации о волатильности и динамике курса рубля в кратко- и среднесрочной перспективе.

Основной целью исследования является анализ влияния интенсивности взаимной торговли на парные валютные курсы РФ и ее торговых партнеров.

Соответственно, основными фундаментальными и прикладными задачи исследования являются:

- анализ и систематизация существующих теоретических и эмпирических подходов к анализу влияния интенсивности торговли на волатильность парных валютных курсов страны и ее торговых партнеров;
- разработка теоретической и эмпирической модели влияния интенсивности торговли между Россией и ее основными торговыми партнерами на соответствующие парные валютные курсы;
- формирование набора гипотез относительно влияния интенсивности торговли между Россией и ее основными торговыми партнерами на волатильность соответствующих парных валютных курсов;
- эмпирический анализ влияния интенсивности торговли между Россией и ее основными торговыми партнерами на волатильность соответствующих парных обменных курсов.

1 Обзор литературы

1.1 Исследования прямого влияния интенсивности торговли на волатильность парных валютных курсов

Данный раздел посвящен анализу экономической литературы, в которой рассматривается влияние показателей и характеристик международной торговли на волатильность парных валютных курсов между странами-торговыми партнерами. Основная гипотеза рассматриваемых исследований состоит в том, что более открытые и интенсивно торгующие между собой страны-торговые партнеры при прочих равных условиях в меньшей степени подвержены колебаниям реального и номинального валютного курса. Актуальность подобного рода исследований обусловлена возможностью прогнозировать изменение номинальных и реальных валютных курсов между странами на основе интенсивности их торговли.

Одним из первых фундаментальных исследований по рассматриваемой тематике является работа Р.А. Манделла [1], в которой он описывает влияние шоков на национальную валюту при заданных режимах валютного курса. По мнению автора, активно торгующие страны сталкиваются со схожими внешними шоками, что ослабляет волатильность их обменного курса и ускоряет процесс возврата в равновесное состояние счет текущих операций. Одним из достоинств режима плавающего курса считается механизм замены безработицы обесценением национальной валюты в случае дефицита счета текущих операций, а в случае профицита счета текущих операций механизм замены инфляции удорожанием национальной валюты.

Аргументы в пользу плавающего валютного курса национальных валют могут считаться обоснованными только в случае выполнения Рикардианской предпосылки о факторной мобильности. Плавающий валютный курс демонстрирует эффективность в случае высокой мобильности факторов производства внутри страны и низкой мобильности между странами. Но если границы регионов не совпадают с границами стран, или страны имеют несколько регионов, то для эффективности плавающего валютного курса необходимо реорганизовать национальные валюты в соответствии с региональными границами.

Р. А. Манделл [1] утверждал, что при высокой мобильности капитала и плавающем валютном курсе внешнеторговый баланс страны должен приспособиться к потокам капитала, вызывая внутренние затраты на распределение ресурсов. С другой стороны, высокая мобильность капитала при фиксированном валютном курсе снижает или устраняет внутреннюю монетарную независимость. Кроме того, в некоторых случаях мобильность

капитала повышает макроэкономическую стабильность по гибким ставкам. В своей работе М. Деверо и Ф. Лайн [8] разрабатывают эмпирическую модель волатильности валютных курсов. Основная гипотеза заключается в том, что внешние финансовые обязательства оказывают существенное влияние на волатильность парных валютных курсов для развивающихся стран, в то время как для развитых стран такой эффект отсутствует. Для развитых стран, которые не ограничены в доступе к международному рынку капитала, регулирование платежного баланса с небольшой вероятностью будет являться важным фактором при выборе валютного режима. Но для развивающихся стран, которые могут быть связаны различными ограничениями на заимствования, и которые должны отдавать долг в иностранной валюте, волатильность валютного курса несет дополнительные издержки.

В соответствии с гипотезой оптимальных валютных зон (ОВЗ) Р.А. Манделла [1] и работами Т. Байюми и Б. Айхенгринга [9] была отобрана часть факторов модели – торговая взаимозависимость и степень общности экономических шоков. Новизна данной работы заключается в использовании переменной, отвечающей за степень финансовой связи между двумя странами, которая измеряется объемами банковских займов.

Результаты многих исследований указывают на то, что модели обменного курса работают не лучшим образом. Недостаточная взаимосвязь между обменным курсом и экономическими данными объясняется теорией ценообразования активов [10].

Отрицательную корреляцию между волатильностью реального валютного курса и степенью открытости экономики демонстрируют парные валютные курсы [11] и эффективный валютный курс [8]. Х. Хау объясняет это тем, что поскольку цены в открытых экономиках лучше приспособляются к изменениям номинального валютного курса, то более открытые экономики испытывают меньшую волатильность реального валютного курса при сопоставимой волатильности номинального валютного курса. В данной работе подтверждается статистическая значимость данного эффекта, но при этом автор заключает, что он недостаточен для объяснения феномена в полной мере.

В работе С. Кальдерона [18] рассматривается перенос монетарных, фискальных шоков, а также шоков производительности на валютный курс через открытость экономики.

Гипотеза о том, что монетарная стабильность является основной причиной стабильности валютного курса стала менее популярной в свете того, что большинство индустриальных экономик смогли приостановить темпы инфляции на уровне ниже 3%. Например, темпы инфляции в США, Японии и Европе варьируются в пределах 1-2%, в то же время стабильность валютных курсов по отношению к доллару, евро и иене не была достигнута [19]. Фактически волатильность валютных курсов основных валют не была

снижена даже в условиях низкой инфляции, что говорит о том, что важность монетарных факторов была завышена.

В рамках новой макроэкономической теории открытой экономики предполагается, что немонетарные факторы имеют важное значение в объяснении волатильности валютного курса, и для повышения точности в модель необходимо добавить шоки производительности, шоки условий торговли и государственные расходы. Эта работа дополняет существующие доказательства, представленные М. Деверо и Ф. Лайном [8] о том, что более тесные финансовые связи между страной-кредитором и страной-дебитором приводит к снижению волатильности парного валютного курса. В своей работе Брода и Ромалис [23] используют модель двусторонней торговли для того, чтобы оценить влияние волатильности валютного курса и валютного режима (фиксированный валютный курс, валютный совет) на торговлю. Разработанная модель отражает влияние торговли на волатильность парных валютных курсов, а также различия во влиянии волатильности валютных курсов на торговлю различными типами товаров в соответствии с Международной стандартной торговой классификацией.

Исследование Чо, Доблас-Мадрид [29] является одной из ключевых современных работ в рамках рассматриваемой тематики. В данной работе авторы объясняют относительно низкую волатильность валютных курсов более открытых и интенсивно торгующих стран товарным арбитражем, который способствует возвращению цен в равновесное состояние.

По мнению К. Рогоффа [30] одной из наиболее последовательных экономических закономерностей является паритет покупательской способности (ППС). Несмотря на волатильность реальных валютных курсов в краткосрочном периоде, в долгосрочном периоде они демонстрируют стабильность. В данном исследовании авторы анализируют влияние интенсивности торговли (ТИ) между двумя странами на реверсию парных валютных курсов. Авторы выдвигают следующую гипотезу, ППС основывается на законе одной цены¹, который, в свою очередь, предполагает наличие товарного арбитража. По мере роста отклонения от ППС, увеличивается количество товаров, для которых разница цен на национальном и зарубежном рынках превосходит транзакционные издержки. Участники рынка используют появившиеся возможности для товарного арбитража, тем самым увеличивая предложение на более дорогом рынке, и увеличивая спрос на более дешевом. Возвращение равновесного состояния должно быстрее происходить между близкими торговыми партнерами за счет более низких транзакционных издержек. Рано или поздно изменение в товарной торговле скажется на валютных рынках и номинальном валютном курсе, который имеет ключевое значение в волатильности реального валютного курса. Хотя объемы товарооборота на товарных и

¹ Закон единой цены (law of one price) гласит, что в условиях совершенной конкуренции один и тот же товар в различных экономиках имеет одинаковую цену, если она выражена в одной и той же валюте.

валютных рынках могут сильно отличаться в большую для валютного рынка сторону, авторы считают, что эффект экспорта на реальный валютный курс остается значительным. Это подтверждают участники валютного рынка, объясняя это тем, что большая часть валютной торговли осуществляется спекулятивными трейдерами, которые очень часто открывают и закрывают позиции.

1.2 Исследования обратного влияния интенсивности торговли на волатильность парных валютных курсов

В данном разделе рассматривается более традиционный подход к исследованию связи между волатильностью обменного курса и интенсивностью торговли, то есть изучается влияние волатильности валютных курсов на международную торговлю между странами.

В ранних исследованиях по этой тематике было выявлено отрицательное влияние, однако в современных работах этот результат был поставлен под сомнение, поскольку многие авторы показали отсутствие статистически значимого влияния волатильности валютных курсов на международную торговлю. Таким образом, в экономической литературе до сих нет консенсуса относительно того, какой знак у этого влияния и значимо ли оно.

Реальный обменный курс играет важную роль в торговле страны, независимо от того, определяются ли он экзогенными шоками или политикой, относительная цена валюты и ее изменчивость часто имеют важные последствия для международной торговли, платежного баланса и общих экономических показателей.

В некоторых работах изучается волатильность номинального обменного курса, а не реального. Такие работы также важны, так как для плавающих курсов основная причина волатильности реального валютного курса – это волатильность номинального валютного курса. Но влияние волатильности номинального курса на торговлю все равно рассматривается и для стран с фиксированными курсами (например, для России, где достаточно длительное время имплементировался «валютный коридор»), так как колебания номинального курса остаются одним из факторов колебаний реального.

В разделе 1.2.1 представлены работы, которые теоретически обосновывают и эмпирически подтверждают отрицательное влияние волатильности валютных курсов на торговлю. В разделе 1.2.2, наоборот, объясняется, какие факторы в современной экономике могут ослаблять негативное влияние волатильности обменных курсов на интенсивность торговли, проанализированы эмпирические работы, которые доказывают статистически незначимое воздействие волатильности курсов на объемы торговли. В разделе 1.2.3 представлены современные эмпирические работы по выявлению связи между волатильностью обменных курсов и интенсивностью международной торговли, а также приведены выводы из

современных обзоров литературы, где показано развитие как теоретических, так и эмпирических работ по данной тематике.

1.2.1 Исследования, демонстрирующие отрицательное влияние волатильности парных реальных валютных курсов на интенсивность международной торговли

В этом разделе будут проанализированы работы, которые обосновывают отрицательную связь между волатильностью валютных курсов и объемом торговли. В подразделе 1.2.1.1 будут приведены работы, которые теоретически доказывают наличие этой связи. Большинство исследований связывает негативное влияние волатильности валютного курса на торговлю с увеличением дисперсии прибыли, что для фирм-рискофобов ведет к сокращению прибыли и, соответственно, объемов торговли. Также некоторые авторы отмечали, что форвардные рынки могут сократить негативное влияние, но не могут убрать его полностью. В подразделе 1.2.1.2 представлены исследования, которые эмпирически показали существование негативного влияния волатильности обменных курсов на торговлю. Причем данные исследования проводились в 1970-90х годах, поэтому необходимо критически относиться к этим результатам в связи с отсутствием в то время более современных эконометрических методов.

1.2.1.1 Теоретические механизмы, обуславливающие отрицательное влияние волатильности парных реальных валютных курсов на интенсивность международной торговли

В ранней экономической литературе исследователи традиционно предполагают наличие отрицательной зависимости интенсивности торговли от волатильности валютного курса, причем такое влияние было обнаружено как для номинального, так и для реального обменных курсов. В теоретических работах влияние волатильности на торговлю было связано с волатильностью прибыли фирм, которые являются участниками внешнеэкономической деятельности. При высокой волатильности номинальных курсов волатильность прибыли высокая, а при низких – низкая. При предпосылке о несклонности фирм к риску волатильность прибыли очень важна: чем она выше, тем меньше несклонные к риску фирмы будут производить.

Авторы также обращают внимание на варианты борьбы с волатильностью валютных курсов, например, покрытие валютного риска на форвардном рынке. Однако они утверждают, что форвардные рынки не нейтрализуют риски международной торговли для фирм, а лишь снижают их. Это связано с несовершенством финансовых рынков: лишь небольшое количество валют хорошо развило форвардные рынки; даже хорошо развитый форвардный

рынок не может устранить весь риск; форвардное покрытие часто связано с существенной дополнительной стоимостью или «премией за риск».

Далее будут более подробно рассмотрены статьи, которые демонстрируют отрицательную связь интенсивности торговли и волатильности валютного курса.

Кларк [32] в своей фундаментальной работе изучает, используя модели частичного равновесия, как волатильность номинальных обменных курсов может влиять на уровень экспорта страны. Анализ основан на предположении о том, что желание фирмы участвовать в международной торговле зависит от ее оценки долгосрочной прибыли от данной деятельности. Такая оценка должна учитывать неспособность фирмы прогнозировать с уверенностью величину выручки от зарубежных продаж в пересчете на национальную валюту. Поскольку в общем случае будут иметь место колебания прибыли, вызванные непредвиденными изменениями обменных курсов, увеличение дисперсии прибыли уменьшит объем торговли, если экспортеры не склонны к риску.

Существует две причины, по которым фирма-экспортер может оказаться неспособной полностью исключить непредвиденные колебания валютных курсов.

Во-первых, форвардные валютные рынки могут быть недостаточно развиты для покрытия рисков по величине валютных поступлений. Если максимальная длина форвардного контракта меньше периода, за который фирма хотела бы хеджировать риск, то она будет подвержена некоторому валютному риску, если другие возможности хеджирования, например, заимствования в иностранной валюте, недоступны для нее.

Вторая причина, по которой валютный риск может быть неизбежен, заключается в том, что у фирмы может существовать неопределенность в отношении объема иностранной валюты, которую она хочет застраховать. Если иностранная цена торгуемого товара является случайной величиной, на которую не влияет решение отдельной фирмы, то невозможность прогноза цены означает, что доходы за рубежом будут изменяться случайным образом.

Кларком была разработана модель фирмы-экспортера, чтобы проанализировать, как валютный риск влияет на уровень экспорта страны. Внешняя цена, с которой сталкивается экспортер, считается постоянной.

Предполагается, что долгосрочный горизонт планирования для фирмы-экспортера значительно превышает девятистодневный форвардный период. Темп выпуска постоянен в течение этого долгосрочного периода, и, следовательно, не существует возможности арбитража. Этот постоянный поток экспорта генерирует постоянный поток доходов в иностранной валюте, но переменный и непредсказуемый поток в национальной валюте. Таким образом, фирма должна принять решение об уровне экспорта, который учитывает неопределенность будущих поступлений.

Результаты показывают, что, хотя совершенные форвардные рынки не устраняют неопределенности, они действительно снижают подверженность риску экспортирующей фирмы. Таким образом, увеличение волатильности обменного курса приведет к сокращению объема торговли. Этот вывод следует из того факта, что большая разница в форвардном курсе увеличит дисперсию прибыли и тем самым повысит риски, связанные с международными операциями.

Эссиер [33] анализировал влияние форвардного рынка на международную торговлю и взаимосвязь между рынком товаров и форвардными валютными рынками. Он рассматривал ситуацию типичной фирмы-импортера.

Анализ проводился с использованием модели частичного равновесия, а под валютным курсом подразумевается номинальный валютный курс.

Наиболее важные выводы этого исследования заключаются в следующем:

- Если фирмы точно знают свою прибыль при любом валютном курсе, то неопределенность обменного курса влияет только на степень форвардного покрытия, а не на уровень торговли.
- Структура торговли будет неэффективной, если форвардная ставка не будет точно отражать ожидания торговцев относительно будущего поведения спот-курса.
- Неопределенность относительно того, как доход фирмы зависит от будущего обменного курса, приведет к тому, что уровень торговли станет чувствительным к неопределенности обмена и снизит уровень торговли. И чем более спекулятивна фирма, тем менее значительны эти факторы.

Работу Эссиера [33] также можно назвать базовой в этой теме. В отличие от Кларка [32] он рассматривал фирму-импортера, но сохраняя при этом большинство упрощающих предпосылок (совершенно конкурентные рынки, несовершенный форвардный рынок, отсутствие зарубежных факторов производства и т.д.).

Барон [34] исследует в контексте простой модели влияние неопределенности величин номинальных обменных курсов на выпуск и экспорт фирмы.

Результаты показали, что стоимость фирмы не зависит от величины хеджирования валютных рисков, и все инвесторы безразличны к хеджированию любой фирмы. А уровни экспорта, которые соответствуют полному покрытию валютного риска, являются оптимальными по Парето.

Хотя фирма будет использовать форвардных курс в качестве базы для планирования, ее прибыль все также будет неопределенной, если фирма полностью не покрывает свой валютный риск. Поэтому сохраняется негативное влияние волатильности валютных курсов на

объем торговли. Однако уровень торговли при гибком курсе будет идентичен уровню торговли при фиксированном курсе, равном форвардному, поэтому эта неопределенность в отношении обменных курсов не влияет на торговлю.

В работе Барона [34] представлен интересный подход с использованием функции полезности инвесторов, также автор использовал два периода в исследовании, что делает модель более реалистичной. Однако в этом исследовании также остаются нереалистичные предпосылки: нет импортных факторов производства, совершенная конкуренция на рынке товаров и т.д.

1.2.1.2 Эмпирические результаты, свидетельствующие в пользу отрицательного влияния волатильности реальных валютных курсов на интенсивность международной торговли

Хупер и Кохляген [35] анализировали международную торговлю со спросом на импортные товары и предложением экспорта. Фирмы максимизируют прибыль, но у них есть риски международного обмена, которые зависят от номинальных валютных курсов. Анализ проводился в рамках модели частичного равновесия.

Хупер и Кохляген рассматривали влияние волатильности на торговлю как для фирм-экспортеров, так и для фирм-импортеров, что делает анализ более интересным и подробным. Стоит отметить, что во многих эмпирических исследованиях именно теоретические основы данных авторов использовались для построения эконометрической модели. В данной работе было учтено, что фирма использует импортные факторы производства, однако не рассматривались иные ситуации, кроме совершенной конкуренции, на рынке товаров.

Они проанализировали торговые потоки между США, Германией, Великобританией, Францией, Канадой и Японией за период 1965-1975 гг.

Кушман [36] дополнил это исследование: расширил выборку, использовал реальные валютные курсы, добавил контрольные переменные. Он на основании временных рядов эмпирически оценил четырнадцать двусторонних торговых потоков между промышленно развитыми странами и обнаружил значительное отрицательное влияние валютного риска на объемы торговли. В своей работе автор использовал расширения и модификации модели Хупера и Кохлягена [35].

Эконометрическое моделирование охватывает те же двусторонние торговые потоки между Соединенными Штатами и пятью другими промышленными странами, включенными в исследование Хупера-Кохлягена. В отличие от Хупера-Кохлягена в данной работе автор работает с реальными обменными курсами.

Данные Кушмана свидетельствуют о том, что ожидания касательно темпов роста реального обменного курса влияют на количество и цену в соответствии с теорией и прокси-

переменная для ожиданий, M , имеет отрицательный знак, значимый на 5% уровне в десяти уравнениях оценивания количества торговли, и в восьми уравнениях для цен. Отрицательные эффекты M происходят со средним запаздыванием в два квартала и значимы на уровне 5%. Эти результаты соответствуют распространенному мнению о том, что обменные курсы в большей степени влияют на торговые потоки в долгосрочной перспективе, чем в краткосрочном периоде.

Касательно валютного риска Кушман делает вывод, что он негативно сказывается на объеме торговли. Эти подтвердилось для торговли США с Канадой, Японией и Францией, а также для экспорта из Германии во Францию.

Де Граув и Верфаилл [37] в своей работе рассматривали влияние волатильности реального обменного курса на торговлю в странах европейской валютной системы.

Эмпирические результаты позволили Де Грауву и Верфаиллу сделать следующие выводы. Во-первых, переменные спроса и предложения, измеряемые изменениями в доходах импортирующей и экспортирующей страны, оказывают ожидаемое положительное и значительное влияние на двусторонние торговые потоки. Во-вторых, эффекты интеграции являются положительными и значительными. Они более выражены для торговли EMS с новыми членами EMS, чем среди старых стран EMS. Это говорит о том, что для торговли между старыми членами EMS существует эффект насыщения. В-третьих, изменения в относительных ценах имеют ожидаемый положительный эффект, то есть реальное обесценение валюты i ведет к увеличению экспорта страны i . Однако этот эффект обычно незначителен.

В итоге авторы пришли к выводу, что волатильность обменного курса оказывает значительное негативное влияние на экспорт, и что низкая изменчивость обменного курса положительно повлияла на торговлю внутри EMS.

Пери и Стеинхерр [38] построили две меры неопределенности среднесрочного валютного курса. Одна из них — взвешенная функция величины прошлых изменений номинальных обменных курсов и текущего отклонения обменного курса от «равновесия». А вторая зависит как от продолжительности, так и от амплитуды отклонений обменных курсов от равновесных значений. Эмпирические данные, представленные в документе, показывают, что неопределенность обменного курса неблагоприятно влияет на торговые потоки в рассматриваемых промышленных странах, за исключением Соединенных Штатов.

Отказ авторов от использования дисперсии обменных курсов в качестве показателя риска связан с тем, что они хотят найти меру для прогнозов курса на несколько лет вперед, а отклонения за прошлые периоды имеют весьма ограниченное значение для оценки неопределенности в течение нескольких лет в будущем.

Бини-Смаги [39] также рассматривал влияние волатильности реального обменного курса на торговые показатели между странами EMS.

Хотя изменчивость обменного курса часто рассматривалась как один из основных недостатков режима гибкого валютного курса, поскольку он увеличивает неопределенность, лежащую в основе международных торговых и финансовых операций как в краткосрочном, так и в долгосрочном периоде, эмпирическая литература не нашла убедительных доказательств негативного влияния краткосрочной волатильности на международную торговлю.

В связи с этим можно сделать два возможных вывода. Во-первых, экспортеры и импортеры действительно широко используют хеджирование и стоимость этого хеджирования на самом деле относительно невелика. Еще один возможный вывод заключается в том, что эмпирическое тестирование связи между изменчивостью обменного курса и международной торговлей подрывается рядом методологических проблем, которые могут привести к неточным статистическим результатам. В данной работе рассмотрены основные эмпирические проблемы, встречающиеся в предыдущей литературе, и сделаны оценки некоторых причин, по которым гипотетическая связь между валютным риском и международной торговлей не может быть полностью обнаружена.

Коэффициент волатильности обменного курса имеет отрицательный знак для трех рассматриваемых стран (Италии, Франции и Германии) и оказывает существенное влияние на их экспортные цены на уровне значимости 10%. Для Италии и Франции этот эффект положительный, что свидетельствует о том, что значительную часть нехеджированного валютного курса несут экспортеры этих двух стран. Однако для Германии этот коэффициент является отрицательным, что свидетельствует о том, что большую часть нехеджированного валютного риска несут не немецкие экспортеры, а скорее импортеры из других стран зоны EMS.

1.2.2 Исследования, демонстрирующие отсутствие отрицательного влияния волатильности реальных валютных курсов на интенсивность торговли

В данном разделе будет рассмотрено, почему со временем начали появляться работы, опровергающие сильную отрицательную связь между торговлей и волатильностью валютных курсов. Это было связано как с учетом некоторых экономических факторов (например, с развитием форвардных рынков), так и с улучшением методов количественной оценки.

В подразделе 1.2.2.1 будут рассмотрены факторы, которые могут ослабить негативное воздействие волатильности курсов на объем торговли. В разделе 1.2.2.2 будут проанализированы эмпирические работы, которые доказали отсутствие значимой

отрицательной связи между исследуемыми параметрами. Причем в этих исследованиях были использованы различные спецификации моделей и способы оценивания. В большинстве статей авторы утверждали, что наличие сильного эффекта волатильности валютных курсов на торговлю в ранних работах было обусловлено неправильной спецификацией модели.

1.2.2.1 Теоретические механизмы, ставящие под сомнение отрицательное или значимое влияние волатильности реальных валютных курсов на интенсивность торговли

Вызывает сомнение существование однозначного отрицательного влияния волатильности обменного курса на интенсивность торговли и многие эмпирические исследования это подтвердили. Есть несколько возможных объяснений.

Во-первых, финансовые рынки становятся все более и более совершенными: увеличивается количество доступных финансовых инструментов, форвардные контракты становятся длиннее, больше стран и фирм теперь имеют доступ к форвардным рынкам. Все это помогает эффективнее хеджировать валютные риски, что в свою очередь снижает риски фирм от международной торговли. Поэтому негативное влияние волатильности обменных курсов на интенсивность со временем ослабевает.

Во-вторых, у каждой фирмы существуют невозвратные издержки. Для международной фирмы это могут быть издержки, связанные с развитием инфраструктуры, рекламой и маркетингом. И эти издержки достаточно велики, поэтому фирмы не торопятся уходить с международных рынков, чтобы не получить убыток. В связи с этим в краткосрочной перспективе фирмы менее чувствительны к волатильности обменных курсов.

В-третьих, в условиях современной международной торговли фирмы продают товары сразу на нескольких рынках и, соответственно, получают доходы не в одной валюте, а в нескольких. Таким образом, увеличение относительной цены одной валюты может быть компенсировано уменьшением относительной цены другой валюты. Похожий эффект обеспечивает и наличие импортных факторов производства. То есть возможные потери доходов в иностранной валюте могут быть компенсированы более низкой стоимостью факторов производства.

Еще одна причина, почему волатильность валютных курсов может не сильно влиять на объем торговли – это возможность перекладывание валютного риска на потребителей за счёт увеличения цены. Однако это возможно только для фирмы с монопольной властью.

Также необходимо отметить возможность фирм корректировать объемы факторов производства в ответ на колебания номинального валютного курса. Это позволит более эффективно распределять ресурсы и получать большую прибыль.

И последнее, о чем надо сказать – это наличие другой причинно-следственной связи, то есть влияние интенсивности торговли на волатильность курсов. Страны, которые торгуют

между собой долгое время, в итоге формируют схожие потребительские корзины и волатильность их валютного курса ослабевает.

Все эти факторы сокращают риски международной торговли для фирмы и таким образом ослабляют отрицательное влияние волатильности обменных курсов на торговлю.

1.2.2.2 Эмпирические результаты, свидетельствующие в пользу отсутствия значимого отрицательного влияния волатильности реальных валютных курсов на интенсивность торговли

Стоит отметить, что большинство эмпирических работ, обнаруживших отрицательное влияние волатильности реальных валютных курсов на объем торговли, проводились давно. Более современные исследования редко подтверждают данную гипотезу. Это может быть связано как с развитием эконометрических методов, так и с совершенствованием финансовых рынков и большего использования моделей общего равновесия в противовес моделям частичного равновесия.

Например, Хондройаннис и др. [40] не смогли найти какой-либо устойчивой и негативной связи между обменными курсами и торговлей. Они используют выборку из 12 промышленно развитых стран, для которых не смогли найти существенного эффекта в период 1977-2003 годов. Они пришли к выводу, что обнаружение значительного и негативного влияния волатильности связано с неправильной спецификацией модели.

Взаимосвязь между изменчивостью обменных курсов и агрегированными объемами экспорта рассматривается с использованием модели, которая включает реальные экспортные поступления стран-экспортеров нефти в качестве фактора, определяющего объемы экспорта для выборки из 12 промышленных стран. В работе оценивалась модель с использованием панельных данных за 1977-2003 года и с использованием трех мер волатильности обменного курса.

Результаты свидетельствуют о том, что обнаружение значительного и негативного влияния волатильности объясняется неправильной спецификацией. Авторы опирались на модель, предложенную Бейли, Тавласом и Уланом (Bailey, Tavlas and Ulan, 1986).

Используя ежеквартальные данные временных рядов за период 1973-1984 годов, Бейли, Тавлас и Улан (Bailey, Tavlas and Ulan, 1986) оценили регрессии временных рядов каждой из стран G-7В последние годы некоторые авторы пытались измерить волатильность обменного курса, используя условный второй момент в качестве прокси-переменной (Chou, 2000; Clark et al., 2004; Siregar and Rajan, 2004). Основная идея заключается в том, что часть волатильности может быть предсказана на основе прошлых значений обменного курса. Поэтому фирмы, занимающиеся торговлей, скорее всего, попытаются разработать такой

прогноз. Поэтому авторы в данной статье построили меру волатильности на основе GARCH-модели следующим образом:

$$E_{i,t} = a_0 + a_1 E_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1)$$

$$h_{i,t} = \alpha + \beta u_{i,t-1}^2 + \gamma h_{i,t-1} \quad (2) \quad (453)$$

где обменные курсы выражаются в логарифмах и $u_{i,t-1}$ — случайный ошибки. Условное уравнение дисперсии в (2) содержит информацию о волатильности предыдущем периоде $u_{i,t-1}^2$ (термин ARCH) и дисперсии ошибки прогноза последнего периода $h_{i,t-1}$ (термин GARCH).

Для уравнения (1) использовались лаги продолжительностью до трех периодов, в зависимости от того, были ли существенными запаздывания. Спецификация GARCH (1,1) дала отличные результаты.

В итоге авторы пришли к выводу, что отрицательное и значимое влияние волатильности на интенсивность торговли обусловлено смещениями из-за пропуска переменных и/или ошибками измерения.

Буг и Фагеренг [41] не обнаружили доказательств, свидетельствующих о том, что на экспорт норвежских фирм значительное влияние оказала неопределенность обменного курса.

Авторы изучали причинно-следственную связь между экспортом и изменчивостью обменного курса при разных режимах денежно-кредитной политики в рамках коинтегрированной VAR-модели с использованием условной дисперсии, полученной на основе модели GARCH, в качестве меры волатильности.

Их эконометрический анализ свидетельствует о том, что VAR модель, в которой экспорт, относительные цены и спрос на мировом рынке представляют собой моделируемые переменные, объясняет данные достаточно хорошо. Авторы продемонстрировали, что динамическая модель хорошо прогнозирует и также авторы пришли к выводу, что не подтверждает гипотезу о том, что повышение волатильности обменного курса после внедрения таргетирования инфляции оказало значительное влияние на экспорт.

Авторы выяснили, что влияние волатильности обменного курса на объем экспорта либо слабое, либо не существенного. Этот вывод согласуется с рядом исследований по этой теме, хотя предшественники в основном анализировали агрегированные торговые потоки.

Тенрейро [42] использовала оценочный подход для одновременного устранения всех проблем, выявленных в предыдущей литературе, в частности проблемы наличия обратной причинно-следственной связи между волатильностью и интенсивностью торговли. Она не

нашла существенного влияния волатильности номинального обменного курса на торговые потоки.

Ее работа основывалась на широкой выборке стран (87 стран) в период с 1970 по 1997 год. Оценки показывают, что номинальная изменчивость номинального обменного курса не оказывает существенного влияния на торговые потоки.

1.2.3 Современная точка зрения на влияние волатильности реальных валютных курсов на интенсивность международной торговли

Данный раздел посвящен современным работам касательно взаимосвязи волатильности обменных курсов и интенсивности торговли. В подразделе 1.2.3.1 представлены эмпирические работы, которые в большинстве своем учитывают возможную одновременную причинно-следственную связь между показателями, и авторы приходят к выводу, что волатильность если и оказывает негативное влияние на торговлю, то оно небольшое и/или незначимое. В подразделе 1.2.3.2 приводятся выводы из современного обзора литературы, где показана эволюция теоретических и эмпирических работ.

1.2.3.1 Обзор современных теоретических и эмпирических работ по влиянию волатильности реальных валютных курсов на интенсивность международной торговли

Брода и Ромалис [43] в своей статье предполагают, что большее расстояние между странами существенно увеличивает изменчивость обменного курса за счет влияния расстояния на интенсивность коммерческих отношений, таких как торговля. А игнорирование воздействия интенсивности торговли на волатильность реальных валютных курсов приводит к переоценке истинного влияния волатильности обменного курса на торговлю.

Авторы использовали модель двусторонней торговли для структурной оценки влияния на торговлю изменчивости обменного курса и режимов валютного курса, таких как фиксированные обменные курсы и валютные союзы. Модель подчеркивает роль торговли в определении волатильности парных реальных обменных курсов и различий во влиянии нестабильности реального обменного курса на торговлю различными видами товаров.

Большинство исследований влияния волатильности обменного курса на торговлю предполагают, что объем торговли не влияет на волатильность обменного курса, что позволяет не учитывать проблему эндогенности. Однако авторы разработали модель, в которой рассматривается двухсторонняя взаимосвязь волатильности реального валютного курса и интенсивности торговли, и это позволяет структурно идентифицировать влияние волатильности обменного курса на торговлю. Более глубокие двухсторонние торговые

отношения снижают колебания реального обменного курса и, что гораздо более вероятно, приведут к созданию валютного союза.

В этой работе приводятся некоторые данные о том, что волатильность реального обменного курса негативно влияет на торговлю дифференцированными товарами. Размер эффекта достаточно мал и распределен неравномерно. Удвоение волатильности реального валютного курса уменьшает торговлю дифференцированными продуктами примерно на 2 процента. Экспорт продукции обрабатывающей промышленности из развивающихся стран может значительно пострадать из-за сочетания большей волатильности обменного курса и большей чувствительности их экспортеров к этой волатильности. Контроль за одновременной причинно-следственной связью сокращает значения оценок коэффициентов влияния валютных союзов на торговлю, полученных с помощью МНК, но сохраняет значимость.

Также незначимое влияние нашел Никита А. [44] в своей работе. Автор строил регрессии с фиксированными эффектами по панельным данным за 10 лет (2000-2009 годы) для 95 стран.

В рассматриваемом исследовании используется широко применяемый подход, в рамках которого волатильность двустороннего обменного курса измеряется как стандартное отклонение первой разницы месячного обменного курса. Более формально волатильность обменного курса между странами k и j в году t определяется по формуле:

$$ERvol_{kjt} = std.dev.[\ln(ER_{kjt,m}) - \ln(ER_{kjt,m-1})] \quad (3)$$

где m обозначает месяцы;

ER – номинальный обменный курс (часто волатильность оценивается в реальных, а не номинальных условиях. Для плавающих валютных курсов не имеет большой разницы, используются ли реальные или номинальные обменные курсы, поскольку меры тесно коррелируют в краткосрочной перспективе).

Значение $ERvol_{kjt}$ равное нулю не подразумевает волатильности. Например, в случае режима фиксированного обменного курса.

Оценка влияния на торговлю в связи с изменениями обменного курса основывается с использованием следующей модели:

$$\ln X_{fkt} = \beta_0 + \beta_1 xrate_{fkt} + \beta_2 \ln(1 + TTRI_{fkt}) + \beta_3 GDP_{ft} + \beta_4 MR_{fkt} + \\ + w_j + \psi_k + \xi_t + \theta_{kj} + \phi_{jkt} \quad (4)$$

где j обозначает экспортеров,

k — импортеров;

t — год;

X — объем экспорта;

$xrate$ — переменная, отражающая волатильность ($ERvol_{kjt}$);

$TTRI_{jkt}$ — индекс ограничения торговых ставок;

$w_j, \psi_k, \xi_t, \theta_{kj}$ — набор фиксированных эффектов;

ϕ_{jkt} — это ошибка модели.

Модель также оценивается в спецификации, где фиксированные эффекты для пары стран заменяются стандартными переменными из гравитационной модели (расстояние, смежность, язык и колониальные связи). Это объясняет эффект привязанных валют, которые в противном случае были бы полностью нивелированы фиксированными эффектами пары стран.

Результаты показывают, что волатильность обменного курса не влияет на международную торговлю, за исключением случаев появления валютных союзов и привязанных обменных курсов. То есть любая связь между изменчивостью и торговыми переменными, скорее всего, обусловлена доверием к долгосрочной политике, обеспечиваемой валютными союзами и привязанными валютными курсами, а не самой краткосрочной волатильностью.

Таким образом, анализ говорит о незначимости волатильности в определении объемов торговли. С точки зрения увеличения объемов торговли влияние низкой волатильности является косвенным поскольку в его основе лежат долгосрочные обязательства по обеспечению стабильного поведения обменного курса, такие как поддержание валютных союзов и привязка обменного курса к «якорю», а не собственно краткосрочные колебания обменного курса. Незначимое влияние волатильности обменного курса связано также с увеличением доступности финансовых инструментов для хеджирования от валютных рисков (например, форвардного контракта и валютных опционов) и увеличения доли внутриотраслевой торговли.

Астериоу Д., Масатси К. и Пилбеам К. [45] опробовали четыре модели влияния волатильности валютного курса на спрос на экспорт и импорт для Мексики, Индонезии, Нигерии и Турции за период 1995-2012 годов с использованием ежемесячных данных. Чтобы проанализировать это влияние, использовалась волатильность, предсказанную из моделей GARCH как для номинальных, так и для реальных эффективных обменных курсов. Кроме того, для определения долговременной взаимосвязи между переменными использовалась модель распределенных лагов (ARDL), и тест Грейнджера — для исследования краткосрочного поведения переменных.

Эконометрические результаты показали, что коэффициенты при мере волатильности обменного курса являются отрицательными и статистически значимыми только для Турции. Оценки для Мексики и Индонезии невелики, что подразумевает, что волатильность как номинального, так и реального обменного курса не влияют на объемы экспорта. В дополнение к этому величина значимых коэффициентов для Турции довольно мала: от -0,09 до -0,05 для волатильности реального и номинального курсов, соответственно.

Также эмпирические результаты показывают, что в краткосрочной перспективе для Индонезии и Мексики волатильность обменных курсов влияет по Грейнджеру на импорт/экспорт. В случае Нигерии обнаружено воздействие по Грейнджеру экспортного на волатильность курсов, в то время как для Турции не выявлено никакого влияния между этими показателями.

Серенис и Цоунис [46] в своей работе рассматривают влияние волатильности валютного курса для трех африканских стран: Малави, Марокко и ЮАР — для совокупного экспорта за период 1973-1990 гг. Некоторые исследователи утверждают, что волатильность обменного курса приводит к снижению общего уровня торговли. Эмпирические исследователи часто используют стандартное отклонение скользящей средней логарифма обменного курса как меру колебаний обменного курса. В этом исследовании авторы предлагают новую меру волатильности. В целом результаты демонстрируют значимое негативное влияние волатильности на экспорт для всех стран выборки, когда была использована мера неожиданных колебаний.

$$\begin{aligned} \log(X) = & \lambda_0 + \lambda_1 \log\left(\frac{P_X}{P_w}\right) + \lambda_2 \log(GDP) + \lambda_3(V) + \lambda_4 D_1 + \lambda_5 D_3 + \\ & + \lambda_6 D_4 + \lambda_7 T + \omega \end{aligned} \quad (5)$$

где X — это объем экспорта;

$\frac{P_X}{P_w}$ — относительные цены;

GDP — реальный ВВП;

V — волатильность реального курса;

D_1, D_3, D_4 — фиктивные переменные кварталов;

T — это временной тренд;

ω — ошибки модели.

Переменная относительных цен строится путем деления экспортной цены каждого сектора на мировые экспортные цены для каждого соответствующего сектора. Волатильность в работе измеряется двумя способами.

Во-первых, используется стандартное отклонение скользящего среднего логарифма реального эффективного обменного курса:

$$V_{t+m} = [\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (R_{t+i-1} - R_{t+i-2})^2]^{1/2} \quad (6)$$

где R — это номинальный и реальный валютный курс;

m — это количество периодов.

Во-вторых, мера высоких и низких колебаний. В этом случае используется фиктивная переменная, фиксирующая высокие и низкие пиковые значения (относительно среднего значения) реального обменного курса для каждого отраслевого торгового потока.

Оценка каждого из сокращенных из уравнений экспорта для каждой страны будет соответствовать методологии векторной коррекции ошибок (VECM).

Эмпирические результаты показывают, что волатильность, измеренная как скользящее среднее, не оказывает влияния на торговые потоки. Однако для случаев, когда отклонение валютного курса относительно среднего значения использовалось как показатель волатильности, результаты оказались статистически значимыми и в большинстве случаев предполагают положительную связь между экспортом и волатильностью валютного курса.

Бахмани-Оскуи и соавторы [47] в своей статье рассмотрели опыт 57 экспортных отраслей Пакистана и 52 импортных отраслей США за период 1980-2014 годов. Авторы обнаружили, что почти 50% отраслей подвержены влиянию волатильности обменного курса в краткосрочной перспективе. Тем не менее, краткосрочные эффекты становятся долгосрочными только в 26 экспортных и 18 импортных отраслях.

1.2.3.2 Выводы из современных обзоров литературы по влиянию волатильности парных реальных валютных курсов на интенсивность международной торговли

Исследование ВТО [48] способствует пониманию взаимосвязи между обменными курсами и международной торговлей. В нем рассматривается влияние волатильности обменного курса и его отклонения от равновесия на международную торговлю и изучается вопрос о том, влияют ли отклонения обменных курсов на принятие решений в области торговой политики.

Первый аспект взаимосвязи между обменными курсами и торговлей связан с волатильностью обменного курса. Основной аргумент в пользу того, что повышение волатильности обменного курса приведет к снижению международной торговли, заключается в том, что существуют риски и транзакционные издержки, связанные с изменчивостью обменного курса, что снижает стимулы к торговле. Экономическая литература по этому вопросу развивалась в последние несколько десятилетий. В то время как в ранних исследованиях было обнаружено существенное негативное влияние волатильности обменного

курса на торговлю ([33]; [32]; [34]; [36]; [38]) последующие исследования сообщают о небольшом воздействии (Franke, 1991; Sercu and Vanhulle, 1992).

В последнее время использование уточненных количественных методов привело к еще большему скептицизму относительно причинно-следственной связи волатильности краткосрочного обменного курса и международной торговли ([49]; [42]). Таким образом, взаимосвязь между двумя переменными, скорее всего, обусловлена доверием к долгосрочной торговой политике (Klein and Shambaugh, 2006; Qureshi and Tsangarides, 2010). Кроме того, даже если существует отрицательная связь между волатильностью обменного курса и международной торговлей, то она может быть обусловлена тем, что торговые потоки помогают стабилизировать колебания реального валютного курса, что снижает волатильность обменного курса [43].

В любом случае существует несколько причин, по которым волатильность реальных обменных курсов часто не является критическим вопросом для международной торговли. Одним из наиболее убедительных аргументов является то, что риски, связанные с нестабильными обменными курсами, смягчаются благодаря совершенствованию валютных рынков: увеличение количества имеющихся финансовых инструментов (например, форвардных контрактов и валютных опционов) позволяет фирмам хеджировать валютные риски [33]. Другая критика связана с наличием невозвратных издержек при экспорте (Krugman, 1989; Franke, 1991). Чем выше фиксированные затраты на экспорт, тем менее чувствительными в краткосрочном периоде являются фирмы (и, следовательно, международная торговля), к колебаниям обменного курса. Все это делает волатильность обменного курса менее важной проблемой для международной торговли. В современных трансграничных сделках фирмы часто решают застраховаться от риска обменного курса или нести расходы, связанные с возможными колебаниями обменного курса, в рамках своей экспортной стратегии.

Мнение о том, что повышение волатильности обменного курса будет оказывать отрицательное воздействие на объем международной торговли, относительно широко распространено в исследованиях, проведенных в течение 1970-х и 1980-х годов (Baron, 1976; Cushman, 1983; Gros, 1987; De Grauwe and Verfaillie, 1988; Giovannini, 1988; Bini-Smaghi, 1991).

В этих работах модели строились на относительно жестких предположениях, которые были тщательно изучены и смягчены другими авторами. Например, предположения о совершенной конкуренции, большой роли валюты выставления счетов, отсутствии импортированных товаров промежуточного потребления, высоком уровне неприятия риска и отсутствии инструментов финансового хеджирования валютных курсов. Смягчение этих предпосылок привело к более сложным моделям с диверсифицированными фирмами, в

которых связь между обменными курсами, предложением товаров и решением о торговле стала более неоднозначной.

Например, при наличии импортируемых ресурсов сокращение предложения в экспорте меньше, что признается Кларком [32], поскольку, когда экспортер импортирует материалы из страны, валюта которой обесценивается, существует некоторое компенсирующее влияние на снижение доходов от экспорта в форме более низких затрат на готовую продукцию. Можно также учесть возможность эффективного хеджирования фирм от краткосрочных колебаний и вероятность того, что более крупные фирмы будут экспортировать товары на различные рынки и поэтому эффект валютных колебаний на общую рентабельность компенсируется движением других валют. Степень, в которые фирмы могут распределять свою продукцию между внутренним и международными рынками также имеет значение, а также неприятие риска фирмами к неопределенности цен.

Эти факторы привели к выводу о том, что связь между большей изменчивостью обменного курса и сокращением торговых потоков является менее устойчивой, чем первоначально предполагалось.

В ряде моделей влияние повышенной волатильности обменных курсов на торговлю сильно зависит от уровня неприятия риска трейдерами (De Grauwe, 1988; Deltas and Zilberfarb, 1993). На риск-нейтральных трейдеров вряд ли повлияет неопределенность обменного курса, но риск, связанный с неблагоприятными факторами, будет влиять, хотя и в разной степени. В модели Де Граува изменчивость обменного курса оказывает два эффекта на решение фирмы:

- *эффект дохода*, в результате которого снижение ожидаемой полезности при более высокой неопределенности прибылей приводит к тому, что фирмы увеличивают свои продажи за рубежом;
- *эффект замещения*, в результате чего возникает более высокая неопределенность от неустойчивого обменного курса, что приведет к уменьшению выпуска и сокращению торговли.

При самом высоком уровне неприятия риска эффект дохода превышает эффект замещения.

Наличие финансового хеджирования через форвардные валютные рынки помогает уменьшить неопределенность, вызванную колебаниями номинальных обменных курсов, хотя фирмы имеют неравный доступ к объектам хеджирования. Кроме того, как отмечается в отчете МВФ (IMF, 1984) контракты на хеджирование иностранной валюты не всегда доступны во всех странах и для всех категорий фирм. Также эти контракты охватывают лишь ограниченную долю возможных колебаний во время предлагаемых сроков погашения, так как трудно предсказать величину колебаний. Следовательно, общепризнано, что крупные

экспортные фирмы находятся в лучшем положении, чем маленькие фирмы, чтобы извлечь выгоду из хеджирования валютных курсов.

Предположение о том, что обменные курсы влияют на торговлю, поскольку фирмы не могут регулировать производство и факторные затраты в соответствии с колебаниями обменного курса, также было смягчено несколькими авторами. Грос (Gros, 1987) и Де Грауве (De Grauwe, 1992) работали с более широким спектром случаев, чем те, которые описаны Кларком [32]. Если фирмы могут корректировать объемы использования факторов производства в соответствии с мировыми ценами, они действительно могут продавать больше, когда международные цены в иностранной валюте являются высокими (с лимитом, установленным производственной мощностью), и меньше, когда цены в иностранной валюте низкие. Однако это будет зависеть от неприятия риска в отношении неопределенности прибыли, поскольку компании более склонные к риску будут экспортировать больше, так как волатильность обменного курса создает более высокую дисперсию прибыли.

Несколько более поздние теоретические модели показывают, что высокая волатильность обменных курсов и связанная с ними неопределенность могут влиять на решения фирм о выходе на рынки внешней торговли или уходе с него из нее при наличии невозвратных издержек (Dixit, 1989; Krugman, 1986; Franke, 1991).

Концепция невозвратных затрат связана с издержками создания производственных сетей для продуктов, ориентированных на экспорт; с маркетинговыми инструментами и инфраструктурой распределения, и она хорошо согласуется с новыми реалиями современных моделей торговли. При наличии таких затрат фирмы, как правило, будут в меньшей степени реагировать на краткосрочные колебания обменных курсов.

С теоретической точки зрения один из главных последних вкладов принадлежит Броллету и соавторам (Brollet et al., 2006), который изучил оптимальные производственные решения международной фирмы с использованием портфельной теории. Авторами показано, что увеличение валютного риска (или его ожидание) может оказать отрицательное, положительное или нейтральное воздействие на торговлю. Воздействие зависит от эластичности неприятия риска по стандартному отклонению прибыли фирмы. Эти результаты подтверждают результаты Бакчета и Ван Винкопа (Bacchetta and Van Wincoop, 2000).

Эмпирические работы продолжают предоставлять широкий спектр доказательств, в некоторых случаях находя сильную отрицательную связь между изменчивостью обменного курса и торговлей, в других случаях — нет. Несмотря на прогресс в методах оценки и наборах данных, результаты эмпирической литературы остаются такими же неубедительными, как и в предыдущие три десятилетия. Всего было найдено 33 исследования, в которых

подчеркивалась отрицательная связь между изменчивостью обменного курса и объемом торговли и 25 исследований, приводящих к обратному заключению.

Рахман и Серлетис (Rahman and Serletis, 2009) обнаружили, что неопределенность обменного курса оказала в целом отрицательное и значительное влияние экспорт из США, но экспорт асимметрично реагировал на позитивные и негативные шоки валютного курса.

В гравитационной модели, использующей квартальные данные за 25 лет и методы коинтеграционного анализа, Читет и др. (Chitet et al., 2010) рассмотрели реальный экспорт пяти развивающихся стран Восточной Азии между собой, а также в тринадцать промышленно развитых стран. В документе приводятся убедительные доказательства того, что волатильность обменного курса оказала статистически значимое негативное воздействие на экспорт этих стран Восточной Азии. Они делают вывод о том, что волатильность обменного курса в странах Восточной Азии оказывает значительное негативное воздействие на экспортные потоки на мировой рынок.

Озтюрк и Калыонсу (Ozturk and Kalyoncu, 2009) применили аналогичные методы к другим шести странам и обнаружили, что за период 1980-2005 гг. неопределенность обменного курса оказала значительное негативное влияние на торговлю в Республике Корея, Пакистане, Польше и Южной Африке.

Аризе и др. (Arize et al., 2000) основное внимание уделял влиянию нестабильности обменного курса на экспортный спрос в 13 наименее развитых странах и обнаружил отрицательную связь между волатильностью и экспортом как в краткосрочном, так и в долгосрочном плане. Волатильность ощущается наименее развитыми странами сильнее, так как форвардные рынки недоступны для многих из них, ограничивая их способность хеджировать движение основной валюты и увеличивая неприятие риска.

Однако другие авторы не смогли найти какой-либо устойчивой негативной связи между обменными курсами и торговлей. Например, Хондрояннис и др. [40] используют выборку из 12 промышленно развитых стран, для которых они не смогли найти существенного эффекта в период 1977-2003 годов. Они пришли к выводу, что значительное негативное влияние связано с неправильной спецификацией. Буг и Фагеренг (Boug and Fagereng, 2010) не обнаружили доказательств значительного влияния неопределенности обменного курса на эффективность экспорта норвежских фирм.

Тенрейро [42]использовала оценочный подход для одновременного устранения всех проблем, выявленных в предыдущей литературе, в частности проблемы обратной причинно-следственной связи между волатильностью обменного курса и интенсивностью торговли. Она не нашла существенного влияния волатильности номинального обменного курса на торговые потоки. В некоторых недавних исследованиях, включающих волатильность обменного курса

в условиях гравитационных моделей, также не обнаружено сильного влияние волатильности обменного курса (Eicher and Henn, 2009).

Баум и Каглаян (Baum and Caglayan, 2010) также приходят к выводу, что колебания обменного курса не оказывают влияния на уровень торговли.

В работе МВФ [49] обзор теоретической литературы показывает, что нет четкой взаимосвязи между изменчивостью обменных курсов и торговыми потоками. Идея, что торговля отрицательно сказывается на волатильности обменного курса, зависит от ряда конкретных предположений и не обязательно сохраняется во всех случаях.

До этого момента обсуждение влияния изменчивости на торговлю находилось в рамках частичного равновесия, то есть единственной переменной, которая изменяется, был обменный курс, а все другие факторы, которые возможно оказывают влияние на уровень торговли, оставались неизменными. Однако те изменения, которые вызывают изменения валютного курса, могут повлиять на другие аспекты экономической среды, которые, в свою очередь, повлияют на торговые потоки. Таким образом, в рамках общего равновесия важно учитывать взаимодействие всех основных макроэкономических переменных, чтобы получить более полную картину взаимосвязи между изменчивостью обменного курса и торговлей.

Такой анализ был проведен Басчеттом и Ван Винкупом (Bacchetta and Van Wincoop, 2000). Они разработали простую двухстрановую модель общего равновесия, в которой неопределенность возникает из-за монетарных, финансовых и технологических потрясений, и они сравнивают уровень торговли и благосостояния для фиксированных и плавающих обменных курсов. Они делают вывод, что нет четкой взаимосвязи между уровнем торговли и режимом обменного курса.

Корен и Сзеидл (Koren and Szeidl, 2003) разработали модель, которая четко выявляет взаимодействие между макроэкономическими переменными. Они показывают, что важна не безусловная волатильность обменного курса как прокси-переменная для риска, а то, что неопределенность обменного курса должна влиять на объемы и цены торговли через ковариации обменного курса с другими ключевыми переменными в модели. В этом контексте общего равновесия они подчеркивают, что имеет значение не сама неопределенность в обменном курсе, а скорее то, увеличивает ли эта неопределенность или уменьшает другие риски фирмы по отношению к издержкам и спросу.

В работе Делл'Ариссия (Dell'Ariccia, 1999) представлен систематический анализ изменчивости обменного курса по двусторонней торговле между 15 странами-членами ЕС и Швейцарией за 20 лет с 1975 по 1994 годы с использованием гравитационной модели и четырех различных показателей неопределенности обменного курса: стандартное отклонение первой разности логарифма месячных парных номинального и реального обменных курсов,

сумма квадратов отклонений форвардной ставки курса от спот-ставки и процентная разница между максимумом и минимумом спот-ставки номинального валютного курса. В основных регрессиях волатильность обменного курса оказывает небольшое, но значимо отрицательное влияние на торговлю: устранение волатильности до нуля в 1994 году увеличило бы торговлю на величину от 10 до 13 процентов, в зависимости от используемой меры волатильности. Результаты для волатильности номинального и реального курсов очень близки, что неудивительно, учитывая, что эти две меры тесно взаимосвязаны.

Также Делл'Ариссиа (Dell'Ariccia, 1999) учитывает возможность проблемы эндогенности, которая может возникнуть в результате того, что центральные банки пытаются стабилизировать свои обменные курсы со своими основными торговыми партнерами. Автор использует инструментальные переменные (сумму квадратов трехмесячной логарифмической форвардной ошибки). Результаты подтверждают отрицательную связь между волатильностью и торговлей, при этом величина эффекта примерно такая же, как и раньше.

Роуз (Rose, 2000) также использует гравитационный подход и использует очень большой набор данных, включающий 186 стран за пять лет: 1970, 1975, 1980, 1985 и 1990 гг. Его основной мерой волатильности является стандартное отклонение первой разности логарифмов месячных парных номинальных обменных курсов, которое рассчитывается за пять лет, предшествующих году оценки. В своих результатах, используя объединенные данные, он обнаруживает небольшой, но значимый отрицательный эффект волатильности на торговлю. Этот результат является устойчивым к использованию трех альтернативных мер волатильности, но не к использованию стандартного отклонения уровня обменного курса, рассчитанного по предшествующие пять лет. Однако, когда в модель включаются случайные эффекты, величина влияния волатильности валютного курса на торговлю снижается примерно на треть.

Однако работа Тенрейро (Tenreiro, 2003) ставит под сомнение надежность этих результатов. Она использует гравитационное уравнение, аналогичное уравнению Роуза, для большой выборки стран за период с 1970 по 1997 год. Показатель волатильности такой же, как и у Роуза, за исключением того, что стандартное отклонение логарифмического изменения месячных обменных курсов измеряется только в текущем году. При использовании метода наименьших квадратов, автор обнаруживает небольшое отрицательное влияние волатильности обменного курса на объемы торговли. Однако при учете эндогенности с помощью инструментальных переменных, волатильность оказывает незначительное влияние на торговлю. Данный результат является устойчивым к изменению инструментов.

Эмпирическое исследование в более современной работе МВФ [49] отличается от более раннего (IMF, 1984) в некоторых аспектах. Во-первых, охват стран значительно шире.

Во-вторых, в этом исследовании рассматривается ряд различных мер по волатильности обменного курса. В-третьих, в дополнение к изучению агрегированной торговли, исследование также делит все товар на две группы - дифференцированные и однородные продукты - и проверяет, оказывает ли волатильность на объемы торговли ими различное влияние. В-четвертых, методы оценки также весьма различны, поскольку последние теоретические успехи в гравитационной модели включены для оценки влияния волатильности обменного курса на торговлю.

Также в работе решалась проблема эндогенности с помощью инструментальных переменных. В качестве инструментов использовались следующие переменные:

- волатильность денежной массы согласно Франкелю и Вейю (Frankel and Wei, 1993);
- склонность стран принять единую валютную привязку согласно Тенрейро (Tenreyro, 2003).

Основные эмпирические результаты исследования можно резюмировать следующим образом. Во-первых, фиксированный режим валютного курса необязательно имеет более низкую волатильность обменного курса, чем плавающий. Привязка к валюте-якорю по-прежнему оставляет страну подверженной валютным колебаниям валюты, так как валюта-якорь остается подвержена колебаниям со стороны других валют.

Во-вторых, отрицательная связь между волатильностью обменного курса и торговлей подтверждается некоторыми эмпирическими результатами этого исследования. Однако такая негативная связь не является устойчивой к разумным изменениям спецификации модели, связывающей двустороннюю торговлю с ее детерминантами. В целом, если волатильность обменного курса оказывает отрицательное воздействие на торговлю, этот эффект представляется довольно небольшим и ни в коем случае не является устойчивым универсальным результатом.

Эти выводы свидетельствуют о том, что с точки зрения увеличения объемов торговли волатильность обменного курса не является самым серьезным препятствием. Однако это не исключает возможность того, что высокая волатильность обменного курса может влиять на экономику через другие каналы.

2 Теоретические модели и гипотезы

2.1 Теоретическая модель взаимного влияния интенсивности торговли на волатильность парных валютных курсов

В текущем разделе будет описана теоретическая модель взаимосвязи интенсивности торговли и волатильности парных реальных валютных курсов Российской Федерации и ее торговых партнеров. В разделе также будет сформулирована теоретическая модель динамики реальных валютных курсов, которая далее будет использоваться для анализа скоростей возврата курсов к их долгосрочным равновесным уровням для торговых партнеров России с различной силой торговых связей с ней.

Для каждого из двух указанных типов моделей будут описаны гипотезы, касающиеся влияния интенсивности торговли и волатильности парных реальных валютных курсов друг на друга и также касающиеся воздействия интенсивности торговли на скорости возврата валютных курсов к их долгосрочному равновесию. Кроме того, будут приведены эмпирические спецификации моделей, использующиеся в расчетах.

Дальнейшее изложение структурировано следующим образом. В первом подразделе будут описаны структурные и приведенные уравнения для модели взаимосвязи интенсивности торговли стран торговых партнеров и волатильности их парных реальных валютных курсов, представленной системой одновременных уравнений. В этом же подразделе будет описана модель коррекции ошибками для парных реальных валютных курсов, которая будет использована для анализа скоростей возврата курсов к их долгосрочному равновесию после экономических шоков. Для обеих моделей будут описаны их теоретическая форма, эмпирическая спецификация и априорные ожидания о виде знаков коэффициентов при регрессорах.

Во втором подразделе будут более детально рассмотрены гипотезы о влиянии интенсивности торговли и волатильности парных реальных валютных курсов друг на друга, а также гипотезы о воздействии силы торговых взаимосвязей между странами на время, необходимое для стабилизации их парных реальных валютных курсов.

Теоретическая модель взаимного влияния интенсивности торговли на волатильность парных валютных курсов

Модель двусторонней взаимосвязи интенсивности торговли и волатильности парных реальных валютных курсов

Для исследования взаимного влияния интенсивности торговли и волатильности парных реальных валютных курсов Российской Федерации и ее торговых партнеров будет

использоваться система одновременных уравнений. Для простоты анализа и удобства интерпретации результатов будет полагаться, что система имеет линейный вид, а переменные модели представляют собой логарифмы рассматриваемых показателей.

Линейные в логарифмах модели в экономической литературе часто используются для получения эластичностей моделируемых целевых величин по их факторам. В данном случае мы придерживаемся аналогичного подхода. Структурная запись системы одновременных уравнений для интенсивности торговли и волатильности имеет вид:

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

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

где i – Россия; j – страна, торговый партнер России; t – индекс временного периода; l и k – 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; ε^V и ε^{TI} – ошибки модели.

Система (1)–(2) представляет собой модель панельных данных с фиксированными эффектами. 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. При этом, чтобы учесть панельную структуру данных, вводятся фиксированные эффекты для свободных членов модели. Это позволяет учитывать специфические для пар стран и отдельных временных периодов уровни волатильности курсов и уровни интенсивности торговли.

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) можно получить состоятельные оценки ее структурных параметров, в частности – эластичность волатильности парных реальных валютных курсов по интенсивности торговли между странами торговыми партнерами. Для получения оценок структурных параметров можно использовать косвенный метод наименьших квадратов.

Приведенная форма модели двухсторонней взаимосвязи волатильности реальных парных курсов и интенсивности торговли имеет следующий вид:

$$\ln V_{i,j,t} = \theta_i + \theta_j + \theta_t + \sum_l \theta_l \cdot \ln X_{i,j,t}^{V,l} + \sum_k \theta_k \cdot \ln X_{i,j,t}^{TI,k} + u_{i,j,t}^V, \quad (3)$$

$$\ln TI_{i,j,t} = \gamma_i + \gamma_j + \gamma_t + \sum_k \gamma_k \cdot \ln X_{i,j,t}^{TI,k} + \sum_l \gamma_l \cdot \ln X_{i,j,t}^{V,l} + u_{i,j,t}^{TI}, \quad (4)$$

где все обозначения такие же как для системы (1)–(2).

В модели (3)–(4) постулируется, что равновесные значения волатильности парных реальных валютных курсов и интенсивности торговли между Россией и ее партнерами по торговле зависят от экзогенных факторов, влияющих как на волатильность курсов, так на тесноту торговых взаимосвязей между Россией и ее партнерами.

Отметим, что система (1)–(2) представляет собой теоретическую структурную формулировку модели взаимосвязи волатильности парных реальных валютных курсов и интенсивности торговли. Эмпирическая спецификация данной модели, в свою очередь, имеет вид:

$$\begin{aligned} \ln V_{i,j,t} = & \alpha_i + \alpha_j + \alpha_t + \alpha_V \cdot \ln V_{i,j,t-1} + \alpha_{TI} \cdot \ln TI_{i,j,t} + \alpha_{GD} \cdot \ln GD_{i,j,t} \\ & + \alpha_{SZ} \cdot \ln SZ_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t}^V, \end{aligned} \quad (5)$$

$$\ln TI_{i,j,t} = \beta_i + \beta_j + \beta_t + \beta_V \cdot \ln V_{i,j,t} + \beta_D \cdot \ln D_{i,j} + \varepsilon_{i,j,t}^{TI}, \quad (6)$$

где i – Россия; j – страна, торговый партнер России; t – индекс временного периода; V – волатильность парных реальных валютных курсов; TI – интенсивность торговли между Россией и ее торговым партнером; GD – стандартное отклонение дифференциалов темпов роста экономик России и ее партнера; SZ – произведение ВВП России и ВВП ее партнера; D – расстояние между странами; ε^V и ε^{TI} – ошибки модели.

Спецификация (5)–(6) построена на основе работ [50] и [51], в которых моделируется волатильность парных реальных валютных курсов.

Для уравнения (5) 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 периодов высокой и низкой волатильности номинальных курсов на валютных рынках. Более интенсивная торговля должна снижать волатильность парных реальных валютных курсов, поскольку она позволяет странам быстро использовать выгодные возможности для экспорта или импорта товаров, возникающие при отклонении реальных курсов от их равновесных уровней. 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 должна быть волатильность парных курсов. Произведение размеров экономик стран партнеров должно говорить о выгоде использования плавающего курса в качестве автоматического макроэкономического стабилизатора; таким образом, чем больше размеры экономик, тем больше вероятность того, что курсы валют будут независимы друг от друга и соответственно более волатильны.

В уравнении (6), в свою очередь, влияние факторов на интенсивность торговли имеет следующий вид. Большая волатильность парных номинальных и, как следствие, реальных курсов должна снижать интенсивность торговли, поскольку она увеличивает валютные риски. Расстояние между странами торговыми партнерами также должно негативно влиять на интенсивность торговли, так более географически удаленным странам труднее строить и развивать торговые отношения.

Предполагается, что в системе (5)–(6) волатильность парных реальных курсов определяется как корень среднеквадратического отклонения курса от его долгосрочного равновесного значения:

$$V_{i,j,t} = \left[\frac{1}{T-1} \cdot \sum_s (R_{i,j,s} - \bar{R}_{i,j,s})^2 \right]^{1/2}, \quad (7)$$

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 используется подход из работы [51], в которой используются следующие две меры тесноты торговых взаимосвязей между странами:

$$TI_{i,j,t} = \max \left(\frac{\text{export}_{i,j,t} + \text{import}_{j,i,t}}{\sum_{j'} \text{export}_{i,j',t} + \sum_{j'} \text{import}_{j',i,t}}; \frac{\text{export}_{j,i,t} + \text{import}_{i,j,t}}{\sum_{i'} \text{export}_{j,i',t} + \sum_{i'} \text{import}_{i',j,t}} \right), \quad (8)$$

$$TI_{i,j,t} = \text{mean} \left(\frac{\text{export}_{i,j,t} + \text{import}_{j,i,t}}{\sum_{j'} \text{export}_{i,j',t} + \sum_{j'} \text{import}_{j',i,t}}; \frac{\text{export}_{j,i,t} + \text{import}_{i,j,t}}{\sum_{i'} \text{export}_{j,i',t} + \sum_{i'} \text{import}_{i',j,t}} \right), \quad (9)$$

где i – Россия; j – страна, торговый партнер России; t – индекс временного периода; TI – мера интенсивности торговли; $\text{export}_{i,j}$ – объем экспорта, идущий из страны i в страну j ; $\text{import}_{j,i}$ – объем импорта, идущий в страну j из страны i ; $\max$ – максимум; mean – среднее.

Мера интенсивности торговли (8) представляет собой наибольший из относительных торговых оборотов стран-партнеров (относительно общих торговых оборотов каждой из этих стран). Мера (9) 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 наличие асимметрии в торговых потоках между странами не является преградой 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.

Модель динамики парных реальных валютных курсов и скорости их возврата к долгосрочному равновесию

Для анализа скоростей возврата парных реальных валютных курсов после экономических шоков к их долгосрочным уровням равновесия используется модель коррекции ошибками следующего вида:

$$\begin{aligned} \Delta R_{i,j,t} = & \delta \cdot \left(R_{i,j,t-1} - \varphi - \sum_n \varphi_n \cdot Y_{n,t-1} \right) + \sum_{r \geq 1} \delta_r^R \cdot \Delta R_{i,j,t-r} \\ & + \sum_n \sum_{p_n \geq 0} \delta_{p_n}^n \cdot \Delta Y_{n,t-p_n} + \eta_{i,j,t}, \end{aligned} \quad (10)$$

где i – Россия; j – страна, торговый партнер России; t – индекс временного периода; n – индекс переменных влияющих на парный реальный валютный курс; p – индекс временного лага; Δ – первая разность; R – парный реальный валютный курс; Y – факторы, влияющие на динамику парного реального валютного курса; δ – параметр, формализующий скорость возврата реального валютного курса после шока к долгосрочному равновесию; η – ошибка модели.

В виду того, что для России и большинства ее торговых партнеров динамика парных реальных валютных курсов нестационарна, то модель (10) должна включать в себя ошибку коинтеграционного соотношения (указана в круглых скобках).

Эмпирическая спецификация модели (10), которая оценивается в данном исследовании имеет следующий вид:

$$\begin{aligned} \Delta R_{i,j,t} = & \delta \cdot [R_{i,j,t-1} - \varphi - \varphi^{ER} \cdot TOT_{i,t-1}^{ER} - \varphi^{NER} \cdot TOT_{i,t-1}^{NER}] \\ & + \sum_{r \geq 1} \delta_r^R \cdot \Delta R_{i,j,t-r} + \sum_{s \geq 0} \delta_s^{ER} \cdot \Delta TOT_{i,t-s}^{ER} + \sum_{\tau \geq 0} \delta_\tau^{NER} \cdot \Delta TOT_{i,t-\tau}^{NER} \\ & + \eta_{i,j,t} \end{aligned} \quad (11)$$

где i – Россия; j – страна, торговый партнер России; t – индекс временного периода; r, s и τ – индексы ременных лагов; Δ – первая разность; R – парный реальный валютный курс; TOT^{ER} и TOT^{NER} – условия торговли, разделенные на два вида: соответственно условия

торговли для российских энергетических и неэнергетических ресурсов, идущих на экспорт; $\delta < 0$ – параметр, формализующий скорость возврата реального валютного курса после шока к долгосрочному равновесию; η – ошибка модели.

При построении уравнения (11) использовалась работа [52]. Уравнение (11) говорит о том, что краткосрочное изменение парного реального валютного курса зависит от 1) текущих изменений условий торговли, 2) отклонения валютного курса от долгосрочного равновесия в прошлом периоде (выражение в квадратных скобках) и 3) исторических изменений валютного курса и условий торговли.

Для построения модели (11) использовалось коинтеграционное соотношение между парным реальным валютным курсом и условиями торговли, имеющее вид:

$$R_{i,j,t} = \varphi + \varphi^{ER} \cdot TOT_{i,t}^{ER} + \varphi^{NER} \cdot TOT_{i,t}^{NER} + w_{i,j,t}, \quad (12)$$

где i – Россия; j – страна, торговый партнер России; t – индекс временного периода; R – парный реальный валютный курс; TOT^{ER} и TOT^{NER} – условия торговли для энергетических и неэнергетических ресурсов; w – ошибка коинтеграционного соотношения.

Данное соотношение можно интерпретировать как формулу, задающую долгосрочный равновесный уровень парного реального валютного курса. В соотношении (12) предполагается, что реальный курс рубля в долгосрочном периоде определяется, говоря нестрого, ценами энергетических и неэнергетических ресурсов, сложившимися на мировых рынках.

В исследовании проводится разделение условий торговли на условия для энергетических и неэнергетических ресурсов. Это делается ввиду их потенциально разного влияния на реальный валютный курс. Энергетические ресурсы, такие как нефть, продаются по ценам, выраженным в долларах, поэтому улучшение условий торговли будет влечь номинальное и реальное ослабление рубля. Для прочих ресурсов, если их цены номинированы в рублях, улучшение условий торговли должно способствовать, наоборот, реальному удорожанию рубля.

Для анализа скоростей возврата парных реальных валютных курсов можно использовать и более сложные модели коррекции ошибок. Например, в работе [51] используется модель коррекции ошибками с нелинейной скоростью возврата к равновесию. Данная нелинейная модель опирается на гипотезу о выполнении паритета покупательной способности, что не справедливо для России для большей части периода, на котором делаются эмпирические расчеты. Ввиду это в данном исследовании внимание сосредотачивается на классической модели коррекции ошибками.

2.2 Гипотезы

В данной работе используются следующие гипотезы о взаимном влиянии интенсивности торговли и волатильности парных реальных валютных курсов.

Во-первых, предполагается, что волатильность парных реальных валютных курсов отрицательно влияет на интенсивность торговли. 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.

Во-вторых, предполагается, что чем выше интенсивность торговли между странами, тем, менее волатильны их парные реальные валютные курсы. Можно выделить несколько каналов, через которые интенсивность торговли оказывает стабилизирующее влияние на парные реальные валютные курсы.

Согласно работе Манделла [53], 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, тем быстрее ее платежный баланс за счет подстройки реального валютного курса будет возвращаться в равновесие. Из этого следует, что торговля стабилизирует динамику парных реальных валютных курсов, уменьшая их волатильность.

Также в соответствии с работой [54] 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.

В работе [55] отмечается, что корзины товаров близких торговых партнеров схожи и поэтому повержены схожим шокам. Данный факт гармонизирует колебания уровней цен в странах-партнерах, уменьшая волатильность их реальных парных валютных курсов.

Наконец, в работе [51] говорится, что высокая интенсивность торговли между странами свидетельствует о низких транзакционных издержках совершения торговых сделок между ними. Из этого факта следует, что даже при достаточно небольших отклонениях цен однородных товаров в этих странах от закона единой цены арбитраж быстро восстанавливает равенство цен, что не позволяет уровням цен рассматриваемых странах сильно отклоняться друг от друга, что сокращает волатильность парных реальных валютных курсов.

3 Эмпирический анализ

3.1 Используемые данные

Для анализа была собрана база данных, включающая в себя показатели, описывающие различные характеристики торговых потоков между Россией и странами-торговыми партнерами. К основным переменным, используемым в расчетах, можно отнести следующие (см. таблицу 1).

Таблица 1 - Основные показатели, используемые в исследовании

Обозначение переменной	Описание	Источник
country	Название страны	-
coun	Номер страны в данных (от 1 до 12)	-
t	Период, для которого рассчитан коэффициент	-
vol	Показатель волатильности реального валютного курса	ЦБ РФ, Банк международных расчётов
s	Бинарная переменная, равная 1, если в данном периоде введены санкции в отношении РФ со стороны страны-партнера, иначе 0	Рассчитано авторами
maxint	Коэффициент интенсивности торговли (максимум)	UN COMTRADE, Федеральная Таможенная Служба
averint	Коэффициент интенсивности торговли (среднее)	UN COMTRADE, ФТС
lnmaxint	Логарифм коэффициента интенсивности торговли (максимум)	Рассчитано авторами
lnaverint	Логарифм коэффициента интенсивности торговли (среднее)	Рассчитано авторами
dis	Расстояние от Москвы до столицы страны-партнера, км	Калькулятор расстояний distance.to, Яндекс
lndis	Логарифм расстояния от Москвы до столицы страны-партнера	Рассчитано авторами
grow	Дифференциал темпов роста России и страны-партнера	FRED, Всемирный банк
lngrow	Логарифм дифференциала темпов роста России и страны-партнера	Рассчитано авторами
shgrodiff	Разница (в процентных пунктах) между темпами прироста индекса фондового рынка в стране-партнере и аналогичным показателем в России	ОЭСР
lnsigma_exp	Логарифм среднеквадратичного отклонения внутримесячной декларируемой суммы (в долл. США) вывозимых с территории РФ товаров для транзакций в валюте, принятой в стране-партнере	ФТС РФ, расчёты авторов
lnsigma_imp	Логарифм среднеквадратичного отклонения внутримесячной декларируемой суммы (в долл. США) ввозимых на территорию РФ товаров для транзакций в валюте, принятой в стране-партнере	ФТС РФ, расчёты авторов
num_tx_exp	Число сделок по экспорту в месяц, для транзакций в валюте, принятой в стране-партнере	ФТС РФ, расчёты авторов
num_tx_imp	То же, по импорту	ФТС РФ, расчёты авторов
stintdiff	Отношение краткосрочной (до 90 дней) процентной ставки в стране-партнере к аналогичной ставке в России	ОЭСР, FRED, Ассоциация турецких банков

Источник: составлено авторами.

Далее показатели, составляющие базу для дальнейших расчетов, будут рассмотрены более подробно.

В качестве контрагентов России в товарных отношениях выступают следующие страны Евросоюза: Бельгия, Великобритания, Германия, Италия, Нидерланды, Польша, Республика Корея, США, Турция, Финляндия, Франция и Япония.

Использованы ежемесячные значения показателей на временном промежутке с января 2001 г. по декабрь 2016 г. Основные характеристики используемых в исследовании показателей приведены в таблице 2.

Таблица 2 – Основные описательные характеристики используемых переменных

Переменная	Число наблюдений	Среднее	Дисперсия	Минимум	Максимум
vol	2304	0.02	0.13	0.00	2.35
s	2304	0.16	0.37	0.00	1.00
maxint	2304	0.05	0.03	0.01	0.17
averint	2304	0.04	0.02	0.01	0.10
lnmaxint	2304	-3.15	0.62	-4.58	-1.75
lnaverint	2304	-3.47	0.60	-4.96	-2.30
dis	2304	3256.34	2399.15	892.27	7821.62
lndis	2304	7.85	0.67	6.79	8.96
grow	1980	0.27	1.28	-5.10	5.68
lngrow	1980	-0.39	1.15	-5.32	1.74
lnsigma_exp	1575	13.66	2.15	-0.20	18.54
num_tx_exp	1618	27572.05	26735.88	1.00	143252.00
lnsigma_imp	1670	11.65	1.56	4.85	20.88
num_tx_imp	1690	240518.10	238358.40	1.00	876655.00

Источник: составлено авторами.

Необходимо также отметить, что режимы определения валютных курсов в рассматриваемой выборке значительно отличаются друг от друга. Для России ключевыми валютами являются доллар США и евро; остальные валюты (за исключением не вошедшего в выборку китайского юаня, для которого проходят регулярные торги на Московской бирже) чаще всего торгуются по кросс-курсам к доллару и/или евро.

Волатильность реального валютного курса показывает степень изменчивости относительной цены товаров, произведенных в двух странах (в данном случае России и каждого из ее торговых партнеров). Показатель рассчитан с использованием страновых данных по инфляции. Как можно видеть из рисунка 1, визуализирующего общий тренд поведения курсов валют основных стран-торговых партнеров России, волатильность реального курса заметно повышается в период с июня 2014 г. и сохраняется вплоть до декабря 2016 г. В качестве основной из причин подобного поведения можно отметить значительное ослабление рубля после 2014 г.

Мы можем отметить эпизоды валютных кризисов в Польше и Южной Корее. Для Великобритании плавный подъём волатильности фунта стерлингов пришёлся на конец изучаемого периода, ближе к референдуму о выходе из Европейского союза.

Волатильность курсов должна положительно зависеть от ее значения в прошлом периоде из-за наличия периодов высокой и низкой волатильности номинальных курсов на валютных рынках. Более интенсивная торговля должна снижать волатильность парных реальных валютных курсов, поскольку она позволяет странам быстро использовать выгодные возможности для экспорта или импорта товаров, возникающие при отклонении реальных курсов от их равновесных уровней.

Волатильность парных реальных курсов определяется как среднеквадратическое отклонение курса от его среднегодового значения.

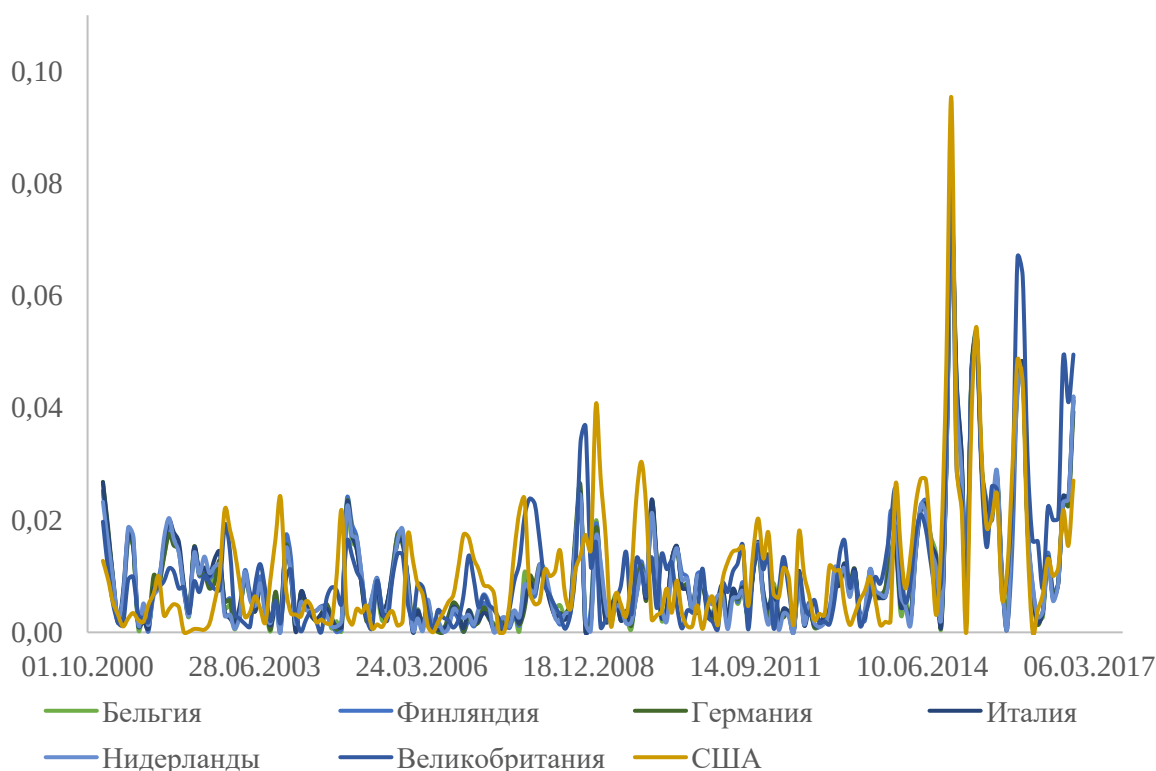


Рисунок 1 – График волатильности реального валютного курса для некоторых стран

Источник: составлено авторами.

Волатильность реального валютного курса стационарна на всех уровнях значимости, что подтверждается результатами расширенного теста Дики-Фуллера для панельных данных с исключенными трендами и эффектами по 12 изучаемым странам.

Влияние санкций на торговые отношения России со странами-партнерами моделируется при помощи введения бинарной переменной, для которой установлено следующее: в случае, если на изучаемом периоде времени страна-партнер является

участником соглашений о применении санкций в отношении России, переменная в соответствующем месяце принимает значение, равное единице. В противном случае она принимает значение, равное нулю. Использование данной переменной в исследовании объясняется тем, что, согласно Холодигину и Нецунаеву [56], по данным международной базы UN Comtrade, в 2014 г. объем экспорта из стран Евросоюза в Россию снизился в среднем на 14% по сравнению с 2013 г. (см. рисунок **Ошибка! Источник ссылки не найден.**), при этом необходимо отметить, что Россия является третьим по объему торговым партнером Евросоюза (обеспечивая 8.4% от общего объема торговли). При этом Евросоюз является крупнейшим торговым партнером России, обеспечивая примерно 48% всего объема внешней торговли страны.

Индикатор санкций используется как показатель "водораздела" в отношениях России с внешним миром после 2014 года. При этом торговые санкции, учитываемые в уравнении интенсивности внешней торговли, являются лишь частью режима изоляции России (контрсанкции в данном случае рассматриваются как продолжение санкций); движение финансового капитала было затруднено, а валютная система России оказалась под ударом вслед за падением цен на нефть. Иначе говоря, фактор санкций действовал (и частично продолжает действовать и по сей день) как элемент валютной нестабильности, внося свой вклад во второе уравнение модели. В формулировке модели, принятой в настоящей работе, подобной сложности воздействия санкций не предусмотрено.

Коэффициент интенсивности торговли представляет собой наибольший из относительных торговых оборотов стран-партнеров (относительно общих торговых оборотов каждой из этих стран). На основании данных об объемах экспорта и импорта Российской Федерации и ее торговых партнеров, полученных с сайта Trade Map, были рассчитаны среднее и максимальное значения данного показателя для каждого месяца, которые впоследствии были прологарифмированы. Максимальный коэффициент интенсивности торговли рассчитывается как максимум их двух показателей: отношения суммы объема экспорта из России в страну-партнера и экспорта из данной страны в Россию к совокупному объему экспорта и импорта России либо отношения суммы объема экспорта из России в страну-партнера и экспорта из данной страны в Россию к совокупному объему экспорта и импорта из страны-торгового партнера.

При расчете среднего коэффициента интенсивности торговли берется среднее значение двух указанных выше показателей.

В связи с тем, что для России отсутствуют ежемесячные данные по импорту и экспорту товаров до января 2010 г., значения показателей интенсивности торговли в период с января

2001 г. по декабрь 2009 г. в каждом месяце признаются равными значениям соответствующего года.

Также стоит отметить, что все страны-торговые партнеры можно условно на две группы: страны с высокой интенсивностью торговли (средне значение для них на большей части изучаемого периода превышает 0.04) и страны с низкой интенсивностью торговли (для них значение среднего коэффициента интенсивности торговли составляет менее 0.04). К странам с высокой интенсивностью торговли можно отнести Нидерланды, Турцию, Италию, Финляндию, Польшу и Германию. К странам с низкой – Бельгию, Корею, США, Японию, Великобританию и Францию.

Начиная с марта 2014 г. страны с высоким коэффициентом интенсивности торговли демонстрируют стабильный тренд на снижение данного показателя, причем самое значительное снижение наблюдается у Польши (с 0.06 в декабре 2012 г. до 0.02 в январе 2016 г.). Также примечательно, что на всем изучаемом периоде дисперсия коэффициента для стран из группы с низкой интенсивностью торговли значительно ниже, чем для стран, которым присуща высокая интенсивность.

К переменным, оказывающим влияние на товарооборот России и стран-партнеров, также относится расстояние от Москвы до каждой из столиц стран. Для целей исследования данное значение логарифмируется.

Согласно результатам расширенного теста Дики-Фуллера ни максимальный, ни средний коэффициент интенсивности торговли не являются стационарными. Тест проверяет гипотезу о наличии единичного корня в ряде панельных данных среднего коэффициента интенсивности торговли, состоящего из данных по 12 странам, являющимся основными торговыми партнерами России на изучаемом периоде. Дифференциал темпов роста России и страны-партнера рассчитывается как разница между темпами роста в стране и в России. Поскольку ежемесячные данные о темпах роста экономики России доступны только с апреля 2003 г., расчет показателя 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.

На основании расширенного теста Дики-Фуллера для панельных данных исходный ряд дифференциалов темпов роста России и стран-партнеров является стационарным. Тестируется гипотеза о наличии единичного корня при условии, что в уравнение не включен свободный член. На основании информационного критерия Шварца была выбрана модель,

включающая от 0 до 9 лагов (в зависимости от тестируемой страны). По результатам теста нулевая гипотеза отвергается, что позволяет говорить о стационарности исследуемого панельного ряда данных. Ряд логарифмов данного показателя также стационарен.

Для того, чтобы понять масштаб торговли товарами и ее влияние на волатильность валютного курса, в исследование были включены данные по операциям ввоза на российскую таможенную территорию и вывоза из неё товаров.

Микроданные по внешнеторговым операциям подвергались исключению на основании следующих критериев:

- если дата, указанная в исходном материале, выходила за пределы интервала между январём 2002 и декабрём 2015 года;
- если сумма в долларовом выражении отсутствовала;
- если сумма в рублёвом выражении отсутствовала;
- если отсутствовала сумма, выраженная в валюте контракта;
- если имеющаяся или найденная (см. ниже) валюта контракта не входила в список 7 валют изучаемой выборки: корейская вона, турецкая лира, японская йена, польский злотый, британский фунт, американский доллар и евро. Необходимо отдельно отметить, что турецкая лира в исходных данных имела различные коды (TRL и TRY), но впоследствии два ряда были объединены.

Для получения данных о валюте контракта с сайта Банка России были взяты официальные валютные курсы семи валют выборки, месячные (например, польский злотый) и дневные курсы были переведены на круглогодичную основу путём присвоения последующему дню официального курса, принятого в ближайший рабочий день в прошлом.

Если сумма поставки, выраженная в валюте контракта, совпадала с суммой, выраженной в долларах, валютой контракта принимался доллар США.

Если совпадения не было, проводился последовательный перебор всех валют выборки. Сумма поставки, выраженная в валюте контракта, переводилась в рубли по курсу на дату, указанную в наборе данных. Если перебор по одной из 7 валют давал результат в пределах 0.1 рубля от имеющейся суммы в рублёвом выражении, в качестве валюты контракта принималась эта валюта, и перебор останавливался.

Для всего набора данных был проведен расчёт среднего значения, дисперсии и среднеквадратического отклонения методом Уэлфорда [67] в разрезе по экспорту/импорту, месяцу, валюте контракта.

Для периодов с 2002 г. по 2006 г. и с 2007 г. по 2015 г. были рассчитаны по каждому месяцу следующие показатели отдельно для экспорта и импорта по каждой из семи валют, включённых в анализ:

1 Верхние индексы: $\{exp, imp\}_{j,t}$ - соответственно для экспортных (exp) и импортных (imp) поставок с валютой контракта j в месяце t .

2 $N_{deliveries}^{\{exp, imp\}_{j,t}}$ - число поставок.

3 $\mu_{USD}^{\{exp, imp\}_{j,t}}$ - средняя сумма (в долларах США, по таможенной стоимости) поставок в течение месяца.

4 $\sigma_{USD}^{\{exp, imp\}_{j,t}}$ - среднеквадратическое отклонение (с поправкой на конечный размер выборки) суммы поставки (в течение месяца).

Краткосрочная процентная ставка на 90 дней берётся по определению ОЭСР, и объединяет в себе межбанковскую ставку и ставку по государственным краткосрочным (трёхмесячным) облигациям. Краткосрочные процентные ставки - ставки, по которым краткосрочные займы производятся между финансовыми учреждениями или ставка, по которой выпущен или торгуется краткосрочный государственный документ на рынке. В качестве краткосрочных процентных ставок, как правило, принимаются средние суточные ставки, измеренные в процентах.

Для Турции были использованы данные FRED, а также Ассоциации турецких банков.

Для получения непрерывного ряда данных по трёхмесячной процентной ставке в Турции были совместно использованы два набора данных:

1 В период с января 2001 г. по июль 2002 г. включительно в качестве краткосрочной процентной ставки мы принимаем данные с сайта FRED, на котором данные доступны в основном с октября 2001 г. по апрель 2005 г. и фрагментарно в прочие периоды времени.

2 сведения с сайта TRLIBOR Ассоциации турецких банков, посвященного справочным процентным ставкам по турецкой лире, за период с января 2002 г. по декабрь 2016 г.

Данные за сентябрь 2001 г. получены путём линейной интерполяции значений за октябрь и август 2001 г. В связи с тем, что база данных FRED обладает лучшим качеством данных по сравнению с базой TRLIBOR (в первую очередь это вызвано недостаточной проработанностью методологии расчета, представленной на сайте межбанковской ставки по турецкой лире), с июля 2002 г. по апрель 2008 г., данные сайта TLIBOR используются исключительно для заполнения пробелов во временном ряду, представленном во FRED².

² Отдельно стоит отметить тот факт, что данные с сайта TRLIBOR (межбанковский кредитный рынок) отличались изменениями в методологии расчетов показателя, а также невысокой частотой проведения фактических сделок. В связи с этим для изучаемого периода с 2002 г. по 2006 г. было использовано так называемое «старое»

База данных, представленная FRED, была использована для составления временного ряда процентных ставок Японии на временном промежутке с января 2001 г. по март 2002 г. включительно.

Разница между процентными ставками страны-торгового партнера и российскими 90-дневными ставками (по данным ОЭСР) рассчитана по следующей формуле (ставка страны, деленная на российскую ставку):

$$stintdiff_{i,t} = \frac{1 + \frac{stintrate_{i,t}}{100}}{1 + \frac{stintrate_{RUS,t}}{100}}, \quad (13)$$

Также в перечень исходных данных, используемых в исследовании, входит индекс цен акций на бирже по данным ОЭСР.

Используются ежемесячные данные, при этом ноябрь 2009 г. принимается равным 100%. Индекс рассчитан на основе компаний из 19 стран Еврозоны. Описательные характеристики индекса цен акций, а также его производных – темпов прироста индекса цен акций в странах-партнерах и разницы между темпами прироста индекса рынка акций стран-партнеров и России – приведены в таблице 3.

Таблица 3 – Описательные характеристики индекса цен акций и его производных

Переменная	Число наблюдений	Среднее	Дисперсия	Минимум	Максимум
sharendx	2304	105.46	32.39	42780.00	201.90
shndxgrow	2304	0.34	5.17	-26.26	33.40
shgrodiff	2304	-1.35	6.21	-28.22	31.03

Примечание: sharendx – индексы цен акций, shndxgrow – темпы прироста индекса цен акций в странах-партнерах, shgrodiff – разница между темпами прироста индекса рынка акций стран-партнеров и России.

Источник: составлено авторами.

Данные, полученные в результате построения парной коррелограммы для данного показателя и волатильности валютных курсов, свидетельствуют о том, что между волатильностью и индексом цен до третьего лага включительно наблюдается слабая положительная корреляция, которая с увеличением лага сменяется на слабую отрицательную. То же справедливо и для корреляции индекса цен с лагами волатильности, однако в данном случае направление взаимосвязи сменяется на восьмом лаге.

определение TLIBOR, по которому рассчитывалась взвешенная средняя по тем из дней месяца, в которые проводились реальные сделки. Далее, на временном промежутке с 2006 г. по 2016 г. в качестве референтной ставки принималась ставка процента по трёхмесячному межбанковскому кредиту, также в данном случае по всем дням месяца, в которые проводились фактические сделки, осуществлялось усреднение. Для тех месяцев, в которые не было заключено реальных сделок, проводилось усреднение (в данном случае без взвешивания) по всем рабочим дням такого месяца.

На основании результатов расширенного теста Дики-Фуллера, проведенного для ряда панельных данных, включающего 12 стран-торговых партнеров России можно заключить, что ряд не является стационарным ни для одной из стран, т.к. нулевая гипотеза о наличии единичного корня не отвергается.

На основании известных значений индекса цен на акции были рассчитаны темпы прироста данного показателя в процентах к предыдущему месяцу. Данный ряд стационарен, что подтверждается результатами расширенного теста Дики-Фулера для панельных данных. На основании информационного критерия Шварца были выбраны модели, не включающие лаги. Нулевая гипотеза отвергается для каждой из представленных в панельном ряду данных стран.

Также в базу данных был включен показатель, отражающий разницу между темпами прироста индекса рынка акций в стране-партнере и России, выраженный в процентных пунктах.

Согласно результатам теста, ряд дифференциала темпов прироста индекса рынка акций в стране-партнере и России стационарен.

Также для целей исследования были использованы значения реального эффективного обменного курса (REER), рассчитываемого как частное номинального эффективного обменного курса (меры стоимости валюты по отношению к средневзвешенному значению нескольких иностранных валют) и дефлятора цен или индекса затрат.

Увеличение показателя подразумевает, что экспорт товаров становится более дорогим, а импорт, наоборот, становится дешевле, следовательно, увеличение реального эффективного обменного курса указывает на потерю конкурентоспособности страны в торговых отношениях. Данный показатель также не стационарен для каждой из рассмотренных стран. Необходимое для включения в модель число лагов определено согласно информационному критерию. Помимо описанных выше показателей использованы данные, сформированные на основе базы грузовых таможенных деклараций. В настоящее время в связи с вступлением в действие Таможенного кодекса Таможенного союза документ, ранее имевший название «грузовая таможенная декларация», называется декларацией на товары [74]. Таможенная декларация является основным таможенным документом, который участники внешнеэкономической деятельности обязаны оформлять при пересечении товарами границы, как при экспорте, так и при импорте товаров в Российскую Федерацию. Таможенная декларация служит основанием для пропуска товаров через границу и оформляется распорядителем груза, после чего заверяется таможенным инспектором. В декларации содержатся сведения о грузе и его фактурной, таможенной и статистической стоимости,

транспортном средстве, на котором осуществляется перевозка, а также информация об отправителе и получателе груза и прочее.

На основе данных, полученных из базы грузовых таможенных деклараций были рассчитаны натуральные логарифмы среднеквадратического отклонения внутримесячной стоимости экспортируемых и импортируемых грузов ($\ln\sigma_{exp}$ и $\ln\sigma_{imp}$, соответственно), а также число деклараций, попадающих под критерии включения (num_{tx_exp} и num_{tx_imp} , соответственно).

Необходимо проверить используемые временные ряды на стационарность. В тестах по критерию Има-Песарана-Шина гипотеза о том, что во всех панелях имеется нестационарный случайный процесс, опровергается для переменных $\ln\sigma_{exp}$ и $\ln\sigma_{imp}$ с p -значением равным нулю, но для рядов с числом сделок по импорту (num_{tx_imp}) мы не можем исключить нестационарность всех рядов по этой переменной в выборке (p -значение 12.41%). Для оставшейся переменной (num_{tx_exp}) стационарность рядов некоторых субъектов подтверждается статистически (p -значение 2.76%).

Стоит отметить, что наличие таможенной декларации необходимо при таможенном оформлении грузов в 98 странах, с которыми торгует Россия. Среди функций таможенная декларация можно выделить следующие: таможенная декларация является подтверждением законности сделки, то есть соответствия всех действий в процессе экспортной и импортной операции законодательству Российской Федерации, а также является подтверждением законности ввоза и вывоза товара органами таможенного контроля. Важное значение декларация имеет и в качестве учетно-статистического документа, поскольку позволяет отслеживать операции с отдельными товарами на микроуровне. Необходимо отметить, что возможность анализа цен на импортные товары на столь детальном уровне обусловлена уникальностью используемой базы данных. Оценки влияния колебаний обменного курса на степень жесткости цен на импортные товары на микроуровне в России ранее не проводились.

Таможенная декларация (ТД) представляется таможне в установленный законодательством срок, который колеблется от одного дня до двух недель, считая со дня прибытия товара на таможню.

В данном исследовании будут использоваться данные только некоторых полей таможенной декларации. Стоит отметить наличие неоднородности по количеству наблюдений в используемой базе данных по годам: относительно небольшое количество наблюдений в начале диапазона (2002 – 2004 гг.) с последующим ростом числа наблюдений, что соответствовало росту объемов торговли Российской Федерации.

Для проведения расчетов к существующим данным по таможенным декларациям применялся метод агрегирования ценовых и объемных показателей по с использованием специфического определения товара. Под товаром понимается уникальная комбинация следующих параметров: 10-значный код товара по классификации ТН ВЭД России, ИНН получателя товара, дата заполнения декларации, валюта контракта, страна отправления товара, страна происхождения товара и код таможни, в которую предоставляется таможенная декларация. Стоит отметить, что схожее определение товара использовалось в работе Devereux, Dong, Tomlin (2015) [76]. Основная идея использования специфического определения товара обусловлена тем, что набор из восьми параметров позволяет однозначно определить товар, а не некоторую более общую группу товаров, что могло бы приводить к искажению полученных оценок. С точки зрения формального подхода – каждое наблюдение представляет собой удельную стоимость единицы импортного товара, который помимо 10-значного кода по классификации ТН ВЭД также обладает следующими уникальными характеристиками: страна происхождения товара и страна отправления товара, валюта, в которой заключен соответствующий контракт, декларация на который подавалась в определенную дату в определенный таможенный пункт пропуска, а ввоз товара осуществлялся заданным импортером.

3.2 Эмпирическая оценка параметров модели и статистическая проверка гипотез

Хорошее представление о состоянии эмпирических исследований к началу 2010-х гг. по данной теме даёт обзорная работа Обуана и Руты 2011 года [77]. Тем не менее, за шесть лет, прошедших с момента публикации этого обзора, было проведено много исследований, но ни одно из них не ставило задачу оценивания параметров/проверки гипотез применительно к связям Российской Федерации с внешним миром в период после кризисов 2008 и 2014 гг. Из-за действия внеэкономических факторов, изменения функционирования валютного и финансового рынков необходимо быть готовыми к тому, что параметры на этом временном интервале будут отличаться от предшествующих оценок. Эта мотивация играла важную роль при проведении работ в рамках текущей главы.

Дополнительным соображением при осуществлении эмпирического анализа является то, что валютный рынок реагирует на процесс получения и расходования валютных средств экспортёрами и импортёрами через посредничество банков - для мелких и средних участников внешнеэкономической деятельности, и непосредственно - для крупных и крупнейших субъектов. Банки обеспечивают выравнивание потоков денежных средств, чего нельзя сказать про крупнейших экспортёров (импортёров), которые параллельно оказываются ещё и

крупными заёмщиками на международном рынке капитала. Иначе говоря, воздействие на валютный рынок осуществляется нелинейно, и для банков и крупнейших участников внешнеэкономической деятельности - стратегически.

Учитывая доступность микроданных по внешней торговле России, было принято решение включить в анализ какие-либо микроструктурные показатели, дающие возможность добавить к картине экономических процессов, неоднократно описанной исследователями всего мира, потенциально информативные сведения и дополнительные объясняющие переменные.

В уравнение волатильности включены микроэкономические параметры (тематически, но не методологически следуя за литературой по микрооснованиям валютного рынка, см., например, работу [78]): численность операций ввоза / вывоза товара через границу России в валюте, применяемой данным государством, 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).

Мы делаем разграничение между валютой, принимаемой данным государством, и фактической валютой торговых сделок между Россией и данным государством, для того, чтобы отразить влияние микроэкономических внешнеторговых факторов на российский валютный рынок.

Принципиально то, что неравноправный статус валют приводит к фактическому превращению теоретической модели панельного свойства в многоуровневую: есть валюты, входящие в число мировых резервных валют и традиционно используемые при торговле с несколькими видами товаров, и есть все остальные. Дополнительную проблему создаёт зона евро.

В качестве показателя, характеризующего волатильность/неравномерность поставок на микроуровне, мы могли бы выбрать несколько показателей, включая индексы концентрации, моменты распределения и т.д. В данной работе было выбрано два показателя: число операций ввоза или вывоза товаров на таможенную территорию/с таможенной территории Российской Федерации, и внутримесячное среднеквадратическое отклонение суммы контракта.

Уравнение волатильности реального эффективного валютного курса включает несколько каналов:

- микроструктурный канал влияния со стороны торговли товарами;
- канал фондового рынка;
- канал кредитно-денежного рынка.

Микроструктурный канал (см., например, работу Evans, Lyons, 2002 [79]) влияния на волатильность предполагает наличие следующих предпосылок:

- часть поставок товара имеет стохастический, не предсказуемый (и не компенсируемый полностью, например, в результате хеджирования) валютным рынком характер;
- платежи по товарам коррелированы с поставками (как по времени, так и по сумме);
- платежи имеют стохастический характер.

Первое допущение относится в первую очередь к поставкам во исполнение спотовых биржевых контрактов, к разовым закупкам по экспорту и импорту.

Второе допущение исключает вполне резонную жизненную ситуацию, когда расчёт по долгосрочному контракту происходит по плановому графику.

Третье допущение характерно для случаев слабой платёжной дисциплины. Нам оно даёт возможность рассматривать в качестве входной экзогенной переменной не какую-либо обобщённую характеристику дат осуществления поставок, а среднеквадратическое распределение их объёмов внутри месяца как индикатор "разброса" внешней торговли.

В настоящей работе микроструктурный канал рассматривается через призму данных об отдельных фактах пересечения товарами таможенной границы Российской Федерации, доступных с удовлетворительным качеством и охватом с 2008 по 2015 гг.

Канал фондового рынка в трактовке данной работы действует не от волатильности рынков ценных бумаг, а от разницы в темпах роста фондового рынка в России и в стране-торговом партнёре. Сделанное первичное предположение заключается в том, что этот показатель в состоянии каким-то образом отразить международное движение спекулятивного портфельного капитала. На практике мы можем видеть, что адекватность этого предположения сильно ограничена. Более релевантные данные в ходе работы найти не удалось, и поэтому в качестве прокси был использован доступный через базу данных ОЭСР показатель.

Канал кредитно-денежного рынка в модели представлен в виде дифференциала процентных ставок (переменные $\ln rate$, 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 платёжном балансе и, соответственно, большего воздействия на изменчивость курса по сравнению с другими каналами.

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

вовлечённой 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, естественно, составляет чистую прибыль в этой схеме. По крайней мере, такая модель успешно действовала до санкционного/нефтяного кризиса в России 2014 года.

Классическим объяснением прибыльности carry trade (и хронического диспаритета процентных ставок) было наличие риска редких событий, приносящих существенные убытки вовлечённым в эту модель субъектам.

В ходе исследования была поставлена проблема асимметричного поведения валютного курса [80] (равно как и других экономических показателей):

- при наступлении валютного кризиса;
- при смене фазы цикла экономической конъюнктуры;
- при экзогенном изменении государственной валютной (смена режима валютного курса) или денежной (например, переход к таргетированию инфляции или проведение денежной реформы) политики.

Учитывая то, что объектом моделирования является диадное взаимодействие двух торговых партнёров, наступление перечисленных выше событий может относиться как к одному из партнёров, так и непосредственно к диаде.

В работе (Héricourt, Nedoncelle, 2016 [83]) выдвигается гипотеза о том, что отсутствие реакции совокупного объёма внешней торговли на изменение реального эффективного валютного курса является следствием географической диверсификации экспорта и активной политики управления портфелем экспортных контрактов с явным учётом фактора волатильности.

Это идёт вразрез с традиционным объяснением, полагающимся на использование фирмами механизма хеджирования через производные ценные бумаги на валютном рынке.

Мы не можем различить поведение по двум гипотезам, если не будут выполнены два условия:

- во-первых, рассмотрен лонгитюдный набор данных о внешнеэкономическом поведении на уровне фирм-экспортёров (и импортёров);
- во-вторых, составлено представление (на основе выборочного обследования или иным способом) о том, насколько реально распространено хеджирование валютных рисков среди вовлечённых в торговлю товарами компаний.

3.3 Результаты эмпирического анализа

В настоящем разделе оценивается модель двухсторонней взаимосвязи интенсивности торговли и волатильности парных реальных валютных курсов, предложенная в разделе 2.1 исследования:

$$\ln V_{i,j,t} = \alpha_i + \alpha_j + \alpha_t + \alpha_{TI} \cdot \ln TI_{i,j,t} + \sum_l \alpha_l \cdot \ln X_{i,j,t}^{V,l} + \varepsilon_{i,j,t}^V,$$
$$\ln TI_{i,j,t} = \beta_i + \beta_j + \beta_t + \beta_V \cdot \ln V_{i,j,t} + \sum_k \beta_k \cdot \ln X_{i,j,t}^{TI,k} + \varepsilon_{i,j,t}^{TI},$$

где i – Россия; j – страна, торговый партнер России; t – индекс временного периода; l и k – 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; ε^V и ε^{TI} – ошибки модели.

При моделировании используется несколько типов спецификации по следующим признакам:

- 1 включение (1)/невключение (0) данных до января 2008 года (учитывает худшее качество данных по интенсивности торговли) (ветвь A);
- 2 максимальная (1) или средняя (0) интенсивность двусторонней торговли в качестве эндогенной переменной (ветвь B);
- 3 включение (1) /невключение (0) ежемесячной статистики числа экспортных/импортных деклараций (ветвь C);
- 4 включение (1) /невключение (0) логарифмов среднеквадратичного отклонения внутримесячной суммы контрактов (ветвь D).

Всего $2^4 = 16$ вариантов, результаты оценки которых трёхступенчатым методом наименьших квадратов обобщены в таблице 4.

Чтобы избежать классической ловушки «поиска р-значений» априорно предпочтительными с точки зрения теоретических оснований являются два варианта:

- A0 / B0 / C1 / D1;
- A0 / B1 / C1 / D1.

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

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

Для оценки используется эконометрический пакет Stata SE версии 14.2.

Таблица 4 - Результаты оценок по 16 вариантам модели исследования

A	B	C	D	N наблюдений	logL	N степеней свободы	AIC	BIC	Уравнение	N параметров	RMSE	R ²	χ ²	P	Переменная	Коэфф.	Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
0	0	0	0	1188	-2570.25	10	5160.503	5211.303	Invol	5	1.119014	0.207	321.52	0.0							
															vlag	0.3706255	0.0276342	13.41	*0	0.3164636	0.4247875
															lnaverint	-0.2078704	0.1232236	-1.69	0.092	-0.4493843	0.0336434
															lngrow	-0.0030369	0.026888	-0.11	0.91	-0.0557363	0.0496626
															stintdiff	-5.193738	0.8909107	-5.83	*0	-6.939891	-3.447585
															shgrodifff	-0.0051088	0.0055497	-0.92	0.357	-0.0159861	0.0057684
									_cons	1.075839	1.076963	1	0.318	-1.03497	3.186648						
									lnaverint	3	0.4696787	0.2821	495.25	0.0							
															lnvol	-0.0771352	0.0309157	-2.5	*0.013	-0.1377289	-0.0165415
															lndis	-0.4117849	0.0207954	-19.8	*0	-0.4525431	-0.3710267
															s	-0.1561785	0.0391003	-3.99	*0	-0.2328137	-0.0795434
															_cons	-0.4632158	0.2520379	-1.84	0.066	-0.957201	0.0307694
		1	0	913	-1961.17	12	3946.334	4004.135	Invol	7	1.033797	0.1572	189.62	0.0000							
															vlag	0.2548442	0.0328399	7.76	*0	0.1904792	0.3192092
															lnaverint	-0.2963748	0.1209625	-2.45	*0.014	-0.5334568	-0.0592927
															lngrow	0.0599536	0.0306234	1.96	0.05	-0.0000671	0.1199743
															stintdiff	-6.685754	1.086602	-6.15	*0	-8.815455	-4.556053
															shgrodifff	-0.0108067	0.0059322	-1.82	*0.069	-0.0224337	0.0008202
															lnsigma_exp	0.0204244	0.0188259	1.08	0.278	-0.0164737	0.0573225
lnsigma_imp	-0.0435337														0.0309269	-1.41	0.159	-0.1041493	0.0170819		
_cons	1.804792			1.263123	1.43	0.153	-0.6708836	4.280468													
lnaverint	3			0.4934285	0.2542	314.76	0.0000														
								lnvol	-0.0203462	0.055513	-0.37	0.714	-0.1291496	0.0884572							
								lndis	-0.418275	0.0255343	-16.38	*0	-0.4683213	-0.3682286							
								s	-0.1469763	0.0648895	-2.27	*0.024	-0.2741574	-0.0197952							
								_cons	-0.1600524	0.3986068	-0.4	0.688	-0.9413074	0.6212026							
1	0	941	-2006.72	12	4037.443	4095.607	Invol	7	1.029297	0.159	188.87	0.0000									

Продолжение таблицы 4

A	B	C	D	N наблюдений	logL	N степеней свободы	AIC	BIC	Уравнение	N параметров	RMSE	R ²	χ ²	P	Переменная	Коэфф.	Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
															vlag	0.2498887	0.0320381	7.8	*0	0.1870953	0.3126822
															lnaverint	-0.2461791	0.1407096	-1.75	0.08	-0.5219648	0.0296066
															lngrow	0.0459737	0.0297161	1.55	0.122	-0.0122688	0.1042161
															stintdiff	-6.755353	1.05809	-6.38	*0	-8.829171	-4.681535
															shgrodifff	-0.0087348	0.0057721	-1.51	0.13	-0.0200478	0.0025783
															num_tx_exp	7.86E-07	2.56E-06	0.31	0.759	-4.23E-06	5.80E-06
															num_tx_imp	-2.98E-07	2.82E-07	-1.06	0.291	-8.52E-07	2.55E-07
															_cons	1.8407	1.164325	1.58	0.114	-0.4413345	4.122735
									lnaverint	3	0.4882936	0.255	326.63	0.0000			0.0551281	-0.62	0.532	-0.1424653	0.0736331
															lnvol	-0.0344161					
															lndis	-0.4085877	0.0245931	-16.61	*0	-0.4567893	-0.3603861
															s	-0.1406801	0.06461	-2.18	*0.029	-0.2673134	-0.0140467
															_cons	-0.3039752	0.3905962	-0.78	0.436	-1.06953	0.4615793
			1	913	-1950.1	14	3928.197	3995.631	lnvol	9	1.0357	0.1541	192.97	0.0000			0.0324446	7.71	*0	0.1864922	0.3136726
															vlag	0.2500824					
															lnaverint	-0.3033565	0.1358242	-2.23	*0.026	-0.5695671	-0.0371459
															lngrow	0.0453988	0.0307263	1.48	0.14	-0.0148236	0.1056212
															stintdiff	-6.525876	1.073103	-6.08	*0	-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
															lnsigma_exp	0.0384817	0.0195156	1.97	*0.049	0.0002318	0.0767315
															lnsigma_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
									lnaverint	3	0.4957287	0.2472	309.78	0.0000			0.0547925	-0.98	0.328	-0.160963	0.0538198
															lnvol	-0.0535716					
															lndis	-0.4116473	0.0257771	-15.97	*0	-0.4621694	-0.3611252
															s	-0.1342422	0.0638103	-2.1	*0.035	-0.2593081	-0.0091764

Продолжение таблицы 4

A	B	C	D	N наблюдений	logL	N степеней свободы	AIC	BIC	Уравнение	N параметров	RMSE	R ²	χ ²	P	Переменная	Коэфф.	Станд. оп.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
1	0	1	0	1188	-2726.36	10	5472.725	5523.525	lnvol	5	1.119295	0.2067	316.88	0.0000	_cons	-0.3799476	0.3959127	-0.96	0.337	-1.155922	0.3960271
															vlag	0.3756594	0.0276952	13.56	*0	0.3213779	0.4299409
															lnmaxint	-0.1994694	0.1201367	-1.66	0.097	-0.434933	0.0359941
															lngrow	0.0027714	0.027166	0.1	0.919	-0.0504729	0.0560158
															stintdiff	-4.997491	0.8685444	-5.75	*0	-6.699807	-3.295175
															shgrodiff	-0.0047243	0.0056127	-0.84	0.4	-0.015725	0.0062764
									_cons	1.005296	1.002027	1	0.316	-0.9586395	2.969232						
									lnvol	-0.0685416	0.0349358	-1.96	0.05	-0.1370144	-0.0000688						
									lndis	-0.4206673	0.0234762	-17.92	*0	-0.4666798	-0.3746548						
									s	-0.1262313	0.0444586	-2.84	*0.005	-0.2133687	-0.039094						
									_cons	-0.0769669	0.2845908	-0.27	0.787	-0.6347546	0.4808208						
				vlag	0.256995	0.0331075	7.76	*0	0.1921054	0.3218845											
				lnmaxint	-0.2996419	0.1209298	-2.48	*0.013	-0.5366601	-0.0626238											
				lngrow	0.0656116	0.0311193	2.11	*0.035	0.0046188	0.1266044											
				stintdiff	-6.743331	1.090906	-6.18	*0	-8.881467	-4.605196											
				shgrodiff	-0.0106657	0.006023	-1.77	0.077	-0.0224705	0.0011391											
				lnsigma_exp	0.0126574	0.0189727	0.67	0.505	-0.0245284	0.0498432											
				lnsigma_imp	-0.0351529	0.0317971	-1.11	0.269	-0.0974741	0.0271684											
				_cons	1.953225	1.247815	1.57	0.118	-0.4924471	4.398897											
				lnvol	0.0189881	0.0627807	0.3	0.762	-0.1040598	0.1420361											
				lndis	-0.4264372	0.0288242	-14.79	*0	-0.4829316	-0.3699429											
				s	-0.1496561	0.0738082	-2.03	0.043	-0.2943175	-0.0049946											
				_cons	0.384181	0.4505638	0.85	0.394	-0.4989079	1.26727											
		1	0	941	-2127.35	12	4278.702	4336.865	lnvol	7	1.03521	0.1493	186.53	0.0000							

Продолжение таблицы 4

A	B	C	D	N наблюдений	logL	N степеней свободы	AIC	BIC	Уравнение	N параметров	RMSE	R²	χ²	P	Переменная	Коэфф.	Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]							
			1	913	-2069.21	14	4166.427	4233.862							vlag	0.2511221	0.0322024	7.8	*0	0.1880065	0.3142377						
															lnmaxint	-0.2820548	0.1273514	-2.21	*0.027	-0.531659	-0.0324506						
															lngrow	0.0523888	0.0300211	1.75	0.081	-0.0064515	0.1112292						
															stintdiff	-6.740407	1.061015	-6.35	*0	-8.819959	-4.660855						
															shgrodifff	-0.008479	0.0058338	-1.45	0.146	-0.0199129	0.002955						
															num_tx_exp	-1.47E-07	2.38E-06	-0.06	0.951	-4.80E-06	4.51E-06						
															num_tx_imp	-2.07E-07	2.67E-07	-0.77	0.44	-7.31E-07	3.18E-07						
															_cons	1.79257	1.107767	1.62	0.106	-0.3786126	3.963752						
									lnmaxint	3	0.5516457	0.2169	261.1	0.0000			-0.0152372	0.0621878	-0.25	0.806	-0.1371232	0.1066487					
															lnvol												
															lndis	-0.4186172							0.027713	-15.11	*0	-0.4729336	-0.3643008
															s	-0.1288893							0.0731479	-1.76	0.078	-0.2722565	0.0144779
															_cons	0.14835							0.4405178	0.34	0.736	-0.715049	1.011749
				913	-2069.21	14	4166.427	4233.862	lnvol	9	1.042896	0.1423	189.64	0.0000			0.2521769	0.0326703	7.72	*0	0.1881444	0.3162094					
															lnmaxint	-0.3392908							0.1241292	-2.73	*0.006	-0.5825795	-0.0960022
															lngrow	0.0526673							0.0311296	1.69	0.091	-0.0083457	0.1136803
															stintdiff	-6.577996							1.082221	-6.08	*0	-8.69911	-4.456883
															shgrodifff	-0.0106916							0.0058798	-1.82	0.069	-0.0222158	0.0008326
															num_tx_exp	-1.20E-06							2.35E-06	-0.51	0.61	-5.81E-06	3.41E-06
															num_tx_imp	-1.96E-07							2.93E-07	-0.67	0.504	-7.70E-07	3.78E-07
															lnsigma_exp	0.0300718							0.0196913	1.53	0.127	-0.0085224	0.0686661
															lnsigma_imp	-0.0146908							0.03528	-0.42	0.677	-0.0838384	0.0544567
															_cons	1.258866							1.211283	1.04	0.299	-1.115206	3.632937
									lnmaxint	3	0.5598602	0.2067	241.26	0.0000			-0.0340943	0.0617486	-0.55	0.581	-0.1551193	0.0869307					
															lndis	-0.4157308							0.0290079	-14.33	*0	-0.4725852	-0.3588764
															s	-0.1260709							0.0722849	-1.74	0.081	-0.2677468	0.015605
															_cons												

Продолжение таблицы 4

A	B	C	D	N наблюдений	logL	N степеней свободы	AIC	BIC	Уравнение	N параметров	RMSE	R ²	χ ²	P	Переменная	Коэфф.	Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
															_cons	0.0311752	0.4460603	0.07	0.944	-0.843087	0.9054374
1	0	0	0	1824	-4264.92	10	8549.836	8604.924	lnvol	5	1.235052	0.2292	543.96	0.0000							
															vlag	0.4534372	0.021367	21.22	*0	0.4115586	0.4953157
															lnaverint	-0.0540046	0.0952216	-0.57	0.571	-0.2406355	0.1326263
															lngrow	-0.033031	0.0255499	-1.29	0.196	-0.0831079	0.0170459
															stintdiff	-3.037357	0.6261375	-4.85	*0	-4.264564	-1.81015
															shgrodifff	0.0055143	0.0049486	1.11	0.265	-0.0041848	0.0152133
															_cons	-0.1234075	0.7452708	-0.17	0.868	-1.584111	1.337296
									lnaverint	3	0.4913152	0.294	760.04	0.0000							
															lnvol	0.0084317	0.0204047	0.41	0.679	-0.0315609	0.0484243
															lndis	-0.4679153	0.0170824	-27.39	*0	-0.5013962	-0.4344344
															s	-0.0977123	0.0362493	-2.7	*0.007	-0.1687597	-0.0266649
															_cons	0.3055998	0.1776392	1.72	0.085	-0.0425667	0.6537664
		1	0	1299	-2992.44	12	6008.884	6070.916	lnvol	7	1.130869	0.1671	275.71	0.0000							
															vlag	0.2733821	0.0274777	9.95	*0	0.2195268	0.3272375
															lnaverint	-0.2070932	0.1039148	-1.99	*0.046	-0.4107626	-0.0034239
															lngrow	0.0119725	0.0297322	0.4	0.687	-0.0463016	0.0702466
															stintdiff	-8.980337	1.036313	-8.67	*0	-11.01147	-6.949202
															shgrodifff	0.0019492	0.0052542	0.37	0.711	-0.0083489	0.0122473
															lnsigma_exp	-0.0111716	0.0185336	-0.6	0.547	-0.0474967	0.0251536
															lnsigma_imp	-0.0106328	0.0321216	-0.33	0.741	-0.07359	0.0523244
															_cons	4.249533	1.192425	3.56	*0	1.912424	6.586642
									lnaverint	3	0.5183511	0.2458	431.64	0.0000							
															lnvol	0.0441896	0.0419598	1.05	0.292	-0.0380501	0.1264294
															lndis	-0.4527239	0.0224197	-20.19	*0	-0.4966658	-0.408782
															s	-0.0986395	0.0614396	-1.61	0.108	-0.219059	0.0217799
															_cons	0.3619656	0.3229586	1.12	0.262	-0.2710216	0.9949527
		1	0	1333	-3055.81	12	6135.626	6197.969	lnvol	7	1.132497	0.1564	276.19	0.0000							

Продолжение таблицы 4

A	B	C	D	N наблюдений	logL	N степеней свободы	AIC	BIC	Уравнение	N параметров	RMSE	R ²	χ^2	P	Переменная	Коэфф.	Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
			1	1299	-2995.93	14	6019.859	6092.23							vlag	0.2724635	0.0271428	10.04	*0	0.2192646	0.3256624
															lnaverint	-0.2968517	0.1205337	-2.46	*0.014	-0.5330935	-0.0606099
															lngrow	0.0123086	0.029154	0.42	0.673	-0.0448321	0.0694493
															stintdiff	-8.507305	0.9936694	-8.56	*0	-10.45486	-6.559749
															shgrodifff	0.0020256	0.0052049	0.39	0.697	-0.0081759	0.012227
															num_tx_exp	-4.57E-06	2.26E-06	-2.03	*0.043	-8.99E-06	-1.53E-07
															num_tx_imp	3.40E-07	2.64E-07	1.29	0.197	-1.77E-07	8.58E-07
															_cons	3.257227	1.060921	3.07	*0.002	1.177859	5.336594
									lnaverint	3	0.5129537	0.2488	447.52	0.0000							
															lnvol	0.0388898	0.0410514	0.95	0.343	-0.0415695	0.119349
															lndis	-0.4440686	0.0215699	-20.59	*0	-0.4863448	-0.4017925
															s	-0.1046621	0.0601633	-1.74	0.082	-0.22258	0.0132559
															_cons	0.2714187	0.311953	0.87	0.384	-0.3399979	0.8828354
			1	1299	-2995.93	14	6019.859	6092.23	lnvol	9	1.137279	0.1577	277.51	0.0000							
															vlag	0.2716543	0.027611	9.84	*0	0.2175376	0.3257709
															lnaverint	-0.3295548	0.1174881	-2.81	*0.005	-0.5598271	-0.0992824
															lngrow	0.0199641	0.0307414	0.65	0.516	-0.0402878	0.0802161
															stintdiff	-8.927448	1.039341	-8.59	*0	-10.96452	-6.890376
															shgrodifff	0.0008494	0.005279	0.16	0.872	-0.0094973	0.0111961
															num_tx_exp	-4.76E-06	2.25E-06	-2.11	*0.035	-9.18E-06	-3.47E-07
															num_tx_imp	5.05E-07	2.92E-07	1.73	0.084	-6.86E-08	1.08E-06
															lnsigma_exp	-0.0025791	0.0195175	-0.13	0.895	-0.0408327	0.0356746
															lnsigma_imp	-0.0279723	0.0370112	-0.76	0.45	-0.1005129	0.0445683
															_cons	3.857424	1.208685	3.19	*0.001	1.488444	6.226404
									lnaverint	3	0.5181814	0.2463	431.86	0.0000							
															lnvol	0.0418315	0.040996	1.02	0.308	-0.0385192	0.1221821
															lndis	-0.451648	0.0223543	-20.2	*0	-0.4954616	-0.4078344
															s	-0.1083566	0.0604345	-1.79	0.073	-0.226806	0.0100928

Продолжение таблицы 4

A	B	C	D	N наблюдений	logL	N степеней свободы	AIC	BIC	Уравнение	N параметров	RMSE	R²	χ²	P	Переменная	Коэфф.	Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
1	0	1	0	1824	-4417.71	10	8855.419	8910.507	lnvol	5	1.234824	0.2294	544.35	0.0000	_cons	0.3429254	0.3175108	1.08	0.28	-0.2793844	0.9652352
															vlag	0.4529672	0.0213339	21.23	*0	0.4111534	0.4947809
															lnmaxint	-0.0613986	0.0969038	-0.63	0.526	-0.2513265	0.1285293
															lngrow	-0.0334845	0.0256418	-1.31	0.192	-0.0837415	0.0167724
															stintdiff	-3.046149	0.6183991	-4.93	*0	-4.258189	-1.834109
									shgrodifff	0.0054105	0.0049382	1.1	0.273	-0.0042681	0.0150891						
									_cons	-0.1241983	0.7147207	-0.17	0.862	-1.525025	1.276628						
									lnvol	-0.0042154	0.022203	-0.19	0.849	-0.0477324	0.0393017						
									lndis	-0.4567844	0.0185887	-24.57	*0	-0.4932175	-0.4203512						
									s	-0.0846318	0.0394286	-2.15	*0.032	-0.1619104	-0.0073532						
									_cons	0.4579067	0.1933	2.37	*0.018	0.0790458	0.8367677						
		vlag	0.2728498	0.0275119	9.92	*0	0.2189274	0.3267723													
		lnmaxint	-0.2365169	0.1097322	-2.16	*0.031	-0.451588	-0.0214458													
		lngrow	0.0142264	0.0299232	0.48	0.634	-0.0444219	0.0728747													
		stintdiff	-8.939019	1.037812	-8.61	*0	-10.97309	-6.904945													
		shgrodifff	0.0016119	0.0052501	0.31	0.759	-0.0086782	0.011902													
		lnsigma_exp	-0.0077887	0.0184365	-0.42	0.673	-0.0439236	0.0283463													
		lnsigma_imp	-0.0139004	0.0322754	-0.43	0.667	-0.0771591	0.0493582													
		_cons	4.174984	1.199953	3.48	*0.001	1.82312	6.526848													
		lnvol	0.0385274	0.0456693	0.84	0.399	-0.0509827	0.1280376													
		lndis	-0.4322399	0.0244086	-17.71	*0	-0.48008	-0.3843999													
		s	-0.1147614	0.0668188	-1.72	0.086	-0.2457239	0.0162011													
		_cons	0.49289	0.3515462	1.4	0.161	-0.1961279	1.181908													
	1	0	1333	-3153.48	12	6330.964	6393.306	lnvol	7	1.137895	0.1483	274.39	0.0000								

Продолжение таблицы 4

A	B	C	D	N наблюдений	logL	N степеней свободы	AIC	BIC	Уравнение	N параметров	RMSE	R ²	χ ²	P	Переменная	Коэфф.	Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
			1	1299	-3093.2	14	6214.39	6286.761							vlag	0.2689476	0.0269963	9.96	*0	0.2160359	0.3218594
															lnmaxint	-0.3343681	0.113952	-2.93	*0.003	-0.5577099	-0.1110263
															lngrow	0.0099571	0.0289117	0.34	0.731	-0.0467087	0.0666229
															stintdiff	-8.373179	0.9827332	-8.52	*0	-10.2993	-6.447058
															shgrodiff	0.0016789	0.0051229	0.33	0.743	-0.0083618	0.0117197
															num_tx_exp	-4.76E-06	2.03E-06	-2.35	*0.019	-8.73E-06	-7.90E-07
															num_tx_imp	3.01E-07	2.40E-07	1.25	0.209	-1.69E-07	7.70E-07
															_cons	3.104786	1.026757	3.02	*0.002	1.09238	5.117192
									lnmaxint	3	0.5573197	0.2103	352.65	0.0000							
															lnvol	-0.0009224	0.0445926	-0.02	0.983	-0.0883223	0.0864774
															lndis	-0.4225248	0.023499	-17.98	*0	-0.468582	-0.3764676
															s	-0.0990477	0.0647506	-1.53	0.126	-0.2259564	0.0278611
															_cons	0.2102076	0.3393241	0.62	0.536	-0.4548554	0.8752706
			1	1299	-3093.2	14	6214.39	6286.761	lnvol	9	1.144707	0.1466	277.46	0.0000							
															vlag	0.2689352	0.0274818	9.79	*0	0.2150719	0.3227985
															lnmaxint	-0.3766901	0.1122098	-3.36	*0.001	-0.5966174	-0.1567629
															lngrow	0.0178763	0.0305568	0.59	0.559	-0.0420139	0.0777665
															stintdiff	-8.771079	1.029769	-8.52	*0	-10.78939	-6.752769
															shgrodiff	0.0005432	0.0052061	0.1	0.917	-0.0096606	0.010747
															num_tx_exp	-4.98E-06	2.06E-06	-2.42	*0.016	-9.01E-06	-9.41E-07
															num_tx_imp	4.46E-07	2.69E-07	1.66	0.097	-8.13E-08	9.73E-07
															lnsigma_exp	0.0070506	0.0192545	0.37	0.714	-0.0306876	0.0447888
															lnsigma_imp	-0.0321547	0.0364885	-0.88	0.378	-0.1036709	0.0393614
															_cons	3.593286	1.183323	3.04	*0.002	1.274016	5.912555
									lnmaxint	3	0.5635319	0.2042	331.66	0.0000							
															lnvol	0.0051334	0.0445469	0.12	0.908	-0.0821769	0.0924436
															lndis	-0.4246815	0.0243587	-17.43	*0	-0.4724237	-0.3769393
s	-0.1057013	0.0651131	-1.62	0.105	-0.2333206	0.0219181															

Продолжение таблицы 4

A	B	C	D	N наблюдений	logL	N степеней свободы	AIC	BIC	Уравнение	N параметров	RMSE	R ²	χ^2	P	Переменная	Коэфф.	Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
															_cons	0.2591248	0.3454606	0.75	0.453	-0.4179655	0.9362152

Источник: расчёты авторов.

Примечания:

- 1 звёздочкой (*) отмечены переменные, чьи коэффициенты в регрессиях статистически значимы на уровне $p < 5\%$;
- 2 A: включение (1)/невключение (0) данных до января 2008 года;
- 3 B: максимальная (1) или средняя (0) интенсивность двусторонней торговли в качестве эндогенной переменной
- 4 C: включение (1) /невключение (0) ежемесячной статистики числа экспортных/импортных деклараций
- 5 D: включение (1) /невключение (0) логарифмов среднеквадратичного отклонения внутримесячной суммы контрактов.

Согласно байесовскому информационному критерию и информационному критерию Акаике, спецификация, в которую входит средняя интенсивность торговли, является более предпочтительной (0011). Эта спецификация совпадает с одной из априорно выбранных спецификаций, и результаты её оценки вынесены в таблицу 5.

Таблица 5 - Оценка 3-хступенчатым МНК (3SLS), вариант 0011

Уравнение	N _{наблюдений}	N _{параметров}	RMSE		"R ² "	χ^2	P
lnvol	913	9	1.0357		0.1541	192.97	0.0000
lnaverint	913	3	0.4957287		0.2472	309.78	0.0000
	Коэфф.		Станд. ош.	z	P> z	[95% доверит. интервал]	
lnvol							
vlag	0.2500824	0.0324446	7.71	0.000	0.1864922	0.3136726	
lnaverint	-0.3033565	0.1358242	-2.23	0.026	-0.5695671	-0.0371459	
lngrow	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	
lnsigma exp	0.0384817	0.0195156	1.97	0.049	0.0002318	0.0767315	
lnsigma 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	
lnaverint							
lnvol	-0.0535716	0.0547925	-0.98	0.328	-0.160963	0.0538198	
lndis	-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							
Байесовский информационный критерий: 3995.631							

Источник: составлено авторами.

Имеющаяся литература по валютному курсу отмечает два важных феномена (см., например, [84]).

Во-первых, нестационарность реального эффективного валютного курса (и долгосрочное отклонение от паритета покупательной способности в том виде, в каком он рассчитывается программой международных сопоставлений ООН). Как было установлено в ходе проверки гипотез и анализа данных, в рассматриваемой выборке этот феномен статистически значимо присутствует (см. таблицу **Ошибка! Источник ссылки не найден.**, наглядно продемонстрировавшую нестационарность временных рядов реального эффективного валютного курса для всех субъектов).

Несмотря на то, что предлагалось много объяснений систематического отклонения валютного курса от паритета покупательной способности, необходимо заострить внимание читателей на том, как неадекватно сформулированы корзины для расчётов ППС по сравнению с тем, что реально продаётся и покупается на международных рынках. В

современной мировой экономике доминирующее значение приобретает купля-продажа готового бизнеса, не вошедшая в анализ программы международных сопоставлений [85].

Во-вторых, ("загадка процентных ставок" - *interest rate puzzle*) нестационарность избыточного дохода от процентного арбитража. Для настоящей работы, поскольку основное внимание уделяется волатильности, "загадка процентных ставок" не является центральным предметом исследования, но способна помочь с интерпретацией статистической значимости отрицательного коэффициента при переменной *stintdiff* (-6.525876).

В данном исследовании были поставлены две гипотезы о взаимном влиянии интенсивности торговли и волатильности парных реальных валютных курсов.

Во-первых, предполагалось, что волатильность парных реальных валютных курсов отрицательно влияет на интенсивность торговли. 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.

В данной работе было ещё раз сделано наблюдение, широко отмечаемое в имеющейся литературе, что гипотеза отрицательного влияния волатильности парных реальных валютных курсов на интенсивность торговли не находит подтверждения в выборке. Данная модель является гибридом между стандартными макромоделями и моделями, основанными на панелях микроданных. Это даёт возможность сопоставить результаты с результатами моделей, дезагрегированных до уровня товарной группы (см., например, [86] и другие работы Бахмани-Оскуи и его коллег).

Коэффициент при переменной *Invol* в уравнении логарифма средней интенсивности торговли оказался отрицательным, но статистически незначимо отличным от нуля (-0.0535716).

Гравитационное уравнение интенсивности торговли практически во всех спецификациях показывает, что волатильность валюты в том понимании, которое придаётся этому термину в настоящей работе, не может рассматриваться как статистически значимый фактор, влияющий на интенсивность самой торговли. Иными словами, прямой и обычный механизм воздействия нестабильности валютного курса на торговлю в изучаемый период не действовал. Обратный механизм, от торговли к волатильности обменного курса, имел ряд оснований для того, чтобы действовать в данной выборке.

Объяснением подобного феномена обычно называется использование фирмами инструментов управления валютным риском. Можно подходить к этому процессу с двух сторон:

– во-первых, искать подтверждений в опыте российских компаний. Косвенным свидетельством используемого на практике инструментария (хеджирование, валютная оговорка, валютный арбитраж) является статья (Kosarev et al., 2012 [87]), написанная "по мотивам" управления валютными рисками на Магнитогорском металлургическом комбинате - одном из ключевых российских экспортёров.

– во-вторых, предположить эффективную обработку информации фондовым рынком и смотреть на чувствительность корпоративных доходов, дивидендов или (что лучше с точки зрения качества данных) курсов акций относительно сдвигов в валютном курсе (или изменений в волатильности последнего). Одной из работ в этом ключе является публикация К.Виндзора из резервного банка Австралии [88]. В ней не разграничивается валютный риск при торговле и валютный риск при заимствованиях (или кредитах), деноминированных в иностранной валюте, но делаются далеко идущие выводы о чувствительности к колебаниям курса как в целом котирующихся на бирже компаний, так их подгруппы - высокочувствительных фирм (таблица 6).

Таблица 6 - Чувствительность фирм к анизотропному изменению валютного курса на развивающихся рынках (по Уилсону)

Страна	Доля фирм (%) с высокой чувствительностью к	
	удорожанию нац. валюты	обесценению нац. валюты
КНР	41.248	0.310
Аргентина	26.391	7.770
Турция	16.742	6.010
Колумбия	0.130	36.110
ЮАР	0.570	30.740
Россия	10.661	25.250
Чили	0.135	6.660
Бразилия	0.576	48.060
Индонезия	2.661	24.970
Мексика	1.457	52.220
Польша	0.801	38.130
Таиланд	1.625	18.170
Малайзия	1.846	11.970
Индия	0.312	57.210
Филиппины	1.521	18.660

Примечания:

- 1 Источник: [88].
- 2 Расчеты велись против корзины валют с весами по товарообороту (Trade Weighted Index).

Вторая поставленная гипотеза предполагала, что чем выше интенсивность торговли между странами, тем менее волатильны их парные реальные валютные курсы. Эта гипотеза настоящим исследованием была подтверждена.

В приведённой выше системе (таблица 5) оказываются статистически значимыми (на 5-процентном уровне):

1 в уравнении волатильности:

- инерционный показатель прошлой волатильности $vlag$, с ожидаемым положительным знаком, что свидетельствует об инерционности эпизодов волатильности валютного курса;

- логарифм средней интенсивности торговли $lnaverint$, причём в этом интересующем нас коэффициенте знак отрицателен, показывая, 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-партнёра, тем, как это ни странно, выше волатильность валютного курса по отношению к рублю;

- 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 $Indis$ (в целом стандартный результат гравитационных моделей торговли), с ожидаемым отрицательным знаком;

- санкционный индикатор s (ожидаемо с отрицательным знаком коэффициента, поскольку отражает ухудшение отношений между Россией и странами-партнёрами).

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 данной модели за канал фондового рынка.

Изначально для второй гипотезы работы было отобрано из экономической литературы несколько объяснений - каналов, через которые интенсивность торговли оказывает стабилизирующее влияние на парные реальные валютные курсы:

– возвращение платёжного баланса в равновесное состояние при помощи торговых потоков. Исследование не могло выявить то, насколько это объяснение соответствует действительности, но открыло путь для дальнейшей разработки ответа на этот вопрос. При помощи панельных данных на уровне отдельных торговых поставок может оказаться возможным составить количественную модель поведения экспортёра/импортёра и проанализировать реакцию на изменение валютных курсов как с точки зрения управления портфелем рисков, так и в контексте задачи максимизации прибыли.

– то постулируемое обстоятельство, что страны, активно вовлеченные в торговлю, имеют большую долю импортных товаров в домашней потребительской корзине, ввиду этого изменения парных номинальных валютных курсов могут существенно и сонаправленно влиять на цены домашних товаров, сглаживая колебания парных реальных валютных курсов. Как и в случае предыдущего объяснения, исследование установило недостаточность имеющейся статистики для ответа на этот вопрос. Тем не менее, в ближайшие несколько лет в распоряжении авторского коллектива может оказаться набор статистики внутренних цен, который позволит не только рассчитывать эффекты пропуска, но и другие характеристики стратегии ценообразования на импортные товары (и её агрегированное влияние на инфляцию, и, соответственно, на реальный эффективный валютный курс).

– сходство корзин товаров близких торговых партнеров и, по этой причине, подверженность их схожим шокам. Данный факт гармонизирует колебания уровней цен в странах-партнерах, уменьшая волатильность их реальных парных валютных курсов. В то время, как для стран Европейского Союза (кроме Нидерландов, и, до референдума о выходе, Великобритании) это объяснение могло бы сработать (из-за высокой доли внутриотраслевой торговли), при сопоставлении структуры экономики, и корзин торгуемых товаров стран, включённых в выборку в настоящей работе, и Российской Федерации, разговор о степени близости становится неуместным. Фундаментальное различие между страной-экспортёром и импортёром природных ресурсов настолько велико, что данное объяснение нуждается в серьёзной переработке.

– последнее постулированное объяснение делает упор на фактор транзакционных издержек: высокая интенсивность торговли между странами свидетельствует о низких транзакционных издержках совершения торговых сделок между ними. Из этого факта следует, что даже при достаточно небольших отклонениях цен однородных товаров в этих странах от закона единой цены арбитраж быстро

восстанавливает равенство цен, что не позволяет уровням цен рассматриваемых странах сильно отклоняться друг от друга, что сокращает волатильность парных реальных валютных курсов. Исследование не ставило своей целью проверить выполнение "закона единой цены" и оценку скорости ценового арбитража, однако все имеющиеся свидетельства относительно паритета покупательной способности и сопоставления уровней цен в разных странах (прежде всего, в России и Европейском Союзе) говорят о том, что различия в ценах сохраняются длительное время.

В ходе исследования было выявлено и ещё 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 среднеквадратическое отклонение суммы торговых сделок, выраженных в данной валюте, тем, при прочих равных условиях, меньше волатильность. Вместе с тем небольшое абсолютное значение коэффициента при переменной $\ln \sigma_{exp}$ (0.0384817) и незначимость коэффициентов при остальных микроструктурных переменных делают целесообразным проведение дальнейших исследований в этом направлении.

Значение разработанной модели двояко:

- с одной стороны, интегрируя микро- и макроданные, можно проверить гипотезы, неразрешимые с точки зрения анализа, основанного только на агрегированных данных. Это относится к проблеме выбора компаниями стратегии управления валютным риском, а также к проблеме влияния событий в торговых отношениях на валютный рынок.
- с другой стороны, проведённые расчёты непосредственно показали, что из всех каналов воздействия на волатильность валютного курса наиболее существенными являются кредитный, макроторговый (интенсивность торгово-экономических связей между двумя странами) и микроструктурный (степень разброса - среднеквадратическое отклонение - объёма транзакций по экспорту).

Для российской экономической политики может быть сделано четыре вывода:

- 1 Информативность микроэкономических данных может способствовать совершенствованию моделей валютного рынка Центрального Банка России.
- 2 Санкционные режимы наносят количественно ощутимый урон внешнеторговым отношениям Российской Федерации.

3 Исследование не выявило устойчивого воздействия сравнительной динамики фондового рынка на волатильность валютного курса, что может иметь прикладное значение при регулировании российских бирж ценных бумаг.

4 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.

Заключение

Настоящее исследование посвящено анализу влияния интенсивности взаимной торговли на парные валютные курсы РФ и ее торговых партнеров.

Полученные результаты показывают, что:

1 С одной стороны, волатильность реального валютного курса не оказывает статистически значимого влияния на интенсивность торговых связей со основными странами-торговыми партнерами России (Бельгия, Великобритания, Германия, Италия, Нидерланды, Польша, Республика Корея, США, Турция, Финляндия, Франция и Япония), но, с другой стороны, увеличение средней интенсивности торговых связей со страной-партнером на 1% обуславливает сокращение волатильности реального эффективного валютного курса на 0.3%

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

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

4 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%.

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

6 Исследование не выявило устойчивого воздействия сравнительной динамики фондового рынка 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.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

- [1] R. Mundell, «A theory of optimum currency areas,» *The american economic review*, т. 51, № 4, September 1961.
- [2] J. Meade, «The balance of payments problems of a free trade area,» *Econ. Jour.*, т. 67, September 1957.
- [3] T. Scitovsky, «Economic theory and western european integration,» *Stanford*, 1958.
- [4] P. Holden, M. Holden и E. Suss, «The determinants of exchange rate flexibility an empirical investigation,» *The review of economics and statistics*, т. LXI, № 3, August 1979.
- [5] . E. Tower и T. Willett , «The Theory of Optimum Currency Areas and Exchange Rate Flexibility,» *Special Papers in International Economics, International Finance Section, Princeton University*, № 11, 1976.
- [6] M. Fleming, «Domestic Financing Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates,» *IMF Staff Papers*, № 9, November 1962.
- [7] G. Haberler, «The International Monetary System: Some Recent Developments and Discussion,» *Princeton University Press*, 1970.
- [8] M. Devereux и P. Lane , «Understanding bilateral exchange rate volatility,» *Journal of international economics*, т. 60, № 1, May 2003.
- [9] T. Bayoumi и B. Eichengreen, «Exchange rate volatility and intervention: implications of the theory of optimum currency areas,» *Journal of international economics*, № 45, 1998.
- [10] M. Bleaney, «Fundamentals and exchange rate volatility,» *niversity of Nottingham, Discussion Papers* , т. 03, № 06, February 2006.
- [11] H. Hau, «Real exchange rate volatility and economic openness: theory and evidence,» *Journal of Money, Credit and Banking*, т. 34, № 3, 2002.
- [12] J. Frankel и K. Froot, «The dollar as speculative bubble: a tale of fundamentalists and chartists,» *NBER Working Paper*, т. 1854, March 1854.
- [13] H. Hau, «Exchange rate determination: the role of factor price rigidities and nontradeables,» *Journal of international economics*, т. 50, 2000.
- [14] M. Obstfeld и K. Rogoff, «The mirage of fixed exchange rates,» *Journal of economic perspectiv*, т. 9, № 4, 1995.
- [15] M. Obstfeld и K. Rogoff, «Foundations of international macroeconomics,» *Cambridge, Mass.: MIT Press*, 1996.
- [16] R. Barro, «Economic growth in a cross section of countries,» *Quarterly journal of economics*, т. 106, № 2, 1991.
- [17] A. Cukierman, «Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcome,» *World bank economic review*, т. 6, № 3, 1992.
- [18] C. Calderon, «Trade openness and real exchange rate volatility: panel data evidence,» *Working Papers Central Bank of Chile*, т. 294, Decemder 2004.
- [19] K. Rogoff, «International institutions for reducing global financial instability,» *NBER working paper series*, т. 7265, July 1999.
- [20] J. Sachs и A. Warner, «natural resource abundance and economic growth,» *NBER Working Paper* , № 5398, December 1995.
- [21] P. Lane и M. Milesi-Ferrett, «International financial integration,» *IMF Staff Papers*, т. 50, 2003.
- [22] C. Reinhart и K. Rogoff, «The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation,» *NBER Working Paper*, № 8963, May 2002.
- [23] C. Broda и J. Romalis, «Identifying the relationship between trade and exchange rate volatility,» *National Bureau of Economic Research*, т. 20, February 2011.
- [24] P. Krugman, «Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade,» *American Economic Review*, т. 70, № 5, 1980.
- [25] R. Feenstra, J. Romalis и P. Schott , «U.S. exports, 1972–1994, with state exports and other U.S. data,» *NBER Working Paper*, т. 5990, April 1997.
- [26] J. Frankel и A. Rose, «An estimate of the effect of currency unions on trade and growth,» *Quarterly Journal of Economics*, т. 117, № 2, 2002.
- [27] International Monetary Fund, «Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions,» 1996.

- [28] J. Rauch, «Networks versus markets in international trade,» *Journal of International*, т. 48, № 7, 1999.
- [29] D. Cho и A. Doblas-Madrid, «Trade intensity and purchasing power parity,» *Journal of International Economics*, January 2014.
- [30] K. Rogoff, «Interview with the region,» 2008. [В Интернете].
- [31] C. Betts и T. Kehoe, «Real exchange rate movements and the relative price of non-traded goods,» *Research Department Staff Report, Federal Reserve Bank*, т. 415.
- [32] Clark P.B., «Uncertainty, exchange risk, and the level of international trade,» *Economic Inquiry*, т. 11, № 3, pp. 302–313, 1973.
- [33] Ethier W., «International Trade and the Forward Exchange Market,» *The American Economic Review*, т. 63, № 3, pp. 494-503, 1973.
- [34] Baron D. P., «Flexible Exchange Rates, Forward Markets, and the Level of Trade,» *The American Economic Review*, т. 66, № 3, pp. 253-266, 1976.
- [35] Hooper P. and Kohlhagen S., «The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade,» *Journal of International Economics*, т. 8, № 4, pp. 483-511, 1978.
- [36] Cushman D. O., «The effects of real exchange rate risk on international trade,» *Journal of International Economics*, № 15, pp. 45-63, 1983.
- [37] De Grauwe P. and Verfaillie G., «Exchange Rate Variability, Misalignment and the European Monetary System,» University of Chicago Press, 1988.
- [38] Peree E. and Steinherr A., «Exchange rate uncertainty and foreign trade,» *European Economic Review*, № 33, pp. 1241-1264, 1989.
- [39] Bini-Smaghi L., «Exchange rate variability and trade: why is it so difficult to find any empirical relationship?,» *Applied Economics*, № 23, pp. 927-936, 1991.
- [40] Hondroyannis G. and Swamy P. and Tavlás G. and Ulan M., «Some Further Evidence on Exchange-Rate Volatility and Exports,» *Review of World Economics*, № 144, pp. 151-180, 2008.
- [41] Boug P. and Fagereng A., «Exchange rate volatility and export performance: A cointegrated VAR approach,» Statistics Norway, Research Department, 2007.
- [42] Tenreyro S., «On the trade impact of nominal exchange rate volatility,» *Journal of Development Economics*, № 82, p. 485–508, 2007.
- [43] Broda C. and Romalis J., «Identifying the Relationship between Trade and Exchange Rate Volatility,» University of Chicago Press, 2011.
- [44] Nicita A., «Exchange rates, international trade and trade policies,» United Nations, 2013.
- [45] Asteriou D. and Masatci K. and Pilbeam K., «Exchange rate volatility and international trade: International evidence from the MINT countries,» *Economic Modelling*, № 58, pp. 133-140, 2016.
- [46] Serenis D. and Tsounis N., «Does Exchange Rate Variation Effect African Trade Flows?,» *Procedia Economics and Finance*, № 14, p. 565 – 574, 2014.
- [47] Bahmani-Oskooee M. and Iqbal J. and Khan S.U., «Impact of exchange rate volatility on the commodity trade between Pakistan and the US,» *Economic Change and Restructuring*, т. 50, № 2, p. 161–187, 2017.
- [48] Auboin M. and Michele Ruta M., «The relationship between exchange rates and international trade: a review of economic literature,» WTO, 2011.
- [49] Clark P. and Tamirisa N. and Wei S.J., «Exchange Rate Volatility and Trade Flows - Some New Evidence,» INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2004.
- [50] M. Devereux и P. Lane, «Understanding Bilateral Exchange Rate Volatility,» *Journal of International Economics*, т. 60, № 1, pp. 109-132, 2003.
- [51] D. Cho и A. Doblas-Madrid, «Trade intensity and purchasing power parity,» *Journal of International Economics*, т. 93, № 1, p. 194–209, 2014.
- [52] R. Amano и S. Norden, «Terms of trade and real exchange rates: the Canadian evidence,» *Journal of International Money and Finance*, т. 14, № 1, pp. 83-104, 1995.
- [53] R. Mundell, «Theory of Optimum Currency Areas,» *The American Economic Review*, т. 5, № 4, pp. 657-665, 1961.
- [54] H. Hau, «Real Exchange Rate Volatility and Economic Openness: Theory and Evidence,» *Journal of Money, Credit and Banking*, т. 34, № 3, pp. 611-630, 2002.
- [55] C. Broda и J. Romalis, «Identifying the Relationship between Trade and Exchange Rate Volatility,» *Commodity Prices and Markets, NBER Book Series East Asia Seminar on Economics*, т. 20, 2011.
- [56] К. А. Холодидлин и А. Нецунаев, «Crimea and Punishment: The impact of sanctions on Russian and European economies,» *DIW Berlin Discussion Paper*, № 1569, pp. 1-18, Апрель 2016.

- [57] Федеральная таможенная служба, «Внешняя торговля Российской Федерации по основным странам и группам стран за январь-август 2017 г.,» 2004-2017. [В Интернете]. Available: http://www.customs.ru/index2.php?option=com_content&view=article&id=25865&Itemid=1977. [Дата обращения: 08 11 2017].
- [58] European Commission, "Trade in goods with Russia," 2017.
- [59] European Parliament, "Economic impact on the EU of sanctions over Ukraine conflict," 2015.
- [60] Austrian Institute of Economic Research, "Disrupted Trade Relations Between the EU and Russia: The Potential Economic Consequences for the EU and Switzerland," Vienna, 2015.
- [61] Eurostat, "New Release Euro Indicators," 8 June 2017.
- [62] J. Roaf, R. Atoyan, B. Joshi and K. Krogulski, 25 years of transition: post-communist Europe and the IMF, Wasintgton, D.C.: International Monetary Fund, 2014, p. 72.
- [63] European Economy, "Economic Crisis in Europe: Causes, Consequences and Responses," *European Economy*, no. 7, pp. 1-108, 2009.
- [64] B. Micallef, "The process of Economic Convergence in Malta and in the European Union," 2017.
- [65] A. Aslund, S. Guriev and A. Kuchins, Russia after the Global Economic Crisis, Peterson Institute for International Economics, 2010.
- [66] World Bank Group, "Balancing Economic Adjustment and Transformation," *Russia Economic Report*, no. 34, pp. 1-64, September 2015.
- [67] T. Chan, G. Golub and R. LeVeque, "Algorithms for Computing the Sample Variance: Analysis and Recommendations," *The American Statistician*, no. 37, pp. 242-247, 1983.
- [68] Московская Биржа, «Индексы,» 2011-2017. [В Интернете]. Available: <http://www.moex.com/ru/index/MICEXINDEXCF>. [Дата обращения: 03 11 2017].
- [69] L. Azimova, A. Mansilya-Kruz, A. Timofeev, A. Tregub, E. Shabunina and D. Shubochkin, "Russian Capital Market 2007," 2007.
- [70] A. Tregub and Y. Posokhov, "Russian Stock Market 2010. Events and Facts," 2010.
- [71] «Индекс РТС,» 2003-2017. [В Интернете]. Available: <http://stocks.investfunds.ru/indicators/view/218/>. [Дата обращения: 02 11 2017].
- [72] «Индекс ММВБ,» 2003-2017. [В Интернете]. Available: <http://stocks.investfunds.ru/indicators/view/216/>. [Дата обращения: 02 11 2017].
- [73] A. Y. Tregub, I. Y. Grabucha, A. V. Timofeyev, K. V. Zverev, I. P. Mizanov and Y. P. Rodionov, "Russian Stock Market 2015: Events and Facts," 2015.
- [74] Л. Постникова, *Статья: Документальное оформление отгрузки и продажи экспортных товаров, Бухучет в сельском хозяйстве ред.*, 2011.
- [75] 2015. [В Интернете]. Available: https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_94890/60cb6d3ad935e4f58f47fa2a61ae6f6bef1f6286/. [Дата обращения: 10 10 2016].
- [76] M. B. Devereux, W. Dong and B. Tomlin, "Exchange Rate Pass-Through, Currency of Invoicing and Market Share," *Bank of Canada Working Paper*, vol. 31, 08 2015.
- [77] M. Auboin и M. Ruta, «The relationship between exchange rates and International Trade: A review of economic literature,» World Trade Organization (WTO), Economic Research and Statistics Division, 2011.
- [78] Y. Lovcha and A. Perez-Laborda, "Is exchange rate – Customer order flow relationship linear? Evidence from the Hungarian FX market," *Journal of International Money and Finance*, vol. 35, pp. 20-35, 2013.
- [79] M. Evans and R. Lyons, "Order flow and exchange rate dynamics,," *Journal of Political Economy*, vol. 102, no. 1, pp. 170-180, 2002.
- [80] M. Frömmel, R. McDonald and L. Menkhoff, "Markov switching regimes in a monetary exchange rate model," *Economic Modelling*, vol. 22, no. 3, p. 485–502, 2005.
- [81] F. Charef, "Modeling the Volatility of Exchange Rates: GARCH Models," *Academic Journal of Economic Studies*, vol. 3, pp. 39-47, 2017.
- [82] W. Gaglianone and J. Marins, "Evaluation of exchange rate point and density forecasts: An application to Brazil," *International Journal of Forecasting*, vol. 33, no. 3, p. 707–728, 2017.
- [83] J. Héricourt and C. Nedoncelle, "How Multi-Destination Firms Shape the Effect of Exchange Rate Volatility on Trade: Micro Evidence and Aggregate Implications," March 2016.
- [84] K. Juselius and K. Assenmacher, "Real exchange rate persistence and the excess return puzzle: the case of Switzerland versus the US," *Journal of Applied Econometrics*, pp. 1-11, 2017.
- [85] М. А. Портной, *Деньги в национальном и мировом хозяйстве*, М.: Магистр, 2017.

- [86] M. Bahmani-Oskooee, J. Iqbal and S. U. Khan, "Impact of exchange rate volatility on the commodity trade between Pakistan and the US," *Economic Change and Restructuring*, vol. 50, no. 2, pp. 161-187, 2017.
- [87] A. Kosarev, A. Nepp, A. Domnikov, O. Rutschizkaja и J. Campbell, «Currency risk management: the experience of a Russian company,» *Ekonomika a Management (University of Economics, Prague)*, № 4, pp. 5-14, 2012.
- [88] C. Windsor, "Currency Risk at Emerging Market Firms," p. 59-70., June 2016.
- [89] J. Aron, R. Macdonald and J. Muellbauer, "Exchange Rate Pass-Through in Developing and Emerging Markets: A Survey of Conceptual, Methodological and Policy Issues, and Selected Empirical Findings," *The Journal of Development Studies*, vol. 50, no. 1, pp. 101-143, 01 2014.
- [90] J. B. Taylor, «Aggregate dynamics and staggered contracts,» *The Journal of Political Economy*, т. 88, № 1, pp. 1-23, 02 1980.
- [91] G. A. Calvo, «Staggered prices in a utility-maximizing framework,» *Journal of Monetary Economics*, т. 12, № 3, pp. 383-398, 1983.
- [92] D. Romer, *Advanced macroeconomics*, 4 ред., McGraw Hill, 2012.
- [93] J. M. Campa и L. S. Goldberg, «Exchange Rate Pass-Through into Import Price,» *Review of Economics and Statistics*, т. 87, № 4, pp. 679-690, 2005.
- [94] G. Gopinath и O. Itskhoki, «Frequency of Price Adjustment and Pass-through,» *Quarterly Journal of Economics*, т. 125, № 2, pp. 675-727, 05 2010.
- [95] G. Gopinath, O. Itskhoki and R. Rigobon, "Currency Choice and Exchange Rate Pass-Through," *American Economic Review*, vol. 100, no. 1, pp. 304-336, 2010.
- [96] G. A. Calvo, «Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework,» *Journal of Monetary Economics*, т. 12, № 3, pp. 383-398, 1983.
- [97] M. B. Devereux, W. Dong и B. Tomlin, «Exchange Rate Pass-Through, Currency of Invoicing and Market Shar,» *Bank of Canada Working Paper*, т. 31, 08 2015.
- [98] M. Marazzi и N. Sheets, «Declining exchange rate pass-through to U.S. import prices: The potential role of global factors,» *Journal of International Money and Finance*, т. 26, pp. 924-947, 2007.
- [99] H. Mumtaz, Ö. Oomen и J. Wang, «Exchange Rate Pass-Through into U.K. Import Prices: Evidence from Disaggregated Data,» *Staff Papers Federal Reserve Bank of Dallas*, № 14, 2011.
- [100] N. B. Cheikh и C. Rault, «Recent estimates of exchange rate pass-through to import prices in the euro area,» *Review of World Economics*, т. 152, № 1, pp. 69-105, 02 2016.
- [101] J. Taylor, «Low inflation, pass-through and the pricing power of firms,» *European Economic Review*, т. 44, № 7, p. 1389–1408, 2000.
- [102] J. Aron, G. Farrell, J. Muellbauer and P. Sinclair, "Exchange Rate Pass-through to Import Prices, and Monetary Policy in South Africa," *The Journal of Development Studies*, vol. 50, no. 1, pp. 144-164, 2014.
- [103] E. U. Choudhri и D. S. Hakura, «The Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices: The Role of Nominal Rigidities and Currency Choice,» *Journal of International Money and Finance*, т. 25, pp. 675-701, 09 2014.
- [104] R. Brun-Aguerre, A.-M. Fuertes and K. Phylaktis, "Exchange rate pass-through into import prices revisited: What drives it?," *Journal of International Money and Finance*, vol. 31, pp. 818-844, 2012.
- [105] O. De Bandt, A. Banerjee и T. Kozluk, «Measuring long-run exchange rate pass-through,» *The Open-Access Open-Assessment E-Journal*, т. 6, № 2, 2008.
- [106] M. Bussière и T. Peltonen, «Exchange Rate Pass-through in the Global Economy: The Role of Emerging Market Economies,» *European Central Bank Working Paper*, № 951, 2008.
- [107] Ю. Пономарев, П. Трунин и А. Улюкаев, «Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России,» *Вопросы экономики*, № 3, 03 2014.
- [108] Ю. Пономарев и П. Трунин, «Эффект переноса динамики обменного курса в цены в российских отраслях промышленности,» *Экономическая политика*, № 3, 03 2015.
- [109] B. Anderton, «Extra-Euro area manufacturing import prices and exchange rate pass-through,» *ECB Working Paper*, № 219, 2003.
- [110] J. M. Campa и J. M. Gonzá'lez, «Difference in exchange rate pass-through in the Euro area,» *European Economic Review*, т. 50, № 1, p. 121–145, 2006.
- [111] H. Faruqee, «Exchange rate pass-through in the Euro area,» *IMF Staff Papers*, т. 53, № 1, p. 63–88, 2006.
- [112] E. Hahn, «Pass-through of external shocks to Euro area inflation,» *ECB Working Paper*, № 243, 2003.
- [113] J. E. Ihrig, M. Marazzi и A. Rothenberg, «Exchange rate pass-through in the G7 economies,» *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper*, № 851, 2006.

- [114] 2016. [В Интернете]. Available: http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_101257/22a26e4f32c59b767b767e865dbd1a50aa451d18/. [Дата обращения: 10 10 2016].
- [115] 2015. [В Интернете]. Available: https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_105055/d0a89363789b4b0cc66d35b4a6c01e9c8cd6651b/. [Дата обращения: 10 10 2016].
- [116] 2012. [В Интернете]. Available: http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_93059/. [Дата обращения: 10 10 2016].
- [117] J. Campa и L. Goldberg, «The Evolving External Orientation of Manufacturing: Evidence from Four Countries.»» *Economic Policy Review*, т. 3, № 2, pp. 53-81, 1997.
- [118] R. Feenstra, «Integration of Trade and Disintegration of production in the global economy,» *The Journal of Economic Perspectives*, т. 12, pp. 31-50, 1998.
- [119] D. Hummels, J. Ishii и К.-М. Yi., «The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade,» *Journal of International Economics*, т. 54, № 1, pp. 75-96, 06 2001.
- [120] 2015. [В Интернете]. Available: <http://www.gks.ru/>. [Дата обращения: 03 06 2015].
- [121] Центральный Банк Российской Федерации, «Инфляционные ожидания населения в апреле 2015 г.,» 2015. [В Интернете]. Available: http://www.cbr.ru/dkp/standart_system/Infl_exp_15-04.pdf. [Дата обращения: 05 06 2015].
- [122] Центральный Банк Российской Федерации, «Об операциях Банка России на внутреннем валютном рынке,» 2015. [В Интернете]. Available: http://www.cbr.ru/press/pr.aspx?file=14052015_094944dkp2015-05-14T09_48_00.htm. [Дата обращения: 05 06 2015].
- [123] Центральный Банк Российской Федерации, «Выступление Председателя Банка России Э.С. Набиуллиной в Государственной Думе Российской Федерации 18 ноября 2014 года,» 2015. [В Интернете]. Available: http://www.cbr.ru/press/print.aspx?file=press_centre/Nabiullina_18112014.htm&pid=press&sid=ITM_16989. [Дата обращения: 05 06 2015].
- [124] Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации, Всероссийская академия внешней торговли, «Оперативный мониторинг экономической ситуации в России,» 2015. [В Интернете]. Available: http://iep.ru/files/text/crisis_monitoring/2015-8-may.pdf. [Дата обращения: 05 06 2015].
- [125] 2016. [В Интернете]. Available: <http://www.tks.ru/db/tnved/tree>. [Дата обращения: 10 10 2016].
- [126] Министерство иностранных дел и торговли Австралии, «Trade Import and Export Classification,» 2014. [В Интернете]. Available: <https://dfat.gov.au/about-us/publications/Documents/TRIEC-Trade-Import-and-Export-Classification.pdf>. [Дата обращения: 10 10 2016].
- [127] 2016. [В Интернете]. Available: <https://www.bis.org/>. [Дата обращения: 10 10 2016].
- [128] А. Божечкова, Е. Горюнов и П. Трунин, «Инфляция: пределы замедления,» *Оперативный мониторинг экономической ситуации в России*, pp. 5-8, 03 2016.
- [129] Bank of America, «Bank of America: России грозит риск дефляции,» 2016. [В Интернете]. Available: <http://tass.ru/ekonomika/2727282>. [Дата обращения: 10 10 2016].
- [130] 2016. [В Интернете]. Available: <http://www.levada.ru/indikatory/sotsialno-ekonomicheskie-indikatory/>. [Дата обращения: 10 10 2016].
- [131] V. V. Dobrynskaya и D. V. Levando, «A Study of Exchange Rate Pass-through effect in Russia,» *International College of Economics and Finance Working Paper*, 2005.