

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

Кнобель А.Ю., Ченцов А.М.

**Влияние обменных курсов и их волатильности на
внешнюю торговлю России с учетом её членства
в ЕАЭС**

Москва 2018

Аннотация. В работе мы анализируется литература, исследующая влияние волатильности обменных курсов на объем торговли, и показано, что ранние оценки, свидетельствовавшие о значительном росте торговли между странами, состоящими в валютных союзах, являются ошибочными, и вызваны рядом причин, связанных с эндогенностью статуса валютных союзов и наличием трендов в регрессионных переменных.

Один из разделов посвящен обзору литературы по общей проблематике эффектов обменных курсов на торговлю; в нем рассмотрен обширный класс моделей, описывающих спрос потребителей на импортные товары. Далее следует обзор эмпирических исследований, в которых, в том числе, изучается разница в оценке уравнений для случаев «малой открытой экономики» и «большой открытой экономики». В практической части работы оценивается влияние волатильности обменных курсов на объем торговли, используя панельные данные по 214 странам мира, используя прокси-переменную статуса валютных союзов.

Ключевые слова: ЕВРАЗИЙСКИЙ ЭКОНОМИЧЕСКИЙ СОЮЗ; ИНТЕГРАЦИОННАЯ ПОЛИТИКА; ТАРИФНЫЕ И НЕТАРИФНЫЕ БАРЬЕРЫ; ВОЛАТИЛЬНОСТЬ ОБМЕННЫХ КУРСОВ; МЕЖДУНАРОДНАЯ ТОРГОВЛЯ; МОДЕЛЬ СПРОСА НА ИМПОРТ; РОТТЕРДАМСКАЯ МОДЕЛЬ СПРОСА; «ПОЧТИ ИДЕАЛЬНАЯ МОДЕЛЬ СПРОСА».

Кнобель А.Ю., заведующий Лабораторией исследований международной торговли ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Ченцов А.М. научный сотрудник Лаборатории исследований международной торговли 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

Оглавление

ВВЕДЕНИЕ	4
1. ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ ПО ТЕМЕ ИССЛЕДОВАНИЯ ВЛИЯНИЯ ВОЛАТИЛЬНОСТИ ОБМЕННЫХ КУРСОВ НА ОБЪЕМ ТОРГОВЛИ.....	6
2 АНАЛИЗ ДИНАМИКИ И ВОЛАТИЛЬНОСТИ ОБМЕННЫХ КУРСОВ ВАЛЮТ РОССИИ И СТРАН ЕАЭС	14
3 ФОРМУЛИРОВКА МОДЕЛЕЙ.....	30
4 ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ	36
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ	76

ВВЕДЕНИЕ

Важнейшим фактором, влияющим на торговлю и развитие российской экономики, является курс национальной валюты. В то же время, динамика обменного курса рубля к валютам основных торговых партнеров за последние несколько лет была очень неоднородной и характеризовалась периодами резких снижений и подъемов. Так, разница между максимальным и минимальным значениями курса доллара к рублю в 2014 г. составила более 45 руб., а в 2015 и 2016 г. – более 20 руб. В значительной степени такие колебания курса объясняются отказом Центрального банка РФ от продолжения политики бивалютного коридора осенью 2014 г.

В связи с этим, актуальной задачей является оценка эффектов от изменения номинального обменного курса, как связанных с изменением относительных цен импортных и отечественных товаров, так и связанных с возможными действиями поставщиков товаров по защите от валютных рисков. Для решения первой из этих задач по отношению к отдельной товарной группе, можно оценивать модели спроса на импорт и вычислять перекрестные ценовые эластичности. Вторая задача требует учет влияния волатильности обменных курсов на объем торговли.

Целью нашей работы является совершенствование моделей спроса на импорт, адаптированных для российской экономики в предыдущих исследованиях, для получения более точных оценок параметров спроса. Для этого мы добавляем переменные волатильности обменных курсов в «Почти идеальную модель спроса» и проводим сравнение результатов с полученными в работах, где использовались более простые функциональные формы зависимости спроса на товар от обменного курса валют.

Альтернативой такому подходу является поочередная оценка влияния уровня и волатильности обменных курсов на торговлю, но, если для первой из этих двух задач существует множество вариантов решения с хорошо известной методологией, то по отношению к влиянию волатильности обменных курсов на торговлю в научной литературе нет единого мнения. Так, с одной стороны, в работе Klein, Shambaugh (2006) [1] было показано, что обнуление волатильности обменного курса путем введения привязки валюты одной страны к валюте другой, приводит к небольшому

увеличению торговли между этими странами. С другой стороны, в работе Taglioni (2002) [2] автор делает вывод, что негативный эффект волатильности курсов на торговую активность мал, если вообще имеет место; к аналогичному результату пришли авторы обзоров МВФ в 1984 и 2004 г. Несмотря на то, что в литературе представлено довольно небольшое количество работ, исследующих влияние волатильности курсов на объем торговли, существует большой объем эмпирической литературы, посвященной оценке влияния валютных союзов на международную торговлю. В большинстве этих работ основной причиной роста торговли между парой стран, вступающих в валютный союз, считается обнуление волатильности обменного курса. Таким образом, в качестве косвенного способа оценки влияния волатильности обменных курсов на торговлю можно использовать изменения объемов торговли между странами, вступающими или выходящими из валютных союзов. Поскольку статус валютного союза и волатильность обменного курса между странами сильно скоррелированы, то первый показатель может выступать в качестве прокси-переменной при регрессионном оценивании эффектов волатильности.

1. ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ ПО ТЕМЕ ИССЛЕДОВАНИЯ ВЛИЯНИЯ ВОЛАТИЛЬНОСТИ ОБМЕННЫХ КУРСОВ НА ОБЪЕМ ТОРГОВЛИ

В классической работе Mussa (1986) [3] было показано, что волатильность номинального обменного курса практически полностью передается в волатильность реального обменного курса. Исходя из этого, можно предположить, как минимум, два механизма влияния волатильности на реальную экономику и торговлю. Во-первых, агенты, принимающие на себя валютные риски, должны требовать большую премию при росте риска (волатильности), во-вторых, для реальных обменных курсов известны исследования эффекта гистерезиса: экономика по-разному реагирует на снижение и повышение реального обменного курса [4], предположительно за счет издержек заключения контрактов. Исходя из этого, можно сделать вывод, что более волатильный обменный курс при прочих равных может негативно влиять на двухстороннюю торговлю между странами.

В работе Klein, Shambaugh (2006) [1] авторы оценивали гравитационные модели двухсторонней торговли:

$$\ln(T_{ijt}) = \alpha_1 X_{ijt} + \alpha_2 Z_{ij} + \beta_1 F_{1,ijt} + \beta_2 F_{2,ijt} + \beta_3 CU_{ijt} + \beta_4 v_{ijt} + \beta_5 v_{ijt}^2 + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

В этой модели $\ln(T_{ijt})$ – логарифм усредненной двухсторонней торговли между странами i и j в период t ; X_{ijt} – набор контрольных переменных, типичных для гравитационных моделей (таких как ВВП стран или численность населения в них); Z_{ij} – контрольные переменные, фиксированные во времени (площадь стран, расстояние между ними, выход к морю и т.п.); CU_{ijt} – дамми-переменные статуса валютного союза между странами i и j в период t .

Такая регрессионная модель отличается от стандартных моделей, применявшихся для оценки эффектов валютных союзов только наличием переменных

Авторы указывают, что прямая оценка коэффициентов регрессии при значениях волатильности v_{ijt} и квадрата волатильности v_{ijt}^2 обменного курса

приводит к статистически незначимым коэффициентам – что также наблюдалось в предшествующей литературе по данной теме. Поэтому они оценивают влияние волатильности на торговлю косвенным способом, используя дамми-переменные на прямую и непрямую привязку валютного курса между парами стран.

По определению авторов, прямая привязка валютного курса имеет место, если номинальный обменный курс между двумя странами за исследуемый год остается в рамках интервала $\pm 2\%$, либо между этими странами существует валютный паритет как минимум 11 месяцев в году (этот вариант использовался для учета подстроек фиксированного курса; около 4% от общего количества прямых привязок). Важным моментом является несимметричность такого определения: авторы, в том числе используя официальные документы, выделяли «базовую» страну для каждого из случаев прямой привязки. Базовая страна выбиралась среди стран с валютой, имевшей широкое распространение в мире, и региональных лидеров.

Понятие непрямой привязки валютного курса, предложенное авторами, можно проиллюстрировать на примере Бутана, для которого длительное время имела место привязка курса валюты к индийской рупии, в то время как Индия использовала прямую привязку к доллару США.

Оценивая гравитационные модели (1) с различными фиксированными эффектами, авторы приходят к выводу, что прямая привязка курса валюты должна давать статистически значимый прирост торговли на 20-35% при прочих равных, а регрессионный коэффициент при дамми на непрямую привязку неотличим от нуля.

В завершение описания этой работы, можно добавить, что поскольку не прямые привязки валютных курсов формируются менее целенаправленно, оценка эффекта на торговлю от них, вероятнее всего, является менее смещенной.

Другим косвенным способом ответить на вопрос о влиянии волатильности обменных курсов на объем торговли является исследование валютных союзов. В ряде работ, посвященных этой теме, авторы делали вывод о значительном увеличении торговли между странами, состоящими в валютных союзах. Так, в работе Rose (2000) автор приходит к выводу о трехкратном увеличении торговли; в работе Glick and Rose (2002) (используются панельные данные за 1948-1997) оцененный эффект от вхождения в ВС – двукратное увеличение торговли; Вагго,

Тенреуго (2007): ВС увеличивают торговлю в 7 раз; Alesina, Barro, and Tenreyro (2002) - увеличивают в 14 раз.

Работа [5] посвящена исследованию влияния нахождения стран в валютных союзах (ВС) на объем торговли между ними. Авторы обосновывают актуальность своего исследования тем, что в мире увеличивается количество стран в ВС: Словения (2007), Кипр (2008), Эстония (2011), Латвия (2014), Литва (2015) – недавно присоединились к еврозоне; Болгария, Хорватия, Чехия, Венгрия, Польша, Румыния – возможно присоединятся в будущем. В то же время, в ряде других стран рассматривается возможность выхода из еврозоны: за это выступают “Движение 5 звезд” в Италии, ряд партий в Греции, Ле Пен во Франции и др. Ключевым вопросом в таких ситуациях является, как повлияет вступление/выход из еврозоны на объем торговли, а, следовательно, и на состояние экономики.

Авторы статьи, используя панельные данные о двухсторонней торговле (усредненный импорт и экспорт) между 213 странами мира, оценивают влияние нахождения в валютном союзе на торговлю. В работе тестируется гипотеза о том, что нахождение в ВС не влияет на объем торговли между странами, отдельно выделяя эффект от нахождения в еврозоне.

В работе используются данные об объемах торговли, полученные из базы данных Direction of Trade Statistics Международного Валютного Фонда, данные о величинах ВВП полученные из базы World Development Indicators Всемирного Банка. Кроме того, ряд используемых показателей получен из Penn World Table v7.1 и из базы International Financial Statistics МВФ.

Авторы оценивают две спецификации модели:

Панельная регрессия с фиксированными эффектами:

$$\ln(T_{ijt}) = \gamma CU_{ijt} + \beta Z_{ijt} + \gamma_{ij} + \delta_t + \tau_{ijt}, \quad (2)$$

где T_{ijt} – усредненная двухсторонняя торговля между странами i и j в год t ; CU_{ijt} – дамми-переменная для валютного союза; γ_{ij} – фиксированные эффекты для пары стран; δ_t – фиксированные эффекты года; Z_{ijt} – набор остальных контрольных

переменных, включающих ВВП стран, расстояние между ними и прочие контрольные переменные, характерные для гравитационных моделей.

Панельная регрессия с множественными дамми-переменными (LSDV–модель):

$$\ln(X_{ijt}) = \alpha CU_{ijt} + \beta Z_{ijt} + \gamma_{ij} + \lambda_{it} + \psi_{jt} + \tau_{ijt}, \quad (3)$$

где X_{ijt} – экспорт из страны i в страну j в год t ; CU_{ijt} – дамми-переменная для валютного союза; Z_{ijt} – набор других контрольных переменных (включая ВВП, индикаторы торговых союзов и т.п.); γ_{ij} – фиксированные эффекты для пары стран; λ_{it} – фиксированные эффекты Экспортер-год; ψ_{jt} – фиксированные эффекты Импортер-год.

Для моделей (2) и (3) авторы получают оценки коэффициентов β . Их t -статистики свидетельствуют о статистической значимости эффекта от нахождения в валютном союзе.

Результаты оценки модели (2) представлены в таблице 1:

Таблица 1 - Оценки влияния валютных союзов на торговлю, полученные для гравитационной модели с фиксированными эффектами.

	EER 2002	Новые результаты	Дезагрегированный EMU	Дезагрегированные ВС
Все ВС	0.65 (0.05)	0.63 (0.07)		
Все ВС кроме EMU			0.75 (0.10)	
EMU			0.41 (0.05)	0.41 (0.05)
CFA зона франка				0.79 (0.29)
Восточнокарибский ВС				-0.24 (0.29)
Австралийский доллар				0.81 (0.37)
Британский фунт				0.93 (0.12)
Французский франк				1.00 (0.15)
Индийская рупия				1.70 (0.55)

	EER 2002	Новые результаты	Дезагрегированный EMU	Дезагрегированные ВС
Доллар США				0.09 (0.21)
Другие ВС				1.15 (0.35)
R ² -within	0.12	0.20	0.20	0.20
Период	1948- 1997	1948-2013	1948-2013	1948-2013
Наблюдений	219558	426953	426953	426953
Фиксированные эффекты для пар стран	11178	14801	14801	14801

Источник: [6].

Примечание: 1-й столбец– оценка усредненного эффекта по всем ВС из предыдущей статьи этих же авторов; 2-й столбец – новая оценка усредненного эффекта ВС; 3-й столбец – оценка влияния нахождения в еврозоне (EMU) на объем торговли; 4-й столбец – дезагрегированное влияние на торговлю наиболее крупных валютных союзов.

Результаты оценки модели (3) представлены в таблице 2.

Таблица 2 - Результаты оценки LSDV-модели эффекта валютных союзов на односторонний объем торговли

Фиксированные эффекты:	экспортер*год, импортер*год			экспортер*год, импортер*год, пары стран		
	Все ВС	Дезагр. EMU	Дезагр. ВС	Все ВС	Дезагр. EMU	Дезагр. ВС
Все ВС	0.51 (0.02)			0.34 (0.02)		
Все ВС кроме EMU		0.76 (0.02)			0.30 (0.03)	
EMU		-0.65 (0.03)	-0.64 (0.03)		0.43 (0.02)	0.43 (0.02)
CFA зона франка			0.74 (0.03)			0.58 (0.10)
Восточнокарибский ВС			1.83 (0.06)			-1.64 (0.11)
Австралийский доллар			1.27 (0.10)			0.39 (0.20)
Британский фунт			0.26 (0.03)			0.55 (0.03)
Французский франк			1.84 (0.08)			0.87 (0.08)
Индийская рупия			0.03 (0.10)			0.52 (0.11)
Доллар США			0.02 (0.05)			-0.05 (0.06)
Другие ВС			1.37 (0.06)			-0.10 (0.06)
Количество FE страна*год	22438	22438	22438	22438	22438	22438
количество FE для пар стран	n/a	n/a	n/a	33886	33886	33886
R ²	0.72	0.72	0.72	0.86	0.86	0.86
RMSE	1.93	1.93	1.93	1.42	1.42	1.42

Источник: [6].

В колонках 1-3 и 4-6 таблицы приводятся значения усредненных и дезагрегированных эффектов валютных союзов. Отличия между спецификациями в кол. 1-3 и 4-6 – в использовании (во втором случае) набора фиксированных эффектов γ_{ij} для регрессии (3); для спецификаций 1-3 эти фиксированные эффекты занулялись.

Основными результатами работы являются оценки величины влияния валютных союзов на объем торговли: полученные результаты свидетельствуют о ~50%-ном увеличении объема торговли между странами, находящимися в ВС.

Достоинством работы является использование различных методов для проверки полученного результата, а также проверка гипотезы о равенстве (по абсолютному значению) эффектов от входа и выхода из ВС. Авторы аргументируют отличие результатов, полученных в модели (3) ролью фиксированных эффектов для пар стран. В то же время, оценки по спецификации (3) близки по значению с оценками модели (2).

Для аргументации симметричности эффектов входа и выхода из ВС, авторы приводят графики изменения значений фиксированных эффектов года, в зависимости от длительности до изменения статуса ВС (метод Бергера-Ницша [7]), и показывают, что соответствующий рост/падение торговли действительно имеет место.

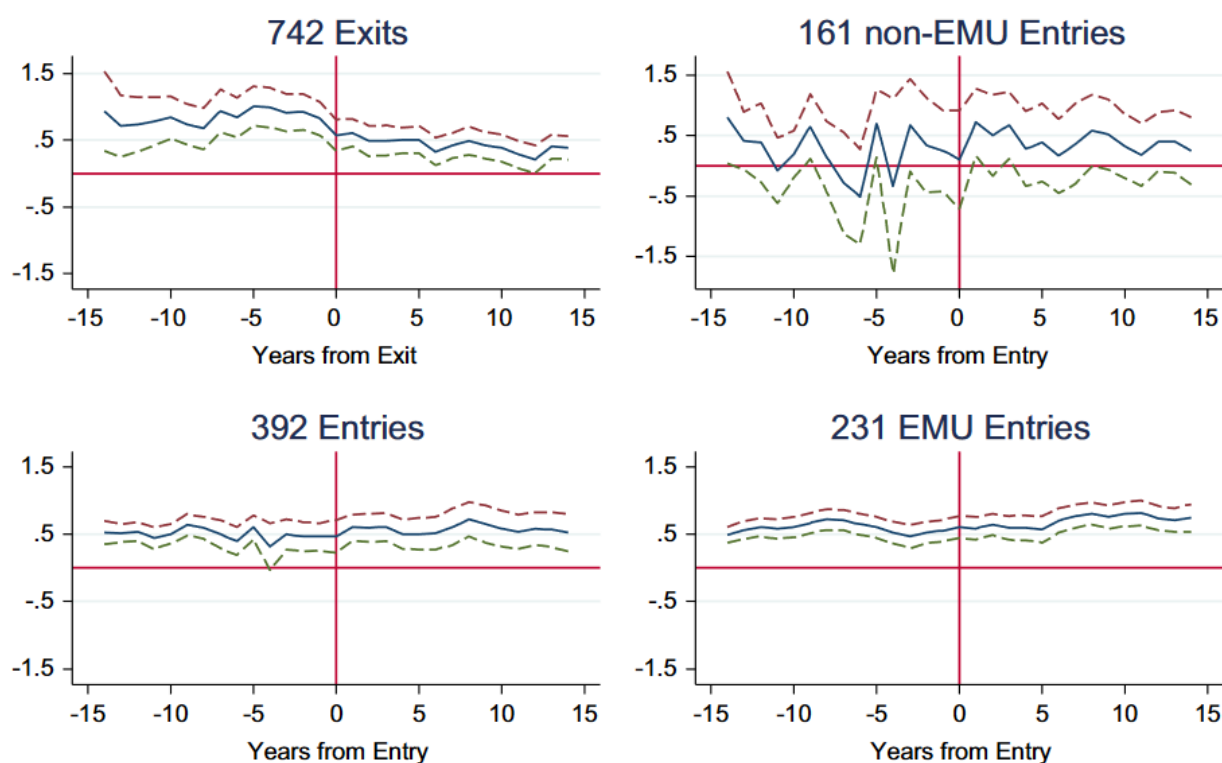


Рисунок 1 - Оценки дамми-переменных «Фиксированные эффекты годов до и после выхода (график слева сверху), либо входа (остальные графики) в валютный союз».

Источник: [6].

Среди недостатков статьи можно отметить использование нестационарных величин при оценке регрессий: с обеих сторон уравнений (2) и (3) находятся переменные, имеющие тренд – в такой ситуации возможно возникновение кажущейся взаимосвязи между компонентами уравнений. Кроме того, возможно, что полученные авторами оценки являются смещенными из-за эндогенности статуса ВС и проблем с пропущенными переменными. Примером такой ситуации является распад валютного союза между Индией и Пакистаном в 1965 г. по причине военных действий между этими странами.

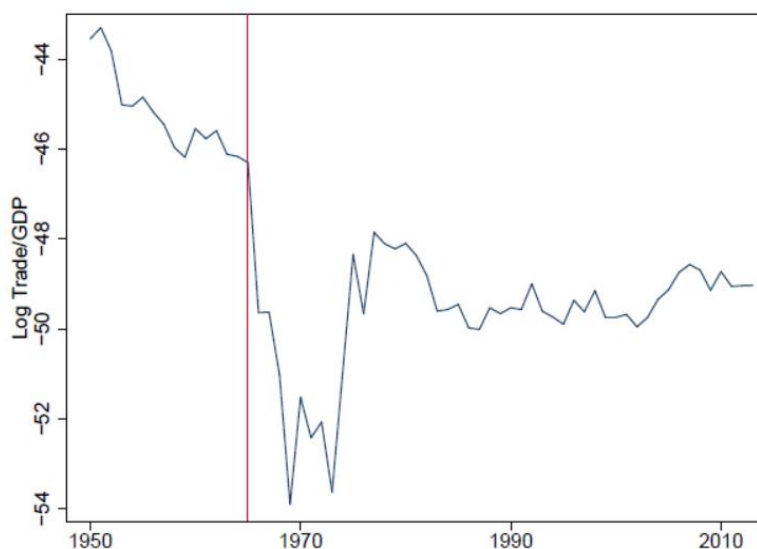


Рисунок 2 - Динамика двухсторонней торговли между Индией и Пакистаном
Примечание: Красной линией выделен год вооруженного конфликта между этими странами, приведшего, в том числе, к распаду валютного союза между ними.

Источник: данные WDI Worldbank, расчеты авторов.

В то же время, ряд работ свидетельствует о том, что влияние ВС на торговлю далеко не так сильно: Кампбелл приходит к выводам, что эффект ВС на торговлю статистически незначим, а ранние результаты вызваны пропущенными переменными – такими как войны и деколонизация. В работе показано, что результаты регрессионной оценки чувствительны к добавлению трендов, кластеризации ошибок и исключению наблюдений с пропусками данных в непосредственной близости от изменения статуса ВС [8].

Berger and Nitsch показали, что добавление временного тренда к гравитационной модели (1) делает незначимым эффект от вступления в еврозону [7]; в работе Ritschl and Wolf утверждается, что нет свидетельств того, что довоенные привязки курсов валют к золоту, а также к фунту стерлингов или к марке увеличивали торговлю.

2 АНАЛИЗ ДИНАМИКИ И ВОЛАТИЛЬНОСТИ ОБМЕННЫХ КУРСОВ ВАЛЮТ РОССИИ И СТРАН ЕАЭС

Траектория обменного курса вносит значительный вклад в достижение внутреннего и внешнего равновесия в экономике, оказывая воздействие на торговый и платежный баланс, приток иностранных инвестиций, конкурентоспособность многих отраслей, инфляционные процессы, уровень жизни населения и ряд других макро- и социально-экономических индикаторов. В свою очередь, хорошо функционирующая валютная система обеспечивает стабильность обменных курсов, а центральным ее элементом являются механизмы, с помощью которых устанавливаются обменные курсы. Поэтому одной из важнейших составляющих проводимой государством денежно-кредитной политики является выбор режима валютного курса, который является основой валютной политики государства и определяется состоянием экономики и уровнем внешнеэкономических отношений.

В мировой практике используют различные сочетания жестких (фиксированных) и гибких («плавающих») режимов валютного курса, к классификации которых применялись различные подходы. В 1999 г. МВФ представил модернизированную классификацию режимов валютного курса, базирующуюся, в отличие от предшествующих, на наблюдениях за фактическим поведением обменных курсов национальных валют (*de-facto classification*). В новой системе классификации выделяются четыре типа и десять категорий режимов обменного курса (Рисунок 3).

К режимам жесткой привязки (*hard pegs*) относятся:

1) Валютный режим без отдельного законного средства платежа (*Exchange arrangement with no separate legal tender*), который предполагает использование в качестве официального платежного средства валюты других государств;

2) Режим валютного управления (Currency board arrangement), представляющий собой закреплённую на законодательном уровне (жёсткую) привязку курса национальной валюты к иностранной валюте.

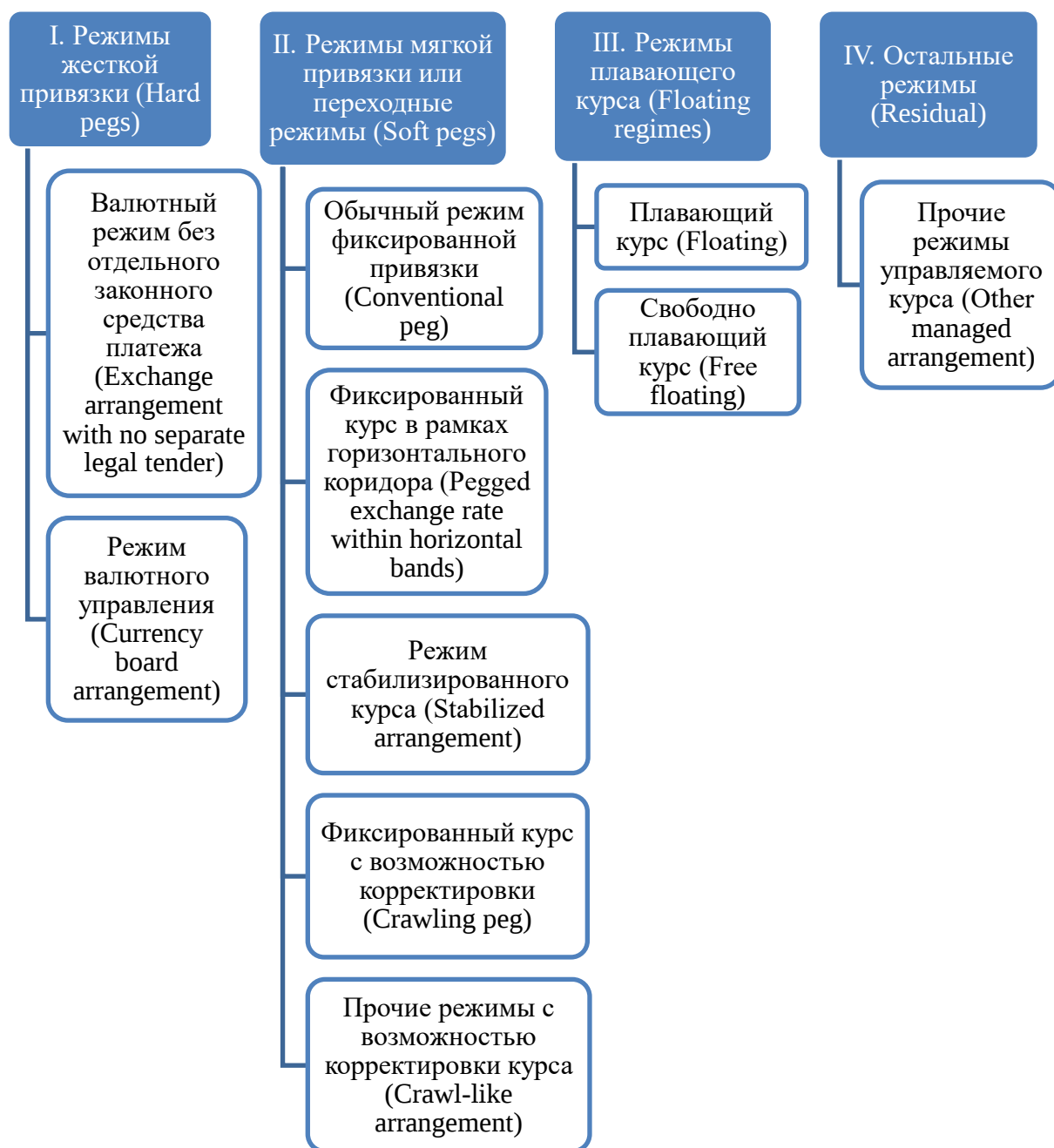


Рисунок 3 – Классификация режимов валютного курса Международного валютного фонда

Источник: [9].

Режимы мягкой привязки (soft pegs) или промежуточные режимы:

1) Традиционный режим фиксированной привязки (Conventional peg). В рамках этого режима устанавливается фиксированный курс национальной валюты, привязанный к валюте другой экономически более развитой страны или валютному

композиту («корзине валют») стран – крупнейших внешнеторговых партнеров, колеблющийся в узких пределах, обычно $\pm 1\%$ относительно центрального паритета;

2) Фиксированный курс в рамках горизонтального коридора (Pegged exchange rate within horizontal bands), который предполагает формальную и фактическую привязку валютного курса, при которой границы его колебания шире, чем $\pm 1\%$ от официально установленного курсового значения;

3) Режим стабилизированного курса (Stabilized arrangement) – обменный курс спотового рынка, колеблющийся в пределах $\pm 2\%$ по отношению к одной якорной валюте или валютному композиту в течение 6 месяцев, при этом он не может считаться плавающим;

4) Фиксированный курс с возможностью корректировки или ползущая привязка (Crawling peg). При данном режиме номинальный курс периодически регулируется на незначительную, заранее объявленную фиксированную величину или изменяется исходя из динамики публично установленных макроэкономических показателей;

5) Прочие режимы с возможностью корректировки курса (Crawl-like arrangement) допускают волатильность обменного курса в рамках узкого коридора $\pm 2\%$ от сложившейся динамики за 6 месяцев или более, причем меняется он в течение года достаточно монотонно, а его повышения и понижения являются продолжительными.

В условиях функционирования плавающих режимов номинальный обменный курс определяется в основном рыночными факторами. Если монетарные власти регулярно воздействуют на уровень обменного курса посредством интервенций на валютном рынке, но публично не определяют его целевое значение или направление курса, такой режим называется управляемым плаванием без предварительного анонсирования динамики валютного курса (managed floating with no preannounced path for the exchange rate). В рамках режима независимого плавания (independently floating) или свободно плавающего курса (free floating) обменный курс определяется под воздействием факторов спроса и предложения на иностранную валюту, при этом валютные интервенции возможны, но не более трех раз в течение 6 месяцев (каждая максимальной длительностью три рабочих дня), а их объемы публично раскрываются [10].

Наконец, любой валютный режим, не относящийся ни к одной из перечисленных выше категорий, классифицируется как прочие режимы управляемого курса (other managed arrangement). В эту категорию относят также режимы, характеризующиеся частыми изменениями курсовой политики [11].

Режимы валютной привязки (hard & soft pegs) в большей степени подвержены валютным кризисам, чем режимы плавающих валютных курсов (включая регулируемые и свободно плавающие курсы), особенно в странах, интегрированных в международные торгово-экономические связи [12].

До недавнего времени в странах ЕАЭС действовали четыре режима валютного курса (по классификации МВФ): фиксированная привязка с возможностью корректировки (crawling peg), режим стабилизированного курса (stabilized arrangement), остальные режимы управляемого курса (other managed arrangement) и режим управляемого плавающего курса без предварительного анонсирования динамики валютного курса (managed floating with no preannounced path for the exchange rate) (Таблица 3).

Таблица 3 – Режимы валютного курса государств-членов ЕАЭС (по классификации МВФ)

Режимы	Режимы мягкой привязки или переходные режимы (Soft pegs)		Остальные режимы (Residual)	Режимы плавающего курса (Floating regimes)
	Фиксированный курс с возможностью корректировки (Crawling peg)	Режим стабилизированного курса (Stabilized arrangement)	Прочие режимы управляемого курса (Other managed arrangement)	Плавающий курс (Floating)
Армения	с марта 2013 г., фактически – привязка к доллару США	.	.	до марта 2013 г. – инфляционное таргетирование
Беларусь	с мая 2011 г., фактически – привязка к доллару США	.	с октября 2011 г. – плавающий управляемый курс	.
Казахстан	до февраля 2014 г. – привязка к доллару США	с февраля 2014 г. по август 2015 г. – привязка к доллару США	.	с августа 2015 г.

Режимы	Режимы мягкой привязки или переходные режимы (Soft pegs)		Остальные режимы (Residual)	Режимы плавающего курса (Floating regimes)
	Фиксированный курс с возможностью корректировки (Crawling peg)	Режим стабилизированного курса (Stabilized arrangement)	Прочие режимы управляемого курса (Other managed arrangement)	Плавающий курс (Floating)
Кыргызстан	.	.	до ноября 2013 г. – таргетирование макро-экономических индикаторов, с ноября 2013 г. – таргетирование процентной ставки	.
Россия	.	.	с 2013 г. – переход к плавающему курсу с таргетированием инфляции	

Источник: [13].

Для валютных режимов государств-членов ЕАЭС характерна высокая зависимость от внешнеэкономической конъюнктуры, а к их отличительным особенностям относятся высокий уровень долларизации экономики и банковской системы¹, разная курсовая динамика и обеспеченность международными резервами.

Как видно из рисунка ниже (Рисунок 4), уровень долларизации в странах ЕАЭС существенно выше, чем в европейских странах. Так, среднее значение долларизации займов и депозитов для ЕАЭС в 2015 г. составляло 45% и 59%, для стран Еврозоны – 20% и 13%, соответственно. При этом наиболее высокое значение долларизации займов зафиксировано в Армении (67%), а самый высокий уровень долларизации депозитов достигнут в Беларуси (72%). Необходимо отметить, что высокая долларизация имеет многочисленные экономические последствия, в числе которых – повышение волатильности обменных курсов, так как спрос на иностранную валюту для внешнеэкономических сделок дополняется «внутренним» спросом, значительно реагирующем на изменение ожиданий экономических агентов. Такая ситуация приводит к более глубоким финансовым кризисам, как это наблюдалось, например, в России в 1998 г. [14]. Ряд исследований и практический опыт некоторых стран указывают на необходимость обеспечения низкой и стабильной инфляции на

¹ Речь, прежде всего, идет не о реальной долларизации, когда иностранная валюта используется в качестве средства платежа, номинирования цен и заработных плат, а о финансовой долларизации, т.е. привлечении займов и размещении депозитов в иностранной валюте (в основном – долларах США).

базе плавающего валютного курса как непреложного условия по де-долларизации экономик ЕАЭС [15].

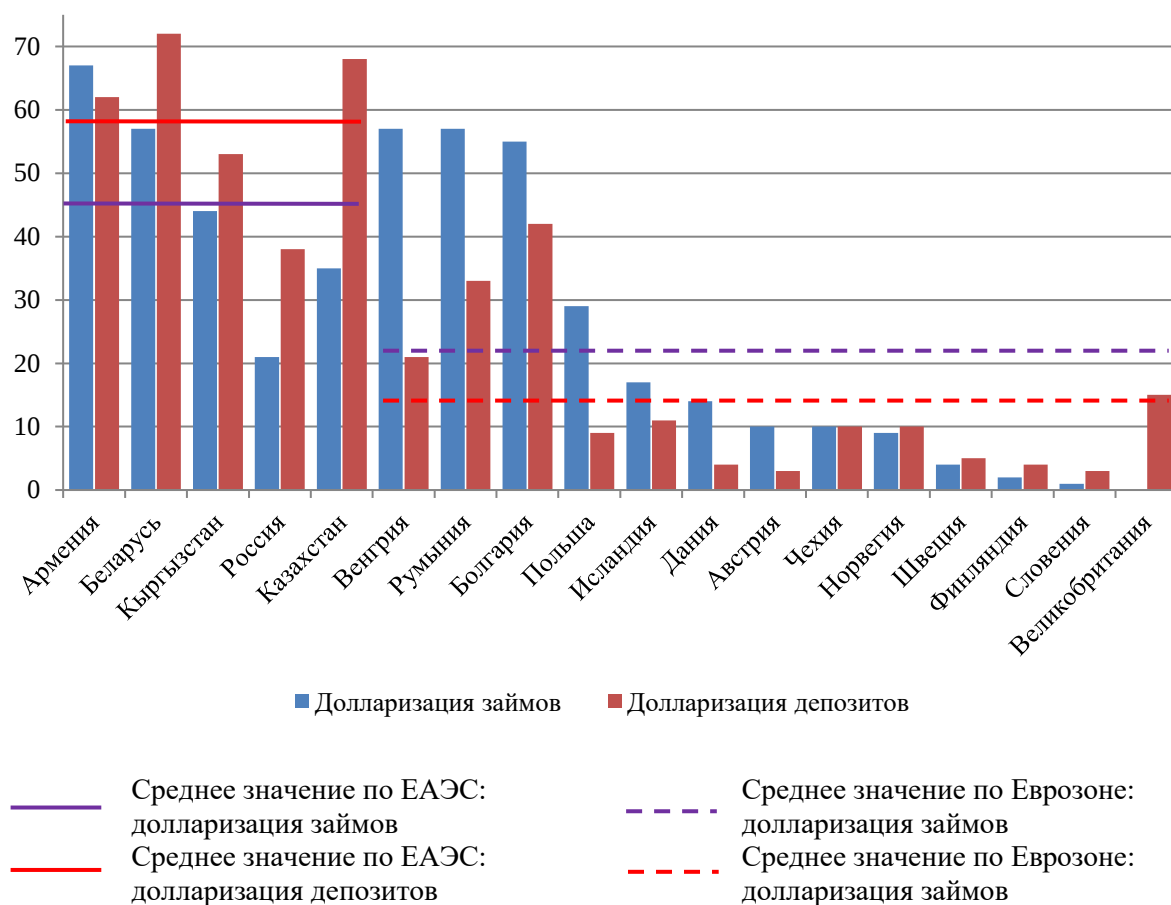


Рисунок 4 – Уровень долларизации займов и депозитов в государствах-членах ЕАЭС и странах Еврозоны в 2015 г., %

Источник: [15].

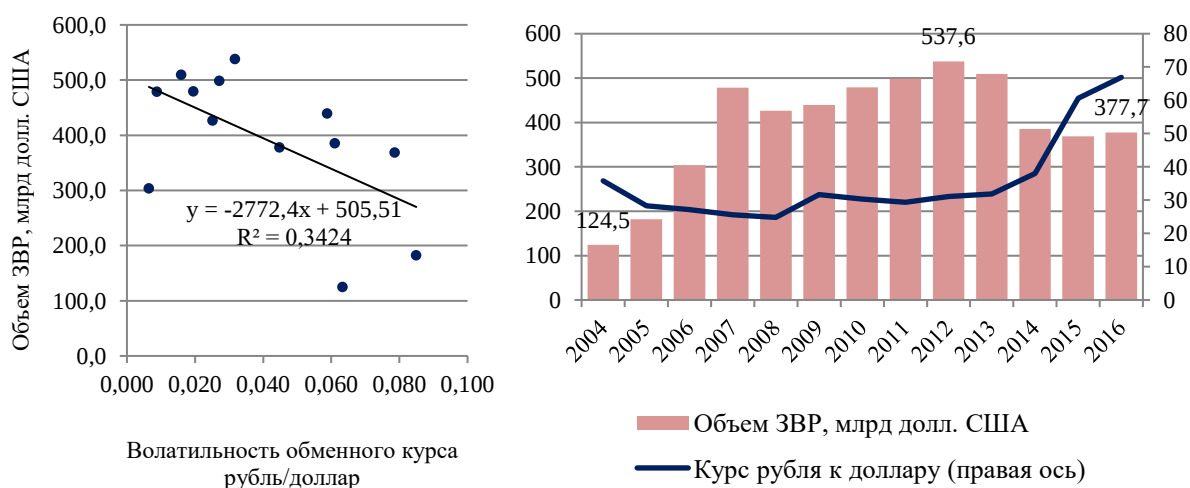
Международные или золотовалютные резервы (ЗВР) относятся к числу важнейших макроэкономических показателей, их объем и структура во многом определяют стабильность и финансовую устойчивость страны. Крупнейшим среди стран ЕАЭС держателем ЗВР является Россия: на конец 2016 г. их объем составил 378 млрд долл. США или 91% всех международных резервов ЕАЭС. Объем международных резервов в Казахстане достигал 29,5 млрд долл. США (7,1% ЗВР ЕАЭС), тогда как совокупные резервы остальных трех стран ЕАЭС составили всего 9 млрд долл. США или 2,1% по отношению к общесоюзным запасам. Соотношение объема международных резервов к ВВП в странах ЕАЭС колеблется в широком диапазоне: от 10,4% в Беларуси до 29,4% в России, таблица 4).

Таблица 4 – Международные резервы государств-членов ЕАЭС на конец 2016 г.

Показатель	Армения	Беларусь	Казахстан	Кыргызстан	Россия
Международные резервы. всего	2 200.3	4 927.2	29 529.8	1 883.4	377 741.4
в том числе:					
Резервные активы в иностранной валюте	2 194.1	2 420.1	19 177.7	1 261.7	307 971.4
Резервная позиция в МВФ	.	0.03	265.6	0.04	3 030.9
СДР	3.5	499.8	466.8	184.1	6 485.7
Монетарное золото	.	1 720.3	9 616.6	170.6	60 193.6
Другие резервные активы	2.7	286.9	3.0	267.1	59.7
Справочно:					
ВВП по обменному курсу. млн долл. США	10 572	47 165	135 005	6 552	1 286 153
Международные резервы в % от ВВП (по обменному курсу)	20.8	10.4	21.9	28.7	29.4

Источники: [16]; расчеты авторов.

Золотовалютные резервы используются центральными банками для поддержания обменного курса национальной валюты. Например, массированные интервенции на валютном рынке Центрального банка РФ после девальвации российского рубля в 2014 г. существенно сократили международные резервы страны: их объем изменился с максимального значения 537,6 млрд долл. США в 2012 г. до 377,7 млрд долл. США в 2016 г.² Также наблюдается отчетливая обратная корреляционная зависимость между динамикой волатильности национальной валюты и золотовалютных резервов Российской Федерации (Рисунок 5).



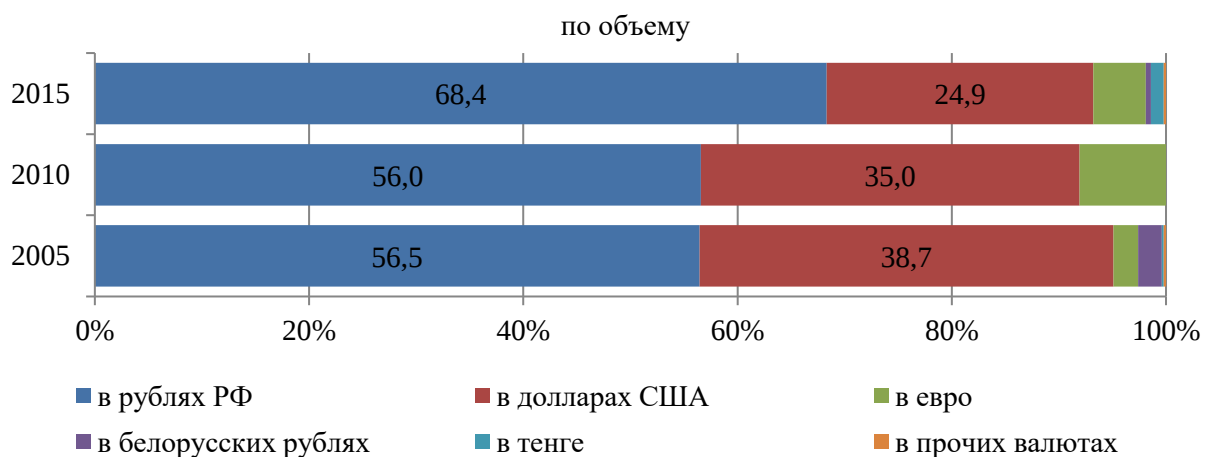
² Однако, международные резервы не всегда уменьшаются вследствие валютных интервенций. Они могут потерять рыночную стоимость также в результате отрицательного сальдо курсовой и рыночной переоценки.

Рисунок 5 – Зависимость между динамикой/волатильностью курса российского рубля к доллару США и объемами золотовалютных резервов России в 2004-2016 гг.

Примечание: данные по ЗВР – на конец года.

Источники: [17], [16], расчеты авторов.

Анализируя динамику обменных курсов национальных валют стран ЕАЭС, необходимо рассмотреть валютную структуру взаимных расчетов за поставки товаров и оказание услуг. В структуре платежей стран ЕврАзЭС, которую можно рассматривать как структуру расчетов ЕАЭС, доминирует российский рубль, причем удельный вес национальной валюты РФ по общей сумме значительно вырос в 2005-2015 гг. – с 56,5% до 68,4% (рост относительного показателя пришелся на период после 2010 г.)³, в то время как доля второй по значимости валюты – доллара США – снизилась с 38,7% до 24,9%. В структуре платежей по количеству сделок доля российского рубля повысилась на 10,1 п.п., а относительный вес американской валюты сократился вдвое – с 18,5% до 9,2% (Рисунок 6).



³Одной из причин увеличения доли российской валюты в структуре платежей стран ЕАЭС является девальвация российского рубля – расчеты в нем становились более выгодными по сравнению с американской и общеевропейской валютами.

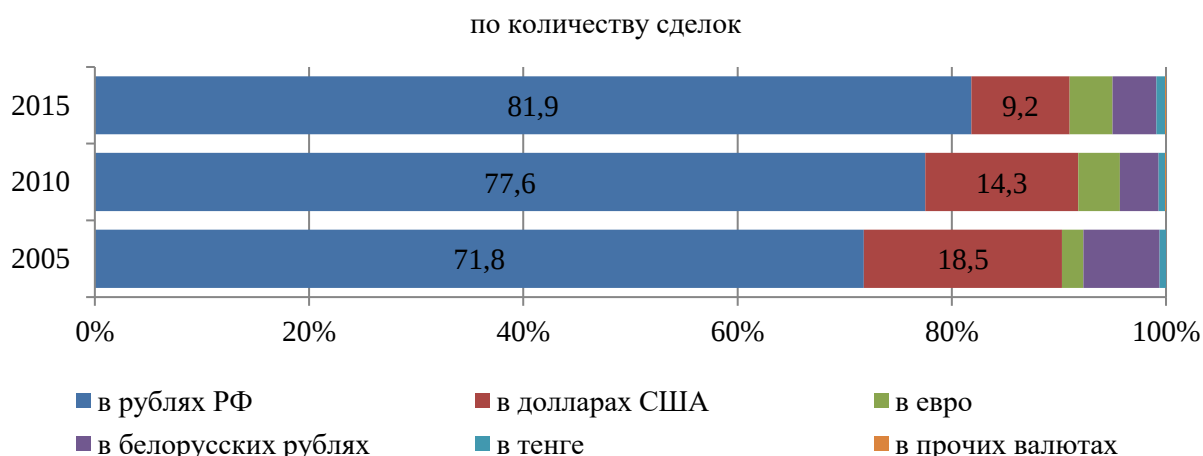


Рисунок 6 – Валютная структура платежей стран ЕАЭС в 2005-2015 гг.*

Примечание: * – включает все страны ЕАЭС, кроме Армении, а также Таджикистан. Вследствие того, что доля расчетов Таджикистана в общей сумме расчетов и товарооборот между Арменией и странами ЕАЭС незначительны, структуру расчетов ЕврАзЭС можно рассматривать как структуру расчетов ЕАЭС.

Источник: [13].

В таблице ниже представлена еще одна классификация режимов валютного курса государств-членов ЕАЭС. Из нее видно, что современные режимы курсовой и монетарной политики в странах Союза существенно различаются. Так, для Беларуси, Кыргызстана и России характерно гибкое курсообразование, Казахстан осуществляет переход от режима привязки к плавающему обменному курсу, а в Армении функционирует режим стабилизированного курса. Что касается денежно-кредитной политики, то в Армении действует режим таргетирования инфляции, а Россия перешла к данной стратегии в 2015 г. С этого же года в Беларуси установлен режим монетарного таргетирования. В Казахстане и Кыргызстане контроль над инфляционными процессами лежит в основе монетарной политики, а процентные ставки служат операционными целевыми установками, однако сложности, связанные с имплементацией денежно-кредитной политики в этих странах, не позволяют провести однозначную классификацию ее режимов (

Таблица 5).

Таблица 5 – Классификация режимов курсовой и денежно-кредитной политики в государствах-членах ЕАЭС (по состоянию на 1 августа 2015 г.)

Режимы денежно-кредитной политики	Режимы курсовой политики			
	Мягкая привязка	Промежуточный	Гибкий курс	
	Стабилизированный		Плавающий (управляемое плавание)	Свободно плавающий
Монетарное таргетирование			Беларусь	
Таргетирование инфляции	Армения			Россия
Иной режим*		Казахстан	Кыргызстан	

Источник: [15].

В странах ЕАЭС наблюдаются различия в трендах курсовой динамики (плавное или скачкообразное изменение валютного курса). Для армянского драма характерна в большей степени стабильная динамика обменного курса (Рисунок 7). Эпизодические интервенции регулятора Республики Армения были нацелены на сглаживание курсовых колебаний национальной валюты, связанных с сезонностью транзакций по платежному балансу [15].

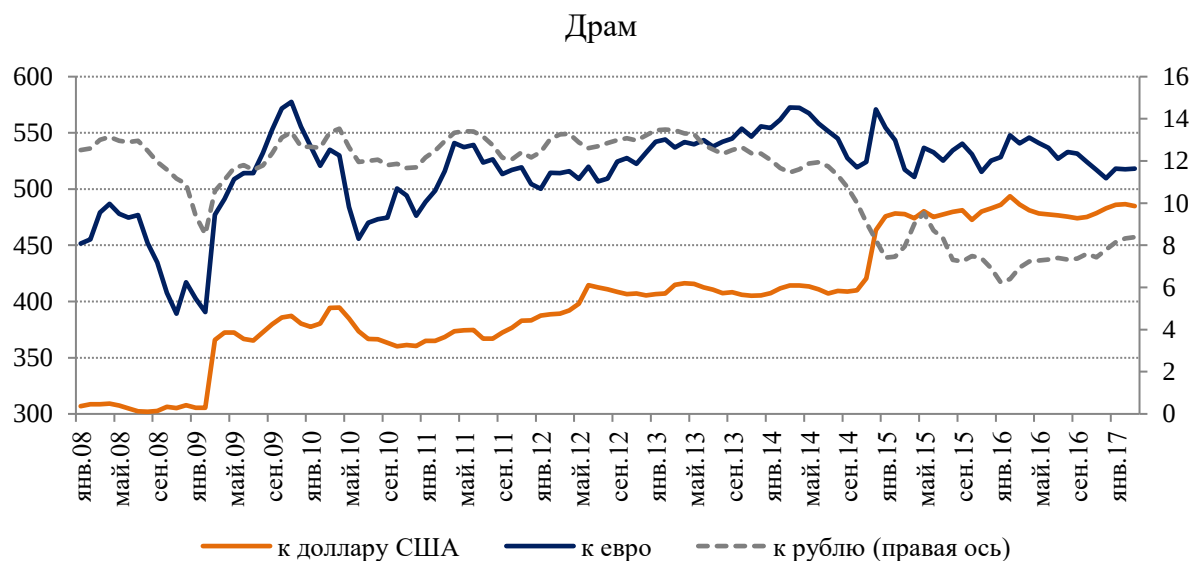


Рисунок 7 – Динамика обменного курса армянского драма в 2008-2017 гг.

Источник: [16].

С января 2015 г. Беларусь переходит в гибкий валютный режим управляемого плавания, отказавшись от предшествовавшего ему фиксированного курса с возможностью корректировки или режима ползущей привязки (crawling peg). Национальный банк РБ осуществляет валютные интервенции для сглаживания

курсовых колебаний белорусского рубля по отношению к валютному композиту и динамики стоимости валютной корзины, в структуре которой удельный вес российской валюты увеличивается до 40%, а доли евро и доллара США снижаются до 30% каждая [18]. Напомним, что основой денежно-кредитной политики мегарегулятора финансового рынка Беларуси является монетарное таргетирование (Рисунок 8).

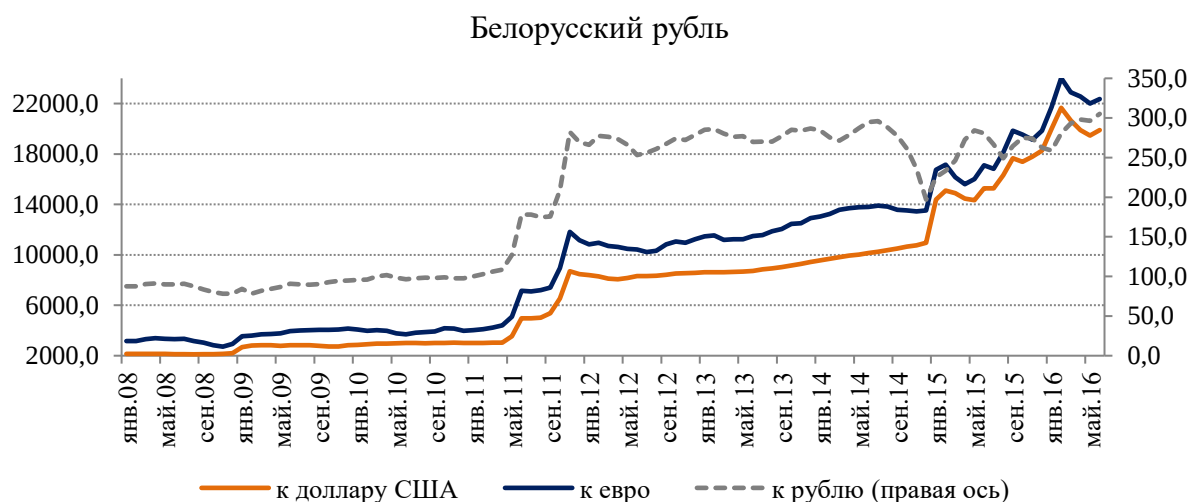


Рисунок 8 – Динамика обменного курса белорусского рубля в 2008-2016 гг.
Источник: [16].

В течение продолжительного периода под действием режима с возможностью корректировки курса (crawl-like arrangement) обменный курс казахстанской валюты – тенге – к евро и доллару США постепенно ослаблялся в рамках узкого коридора ($\pm 2\%$), находясь под строгим контролем Национального банка РК (Рисунок 9). С августа 2015 г. в Казахстане был введен режим монетарной политики, ориентированный на таргетирование инфляции, а в области курсовой политики страна перешла в промежуточную фазу на пути к режиму свободного плавания.

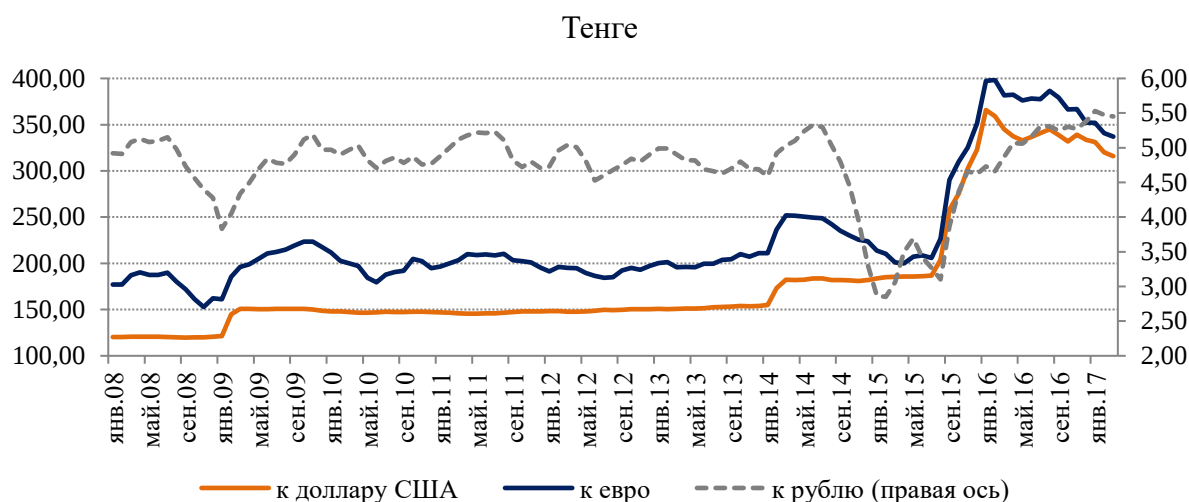


Рисунок 9 – Динамика обменного курса казахстанского тенге в 2008-2017 гг.

Источник: [16].

Обменный курс сома наиболее сбалансирован среди национальных валют государств-членов ЕАЭС (Рисунок 10), что является результатом взвешенной монетарной и валютной политики Национального банка Кыргызской Республики. Он не устанавливает обязательства по валютному курсу, но в отдельных случаях осуществляет интервенции с целью сгладить флуктуации обменного курса сома.

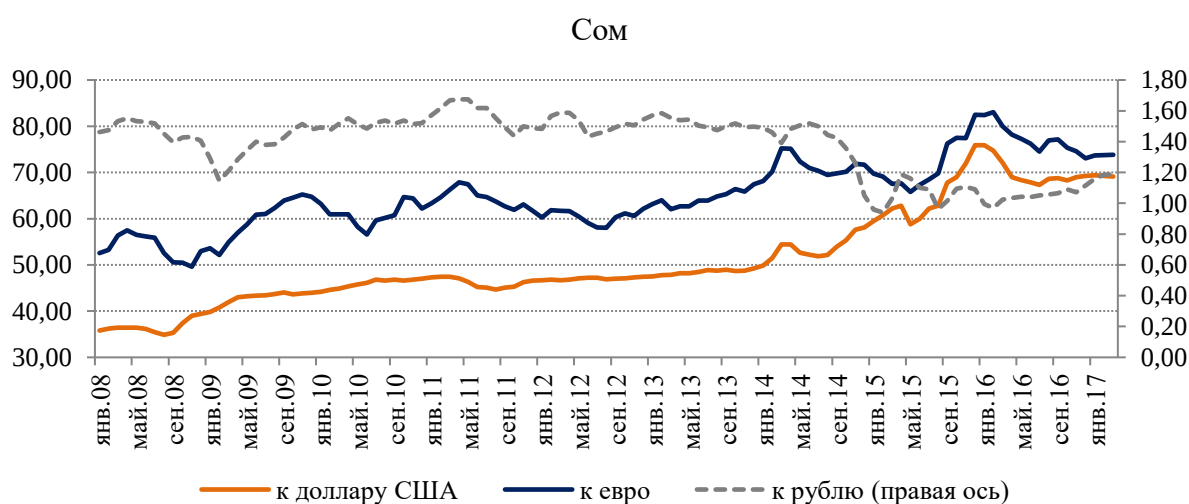


Рисунок 10 – Динамика обменного курса кыргызского сома в 2008-2017 гг.

Источник: [16].

С 10 ноября 2014 г. в Российской Федерации были упразднены плавающий коридор допустимых значений бивалютной корзины и регулярные интервенции на его границах и за их пределами [19]. Таким образом, Банк России ввел режим

гибкого курсообразования и перешел к свободно плавающему обменному курсу рубля, осуществив девальвацию российской валюты (Рисунок 11).

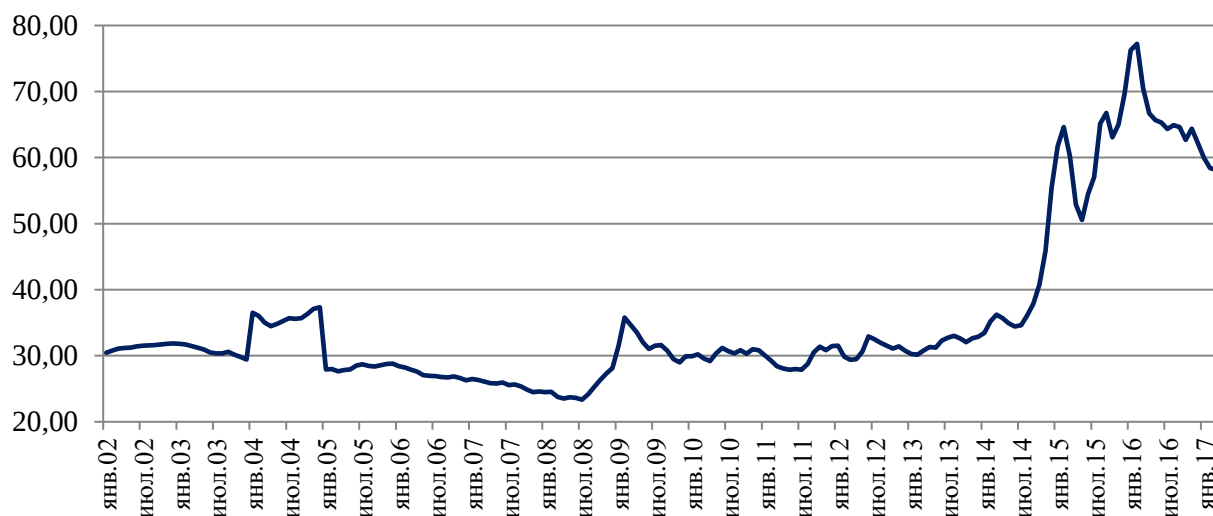


Рисунок 11 – Динамика обменного курса российского рубля по отношению к доллару США в 2002-2017 гг.

Источники: [17]; расчеты авторов.

Все страны ЕАЭС отреагировали на внешние шоки, в том числе связанные с девальвацией российского рубля в конце 2014 – начале 2015 года, посредством корректировки обменного курса и ужесточения монетарной политики. Однако динамика и чувствительность обменных курсов национальных валют государств-членов ЕАЭС на изменившиеся условия существенно различались, что обусловлено, в том числе, различиями режимов курсовой и денежно-кредитной политики (Рисунок 12).

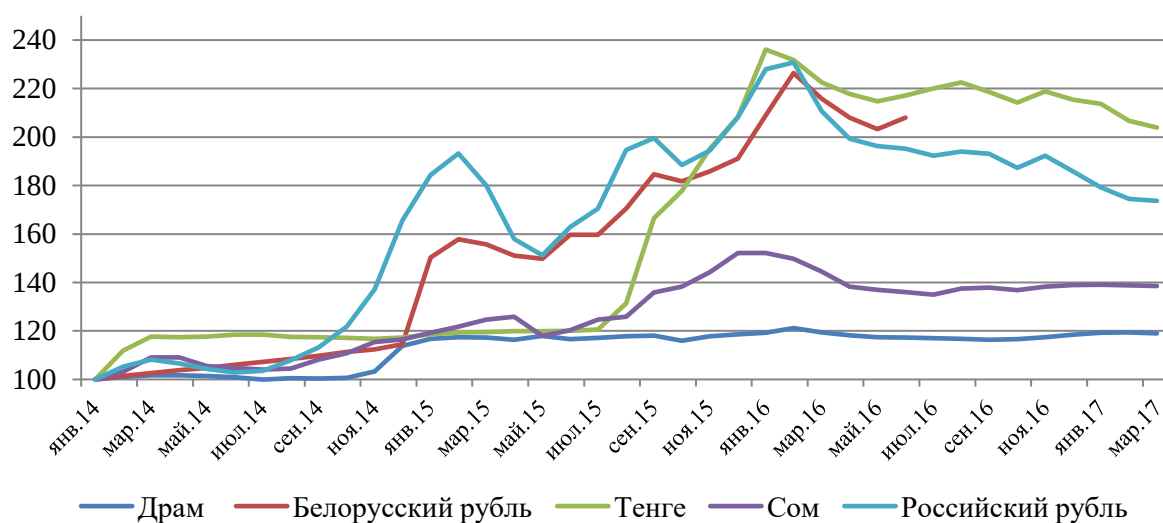


Рисунок 12 – Индексы обменных курсов национальных валют стран ЕАЭС по отношению к доллару США в 2014-2017 гг. (январь 2014 г. =100)

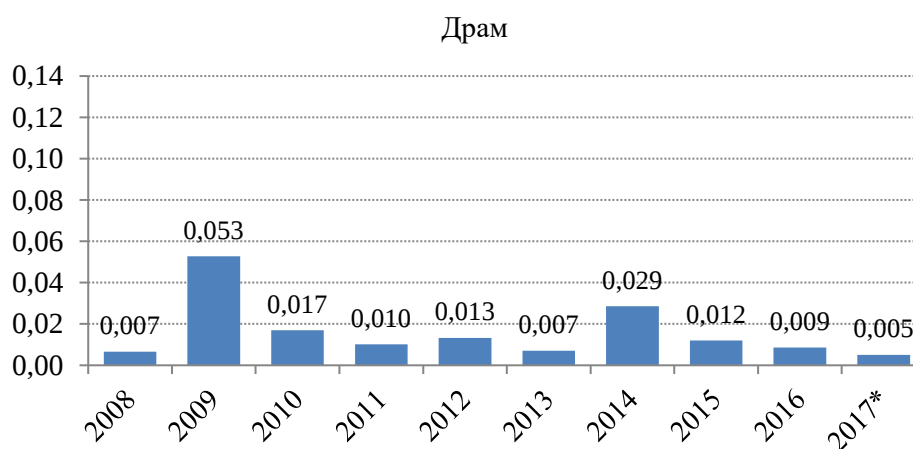
Примечание: данные по Республике Беларусь – с 01.2014 до 06.2016.

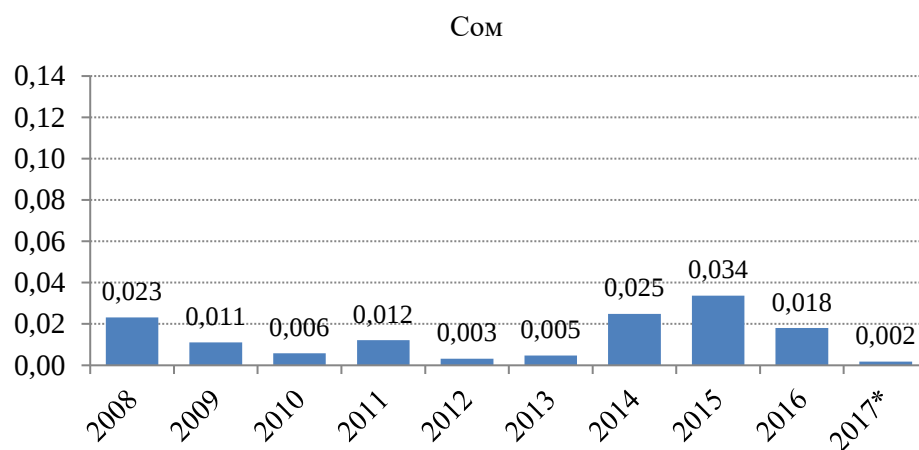
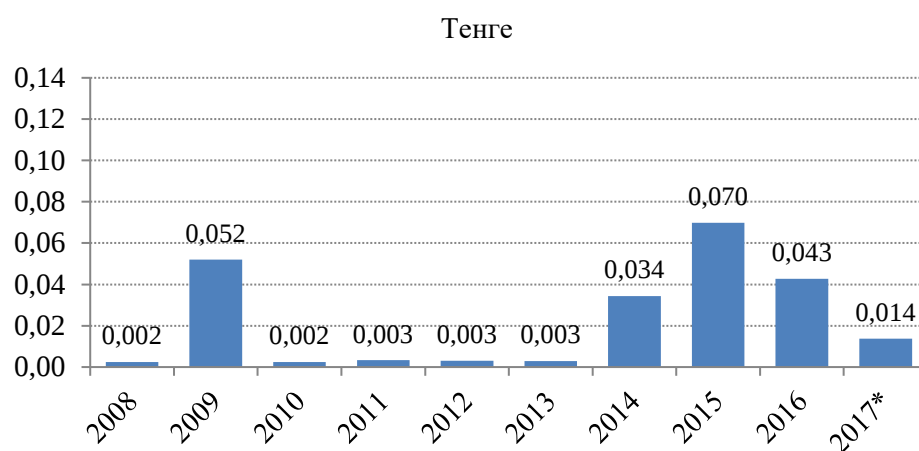
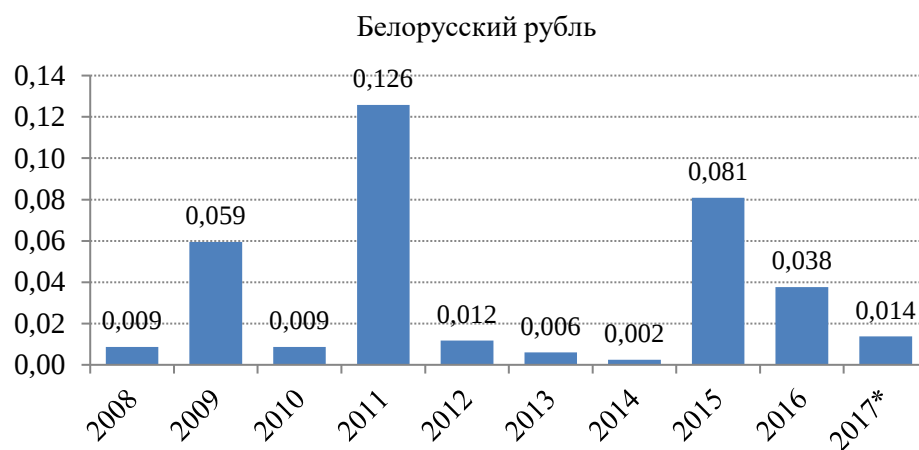
Источник: [16].

Ниже представлены рассчитанные среднегодовые значения волатильности обменного курса национальных валют стран ЕАЭС в номинальном выражении, которая в нашем анализе определяется как стандартное отклонение значений логарифма темпа роста обменного курса национальной валюты страны i к валюте страны j за определенный период времени:

$$SD(E_{ij}) = SD \left[\ln \frac{E_{ij}^t}{E_{ij}^{t-1}} \right] \quad [20]$$

Необходимо отметить, что наиболее высокое значение стандартного отклонения среди государств-членов ЕАЭС имеют Беларусь и Россия – в среднем за рассматриваемый период (2008-2017 гг.) оно составило 0,04, – тогда как минимальная волатильность характерна для Кыргызстана (0,01). Казахстанский тенге и российский рубль характеризуются схожей картиной динамики курсовой волатильности: существенный рост показателя в 2009 г. и последующее снижение сменяется очередной фазой значительного повышения, когда пиковое значение достигается в 2015 г. (тенге – 0,070, российский рубль – 0,079), и замедления. Схожую динамику демонстрирует кыргызский сом, отличающийся лишь меньшими амплитудами колебаний волатильности обменного курса (Рисунок 13).





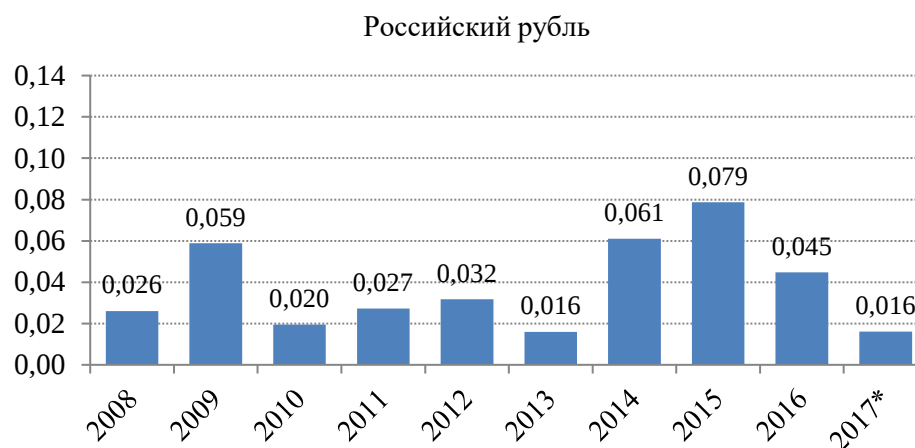


Рисунок 13 – Стандартное отклонение обменных курсов национальных валют государств-членов ЕАЭС по отношению к доллару США в 2008-2017 гг.

Примечание: * – данные за 1 квартал 2017 г.

Источник: [16]; расчеты авторов.

Национальная валюта Республики Беларусь достигала пиковых значений курсовой волатильности в 2009 г. (0,059), в 2011 г. (0,156) и 2015 г. (0,081). Относительно высокий уровень волатильности обменного курса армянского драма был зафиксирован только в 2009 г. и составлял 0,053. Следует отметить, что во время глобального финансово-экономического кризиса всем валютам стран ЕАЭС, за исключением кыргызского сома, были присущи схожие колебания обменных курсов.

3 ФОРМУЛИРОВКА МОДЕЛЕЙ

3.1 Построение теоретических моделей внешней торговли России с основными партнерами

В данном разделе мы рассматриваем особенности построения и использования гравитационных моделей международной торговли. Используя методологию [8] для исследования каждого валютного союза, мы оцениваем влияние ВС на объем торговли и сравниваем полученные оценки с результатами [6].

Для построения эконометрических оценок мы использовали данные [6], доступные в открытом доступе и содержащие информацию о торговле, ВВП и статусах валютных союзов между странами, а также ряд других показателей для 214 стран мира за период с 1949 по 2013 гг.

В работе мы использовали следующее определение валютного союза: между парой стран обменный курс зафиксирован в паритете 1:1, например, Евро.

Для стран, изначально вошедших в Еврозону, хорошим контролем является ЕС или вся Западная Европа; для стран, вошедших в Еврозону позже (данные заканчиваются 2013 годом), хорошим контролем являются будущие страны в Еврозоне (Литва, Латвия).

Для сравнения эволюции торговли между странами Западной Европы, странами ЕС и странами Еврозоны мы оценивали регрессию (4), в которых $EverEuro_{ij}$ – дамми-переменная, равная 1 в случае, если данная пара стран вступила в 1999 г. в еврозону; Z_{ijt} – набор контрольных переменных, аналогичный применявшимся в [6]:

$$\ln(T_{ijt}) = \alpha_t EverEuro_{ij} * Year_t + \beta Z_{ijt} + \gamma_{iu} + \delta_{ij} + T_{ijt} \quad (4)$$

Далее оценивались две аналогичных регрессии, в которых вместо переменной $EverEuro_{ij}$ использовались дамми на вхождение в Евросоюз и на принадлежность к странам Западной Европы.

Полученные результаты позволяют построить график динамики значений фиксированных эффектов года, отражающий интенсивность торговли для выбранной группы стран:

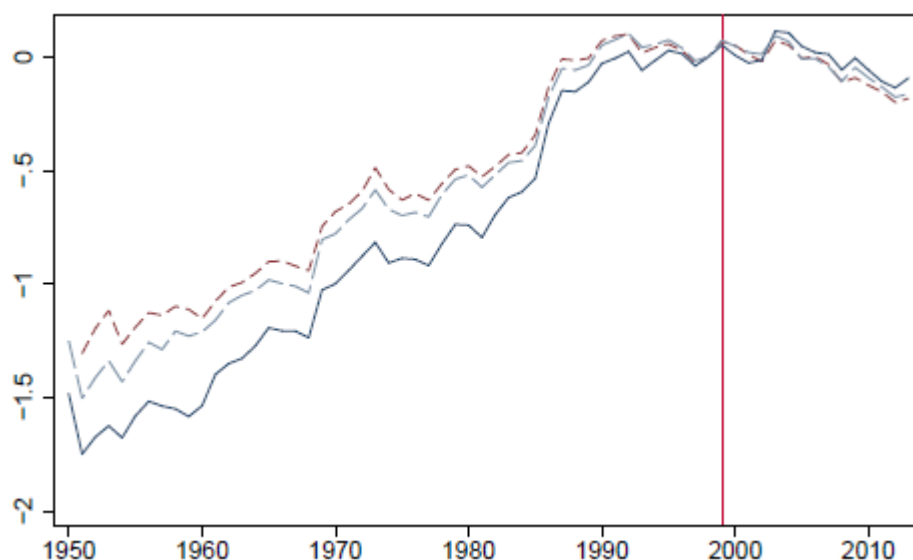


Рисунок 14 - Динамика торговли в Западной Европе. Синяя линия – фиксированные эффекты для стран, в будущем вошедших в состав еврозоны; синяя пунктирная линия – страны Евросоюза; красная пунктирная линия – страны Западной Европы; красная вертикальная линия – год введения единой валюты в еврозоне.

Источник: составлено авторами.

Из рисунка 14 видно, что заметное различие между странами-будущими участниками еврозоны и остальными странами Западной Европы имело место задолго до введения Евро, и, напротив, образование ВС не привело к заметному изменению объемов торговли между сравниваемыми группами.

Еще одной причиной эндогенности оценки, полученной в [6], является эволюция торговли Великобритании с колониями: известно, что после распада колониальных отношений, торговля с бывшей метрополией постепенно снижается во времени – то есть ошибка регрессии (колониальные отношения) коррелирует и со статусом ВС, и с объемом торговли.

Для иллюстрации влияния ВС на объемы торговли с бывшими колониями, мы оценивали регрессию

$$\ln(T_{ijt}) = \alpha_t \text{EverPound}_{ij} * \text{Year}_t + \beta Z_{ijt} + \gamma_{it} + \gamma_{jt} + \delta_{ij} + \tau_{ijt}, \quad (5)$$

где $EverPound_{ij}$ – дамми-переменная, равная единице, если данная пара стран когда-либо использовала британский фунт в качестве валюты. Результаты оценки регрессии (5) представлены на рисунке 15.

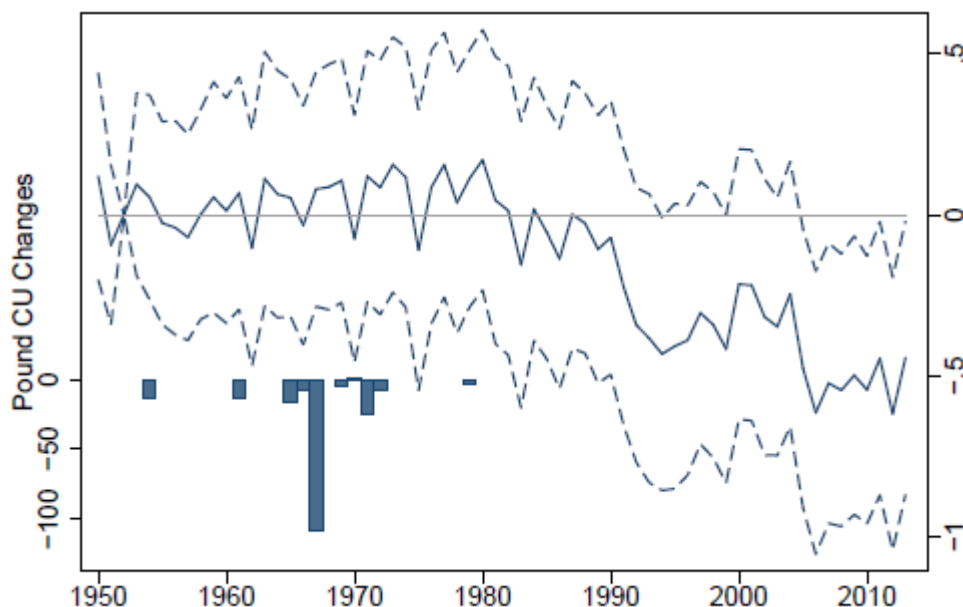


Рисунок 15 - Торговля и фунт стерлингов

Примечание: Сплошная линия – значения оценок дамми-переменных $EverPound_{ij} * Year_t$; пунктирная линия – доверительный интервал оценок. Вертикальные линии – количество распадов ВС с Великобританией в текущем году. Источник: составлено авторами.

На графике видно, что объем торговли для стран – бывших британских колоний снижается, но далеко не сразу после выхода из валютных союзов.

В таблице 6 приведены общие итоги оценки гравитационных моделей торговли на используемых данных. Колонка (1) повторяет результаты, представленные в [6]; колонка (2) содержит оценки той же модели, но использующей кластеризованные ошибки по парам стран и годам; колонка (3) оценивает исходную модель (3), но исключая из рассмотрения наблюдения для пар стран в состоянии военного конфликта, а также те наблюдения, для которых изменение статуса ВС сопровождалось отсутствующими данными по ВВП или экспорту. Колонка (4) добавляет к модели (3) контрольные переменные, включающие фиксированные эффекты года для бывших колоний, а также дамми*год – переменные на географические регионы [21]. Колонки (5) и (6) приводят результаты оценки

регрессии (4) для всех ВС одновременно, либо с выделением отдельной роли для еврозоны.

Таблица 6 - Устойчивость оценок эффекта ВС на объем торговли.

	(1) GR 2016	(2) кластеризация	(3) - войны	(4) +контроли	(5)	(6)
Еврозона	0.43*** (0.021)	0.43*** (0.086)	0.43*** (0.085)	0.075 (0.071)	0.071 (0.071)	
CFA Франк	0.58*** (0.100)	0.58** (0.24)	0.90*** (0.31)	0.75** (0.35)		
Восточнокарибский ВС	-1.64*** (0.11)	-1.64*** (0.25)	-1.64*** (0.25)	-1.68*** (0.21)		
Австралийский доллар	0.39** (0.20)	0.39 (0.41)	0.36 (0.42)	0.34 (0.40)		
Британский фунт	0.55*** (0.034)	0.55*** (0.096)	0.51*** (0.10)	0.22** (0.093)		
Французский франк	0.87*** (0.083)	0.87*** (0.27)	0.39 (0.27)	0.46 (0.31)		
Индийская рупия	0.52*** (0.11)	0.52 (0.40)	-0.079 (0.49)	-0.064 (0.47)		
US доллар	-0.051 (0.063)	-0.051 (0.19)	0.031 (0.20)	0.031 (0.19)		
Другие ВС	-0.10* (0.058)	-0.10 (0.23)	-0.39 (0.27)	-0.40 (0.27)		
Все ВС, кроме еврозоны					0.040 (0.089)	
Все ВС						0.051 (0.064)
Наблюдений	877736	877736	871392	871392	877736	877736

Источник: составлено авторами.

Из таблицы 6 видно, что влияние валютных союзов, а, следовательно, и волатильности обменных курсов, на торговлю не является устойчиво значимым.

Данные, применяемые для оценки гравитационных моделей наподобие (3) являются стандартным примером неслучайной выборки; всегда следует учитывать тренды перед воздействием (входом или выходом из ВС).

Проблема пропущенных переменных может казаться несущественной при больших объемах данных, но смещенность оценки будет по-прежнему иметь место при отсутствии надлежащих контрольных переменных.

3.2 Построение эконометрических моделей

Оценка моделей спроса для модели LA-AIDS

Линейное приближение к «Почти идеальной модели спроса» может быть сформулировано в виде набора из регрессий, каждая из которых описывает данные для одного из товаров (одного товара в формуле ниже) в виде:

$$w_{it} = a'_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \frac{x_t}{P'_t} \quad (6)$$

$$P'_t = \sum_k w_{kt} \log p_{kt} \quad (7)$$

На эту систему уравнений наложен набор ограничений:

$$\sum_i \alpha'_i = 1 \quad (8)$$

$$\sum_i \beta_i = 0 \quad (9)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (10)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (11)$$

Оценка параметров проводится методом МНК с ограничениями. Эта процедура содержит преобразование линейных ограничений, записанных в виде матричного уравнения:

$$R' \beta = c, \quad (12)$$

вычисление стандартных оценок МНК $\hat{\beta}_{ols}$, и последующую коррекцию оценок и их дисперсий согласно формулам

$$\hat{\beta}_{cls} = \hat{\beta}_{ols} - (X'X)^{-1} R(R'(X'X)^{-1} R)^{-1} (R' \hat{\beta}_{ols} - c), \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \hat{V}_{cls} = & \hat{V}_{ols} - (X'X)^{-1} R(R'(X'X)^{-1} R)^{-1} R' \hat{V}_{ols} - \hat{V}_{ols} R(R'(X'X)^{-1} R)^{-1} R'(X'X)^{-1} + \\ & + (X'X)^{-1} R(R'(X'X)^{-1} R)^{-1} R' \hat{V}_{ols} R(R'(X'X)^{-1} R)^{-1} R'(X'X)^{-1} \end{aligned} \quad (14)$$

где $\hat{\beta}_{cls}$ — искомая оценка методом наименьших квадратов с ограничениями,

а $\hat{V}_{cls}$ – оценка её дисперсии.

Описанные процедуры позволяют нам оценить параметры модели, однако нас больше интересуют эластичности, следующие из них. Для «Почти идеальной модели спроса» Дитона-Мюльбауэра можно использовать следующую формулу для некомпенсированной эластичности спроса на товар i по цене товара j :

$$m_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_k \right) \quad (16)$$

δ_{ij} в данной формуле – символ Кронекера.

Формула для компенсированной эластичности спроса на товар i по цене товара j выглядит следующим образом:

$$m'_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_j - \frac{\beta_i}{w_i} \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \log p_k - w_j \right) \quad (17)$$

Применение этих формул для модели LA-AIDS, как было показано в статье Алстона, Фостера и Грина [22], ведёт к сильным искажениям. Вместо этого рекомендуется использовать формулы, учитывающие приближенный характер модели. Мы использовали следующий подход для вычисления некомпенсированной и компенсированной эластичностей:

$$m_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} w_j \quad (18)$$

$$m'_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_j \quad (19)$$

Для построения доверительных интервалов для эластичностей мы использовали стандартный асимптотический аппарат преобразования распределений случайных величин (дельта-метод).

4 ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

В рамках оценки различных спецификации товарных групп с использованием «Почти идеальной модели спроса» и линейного приближения к ней мы использовали месячные данные по ценам и долям затрат на данный товар среди товаров выбранной спецификации с января 2010 г. по август 2017 г.

Чтобы избежать повтора с информацией, представленной в разделе 5, далее в разделах, посвященных подготовке исходных данных к оценке «Почти идеальной модели спроса» в различных спецификациях, мы опишем только обработку данных, получаемых с сайта COMTRADE Monthly [23].

4.1 Подготовка данных для оценки товарных спецификации

Курс валют

Нами использовались данные о динамике официального курса рубля Центрального банка России [24]. Дневные курсы переводились в месячные путем взятия среднеарифметических значений стоимости 1 доллара США. Использованные значения курса приведены в таблице 7.

Таблица 7 – Среднемесячные курсы рубля к доллару (рублей за 1 доллар США).

Период	Курс рубля, руб./долл. США							
Месяц	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Январь	29.94	30.08	31.24	30.23	33.78	65.15	77.93	59.96
Февраль	30.18	29.29	29.89	30.16	35.24	64.52	77.33	58.39
Март	29.56	28.43	29.33	30.80	36.20	60.36	70.42	58.10
Апрель	29.19	28.10	29.49	31.35	35.67	53.22	66.68	56.43
Май	30.35	27.87	30.80	31.31	34.83	50.47	65.84	57.17
Июнь	31.17	27.98	32.88	32.31	34.45	54.45	65.31	57.82
Июль	30.68	27.90	32.53	32.74	34.64	57.18	64.33	59.67
Август	30.34	28.77	31.96	33.02	36.10	65.42	64.92	59.65
Сентябрь	30.84	30.49	31.52	32.60	37.90	66.78	64.59	-
Октябрь	30.32	31.35	31.12	32.10	40.80	63.25	62.67	-

Период	Курс рубля, руб./долл. США							
Ноябрь	30.97	30.86	31.40	32.69	46.22	65.03	64.36	-
Декабрь	30.85	31.45	30.74	32.88	55.77	69.70	59.96	-

Источник: расчеты авторов на основе данных Центрального Банка России [24].

Отметим, что более точные способы вычисления средневзвешенного по объемам торговли за каждый месяц обменного курса, нам не доступны, поскольку данные по импорту продукции не содержат информации о конкретной дате пересечения товаром границы.

Для оценки этой спецификации нами использовался аналогичный набор данных, как и в прошлом случае. Данные по курсам валют представлены в таблице 7. Статистика по внутреннему производству и ценам производителей бралась из базы данных Единой межведомственной информационно-статистической системы (ЕМИСС) [25]. Данные по производству брались в месячной разбивке за январь 2010 – август 2017 гг. Данные по международной торговле (объемам импорта и экспорта товаров) брались из базы данных UN Monthly COMTRADE [23].

Мы приводим подробные комментарии для всех проделываемых операций (таблица 8).

Таблица 8 – Описание процедуры подготовки данных для оценки товарных спецификаций на примере данных по алкогольным напиткам

```
.clear \ \ подготовка Stata к обработке новой базы данных
.import delimited "imp_cig_2017.csv" \ \ загрузка данных COMTRADE в формате
.csv, выгружаемых с веб-сайта
.drop if reporter == 97 \ \ удаление записей для импортера European Union
(показатели импорта из Европейского Союза агрегируем по отдельным странам)
.keep reporter year period commodity netweight value \ \ удаление лишней
информации
.rename reporter ctyCode \ \ переименовываем переменную с численным кодом
страны для последующего объединения с базой данных с группами стран
.keep if commodity == 240220 \ \ удаление лишней информации
```

```

.merge m:m ctyCode using "regions.dta" \\ база данных, содержащая классификацию
стран по регионам

.drop region ISO3digitAlpha CtyAbbreviation ctyCode strana \\ удаление лишней
информации

.drop if _merge == 2 \\ удаление лишней информации

.rename period month

.rename netweight netto

.rename value stoim

.sort year month

.egen nt = sum(netto), by(year month region_EU commodity) \\ суммарные объемы
импорта по каждой группе стран в каждый месяц

.egen val = sum(stoim), by(year month region_EU commodity) \\ суммарная стоимость
импорта по каждой группе стран в каждый месяц

.egen val_p = sum(stoim) if netto ~= ., by(year month region_EU commodity) \\
суммарная стоимость импорта по каждой группе стран в каждый месяц без учета
записей, содержащих пропуск в поле нетто-веса (данный параметр необходим для
более точного подсчета средней цены импорта в рассматриваемый период)

.tab region_EU, g(region) \\ разбиение категориальной переменной «регион» на
отдельные фиктивные переменные

.tab commodity, g(com) \\ разбиение категориальной переменной «код товара» на
отдельные фиктивные переменные

.drop region_EU _merge \\ удаление лишней информации

.merge m:m year month using "exch_rate.dta" \\ объединение базы данных с
информацией по обменному курсу в каждый период

.drop if _merge == 2 \\ удаление лишней информации

.drop date _merge \\ удаление лишней информации

.replace val_p = val_p*rate \\ пересчет стоимостей импортируемой в рублевые цены

.replace val = val*rate \\ пересчет стоимостей импортируемой в рублевые цены

.gen price_rub = val_p/nt \\ расчет средних рублевых цен на импорт

```

```

.merge m:m year month using excise_tax \\ объединение базы данных с информацией
по акцизным налогам

.drop if _merge == 2 \\ удаление лишней информации

.drop _merge \\ удаление лишней информации

foreach i of numlist 0/2 { \\ переменная i проходит по значениям номера группы
стран от 0 до 2

    local j = `i' + 1

    gen tmp_nt = region`j' * nt

    gen tmp_val = region`j' * val

    gen tmp_p = region`j' * price_rub

    bysort year month: egen i_cig_nt`i' = max(tmp_nt)

    bysort year month: egen i_cig_val`i' = max(tmp_val)

    bysort year month: egen i_cig_p`i' = max(tmp_p)

    label var i_cig_nt`i' "physical amount of cigarettes imported from `i'"

    label var i_cig_val`i' "value of cigarettes imported from `i'"

    label var i_cig_p`i' "average price of cigarettes imported from `i'"

    drop tmp*
}

.duplicates drop year month, force \\ удаление дублирующихся записей

*added the columns of cigarettes production

.merge m:m year month using prod_cig_processed \\ объединение базы данных с
информацией по производству и экспорту отечественной продукции

.drop if _merge == 2 \\ удаление лишней информации

.drop _merge \\ удаление лишней информации

.replace prod_cig_p4 = prod_cig_p4 + cig \\ корректировка отпускных цен на
сигареты с учетом акцизных налогов

.order prod_cig_*, after(i_beer_p2) \\ сортировка переменных в порядке,
необходимом для оценки моделей спроса

.keep month year i_* prod_* \\ удаление лишней информации

```

.save "imp_cig.dta", replace \\ сохранение получившейся базы данных

Источник: составлено авторами.

4.2 Оценка влияния волатильности обменного курса национальной валюты на международную торговлю России

Для оценки влияния волатильности обменного курса рубля на международную торговлю России мы анализировали модели спроса и спецификации, представленные в предыдущем разделе, но с добавкой регрессора – волатильности курса в рассматриваемом периоде.

С целью учёта эффекта волатильности в моделировании спроса на импорт мы оцениваем следующую модификацию линейной аппроксимации к модели AIDS:

$$w_{it} = \alpha_i + \beta_i \log\left(\frac{x_t}{P_t}\right) + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \log(p_{jt}) + \omega_i \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

При этом, на модель накладываются стандартные ограничения, соответствующие линейной аппроксимации к модели AIDS, а именно:

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i = 0 \quad (21)$$

$$\sum_{i=1}^k \beta_i = 0 \quad (22)$$

$$\sum_{i=1}^k \gamma_{ij} = 0, \forall j \in (1, \dots, k) \quad (23)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \forall i, j \in (1, \dots, k) \quad (24)$$

Кроме того, мы накладываем дополнительное ограничение на коэффициенты, отвечающие за эффект волатильности на доли отдельных пар товар-страна:

$$\sum_{i=1}^k \omega_i = 0 \quad (25)$$

Последнее ограничение позволяет нам сохранить постоянной сумму долей потребления каждой из товарных групп, тем самым сохраняя свойства исходной аппроксимации к модели AIDS. В такой формулировке модели эффект волатильности может трактоваться как изменения константы во времени, в зависимости от уровня волатильности.

Заметим, однако, что мы не можем интерпретировать коэффициент при уровне волатильности как эффект волатильности на долю отдельных пар товар-страна в

общей корзине в силу нереалистичности предположения об экзогенности в данном контексте, поскольку более высокая волатильность обменного курса на выборочном периоде сопровождалась большим количеством смежных экономических процессов, которые могли оказать непосредственный эффект на доли потребления. Как следствие, наши выводы об этих коэффициентах ограничиваются тем, что в периоды более высокой волатильности доли потребления отдельных пар товар-страна были выше или ниже чем в среднем.

Далее в этом разделе приводятся результаты оценки трех спецификаций товарных групп. В таблицах представлены результаты оценивания линейного приближения к «Почти идеальной модели спроса» и (некомпенсированные и компенсированные) эластичности спроса, рассчитанные на основе получаемых коэффициентов регрессий.

4.2.1 Оценка первого варианта спецификации

В данную спецификацию вошла табачная продукция из 5 страновых групп. Для такой спецификации мы рассматриваем только внутригрупповое замещение спроса табачной продукции из разных регионов мира, и поэтому будем оценивать только один вариант модели – с эластичностями, условными на затраты на всю группу «табачная продукция» (таблицы 9-11).

Таблица 9 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
α'_k	Константа	-0.216***	-0.116***	-0.269***	0.601***
		(0.016)	(0.014)	(0.009)	(0.019)
β_k	Эластичность по расходам	-0.002**	-0.008***	0.001**	0.009***
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
ω_k	Эффект волатильности	0.000	0.001***	0.000	-0.002***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
γ_{0k}	остальной мир	-0.001	-0.001	-0.000	0.002
		(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.001)

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
γ_{1k}	ЕС	-0.001	-0.000	-0.001***	0.001***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
γ_{2k}	Страны СНГ	-0.000	-0.001***	-0.002***	0.003***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
γ_{4k}	Россия	0.002	0.001***	0.003***	-0.006***
		(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.001)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии.

Из 28 оцененных коэффициентов 18 являются статистически значимыми на уровне значимости 1% и 5%.

Таблица 10 – Матрица некомпенсированных эластичностей по ценам, вычисленных на основе параметров из таблицы 9 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле сигаретами.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	остальной мир	-1.199***	-0.158	-0.051	0.935***
		(0.239)	(0.105)	(0.110)	(0.252)
π_{1k}	ЕС	-0.068	-0.998***	-0.096***	1.093***
		(0.046)	(0.029)	(0.028)	(0.112)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.157	-0.667***	-2.283***	1.211
		(0.330)	(0.191)	(0.388)	(0.790)
π_{4k}	Россия	0.002	0.001***	0.003***	-1.014***
		(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.002)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета

стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Мы видим, что все эластичности на диагонали (отвечающие эластичностям по собственной цене), значимы на уровне 1% и являются отрицательными, что соответствует экономической интуиции.

Таблица 11 – Матрица компенсированных эластичностей по ценам, вычисленных на основе параметров из таблицы 9 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле сигаретами.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	остальной мир	-1.198***	-0.154***	-0.050***	1.402***
		(0.057)	(0.011)	(0.012)	(0.067)
π_{1k}	ЕС	-0.068***	-0.997***	-0.096***	1.160***
		(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.003)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.150	-0.651***	-2.281***	3.081***
		(0.109)	(0.037)	(0.151)	(0.334)
π_{4k}	Россия	0.005***	0.010***	0.004***	-0.019***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

По-прежнему, все эластичности на диагонали (отвечающие эластичностям по собственной цене), значимы на уровне 1% и являются отрицательными, что соответствует нашим ожиданиям.

4.2.2 Оценка второго варианта спецификации

Во вторую спецификацию вошли чай и кофе из 5 групп стран, и для нее возможна оценка (согласно общепринятой терминологии) безусловных и условных внутри продуктовых подгрупп эластичностей.

В данном разделе приведены результаты оценивания линейной аппроксимации к «Почти идеальной модели спроса», а также эластичности, рассчитанные на основе оценок модели для спроса на чай и кофе из пяти группы стран.

Таблица 12 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем (влияние цен на товары в группе «кофе» на потребление товаров в группе «кофе»).

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Океании	Россия
α'_k	Константа	0.350	-0.205	-0.267	0.433*	-1.479
		(0.444)	(0.248)	(0.246)	(0.228)	(1.057)
β_k	Эластичность по расходам	-0.018	0.010	0.010	-0.029**	0.100
		(0.025)	(0.015)	(0.014)	(0.013)	(0.062)
ω_k	Эффект волатильности	-0.001	0.006****	-0.000	-0.001	0.003
		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.004)
γ_{0k}	остальной мир	0.061***	-0.008**	0.003	0.014****	-0.033**
		(0.016)	(0.004)	(0.005)	(0.004)	(0.013)
γ_{1k}	ЕС	-0.008**	-0.010****	0.000	-0.003*	-0.035****
		(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.008)
γ_{2k}	Страны СНГ	0.003	0.000	0.000	-0.000	0.006
		(0.005)	(0.003)	(0.005)	(0.003)	(0.008)
γ_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	0.014***	-0.003*	-0.000	-0.005*	-0.023****
		(0.004)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.008)
γ_{4k}	Россия	-0.033**	-0.035****	0.006	-0.023****	0.236****
		(0.013)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.022)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. %. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии.

Из 40 оцененных коэффициентов 19 являются статистически значимыми; большинство незначимых результатов относятся к импорту из стран СНГ.

Таблица 13 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем (влияние цен на товары в группе «чай» на потребление товаров в группе «чай»).

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
α'_k	Константа	0.891*	0.474*	-0.114	0.245	-0.329
		(0.509)	(0.269)	(0.183)	(0.176)	(1.392)
β_k	Эластичность по расходам	-0.047	-0.033**	0.002	-0.020*	0.025
		(0.029)	(0.015)	(0.011)	(0.010)	(0.081)
ω_k	Эффект волатильности	-0.009***	0.009***	0.000	-0.005***	-0.002
		(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.004)
γ_{0k}	остальной мир	0.105***	-0.009	0.006**	-0.002	-0.092***
		(0.016)	(0.006)	(0.002)	(0.002)	(0.019)
γ_{1k}	ЕС	-0.009	-0.008*	-0.002	-0.003***	0.069***
		(0.006)	(0.004)	(0.001)	(0.001)	(0.015)
γ_{2k}	Страны СНГ	0.006**	-0.002	0.001	-0.000	-0.003
		(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.004)
γ_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	-0.002	-0.003***	-0.000	-0.003***	-0.019***
		(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.006)
γ_{4k}	Россия	-0.092***	0.069***	-0.003	-0.019***	0.137***
		(0.019)	(0.015)	(0.004)	(0.006)	(0.030)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
 *- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии.

Из 40 оцененных коэффициентов 21 являются статистически значимыми. По-прежнему, большинство незначимых коэффициентов относятся к группе импорта из стран СНГ.

Таблица 14 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем (влияние цен на товары в группе «кофе» на потребление товаров в группе «чай»).

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
γ_{0k}	Остальной мир	0.019	-0.002	-0.006	0.007*	-0.026*
		(0.012)	(0.004)	(0.006)	(0.004)	(0.015)
γ_{1k}	ЕС	-0.004	-0.002	-0.000	-0.002	-0.038***
		(0.005)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.010)
γ_{2k}	Страны СНГ	0.007***	-0.004**	-0.000	0.000	-0.005
		(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.005)
γ_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	-0.005*	0.005***	0.000	-0.002**	0.029***
		(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.005)
γ_{4k}	Россия	-0.052***	0.060***	-0.003	0.014*	-0.111***
		(0.017)	(0.014)	(0.012)	(0.007)	(0.019)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии.

Из 25 оцененных коэффициентов 13 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее.

Таблица 15 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «кофе» по ценам на товары из группы «кофе», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	Остальной мир	-0.111	-0.095*	0.043	0.206***	-0.369**
		(0.235)	(0.056)	(0.073)	(0.059)	(0.146)
π_{1k}	ЕС	-0.117**	-1.148***	0.002	-0.049*	-0.533***
		(0.048)	(0.045)	(0.035)	(0.027)	(0.155)
π_{2k}	Страны СНГ	1.403	-0.340	-0.795	-0.171	0.980
		(3.204)	(1.500)	(2.782)	(1.499)	(5.898)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	0.971***	-0.078	-0.004	-1.278***	-0.644
		(0.215)	(0.130)	(0.151)	(0.177)	(0.659)
π_{4k}	Россия	-0.096***	-0.102***	0.013	-0.058***	-0.541***
		(0.031)	(0.023)	(0.019)	(0.019)	(0.085)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Из 25 оцененных коэффициентов 13 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее. Большинство незначимых эластичностей относятся ко 2-й группе стран (СНГ). Все эластичности по собственной цене являются отрицательными, что не противоречит экономической интуиции.

Таблица 16 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «чай» по ценам на товары из группы «чай», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	Остальной мир	0.818***	-0.144	0.099**	-0.021	-1.300***
		(0.284)	(0.103)	(0.042)	(0.039)	(0.310)
π_{1k}	ЕС	-0.496	-1.494***	-0.097	-0.188**	5.461***

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
		(0.439)	(0.291)	(0.094)	(0.079)	(0.966)
π_{2k}	Страны СНГ	1.470*	-0.415	-0.811***	-0.099	-0.899
		(0.767)	(0.371)	(0.294)	(0.214)	(1.360)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	-0.052	-0.207**	-0.020	-1.221***	-0.877***
		(0.183)	(0.081)	(0.051)	(0.064)	(0.284)
π_{4k}	Россия	-0.290***	0.212***	-0.009	-0.059***	-0.602***
		(0.059)	(0.046)	(0.013)	(0.018)	(0.127)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Из 25 оцененных коэффициентов 15 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее. Большинство незначимых эластичностей относятся ко 2-й группе стран (СНГ). Большинство эластичностей по собственной цене являются статистически значимыми и имеют отрицательный знак, что не противоречит экономической интуиции.

Таблица 17 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «кофе» по ценам на товары из группы «чай», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	0.377	0.020	-0.096	0.138**	-0.104
		(0.229)	(0.066)	(0.096)	(0.068)	(0.254)
π_{1k}	ЕС	-0.148	0.001	-0.028	-0.107	-1.617**
		(0.416)	(0.160)	(0.231)	(0.120)	(0.734)
π_{2k}	Страны СНГ	1.747**	-1.002***	-0.092	0.075	-1.420
		(0.712)	(0.313)	(0.326)	(0.305)	(1.626)

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	-0.262	0.486***	0.019	-0.141*	2.682***
		(0.244)	(0.102)	(0.102)	(0.084)	(0.288)
π_{4k}	Россия	-0.168***	0.180***	-0.008	0.043*	-0.378***
		(0.054)	(0.049)	(0.037)	(0.024)	(0.129)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Из 25 оцененных коэффициентов 11 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее. Большинство незначимых эластичностей относятся ко 2-й группе стран (СНГ).

Таблица 18 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «чай» по ценам на товары из группы «кофе», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	0.289	-0.061	0.098***	-0.069*	-0.667***
		(0.191)	(0.080)	(0.034)	(0.040)	(0.224)
π_{1k}	ЕС	-0.039	-0.035	-0.050**	0.070***	0.758***
		(0.047)	(0.032)	(0.020)	(0.016)	(0.218)
π_{2k}	Страны СНГ	-3.896	-0.372	-0.236	0.062	-3.552
		(3.582)	(2.101)	(0.754)	(0.944)	(7.941)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	0.552**	-0.102	0.026	-0.116	1.434**
		(0.245)	(0.106)	(0.074)	(0.072)	(0.605)
	Россия	-0.075**	-0.093***	-0.012	0.066***	-0.340***

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{4k}		(0.034)	(0.024)	(0.012)	(0.012)	(0.071)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Из 25 оцененных коэффициентов 12 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее. Большинство незначимых эластичностей относятся к 1-й группе стран (ЕС).

Таблица 19 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «кофе» по ценам на товары из группы «кофе», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	-0.060	-0.040***	0.044***	0.218***	-0.058
		(0.050)	(0.003)	(0.005)	(0.004)	(0.037)
π_{1k}	ЕС	-0.038***	-1.063***	0.004***	-0.030***	-0.051***
		(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.012)
π_{2k}	Страны СНГ	1.885	0.178	-0.784	-0.057	3.903
		(9.767)	(2.651)	(7.749)	(2.350)	(24.137)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	0.918***	-0.135***	-0.006	-1.290***	-0.966***
		(0.066)	(0.015)	(0.023)	(0.032)	(0.221)
π_{4k}	Россия	-0.010***	-0.009***	0.015***	-0.038***	-0.018***
		(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета

стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Из 25 оцененных коэффициентов 17 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее. Большинство незначимых эластичностей относятся к спросу на импорт из 2-й группы стран (СНГ). Все эластичности по собственной цене являются отрицательными, что не противоречит экономической интуиции.

Таблица 20 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «чай» по ценам на товары из группы «чай», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	0.831***	-0.141***	0.100***	-0.018***	-1.231***
		(0.078)	(0.010)	(0.002)	(0.001)	(0.105)
π_{1k}	ЕС	-0.572***	-1.513***	-0.102***	-0.206***	5.045***
		(0.168)	(0.082)	(0.009)	(0.005)	(1.025)
π_{2k}	Страны СНГ	1.555***	-0.394***	-0.806***	-0.078**	-0.432
		(0.429)	(0.128)	(0.088)	(0.033)	(1.144)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	-0.076***	-0.213***	-0.021***	-1.227***	-1.009***
		(0.024)	(0.005)	(0.002)	(0.003)	(0.173)
π_{4k}	Россия	-0.226***	0.228***	-0.005***	-0.044***	-0.253***
		(0.004)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.009)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии. *- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Из 25 оцененных коэффициентов 24 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее. Все эластичности по собственной цене являются отрицательными, что не противоречит экономической интуиции.

Таблица 21 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «кофе» по ценам на товары из группы «чай», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	0.392***	0.036***	-0.096***	0.142***	-0.013
		(0.042)	(0.004)	(0.009)	(0.005)	(0.060)
π_{1k}	ЕС	-0.238*	-0.095***	-0.030	-0.128***	-2.161***
		(0.138)	(0.028)	(0.053)	(0.015)	(0.486)
π_{2k}	Страны СНГ	1.848***	-0.894***	-0.090	0.099	-0.809
		(0.376)	(0.159)	(0.107)	(0.106)	(1.723)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	-0.290***	0.456***	0.018*	-0.148***	2.510***
		(0.034)	(0.007)	(0.010)	(0.006)	(0.120)
π_{4k}	Россия	-0.092***	0.261***	-0.007***	0.061***	0.078***
		(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.004)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии. *- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Из 25 оцененных коэффициентов 20 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее.

Таблица 22 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «чай» по ценам на товары из группы «кофе», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
		0.333***	-0.050***	0.101***	-0.059***	-0.429***

№	Переменные	остальной мир	ЕС	Страны СНГ	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	(0.031)	(0.006)	(0.001)	(0.001)	(0.062)
π_{1k}	ЕС	0.029***	-0.019***	-0.045***	0.086***	1.126***
		(0.003)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.036)
π_{2k}	Страны СНГ	-3.487	-0.271	-0.210	0.159	-1.317
		(12.062)	(4.277)	(0.580)	(0.774)	(52.642)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	0.507***	-0.113***	0.023***	-0.126***	1.188***
		(0.058)	(0.012)	(0.006)	(0.005)	(0.201)
π_{4k}	Россия	-0.002	-0.075***	-0.007***	0.084***	0.059***
		(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.002)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
 *- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 23 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «чай» по ценам на товары из группы «чай», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	-1.00***	-0.17***	0.01	-0.14***	-0.03
		(0.09)	(0.05)	(0.02)	(0.05)	(0.02)
π_{1k}	Страны СНГ	0.49**	-1.06***	0.05	-0.12*	0.17***
		(0.21)	(0.08)	(0.06)	(0.07)	(0.06)
π_{2k}	ЕС	0.76	-0.13	-0.07	-0.48	-0.03
		(1.81)	(0.79)	(0.46)	(0.30)	(0.79)
		-0.20	-0.02	0.00	-0.90***	0.05

№	Переменные	остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	(0.27)	(0.12)	(0.02)	(0.05)	(0.13)
π_{4k}	Россия	-15.16**	3.05	-6.92*	5.94***	-4.64
		(6.18)	(3.65)	(3.68)	(1.98)	(3.11)

Мы видим, что все эластичности на диагонали (отвечающие эластичностям по собственной цене), значимые на уровне 5%, оказываются отрицательными в соответствии с нашими ожиданиями.

Таблица 24 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «кофе» по ценам на товары из группы «кофе», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	-0.76***	-0.02	-0.12*	0.07	0.05
		(0.16)	(0.08)	(0.07)	(0.05)	(0.09)
π_{1k}	Страны СНГ	-0.24*	-0.90***	0.03	0.06**	-0.01
		(0.13)	(0.09)	(0.02)	(0.03)	(0.08)
π_{2k}	ЕС	-1.60	-7.32***	2.40*	-4.90***	-0.16
		(2.38)	(2.43)	(1.40)	(1.39)	(1.48)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	0.55	0.54***	-0.08	-0.56***	-0.12
		(0.36)	(0.20)	(0.10)	(0.11)	(0.16)
π_{4k}	Россия	-6.71*	4.49*	2.36	0.39	1.46
		(3.94)	(2.26)	(1.67)	(0.75)	(1.19)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Мы видим, что все эластичности на диагонали (отвечающие эластичностям по собственной цене), значимые на уровне 5%, оказываются отрицательными в соответствии с нашими ожиданиями.

Таблица 25 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «кофе» по ценам на товары из группы «чай», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	-0.30**	-0.05	-0.01	-0.02	0.04
		(0.13)	(0.09)	(0.01)	(0.02)	(0.03)
π_{1k}	Страны СНГ	0.23	-0.62***	0.04	-0.43**	-0.09
		(0.25)	(0.19)	(0.06)	(0.18)	(0.06)
π_{2k}	ЕС	2.35***	-0.47	0.23	-0.51	0.78***
		(0.91)	(0.43)	(0.28)	(0.32)	(0.28)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	0.33	0.13	0.18**	-0.05	0.00
		(0.35)	(0.17)	(0.09)	(0.06)	(0.15)
π_{4k}	Россия	-3.17	-0.16	-0.03	0.80	0.52
		(3.28)	(1.74)	(0.20)	(0.56)	(1.56)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии. *- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Из 25 оцененных коэффициентов 6 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее.

Таблица 26 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «чай» по ценам на товары из группы «кофе», вычисленных на основе параметров из таблиц 12, 13 и 14 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле кофе и чаем.

№	Переменные	остальной мир	Страны СНГ	ЕС	США, ЛА и страны Азии	Россия
π_{0k}	остальной мир	-0.36***	0.01	0.03	0.04	-0.01
		(0.14)	(0.09)	(0.02)	(0.03)	(0.09)
π_{1k}	Страны СНГ	0.08	-0.12*	0.09**	-0.09**	0.00
		(0.06)	(0.06)	(0.03)	(0.04)	(0.04)
π_{2k}	ЕС	1.02	1.93	-0.83	2.91****	-1.13
		(3.15)	(1.43)	(0.87)	(0.98)	(1.43)
π_{3k}	США, Латинская Америка, Азия	-0.29	0.45***	0.20	0.11*	0.20**
		(0.32)	(0.16)	(0.13)	(0.06)	(0.10)
π_{4k}	Россия	-8.47*	2.84*	-0.36	0.07	1.78
		(4.45)	(1.46)	(0.31)	(0.52)	(1.18)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии. *- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Из 25 оцененных коэффициентов 13 являются статистически значимыми на уровне значимости 10% и менее. Большинство незначимых эластичностей относятся ко 2-й группе стран (СНГ). Все эластичности по собственной цене являются отрицательными, что не противоречит экономической интуиции.

4.2.3. Оценка третьей товарной спецификации

В эту спецификацию входят пиво, вино и крепкий алкоголь из 4 групп стран, тех же, что использовались в 1-й спецификации. Для этого случая мы проводим оценку как безусловных, так и условных эластичностей (в принятой ранее терминологии; формально эти эластичности являются условными на группу «алкогольные напитки») внутри подгрупп «пиво», «вино» и «крепкий алкоголь».

В данном разделе приведены результаты оценивания линейной аппроксимации к «Почти идеальной модели спроса», а также эластичности, рассчитанные на основе

оценок модели для спроса на алкогольные напитки (пиво, вино и крепкий алкоголь) из четырех групп стран.

Таблица 27 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем (влияние цен на товары в группе «пиво» на потребление товаров в группе «пиво»).

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
α'_k	Константа	0.034	0.036	-0.155	-3.658***
		(0.071)	(0.095)	(0.102)	(0.441)
β_k	Эластичность по расходам	-0.005	-0.004	0.003	0.193***
		(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.022)
ω_k	Эффект волатильности	0.001	0.001	-0.001	0.004
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.007)
γ_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	0.002*	0.001	-0.001	0.009
		(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.013)
γ_{1k}	ЕС	0.001	0.003	0.010	-0.001
		(0.002)	(0.009)	(0.007)	(0.031)
γ_{2k}	Страны СНГ	-0.001	0.010	-0.001	-0.029
		(0.002)	(0.007)	(0.010)	(0.030)
γ_{4k}	Россия	0.009	-0.001	-0.029	-0.083
		(0.013)	(0.031)	(0.030)	(0.061)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии.

Таблица 28 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем (влияние цен на товары в группе «вино» на потребление товаров в группе «вино»).

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
α'_k	Константа	-0.229***	0.537***	0.023	0.237
		(0.080)	(0.138)	(0.111)	(0.154)
β_k	Эластичность по расходам	0.003	-0.029***	-0.006	-0.007
		(0.003)	(0.006)	(0.004)	(0.007)
ω_k	Эффект волатильности	-0.002	-0.000	-0.001	0.002
		(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
γ_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-0.001	0.006***	0.001	0.008**
		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.004)
γ_{1k}	ЕС	0.006***	-0.001	0.001	-0.009
		(0.002)	(0.004)	(0.002)	(0.006)
γ_{2k}	Страны СНГ	0.001	0.001	0.006	0.001
		(0.002)	(0.002)	(0.004)	(0.009)
γ_{4k}	Россия	0.008**	-0.009	0.001	-0.018
		(0.004)	(0.006)	(0.009)	(0.034)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии.

Таблица 29 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем (влияние цен на товары в группе «крепкий алкоголь» на потребление товаров в группе «крепкий алкоголь»).

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
α'_k	Константа	-0.049	0.949***	0.245*	2.030***
		(0.059)	(0.226)	(0.126)	(0.278)
β_k	Эластичность по расходам	-0.001	-0.053***	-0.008	-0.087***
		(0.003)	(0.011)	(0.005)	(0.012)
ω_k	Эффект волатильности	-0.000	-0.001	-0.000	-0.001
		(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.005)
γ_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	0.001	0.005*	0.001	-0.008*
		(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.005)
γ_{1k}	ЕС	0.005*	0.006	-0.026	0.039
		(0.003)	(0.029)	(0.020)	(0.030)
γ_{2k}	Страны СНГ	0.001	-0.026	0.227***	-0.251***
		(0.001)	(0.020)	(0.054)	(0.065)
γ_{4k}	Россия	-0.008*	0.039	-0.251***	0.136*
		(0.005)	(0.030)	(0.065)	(0.078)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии.

Таблица 30 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем (влияние цен на товары в группе «пиво» на потребление товаров в группе «вино»).

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
γ_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-0.002***	0.001	-0.002	-0.042***
		(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.013)
γ_{1k}	ЕС	-0.001	0.000	0.001	-0.001
		(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.016)

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
Y _{2k}	Страны СНГ	-0.001	-0.003	-0.001	-0.012
		(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.024)
Y _{4k}	Россия	0.005	0.001	0.019	0.033
		(0.004)	(0.017)	(0.018)	(0.042)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии.

Таблица 31 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем (влияние цен на товары в группе «пиво» на потребление товаров в группе «крепкий алкоголь»).

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
Y _{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-0.001	-0.001	0.001	0.006
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.008)
Y _{1k}	ЕС	-0.001	-0.023	-0.024*	-0.001
		(0.005)	(0.016)	(0.013)	(0.036)
Y _{2k}	Страны СНГ	-0.004	0.001	-0.014	0.091**
		(0.004)	(0.013)	(0.016)	(0.038)
Y _{4k}	Россия	-0.006	0.010	0.040	0.030
		(0.011)	(0.023)	(0.026)	(0.047)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии.

Таблица 32 – Матрица результатов оценки линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем (влияние цен на товары в группе «вино» на потребление товаров в группе «крепкий алкоголь»).

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
γ_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	0.001	0.001	-0.000	-0.005**
		(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
γ_{1k}	ЕС	0.006	0.004	-0.000	0.015
		(0.006)	(0.006)	(0.009)	(0.024)
γ_{2k}	Страны СНГ	0.006**	-0.001	-0.010	-0.022
		(0.003)	(0.004)	(0.007)	(0.026)
γ_{4k}	Россия	0.019**	0.001	0.018	-0.029
		(0.008)	(0.011)	(0.018)	(0.032)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 33 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «пиво» по ценам на товары из группы «пиво», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	1.633	1.574	-1.690	17.788
		(1.469)	(3.298)	(3.583)	(20.671)
π_{1k}	ЕС	0.102	-0.668	1.015	0.100
		(0.224)	(0.916)	(0.749)	(3.017)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.206	1.779	-1.139	-5.456
		(0.427)	(1.320)	(1.840)	(5.349)

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{4k}	Россия	0.016	-0.005	-0.053	-1.340***
		(0.022)	(0.054)	(0.053)	(0.110)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 34 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «вино» по ценам на товары из группы «вино», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-1.168***	0.653***	0.072	0.996**
		(0.228)	(0.248)	(0.183)	(0.459)
π_{1k}	ЕС	0.113***	-0.986***	0.034	-0.142
		(0.040)	(0.070)	(0.043)	(0.112)
π_{2k}	Страны СНГ	0.063	0.162	-0.451	0.171
		(0.141)	(0.207)	(0.390)	(0.865)
π_{4k}	Россия	0.125**	-0.131	0.022	-1.253**
		(0.056)	(0.085)	(0.135)	(0.506)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 35 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «крепкий алкоголь» по ценам на товары из группы «крепкий алкоголь», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-0.730	2.231*	0.526	-3.287*
		(0.572)	(1.299)	(0.608)	(1.981)
π_{1k}	ЕС	0.084*	-0.846*	-0.396	0.784*
		(0.048)	(0.461)	(0.323)	(0.469)
π_{2k}	Страны СНГ	0.060	-1.256	10.133***	-12.205***
		(0.070)	(1.003)	(2.652)	(3.159)
π_{4k}	Россия	-0.040*	0.230	-1.278***	-0.214
		(0.024)	(0.152)	(0.331)	(0.402)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии. *- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 36 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «вино» по ценам на товары из группы «пиво», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-0.277***	0.091	-0.191	-5.358***
		(0.107)	(0.233)	(0.249)	(1.596)
π_{1k}	ЕС	-0.028	0.012	0.028	0.301
		(0.030)	(0.049)	(0.053)	(0.336)

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{2k}	Страны СНГ	-0.097	-0.298	-0.086	-0.852
		(0.171)	(0.372)	(0.397)	(2.188)
π_{4k}	Россия	0.077	0.016	0.281	0.554
		(0.066)	(0.248)	(0.273)	(0.622)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 37 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «крепкий алкоголь» по ценам на товары из группы «пиво», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-0.362	-0.290	0.274	2.778
		(0.281)	(0.461)	(0.438)	(3.507)
π_{1k}	ЕС	-0.019	-0.353	-0.367*	0.451
		(0.072)	(0.245)	(0.211)	(0.582)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.177	0.075	-0.679	4.695**
		(0.199)	(0.620)	(0.769)	(1.851)
π_{4k}	Россия	-0.029	0.056	0.208	0.405*
		(0.054)	(0.118)	(0.133)	(0.241)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 38 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «пиво» по ценам на товары из группы «вино», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-3.335**	-1.790	-1.469	8.200
		(1.299)	(2.255)	(2.704)	(6.532)
π_{1k}	ЕС	0.082	0.051	-0.322	0.123
		(0.193)	(0.250)	(0.400)	(1.693)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.280	0.199	-0.174	3.317
		(0.362)	(0.472)	(0.751)	(3.264)
π_{4k}	Россия	-0.077***	-0.019	-0.026	0.036
		(0.022)	(0.029)	(0.043)	(0.074)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 39 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «крепкий алкоголь» по ценам на товары из группы «вино», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	0.342	0.411	-0.034	-2.281**
		(0.447)	(0.749)	(0.507)	(0.946)
π_{1k}	ЕС	0.100	0.102	0.005	0.290
		(0.088)	(0.098)	(0.145)	(0.383)
π_{2k}	Страны СНГ	0.294**	-0.039	-0.465	-1.040

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
		(0.146)	(0.198)	(0.353)	(1.275)
π_{4k}	Россия	0.103**	0.026	0.099	-0.120
		(0.043)	(0.055)	(0.091)	(0.166)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 40 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «пиво» по ценам на товары из группы «крепкий алкоголь», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-1.256	-1.378	-5.244	-7.067
		(0.985)	(6.790)	(6.032)	(15.605)
π_{1k}	ЕС	-0.069	-2.285	0.154	1.076
		(0.109)	(1.564)	(1.275)	(2.315)
π_{2k}	Страны СНГ	0.112	-4.218*	-2.478	6.975
		(0.183)	(2.366)	(2.784)	(4.606)
π_{4k}	Россия	0.009	-0.024	0.155**	-0.014
		(0.015)	(0.064)	(0.067)	(0.083)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 41 – Матрица некомпенсированных эластичностей потребления товаров из группы «вино» по ценам на товары из группы «крепкий алкоголь», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	0.096	0.693	0.714**	2.269**
		(0.129)	(0.684)	(0.362)	(1.031)
π_{1k}	ЕС	0.019	0.110	-0.012	0.122
		(0.035)	(0.122)	(0.079)	(0.210)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.008	0.010	-0.886	1.826
		(0.111)	(0.867)	(0.677)	(1.666)
π_{4k}	Россия	-0.081**	0.226	-0.320	-0.411
		(0.033)	(0.359)	(0.385)	(0.479)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 42 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «пиво» по ценам на товары из группы «пиво», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	1.629	1.515	-1.724	14.418
		(2.156)	(11.064)	(12.900)	(352.068)
π_{1k}	ЕС	0.102**	-0.662	1.019*	0.463
		(0.050)	(0.837)	(0.560)	(9.560)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.205	1.794	-1.130	-4.570

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
		(0.182)	(1.739)	(3.389)	(27.954)
π_{4k}	Россия	0.017***	0.008***	-0.046***	-0.582***
		(0.000)	(0.003)	(0.003)	(0.012)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 43 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «вино» по ценам на товары из группы «вино», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-1.156***	0.725***	0.087**	1.092***
		(0.052)	(0.062)	(0.034)	(0.215)
π_{1k}	ЕС	0.117***	-0.965***	0.039***	-0.113***
		(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.013)
π_{2k}	Страны СНГ	0.067***	0.185***	-0.447***	0.201
		(0.020)	(0.042)	(0.152)	(0.733)
π_{4k}	Россия	0.133***	-0.085***	0.032*	-1.192***
		(0.003)	(0.007)	(0.018)	(0.256)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 44 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «крепкий алкоголь» по ценам на товары из группы «крепкий алкоголь», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-0.729**	2.258	0.534	-3.205
		(0.326)	(1.664)	(0.370)	(3.880)
π_{1k}	ЕС	0.084***	-0.836***	-0.392***	0.816***
		(0.002)	(0.213)	(0.104)	(0.219)
π_{2k}	Страны СНГ	0.062***	-1.218	10.145	-12.087
		(0.005)	(1.005)	(7.030)	(9.988)
π_{4k}	Россия	-0.039***	0.266***	-1.267***	-0.106
		(0.001)	(0.023)	(0.110)	(0.161)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии. *- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 45 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «вино» по ценам на товары из группы «пиво», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-0.276***	0.105*	-0.183***	-4.562**
		(0.011)	(0.055)	(0.062)	(2.322)
π_{1k}	ЕС	-0.028***	0.016***	0.031***	0.543***
		(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.104)

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{2k}	Страны СНГ	-0.096***	-0.293**	-0.083	-0.601
		(0.029)	(0.138)	(0.157)	(5.116)
π_{4k}	Россия	0.077***	0.024	0.286***	1.060***
		(0.004)	(0.061)	(0.074)	(0.381)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 46 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «крепкий алкоголь» по ценам на товары из группы «пиво», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-0.361***	-0.286	0.276	3.017
		(0.079)	(0.210)	(0.191)	(12.432)
π_{1k}	ЕС	-0.019***	-0.352***	-0.366***	0.545*
		(0.005)	(0.060)	(0.044)	(0.324)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.176***	0.081	-0.675	5.035
		(0.039)	(0.384)	(0.591)	(3.380)
π_{4k}	Россия	-0.028***	0.061***	0.211***	0.718***
		(0.003)	(0.014)	(0.018)	(0.057)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 47 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «пиво» по ценам на товары из группы «вино», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-3.384**	-2.095	-1.532	7.796
		(1.713)	(5.232)	(7.458)	(44.389)
π_{1k}	ЕС	0.087**	0.084	-0.315**	0.167
		(0.038)	(0.063)	(0.159)	(2.835)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.267**	0.279	-0.157	3.423
		(0.132)	(0.226)	(0.562)	(10.691)
π_{4k}	Россия	-0.066***	0.049***	-0.011***	0.127***
		(0.000)	(0.001)	(0.002)	(0.005)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 48 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «крепкий алкоголь» по ценам на товары из группы «вино», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	0.346*	0.432	-0.030	-2.252**
		(0.201)	(0.560)	(0.252)	(0.883)
π_{1k}	ЕС	0.101***	0.110***	0.006	0.302**
		(0.008)	(0.010)	(0.021)	(0.147)
π_{2k}	Страны СНГ	0.299***	-0.008	-0.458***	-0.999

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
		(0.021)	(0.039)	(0.125)	(1.625)
π_{4k}	Россия	0.107***	0.054***	0.105***	-0.082***
		(0.002)	(0.003)	(0.008)	(0.028)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 49 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «пиво» по ценам на товары из группы «крепкий алкоголь», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	-1.270	-1.756	-5.366	-8.231
		(0.979)	(46.712)	(36.628)	(247.345)
π_{1k}	ЕС	-0.068***	-2.245	0.167	1.201
		(0.012)	(2.437)	(1.624)	(5.348)
π_{2k}	Страны СНГ	0.115***	-4.118	-2.446	7.282
		(0.033)	(5.609)	(7.756)	(21.177)
π_{4k}	Россия	0.013***	0.061***	0.182***	0.248***
		(0.000)	(0.004)	(0.004)	(0.007)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.

*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Таблица 50 – Матрица компенсированных эластичностей потребления товаров из группы «вино» по ценам на товары из группы «крепкий алкоголь», вычисленных на основе параметров из таблиц 27, 28, 29, 30, 31 и 32 в линейной аппроксимации к модели AIDS с ограничениями на параметры на данных по торговле алкоголем.

№	Переменные	Америка, Океания и остальной мир	ЕС	Страны СНГ	Россия
π_{0k}	Америка, Океания и остальной мир	0.099***	0.782*	0.743***	2.544**
		(0.017)	(0.466)	(0.132)	(1.058)
π_{1k}	ЕС	0.020***	0.137***	-0.003	0.206***
		(0.001)	(0.015)	(0.006)	(0.044)
π_{2k}	Страны СНГ	-0.007	0.038	-0.877*	1.913
		(0.012)	(0.744)	(0.457)	(2.747)
π_{4k}	Россия	-0.079***	0.283**	-0.302**	-0.237
		(0.001)	(0.130)	(0.148)	(0.229)

Источник: составлено авторами.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки регрессии.
*- значимость на 10% уровне, ** - на 5%, ***- на 1%. Расчеты авторов; для расчета стандартных отклонений мы использовали предположение о гетероскедастичности ошибок регрессии и дельта-метод.

Источник: составлено авторами.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе мы провели подробный обзор литературы по современным способам моделирования систем спроса на импорт, использующих армингтоновскую гипотезу о том, что одни и те же товары, произведенные в разных странах, являются несовершенными субститутами. В работе приведены критерии выбора той или иной модели для оценки эмпирических данных на основании свойств исследуемых групп товаров и потребительской функции полезности.

Представлена динамика объемов внешней торговли России и номинального обменного курса рубля в предыдущие годы и приведены обоснования, почему

колебания валютного курса могут иметь негативные последствия для российской экономики.

Для исследования вопроса о влиянии волатильности обменных курсов на торговлю нами был проведен обзор работ, в которых оценивался эффект на торговлю от валютных союзов (прокси-переменная для волатильности обменного курса). Поскольку литературные данные не позволяют сделать однозначного вывода об эффекте валютных союзов, мы провели оценивание этого эффекта на данных, использовавшихся в работе [6]. Полученные нами оценки свидетельствуют о статистически незначительном эффекте валютных союзов на торговлю. В работе мы также показали, что результаты в литературе, утверждающие о значительном увеличении торговли между странами, использующими единую валюту, по всей видимости, вызваны эффектом смещенности оценок из-за пропущенных переменных (эндогенности). Для проверки полученных результатов мы использовали несколько разных современных методов с использованием панельных данных, таких как LSDV-регрессии и оценка методом пуассоновского псевдо-максимального правдоподобия (Poisson pseudo-maximum likelihood estimation).

Вторая часть эмпирических исследований посвящена построению оценок эластичностей спроса на трех выбранных группах товаров, с использованием приводившихся в обзоре литературы современных моделей, таких как линейная аппроксимация к модели AIDS (модель LA-AIDS). Кроме этого, для оценки влияния волатильности обменных курсов на спрос на импорт мы оценивали эти модели с добавлением дополнительных регрессоров, отражающих меру волатильности обменного курса в текущий период.

В разделе, посвященном обработке данных и описанию моделей проведены все процедуры подготовки данных и для оценивания моделей спроса. В большинстве использованных нами моделей в основе процедуры оценки лежит метод наименьших квадратов (МНК) с ограничениями, для которого использовалась программная процедура на языке Julia.

Авторы оценили показатели эластичности по доходу и ценам для трех групп товаров:

- в первую спецификацию вошли сигареты из четырех групп стран, включающих страны ЕАЭС, Европейский союз, страны СНГ, Латинскую Америку, Азию и Океанию, Россию и остальной мир.

- во вторую спецификацию вошли кофе и чай из пяти групп стран, включающих страны ЕАЭС, Европейский союз, страны СНГ, Латинскую Америку, Азию и Океанию, Россию и остальной мир.

- третья спецификация содержала алкогольные напитки (пиво, вино и крепкие алкогольные напитки) из четырех групп стран, аналогичных разбиению для второй спецификации, за исключением того, что импорт из Северной Америки и Океании был объединен с импортом из остального мира ввиду малых объемов в отдельные периоды наблюдения.

По итогам проведенных оценок эконометрических моделей можно сделать вывод, что величина волатильности номинального обменного курса является незначимой для данных товарных спецификаций при использовании линейной аппроксимации к модели AIDS (модель LA-AIDS). Также, сравнивая результаты оценивания второй спецификации с предыдущими работами, видим, что добавление дополнительных регрессоров не оказало существенного влияния на получаемые оценки эластичностей.

Полученные оценки эластичностей схожи в том, что большие по модулю эластичности соответствуют тем группам товаров, которые составляют малую долю рынка. Это наблюдение и полученные количественные значения эластичностей спроса в различных группах товаров могут быть использованы для выработки торговой политики, нацеленной на развитие новых секторов пищевой промышленности.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

- 1 Klein M.W., Shambaugh J.C. Fixed Exchange Rates and Trade // *Journal of International Economics*, Vol. 70, No. 2, 2006. pp. 359-383.
- 2 Taglioni D. Exchange Rate Volatility as a Barrier to Trade: New Methodologies and Recent Evidence // *Economie Internationale*, No. 89-90, 2002. pp. 227-259.
- 3 Mussa M. Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates // *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 25, 1984. pp. 117-214.
- 4 Campbell D.L. Relative Prices, Hysteresis, and the Decline of American Manufacturing // working paper, 2014. pp. 1-47.
- 5 Glick, R., and A.K. Rose. 2016. "Currency Unions and trade: A post-EMU reassessment." *European Economic Review*, 87:7, p. 78-91. [Электронный ресурс]
- 6 Glick R., Rose A. Currency Unions and Trade: A Post-EMU Reassessment // *European Economic Review*, Vol. 87, No. C, 2016. pp. 78-91.
- 7 Berger H., Nitsch V. Zooming Out: The Trade Effect of the Euro in Historical Perspective // *Journal of International Money and Finance*, Vol. 27, No. 8, 2008. pp. 1244-1260.
- 8 Campbell D. Estimating the Impact of Currency Unions on Trade: Solving the Glick and Rose Puzzle // *The World Economy*, Vol. 36, No. 10, 2013. pp. 1278-1293.
- 9 Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2014 // IMF, October 2014 [Электронный ресурс] URL: <http://www.imf.org/external/pubs/nft/2014/areaers/ar2014.pdf>
- 10 С.Я. Петренко. Режимы валютных курсов развивающихся стран и стран с переходной экономикой // *Дайджест-финансы*, No 11 (83), 2001. С. 2-8 [Электронный ресурс] URL: <http://cyberleninka.ru/article/n/rezhimy-valyutnyh-kurosov-razvivayuschih-sya-stran-n-stran-s-perehodnoy-ekonomikoy>
- 11 K. Habermeier, A. Kokenyne, R. Veyrune, and H. Anderson. Revised System for the Classification [Электронный ресурс] URL: <http://www.imf.org/en/Publications/>

WP/Issues/2016/12/31/Revised-System-for-the-Classification-of-Exchange- Rate- Arrangements-23311

- 12 А. Бубула, И. Откер-Роуб. Нераскрытая загадка биполярности // Финансы & развитие, Март 2004 [Электронный ресурс] URL: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/rus/2004/03/pdf/bubula.pdf>
- 13 Финансовые рынки Евразии: устройство, динамика, будущее / под ред. проф. Я. М. Миркина. – М.: Магистр, 2017 [Электронный ресурс] URL: www.mirkin.ru/_docs/book090.pdf
- 14 М.Ю. Головнин. Долларизация в переходных экономиках России и стран центральной и Восточной Европы // Проблемы прогнозирования, No3, 2004. С. 124-135 [Электронный ресурс] URL: <http://cyberleninka.ru/article/n/dollarizatsiya-v-perehodnyh-ekonomikah-rossii-i-stran-tsentralnoy-i-vostochnoy-evropy>
- 15 Денежно-кредитная политика государств-членов ЕАЭС: текущее состояние и перспективы координации. Совместный доклад Евразийской экономической комиссии и Евразийского банка развития. – М.: ЕЭК, СПб.: ЦИИ ЕАБР, 2017 [Электронный ресурс] URL: <http://www.eabr.org/r/research/centre/projectsCII/>
- 16 Официальный сайт Евразийской экономической комиссии, раздел «Статистика ЕАЭС» [Электронный ресурс] URL: http://www.eurasiancommission.org/ru/act/integr_i_makroec/dep_stat/union_stat/Pages/default.aspx
- 17 Официальный сайт Банка России, раздел «Статистика внешнего сектора» [Электронный ресурс] URL: <http://www.cbr.ru/statistics/?PrtId=svs>
- 18 О мерах денежно-кредитной политики по стабилизации ситуации в финансовой сфере // Пресс-релиз Национального банка Республики Беларусь, 8 января 2015 г. [Электронный ресурс] URL: <http://www.nbrb.by/Press/?nId=1114>
- 19 О параметрах курсовой политики Банка России // Информация Пресс-службы Банка России, 10 ноября 2014 г. [Электронный ресурс] URL: http://www.cbr.ru/press/pr.aspx?file=10112014_115454dkp2014-11-10t11_52_10.htm
- 20 А Ю. Кнобель, А.К. Миронов. Оценка готовности стран СНГ к созданию валютного союза с Россией // Журнал Новой экономической ассоциации, №1 (25), 2015. С. 76–101 [Электронный ресурс] URL: https://iep.ru/files/text/nauchnie_jurnali/knobel_jnea_1-2015.pdf

- 21 Campbell D.L., Chentsov A. Breaking Badly: The Currency Union Effect on Trade // working paper, 2017. pp. 1-38.
- 22 Julian M. Alston K.A.F.A.R.D.G. Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results // The Review of Economics and Statistics, 1994. pp. 351-356.
- 23 UN Monthly COMTRADE Data View [Электронный ресурс] // UN Monthly COMTRADE: [сайт]. URL: <http://comtrade.un.org/monthly/Main/Data.aspx#>
- 24 Центральный Банк России. Динамика официального курса заданной валюты [Электронный ресурс] // Центральный Банк России: [сайт]. URL: http://cbr.ru/currency_base/dynamics.aspx
- 25 // Единая межведомственная информационно-статистическая система (ЕМИСС): [сайт]. URL: <https://www.fedstat.ru/>
- 26 al Z.C.E. Predicting the Effects of Sugar-Sweetened Beverage Taxes on Food and Beverage Demand in a Large Demand System // American Journal of Agricultural Economics (AJAE), No. 96(1), 2014. pp. 1-25.
- 27 al F.E. The Effects of Soft Drink Taxes on Child and Adolescent Consumption and Weight Outcomes // Journal of Public Economics, No. 94, 2010. pp. 967–974.
- 28 al F.E.A.E. Implications of a Sugar-sweetened Beverage (SSB) Tax when Substitutions to Non-beverage Items are Considered // Journal of Health Economics, No. 32, 2013. pp. 219–239.
- 29 Lewbel A. P.K. Tricks with Hicks: The EASI Demand System // American Economic Review, No. 99:3, 2009. pp. 827-863.
- 30 al L.B.H.E. Measuring weight outcomes for obesity intervention strategies: // Economics and Human Biology, No. 9, 2011. pp. 329–341.
- 31 al Z.C.E. Habit Formation and Demand for Sugar-Sweetened Beverages // American Journal of Agricultural Economics, No. 93, 2011. pp. 175-193.
- 32 Banks J., Blundell R., Lewbel A. Quadratic Engel Curves and Consumer Demand // The Review of Economics and Statistics. 1997. Vol. 4. pp. 527-539.
- 33 Deaton A.S. A Reconsideration of the Empirical Implications of Additive Preferences // Economic Journal. 1974. Vol. 84. pp. 338–348.

- 34 Barnett W. A., Jonas A. The Muntz-Szatz Demand System: An Application of a Globally Well Behaved Series Expansion // *Economics Letters*. 1983. Vol. 11. pp. 337–342.
- 35 Gallant R.A., Souza G. On the Asymptotic Normality of Fourier Flexible Form Estimates // *Journal of Econometrics*. 1991. Vol. 30. pp. 329–353.
- 36 Engel E. Die Lebenskosten belgischer Arbeiter-Familien fru"her and // *International Statistical Institute Bulletin*. 1985. Vol. 9. pp. 1-74.
- 37 Working H. Statistical Laws of Family Expenditure // *Journal of the American Statistical Association*. 1943. Vol. 38. pp. 43–56.
- 38 Leser C. E. V. Forms of Engel Functions // *Econometrica*. 1963. Vol. 31. pp. 694–703.
- 39 Muellbauer J. Community Preferences and the Representative Consumer // *Econometrica*. 1976. Vol. 44. pp. 525–543.
- 40 Deaton A. S., Muellbauer J. An Almost Ideal Demand System // *American Economic Review*. 1980. Vol. 70. pp. 312–336.
- 41 Jorgenson D. W., Lau L.J., Stoker T.M. The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior // In: *Advances in Econometrics* / Ed. by Basmann R. R.G. Greenwich, Ct: JAI Press, 1982.
- 42 Atkinson A.B., Gomulka J., Stern N.H. Spending on Alcohol Evidence from the Family Expenditure Survey 1970–1983 // *Economic Journal*. 1990. Vol. 100. pp. 808–827.
- 43 Bierens H.J., Pott-Buter H.A. Specification of Household Engel Curves by Nonparametric Regression // *Econometric Reviews*. 1987. Vol. 9. pp. 123–184.
- 44 Hausman J.A., Newey W.K., Powell J.L. Nonlinear Errors in Variables: Estimation of Some Engel Curves // *Journal of Econometrics*. 1995. Vol. 65. pp. 205–233.
- 45 Hildenbrand W. *Market Demand: Theory and Empirical Evidence*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- 46 Lewbel A. The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation // *Econometrica*. 1991. Vol. 59. pp. 711–730.

- 47 Gorman W.M. Some Engel Curves // In: The Theory and Measurement of Consumer Behaviour / Ed. by Deaton A. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1981.
- 48 Howe H., Pollak R.A, Wales T.J. Theory and Time Series Estimation of the Quadratic Expenditure System // *Econometrica*. 1979. Vol. 47. pp. 1231–1248.
- 49 van Daal J., Merkies A.H. Q. M. A Note on the Quadratic Expenditure System // *Econometrica*. 1989. Vol. 57. pp. 1439–1443.
- 50 Browning M.J., Meghir C. The Effects of Male and Female Labour Supply on Commodity Demands // *Econometrica*. 1991. Vol. 59. pp. 925-951.
- 51 Blundell R.W., Pashardes P., Weber G. What Do We Learn about Consumer Demand Patterns from Micro-Data? // *American Economic Review*. 1993. Vol. 83. pp. 570–597.
- 52 Gill L., Lewbel A. Testing the Rank of Estimated Matrices with Applications to Factor, State Space, and ARMA Models // *Journal of the American Statistical Association*. 1992. Vol. 87. pp. 766–776.
- 53 Cragg J.G., Donald S.G. Inferring the Rank of a Matrix // *Journal of Econometrics*. 1995.
- 54 Holly A. A Remark on Hausman’s Specification Test // *Econometrica*. 1982. Vol. 50. pp. 749–759.
- 55 Blundell, R.W. Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence // *Economic Journal*. 1988. Vol. 98. pp. 16–65.
- 56 Blundell R., Chen X., Kristensen D. Semi-nonparametric IV Estimation of Shape-Invariant Engel Curves // *Econometrica*. 2007. Vol. 75. No. 6. pp. 1613–1669.
- 57 Brown B. W., Walker M.B. The Random Utility Hypothesis and Inference in Demand Systems // *Econometrica*. 1989. Vol. 57. No. 4. pp. 815–829.
- 58 McFadden D., Richter M.K. Stochastic Rationality and Revealed Stochastic Preference // In: Preferences, Uncertainty, and Optimality: Essays in Honor of Leonid Hurwicz / Ed. by Chipman J.S. M.D..R.M.K. Boulder, CO: Westview Press, 1990. pp. 161–186.

- 59 Brown D.J., Matzkin R.L. Estimation of Nonparametric Functions in Simultaneous Equations Models, with an Application to Consumer Demand // Cowles Foundation Discussion Paper 1175. 1998.
- 60 Lewbel A. Demand Systems with and without Errors // American Economic Review. 2001. Vol. 91. No. 3. pp. 611–618.
- 61 Beckert W., Blundell R. Invertibility of Nonparametric Stochastic Demand Functions // Birkbeck Working Papers in Economics and Finance 0406. 2004.
- 62 Lewbel A., Pendakur K. Tricks with Hicks: The EASI Demand System // American Economic Review. 2009. Vol. 99. No. 3. pp. 827–863.
- 63 Stone R. The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom. Cambridge: Cambridge University Press, 1954. 1920–1938 pp.
- 64 Pendakur K. Semiparametric Estimates and Tests of Base-Independent Equivalence Scales // Journal of Econometrics. 1999. Vol. 88. No. 1. pp. 1–40.
- 65 Browning M. Modelling Commodity Demands and Labour Supply with M-Demands // Unpublished. 2001.
- 66 Blundell R., Pashardes P., Weber G. What Do We Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data? // American Economic Review. 1993. Vol. 83. No. 3. pp. 570–597.
- 67 Dominitz J., Sherman R.P. Some Convergence Theory for Iterative Estimation Procedures with an Application to Semiparametric Estimation // Econometric Theory. 2005. Vol. 21. No. 4. pp. 838–863.
- 68 Blundell R., Robin J-M. Estimation in Large and Disaggregated Demand Systems: An Estimator for Conditionally Linear Systems // Journal of Applied Econometrics. 1999. Vol. 14. No. 3. pp. 209–232.
- 69 Browning M., Thomas I. Prices for the FAMEX // Unpublished. 1999.
- 70 Официальный сайт Федеральной таможенной службы, раздел «Таможенная статистика внешней торговли» – «Документы ТСБТ» [Электронный ресурс] URL: <http://stat.customs.ru/apex/f?p=201:7:7879920482668413:NO:>
- 71 ITC Trade Map [Электронный ресурс] URL: <http://www.trademap.org/Index.aspx>

- 72 J.R.N. S. The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom, 1920-1938 // Cambridge. 1953. No. Vol. 1.
- 73 R. S. The Information Approach to Demand Analysis // *Econometrica*. 1965. Vol. 33. pp. 67-87. // *Econometrica*. 1965. Vol. Vol. 33. pp. 67-87.
- 74 H.T. Theory and Measurement of Consumer Demand // *Econometrica*. 1976. No. Vols. Theory and Measurement of Consumer Demand // *Econometrica*. 1976. Vol. Vols. 1 and 2..
- 75 A.P. B. Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations // *Euro. Econ. Rev.*. 1969. Vol. Vol. 1. pp. 7-73.
- 76 Lau D.W.J.A.L.J. The Structure of Consumer Preferences // *Annals Econ. Soc. Measure*. 1975. Vol. Vol. 4.. pp. 49-101.
- 77 D.W.J.A.L.J.L. L.R.C. Transcendental Logarithmic Utility Functions // *Amer. Econ. Rev.* June 1975. Vol. Vol. 65. pp. 367-83.
- 78 W.E. D. An Application of the Shephard Duality Theorem: A General-ized Leontief Production Function // *J. Polit. Econ.*. June 1971. pp. 481-507.
- 79 J. M. Community Preferences and the Representative Consumer // *Econometrica*. Sept. 1976. Vol. Vol. 44. pp. 979-99.
- 80 Shephard R.W. Cost and Production Functions // Princeton University Paper. 1953.
- 81 J.M. Community Preferences and the Representative Consumer // *Econometrica*. Sept 1976. Vol. Vol. 44. pp. 979-99.
- 82 J.M. Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand // *Rev. Econ. Stud.*. Oct. 1975.. Vol. Vol. 62. pp. 525-43.
- 83 Theil H. Statistical Decomposition Analysis with Applications in the Social and Administrative Sciences 1972.
- 84 A.S. D. Models and Projections of Demand in Post- War Britain // London. 1975.
- 85 Deaton A. An Almost Ideal Demand System // *American Economic Review*. 1980. Vol. Vol. 70.. No. No. 3.
- 86 A.S. D. The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900-1970 // *Econometrica*. 1974. pp. 351-67.

- 87 A.S. D. Specification and Testing in Applied Demand Analysis // Econ. J.. Sept. 1978. Vol. Vol. 88. pp. 524-36.
- 88 B. A. The Structure of Indirect Taxation and Economic Efficiency // J. Publ. Econ.. Apr. 1972. pp. 97-119.
- 89 Mussa M. Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates:Evidence and Implications // Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 25, No. 117, 1986.
- 90 Engel C. Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes // Journal of Political Economy, Vol. 107, No. 3, 1999. P. 507.
- 91 Balassa B. The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal // Journal of Political Economy, Vol. 72, No. 6, 1964. P. 584.
- 92 Samuelson P. Theoretical Notes on Trade Problems // Review of Economics and Statistics, Vol. 46, No. 2, 1964. P. 145.
- 93 Devereux M., Engel C., Storgaard P. Endogenous Exchange Rate PassThrough when Nominal Prices are Set in Advance // Journal of International Economics, Vol. 63, 2004. P. 263.
- 94 Devereux M., Engel C. Expenditure switching versus real exchange rate stabilization: Competing objectives for exchange rate policy // Journal of Monetary Economics, Vol. 54, No. 2346, 2007.
- 95 Crucini M., Shintani M., Tsuruga T. Accounting for persistence and volatility of good-level real exchange rates: The role of sticky information // Journal of International Economics, Vol. 81, 2010. pp. 46-60.
- 96 Atkeson A., Burstein A. Pricing-to-market, trade costs, and international relative prices // The American Economic Review, Vol. 98, No. 5, 2008. pp. 1998-2031.
- 97 Gopinath G., Itskhoki O., Rigobon R. Currency Choice and Exchange Rate Pass-through // American Economic Review, Vol. 100, No. 304-336, 2010.
- 98 Fitzgerald D., Haller S. Pricing-to-Market: Evidence from Plant-Level Prices // working paper, 2012.
- 99 Cavallo A., Neiman B., Rigobon R. Product Introductions, Currency Unions, and the Real Exchange Rate // NBER Working Paper No. 18563, 2012.

- 100 Imbs J., Mumtaz H., Ravn M., Rey H. PPP Strikes Back: Aggregation and the Real Exchange Rate // Quarterly Journal of Economics, Vol. 120, No. 1, 2005. P. 1.
- 101 Edgerton D. Weak Separability and the Estimation of Elasticities in Multistage Demand Systems // American Journal of Agricultural Economy, Vol. 79, 1997. pp. 62-79.
- 102 Bieri J., de Janvry A. Empirical Analysis of Demand Under Consumer Budgeting // Giannini Foundation Monograph, Vol. 30, 1972.
- 103 de Janvry A., Bieri J., Nunez A. Estimation of Demand Under Consumer Budgeting: An Application to Argentina // American Journal of Agricultural Economy, Vol. 54, 1972. pp. 422-430.
- 104 Deaton A. Models and Projections of Demand in Post-War Britain. London: Chapman and Hall, 1975.
- 105 Vernon, Raymond "International Investment and International Trade in the Product Cycle" The Quarterly Journal of Economics LXXX, 190-207, 1966. [Электронный ресурс]
- 106 Grossman, Gene M. and Elhanan Helpman. Innovation and Growth in the Global Economy, Cambridge: MIT Press, 1991 [Электронный ресурс]
- 107 Frankel, Jeffrey A. and David Romer, "Trade and Growth: An Empirical Investigation," NBER Working Paper no. 5476, 1996 [Электронный ресурс]
- 108 Sachs, Jeffrey and Andrew Warner "Economic Reform and the Process of Global Integration" Brookings Papers on Economic Activity, 1995. [Электронный ресурс]
- 109 Robert C. Feenstra, Andrew K. Rose. Putting Things in Order: Patterns of Trade Dynamics and Growth, University of California, 1997 [Электронный ресурс]
- 110 Kendall, Maurice and Jean Dickinson. Rank Correlation Methods, fifth edition, London: Arnold, 1990 [Электронный ресурс]
- 111 Friedman M. The Case for Flexible Exchange Rates // In: Essays in Positive Economics. Chicago: University of Chicago Press, 1953. pp. 157–203.
- 112 Menzie C., Shang-Jin W. A faith-based initiative: Does a flexible exchange rate regime really facilitate current account adjustment?, NATIONAL BUREAU OF

- ECONOMIC RESEARCH, Cambridge, Working Paper 14420 2008. [Online].
<http://www.nber.org/papers/w14420.pdf>
- 113 Atish R.G., Marco E.T., Zettelmeyer J. Exchange Rate Regimes and External Adjustment: New Answers to an Old Debate, International Monetary Fund, London: Routledge, 2008. [Online]. <https://ssrn.com/abstract=1969998>
- 114 Rose A. Exchange rates and the trade balance: Some evidence from developing countries // Economics Letters, Vol. 34, No. 3, 1990. pp. 271-275.
- 115 DeBelle G., Faruquee H. What Determines the Current Account? A Cross-Sectional and Panel Approach [Электронный ресурс] // IMF: [сайт]. [1996]. URL: <https://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm/WPIEA0581996.pdf?abstractid=882958&mirid=1&type=2> (дата обращения: 06.октября.2017).
- 116 Milesi-Ferretti G.M., R. Lane P. Financial Globalization and Exchange Rates [Электронный ресурс] // IMF: [сайт]. [2002]. URL: <https://www.imf.org/external/np/res/seminars/2004/60/pdf/ferret.pdf> (дата обращения: 05.октября.2017).
- 117 Ghosh A., Gulde A.M., C. Wolf H. Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences [Электронный ресурс] // International Journal of Finance & Economics: [сайт]. [2004]. URL: http://journal.fsv.cuni.cz/storage/976_s_267_269.pdf (дата обращения: 05.октября.2017).
- 118 C. Wolf H., Berger H., Gulde A.M., Ghosh A.R. Currency boards in retrospect and prospect [Электронный ресурс] // Massachusetts Institute of Technology: [сайт]. [2008]. URL: https://mitpress.mit.edu/sites/default/files/titles/content/9780262232654_sch_0001.pdf (дата обращения: 05.октября.2017).
- 119 Mendoza E.G. The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations [Электронный ресурс] // International Economic Review (Vol. 36, No.1, pp. 101-137): [сайт]. [1995]. URL: <http://www.sas.upenn.edu/~egme/pp/IER95.pdf> (дата обращения: 05.октября.2017).
- 120 Freund C. Current account adjustment in industrial countries [Электронный ресурс] // Journal of International Money and Finance: [сайт]. [2005]. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.014> (дата обращения: 05.октября.2017).

- 121 Gruber J.W., Kamin S.B. Explaining the global pattern of current account imbalances [Электронный ресурс] // Journal of International Money and Finance (Volume 26, Issue 4, June 2007, pp 500-522): [сайт]. [2007]. URL: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.360.2012&rep=rep1&type=pdf> (дата обращения: 05.октября.2017).
- 122 Berger H., Nitsch V. Zooming out: The trade effect of the euro in historical perspective // Journal of International Money and Finance. 2008. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.07.005> (дата обращения: 28.октября.2017).
- 123 Decressin , Stavrev. Current Accounts in a Currency Union [Электронный ресурс] // International Monetary Fund: [сайт]. [2009]. URL: <https://poseidon01.ssrn.com/delivery.php?ID=776114008100073126084091005099115014006018014015006038127013023098090020019116004025011007118040092012009023029124008111085028017089083070115096076009124114124101097105065106124103&EXT=pdf> (дата обращения: 04.октябрь.2017).
- 124 Schmitz , Von Hagen. Current account imbalances and financial integration [Электронный ресурс] // Journal of International Money: [сайт]. [2009]. URL: https://ac.els-cdn.com/S0261560611001276/1-s2.0-S0261560611001276-main.pdf?_tid=6f2f57e8-a8e9-11e7-b2a5-00000aacb361&acdnat=1507110801_291d22b6d18a1e9aaebebe70ba384ebb (дата обращения: 04.октябрь.2017).
- 125 Ca' Zorz , Rubaszek M. ON THE EMPIRICAL EVIDENCE OF THE INTERTEMPORAL CURRENT ACCOUNT MODEL FOR THE EURO AREA COUNTRIES [Электронный ресурс] // European Central Bank: [сайт]. [2008]. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp895.pdf?81492fd2f0518595a1073957e0d1cd6e> (дата обращения: 04.октября.2017).
- 126 Jiandong J., Shang-Jin W. CURRENT ACCOUNT ADJUSTMENT: SOME NEW THEORY AND EVIDENCE [Электронный ресурс] // NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH (Cambridge): [сайт]. [2007]. URL: <http://www.nber.org/papers/w13388.pdf> (дата обращения: 04.октября.2017).

- 127 Kennedy , Sløk T. ARE STRUCTURAL REFORMS THE ANSWER TO GLOBAL CURRENT ACCOUNT IMBALANCES? [Электронный ресурс] // OECD: [сайт]. [2005]. URL: <https://www.oecd.org/eco/growth/40505243.pdf> (дата обращения: 04.октября.2017).
- 128 Zemanek H., Belke A., Schnabl G. Current Account Balances and Structural Adjustment in the Euro Area [Электронный ресурс] // Universität Bochum (Germany): [сайт]. [2010]. URL: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/37004/1/623301326.pdf> (дата обращения: 04.октября.2017).
- 129 Birolì , Mourre G., Turrini A. Adjustment in the Euro Area and Regulation of Product and Labour Markets: An Empirical Assessment [Электронный ресурс] // European Commission (Economic and Financial Affairs): [сайт]. [2010]. URL: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2010/pdf/еср428_en.pdf (дата обращения: 04.октября.2017).
- 130 Khan M., Goldstein M. Chapter 20. Income and price effects in foreign trade [Электронный ресурс] // Handbook of International Economics (Volume 2): [сайт]. [1985]. URL: [https://doi.org/10.1016/S1573-4404\(85\)02011-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4404(85)02011-1) (дата обращения: 04.октября.2017).
- 131 S. M. Abbas A., Bouhga-Hagbe J., Fatas A., Mauro P., C. Velloso R. Fiscal Policy and the Current Account (IMF Working Paper WP/10/121) [Электронный ресурс] // IMF: [сайт]. [2010]. URL: <https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2010/eui/pdf/ABH.pdf> (дата обращения: 04.октября.2017).
- 132 Mody A., Ohnsorge F. After the Crisis: Lower Consumption Growth but Narrower Global Imbalances? (IMF Working Paper WP/10/11) [Электронный ресурс] // IMF: [сайт]. [2010]. URL: http://www.imf.org/~media/Websites/IMF/imported-full-text-pdf/external/pubs/ft/wp/2010/_wp1011.ashx (дата обращения: 04.октября.2017).
- 133 Berger H., Nitsch V. The Euro's Effect on Trade Imbalances. IMF Working Paper, WP 10/226, 2010 [Электронный ресурс]
- 134 Andrews D. Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation, Vol. 59, 1991. pp. 817-858.
- 135 Deaton A., Muellbauer J. An Almost Ideal Demand System // The American Economic Review, 1980. pp. 312-326.

- 136 Davidson H. Bootstrap Methods and Their Application. Cambridge University Press, 1997.
- 137 // Федеральная Таможенная Служба - Таможенная статистика внешней торговли: [сайт]. URL: <http://stat.customs.ru/>
- 138 Agnus Deaton J.M. An Almost Ideal Demand System // The American Economic Review, 1980. pp. 312-326.