

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

Фиранчук А.С.

**Экономические эффекты введения Россией
продуктового эмбарго на экономику стран ЕАЭС**

Москва 2019

Аннотация. В этой работе мы изучаем вопрос о влиянии данного ограничения торговли на цены импорта России. Эта задача имеет важное прикладное и академическое значение. Во-первых, практическая польза состоит в оценке влияния эмбарго на цены импорта (на границе). Во-вторых, академическое значение работы проистекает из того факта, что введенное ограничение торговли произошло в момент резкого снижения курса рубля. Таким образом эконометрические вопросы оценки влияния двух, практически одновременных событий, на цены импорта становятся основополагающими. А именно, мы уделим внимание тому, как современные эконометрические методы позволяют учесть эффект эмбарго и не смешивать его с эффектом переноса обменного курса в цены импорта.

Для анализа используются месячные данные ФТС об импорте России, данные Центрального банка о курсах валют, данные Росстата о потребительских ценах и об объемах производства.

Фиранчук А.С. старший научный сотрудник Международной лаборатории исследований международной экономики 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 2018 год.

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	4
1 Обзор литературы	8
2 Эффект эмбарго на цены импорта	18
2.1 <i>Тестируемая гипотеза</i>	18
2.2 <i>Эконометрическая спецификация</i>	20
2.3 <i>Описание баз данных и построение индексов цен</i>	22
2.3.1 Индекс цен российского импорта	22
2.3.2 Контрольные переменные	31
2.4 <i>Эмпирический анализ</i>	36
2.4.1 Базовая спецификация	36
2.4.2 Анализ эффекта эмбарго на цены импорта различных товарных групп	42
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	55
СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ	57

ВВЕДЕНИЕ

В 2014 г. после вхождения Крыма в состав России, рядом стран были введены персональные санкции против некоторых физических и юридических лиц, которые, по их мнению, были вовлечены в «нарушение территориальной целостности Украины». Эти страны в российских СМИ традиционно называются «западными», хотя некоторые из них (Австралия) находятся на востоке. Мы будем следовать этой традиции, так как основные участники санкционной политики против России — это страны Европейского союза и США. Позднее, конфликт на востоке Украины перешел в стадию открытого вооруженного противостояния, что также связывалось западными странами с действиями России. Катастрофа борта «Малазийских авиалиний», приведшая к многочисленным жертвам, в том числе среди граждан ЕС, вызвала очередное усиление санкционного режима. США и ЕС практически одновременно ввели запрет на краткосрочное кредитование крупнейших российских банков и компаний. А ограничение на поставки товаров двойного назначения привело к осложнению ряда проектов по добыче полезных ископаемых. Подобные действия западных партнеров привели к ответным действиям России. В августе 2014г. правительство России в рамках исполнения указа президента ввело эмбарго на импорт ряда продовольственных товаров из стран ЕС, США, Канады, Норвегии и Австралии [1]. Изначально эмбарго вводилось сроком на один год, но позднее неоднократно продлевалось и поправлялось, о чем мы будем говорить позднее. Например, эмбарго было расширено на такие страны, как: Албания, Исландия, Лихтенштейн, Черногория, Украина [2].

При рассмотрении вопроса о влиянии эмбарго мы рассматриваем его эффект на торговлю и не делаем никаких выводов о влиянии на политику стран, затронутых эмбарго. Таким образом «эффект эмбарго» на протяжении всей работы понимается в узком смысле, а именно, влияния на объемы, цены и географическую структуру импорта России, а также на цены на внутреннем рынке, которые, безусловно, зависят от цен российского импорта.

Основная проверяемая гипотеза состоит в том, что введение эмбарго увеличило цены импорта России аналогичных (затронутых) товаров из третьих стран. В рамках

классического предположения об открытой малой экономике и гомогенности товаров, данный эффект маловероятен. Однако, подобные предположения не выдерживают эмпирической проверки. Во-первых, для гомогенных товаров существует жесткая единая мировая цена, которая отличается от региона к региону только вариацией транспортных издержек. Наиболее яркими примерами таких товаров являются нефть и металлы. Важным свойством гомогенных товаров является отсутствие зависимости цены от курса валют, по крайней мере для импортеров, а для экспортеров причинно-следственная связь направлена в другую сторону. Таким образом, мы можем проверить гомогенность товаров, попавших под действие эмбарго, анализируя зависимость цен импорта от курсов валют. Предварительный анализ показал, что для продовольственных товаров, затронутых эмбарго, существует значительный эффект переноса обменного курса в цены импорта, что соответствует большому числу научных работ, анализирующих сходные категории товаров, [3]. Следовательно, мы должны учитывать тот факт, что данные товары являются гетерогенными и для них присущ эффект ценообразования с учетом рыночных условий (pricing-to-market), который проявляется в том, что при изменении цены на рынке (в данном случае в России), оптимальная цена импорта корректируется в ту же сторону. Кроме того, на курс рубля значительно реагируют не только цена, но и объемы импорта. Совокупная реакция цен и объемов импорта России приводит к тому, что рублевая стоимость импорта практически не меняется, т.е. эластичность импорта по курсу рубля (к доллару) близка к единице, [4], [5]. Во-вторых, к России не всегда применима модель малой открытой экономики, не влияющей на цены на мировых рынках. В силу специфики продовольственных товаров и аграрной промышленности, рынки данных товаров часто подвержены сегментации из-за дополнительных санитарных и фитосанитарных ограничений. Таким образом, например, для экспорта некоторых стран рынок России является если не основным, то одним из наиболее значимых, и изменение спроса на нем приводит к изменению цен экспорта для этих стран. Наиболее ярким примером является Белоруссия, которая в силу ряда причин направляет большую часть своего продовольственного экспорта на рынок России. В случае резкого изменения (ослабления) курса российского рубля белорусские экспортеры вынуждены снижать экспортные (долларовые) цены, так как в противном случае они

не смогут реализовать свой товар, а перенаправить такие объемы на другие рынки сбыта они не в состоянии.

Следовательно, гетерогенность (не полная замещаемость) товаров означает, что ограничение (запрет) на импорт для ряда поставщиков приводит к изменению уровня цен (импорта) других поставщиков. Однако, влияние эмбарго на уровень (индекс) цен импорта происходило одновременно с другим важным шоком цен, а именно ослаблением курса рубля. Таким образом, нашей задачей является изучение влияния эмбарго на цены импорта, при учете эффекта от ослабления курса рубля – как будет показано позднее, более значительного шока.

Основным в данном случае является вопрос о том, как отделить эффект ослабления курса рубля, который привел к снижению (долларовых) цен импорта, от эффекта эмбарго. Наиболее простым является рассмотрение эффекта эмбарго с использованием дамми-переменной на период, после его введения, и учет эффекта курса с помощью переменной отражающей номинальный или реальный курс рубля к доллару. Очевидным ограничением такого метода является то, что резкое снижение курса рубля произошло примерно через 3-5 месяцев после введения эмбарго. Следовательно, простая дамми переменная на период после введения эмбарго может отражать не только и не столько эффект от самого эмбарго, сколько эффект от ослабления курса рубля, особенно его нелинейную часть. Более того, можно предположить, что эффект эмбарго на цены импорта имел волнообразный характер, так как первоначальная нехватка (дефицит), вызванная ограничением импорта, был компенсирован третьими странами (не попавшими под действие эмбарго), которые перенаправили часть своего экспорта на рынок России. В таком случае, одна дамми-переменная на период после введения эмбарго не может ничего сказать о динамике эффекта эмбарго на цены импорта.

Оценки, построенные в данной работе с использованием месячных данных ФТС о физических и стоимостных объемах импорта России (в разбивке по 10 знакам ТН ВЭД) и данных Центрального банка о среднем курсе рубля к доллару США, говорят о наличии статистически значимого и экономически важного эффекта эмбарго на цены импорта. Абсолютное значение данного эффекта все же меньше влияния ослабления курса рубля на цены экспорта. Кроме того, была проанализирована временная динамика эффекта эмбарго: он имеет волнообразный характер в начале, после чего

сохраняется на устойчивом уровне. Более того, для большинства товарных позиций, эффект эмбарго становится незначимым в течение периода от полугода до двух лет. Что соответствует предположению о горизонтальном предложении мирового (импорта) товаров в случае малой открытой экономике в долгосрочной перспективе.

Далее работа организована следующим образом. В следующей главе приводится обзор литературы, после чего идет глава, посвященная изучению влияния эмбарго на цены импорта: приведена постановка задачи, тестируемые гипотезы, описательная статистика (включая значимые ограничения торговли введенные до августа 2014 года) и описание данных. За этим следует эмпирическая оценка эффекта эмбарго на цены импорта и обсуждение результатов. В завершении – обзор результатов анализа эффекта эмбарго на цены импорта и потребительские цены на внутреннем рынке.

1 Обзор литературы

Общие вопросы влияния ограничений торговли на экономику стран, вводящих санкции (эмбарго), или подпадающие под подобные ограничения достаточно хорошо изучены. Существует консенсус о том, что ограничения торговли, такие как ограничением импорта, приводят к искажению распределения ресурсов в экономике, что создает потери в экономике по сравнению с состоянием свободной торговли. Более того, запрет на импорт (эмбарго) приводит к подобным потерям как в странах, вводящих ограничения, так и в странах, подпадающих под их действие [6]. Анализ эффектов перераспределения ресурсов из-за введенных ограничений критически важен, так как экономические эффекты порожденные эмбарго (и другими ограничениями торговли) будут различны для стран, вводящих ограничения, и стран, подпадающих под их действие. Для стран вводящих эмбарго на импорт следует ожидать роста цен на внутреннем рынке и снижения потребляемых объемов тех видов товаров, которые затронуты эмбарго. Для стран, подпадающих под эмбарго на импорт, наоборот следует ожидать снижения цен на данную экспортную продукцию из-за снижения общего спроса, что приводит к ухудшению условий торговли для них [7]. Таким образом, эмбарго на импорт снижает благосостояние экономик обеих сторон: страны, вводящей эмбарго, и стран, подпадающих под его действие. При этом эффекты на цены и объемы для каждой из сторон количественно зависят от эластичностей спроса и потребления, объемов импорта подпавших под действие эмбарго, а также от возможностей замещения этих товаров отечественными и импортными товарами из других стран, [8].

Отметим, что политическая эффективность санкций, которую мы не рассматриваем и не анализируем в рамках данной работы, в случае эмбарго на импорт вызывает сомнения. Страна, подпавшая под действие эмбарго, может перенаправить экспорт, что чем легче, чем более однородный товар, и чем меньше доля экспорта первоначально направлялась на рынок страны, введшей ограничения. Два сугубо торговых эффекта могут значительно ограничить негативное влияние эмбарго для страны, подпавшей под его действие: перенаправление экспорта на другие рынки и трехсторонняя активность, направленная на обход эмбарго путем поставок товаров через территорию третьих стран, [9].

Важно отметить, что рассмотрение вопроса о торговых последствиях ограничений торговли дает неполную картину потерь, связанных с данными ограничениями. В случаях введения эмбарго возможны эффекты усиления торговли третьих стран со странами, подпавшими под действие эмбарго, [10]. С другой стороны, негативные последствия от введения эмбарго могут распространяться и на экономики стран-партнеров, в случаях если они сильно интегрированы со странами, подпавшими под действие эмбарго, и последние испытывают значительные негативные последствия (рецессию), [11]. В случае российского продуктового эмбарго, подобный анализ, основанный на фактических данных, а не на моделировании, может быть затруднен тем, что помимо ограничений торговли произошли значительные экономические шоки: снижение мировых цен на основные товары российского экспорта, вызванное этим снижение покупательной способности рубля и финансовые санкции введенные против крупнейших российских банков и компаний. В этом смысле, продуктивное эмбарго имеет не первостепенное значения для создания негативных последствий для экономик, глубокого интегрированных с российской (в первую очередь это страны-партнеры по ЕАЭС и прочие страны СНГ). Это согласуется с утверждением о том, что рассмотрение эффектов на двустороннюю торговлю обычно недооценивает последствия ограничений из-за неучета, например, потерь прямых иностранных инвестиций, [12].

В работе [13] исследуется влияние российского продуктового эмбарго на экономику России и стран-партнеров с помощью вычислительной модели общего равновесия (CGE) в краткосрочной перспективе. Авторы отмечают, что ЕС (как единый субъект международной торговли) является потенциально наиболее сильно затронутыми введенным эмбарго во всех продуктовых группах, за исключением товарных групп «мясо домашней птицы», в которой наибольшие потери могли понести США, и «рыба и ракообразные», где наибольшие потери, вероятно, понесла Норвегия.

В рамках мульти-региональной CGE модели с ограниченной мобильностью факторов между секторами исследуется изолированный эффект продуктового эмбарго на экономику России, [13]. Ограничение мобильности факторов производства правомерно для оценок краткосрочных эффектов, и часто используется в данного рода моделях. Авторы отдельно оговаривают, что анализируют изолированный эффект от введения эмбарго, данное ими определение изолированного эффекта, соответствует

нашему определению эффекта от эмбарго на торговлю, т.е. он анализируется без привязки к прочим, возможно политически связанным, ограничениям или прочим действиям.

Методология моделирования эмбарго на импорт основывается не на классическом введении в модель импортных тарифов запретительного уровня, см. [14], а через снижение спроса на данные виды товаров, которое приводит в таком случае к эндогенному падению объемов импорта из данной группы стран. Подобный подход может вызвать критику. Во-первых, резкое изменение предпочтений кажется экономически странным. Во-вторых, наблюдаемое нарушение эмбарго по средствам поставок товаров через территорию третьих стран, очевидным образом никак не может быть вписано в такую модель.

Основными результатами моделирования являются самоочевидные предсказания снижения цен и выпуска товаров, затронутых эмбарго, в странах подпавших под его действие. Кроме того, расчеты [13] предсказывают рост цен на внутреннем рынке России в диапазоне от 0.4% (для мяса крупного рогатого скота) до 9.5% (для фруктов и овощей) и ростом выпуска продукции от 0% (для мяса крупного рогатого скота) до 4.8% (для молочной продукции). Кроме того, моделирование, проведенное авторами, предсказывает увеличение импорта молочной продукции из Белоруссии на 3.3%. Отметим, что предсказание модели относительно роста импорта из Белоруссии оказались в десятки раз ниже реально наблюдаемых. Что может быть объяснено не только значительной степенью интеграции экономик России и Белоруссии и сонаправленным движением курсов национальных валют (по отношению к доллару США), но и ре-экспортом запрещенной продукции через территорию Белоруссии. Наличие ре-экспорта через территорию Белоруссии и других стран (Сербии и других балканских стран) показано в работе [15].

Отметим, что ограничением к прямому сравнению результатов моделирования и реально наблюдаемых данных является наличие более значительного шока – почти двукратного снижения курса рубля – в тот же временной период. При этом, шок, вызванный резким изменением курса национальных валют, имел различные последствия для показателей, представленных в модели [13]. Так, например, последовавшее после ослабления курса российского рубля снижение курса

белорусского рубля безусловно положительным образом сказалось на устойчивости физических объемов импорта из Белоруссии.

Общие потери благосостояния России авторами оцениваются на уровне в 3,4 млрд. евро, что сопоставимо с годовым потоком импорта, попавшего под запрет (с учетом ослабления курса рубля такой поток оценивается на уровне 5 млрд. евро). Столь значительные оценки потерь от запрета на импорт следует воспринимать критично. Например, предсказанный изолированный эффект от введения санкций на цены на внутреннем рынке, упомянутый выше, оказался сопоставим с обнаруженным нами изменением уровня цен импорта, а не с изменением уровня цен на внутреннем рынке. Принимая во внимание долю импорта в общем потреблении в России, изменение цен на внутреннем рынке должно быть в разы меньше предсказанного. Однако, изменение потребительских (рублевых) цен на внутреннем рынке России в работе [16] оценивается примерно в 3% для товаров, затронутых эмбарго. Данная оценка незначительно превосходит оценку, построенную в результате CGE моделирования [13].

Распределение общих потерь в 3.4 млрд евро представленное в работе [13] также требует отдельного обсуждения. Во-первых, оценка потерь от изменения условий торговли составляет всего 49 млн. евро, и предполагает краткосрочное влияние эмбарго на цены импорта. Данное утверждение не согласуется с выявленным нами долгосрочным эффектом эмбарго на цены импорта аналогичной продукции из других стран. Во-вторых, авторы оценивают потери от неэффективного перераспределения ресурсов, вызванного искажениями (налогами, тарифами, субсидиями) в 899 млн. евро. Вопрос о том, в какой мере данное искажение зависит от наложенного ими ограничения на факторы мобильности не обсуждается. В-третьих, наиболее значимый эффект в 2 421 млн. евро авторы связывают со снижением двусторонней полезности (снижением полезности потребителей от покупки товаров, произведенных в конкретных странах). Однако, требуемое снижение импорта моделировалось через введение шока на данную компоненту функции полезности, что ставит под вопрос правомерность сделанного выбора. Особенно странным кажется тот факт, что эта часть потерь в 50 (!) раз превосходит потери связанные с условиями торговли и ростом цен импорта аналогичных товаров из других стран. Экономическая интуиция предполагает, что потребители должны стараться переключиться с товаров, попавших

под запрет, на близкие аналоги, из-за чего расхождение оценок эффектов на два порядка кажется странным, и вероятно требует более детального анализа устойчивости результатов к используемым авторами предположениям.

В работе [8] также на основе CGE модели предсказываются еще более значимые потери для России (её потребителей) в размере 5.8 млрд. долларов США. Это, как уже указывалась выше, превосходит гипотетический годовой объем импорта, попавшего под запрет.

Отметим, что работа [8] использует более классический подход к моделированию эмбарго на импорт в рамках CGE модели, а именно модели GTAP (версии 9). Эмбарго вводится в модель с помощью тарифов запретительного уровня, которые приводят к нулевому потоку импорта из стран, подпавших под действие эмбарго, по товарным позициям, на которые был введен запрет. [8] критикует оценки, построенные в работе [13], из-за причин, схожих с указанными нами выше. А именно, высказывается мнение, что введение в CGE модель эмбарго на импорт через экзогенное снижение спроса на эти импортные товары со стороны потребителей в России кажется экономически необоснованным, и нарушающим логику самого введенного запрета на импорт.

С другой стороны, [8] приводит оценки потерь, вызывающие не меньше вопросов. Не до конца понятно как запрет на импорт товаров, имеющих близкие аналоги как среди отечественных товаров, так и среди импорта из других стран, может приводить к потерям, превышающим годовой объем запрещенного импорта. Снижение потока экспорта ЕС в Россию прогнозируется на уровне 3,16 млрд. долларов США, что ниже несколько уровня импорта санкционных товаров из ЕС (до его введения). Это объясняется тем, что модель предсказывает рост экспорта промышленной продукции из ЕС в 1,9 млрд. долларов США. Кроме того, в работе не поясняется сопоставление потерь экспорта ЕС и США. Потери экспорта США оцениваются в 0.03%, что эквивалентно 1 млрд. долларов США. Это превышает годовой объем экспорта США в Россию, попавшего под запрет. Таким образом, модель предсказывает, что потери экспорта ЕС будут в три раза больше, чем экспорта США, хотя первоначальный объем экспорта из ЕС в Россию тех товаров, которые попали под запрет, был значительно выше, чем объем экспорта из США в Россию.

Сравнение с реальным изменением торговли ЕС с Россией приведенное [8] вероятно переоценивает влияние эмбарго, так как в это время происходило

значительно ослабление курса рубля, которое оказало первостепенное влияние на российский импорт, которому в данной работе не уделено достаточное внимание. Тем не менее, в работе указывается, что возможен эффект ре-экспорта через третьи страны (а именно рост экспорта ЕС в Армению на 300%).

Особо отметим, что для целей моделирования в рамках CGE ре-экспорт следует учитывать, как остаточный экспорт из фактической страны происхождения. Таким образом, эмбарго эквивалентно не полностью запретительным тарифам на импорт, а тарифам, которые создают условия для экономически обоснованных поставок через территорию третьих стран. Другими словами, эмбарго эквивалентно тарифам на импорт, равным дополнительным затратам на: 1) транспортировку через территорию третьих стран; 2) легальное или нелегальное изменение страны происхождения; 3) риски обнаружения ре-экспорта на российской границе (или прочие издержки, направленные на обеспечение поставок данного вида товаров через границу). Из этого следует заключить, что установление запретительных тарифов в CGE моделях является избыточным, так как импорт фактически сохраняется в виде ре-экспорта через территорию третьих стран. Практически, тарифы в CGE (GTAP) должны моделировать снижение импорта с базового уровня до объемов ре-экспорта. Однако, оценки ре-экспорта являются отдельной нетривиальной задачей, требующей работы с данными по торговле.

В работе [17] (working paper) рассматривается эффект российского эмбарго для немецких экспортеров сельскохозяйственной продукции и продуктов питания. Эмпирическая модель, представленная в работе, состоит в регрессии стоимостных объемов экспорта Германии в Россию на реальный обменный курс рубля к евро, российский индекс промышленного производства, ряд контрольных переменных (дамми на сезонные эффекты, линейный тренд) и три дамми на различные введенные ограничения торговли. К этим ограничениям торговли относятся: российские запреты на импорт молочной продукции и мяса из Германии введенные в январе-марте 2013г. и неотмененные к моменту введения эмбарго; санкции введенные ЕС в марте 2014г. против России (их эффект может быть связан с увеличением рисков в торговле с Россией для немецких экспортеров); собственно эмбарго введенное в августе 2014г. Таким образом автор разложила потери (снижение объемов экспорта Германии в Россию продовольственных товаров) от торговых ограничений на 3 категории: падение

объемов экспорта из-за санитарных ограничений введенных в начале 2013г. (около 30 млн. евро в месяц), потери из-за первой волны санкций против России в марте 2014г.(около 40 млн. евро в месяц) и потери из-за эмбарго (около 10 млн. евро в месяц), [17]. Неожиданным может показаться тот факт, что из трех групп потерь, наименьшие связаны с введением эмбарго. Это может быть объяснено простым фактом: эмбарго – последнее из введенных ограничений, т.е. к моменту его формального введения значительная часть импорта уже прекратилась в силу санитарных ограничений и возросших рисков ведения торговли с Россией. Последнее может быть также связано и с ослаблением покупательной способности рубля весной 2014г., хотя последний фактор учитывался в работе путем включения курса рубля к евро в регрессионный анализ.

Работа [17] поднимает важный для нашего исследования вопрос о том, в какой степени ограничительные меры, предшествовавшие введению эмбарго, оказали влияние на цены импорта соответствующих товаров. Мы не можем игнорировать тот факт, что импорт части товаров, например свиней, из некоторых стран ЕС в Россию был фактически запрещен до введения эмбарго. Таким образом эмбарго не могло оказать значительного дополнительного эффекта. Разбиение трех вышеозначенных эффектов (ограничения на ввоз мяса и молока введенные в феврале-марте 2013, санкции в марте 2014 и эмбарго в августе 2014) на четырехзначные группы указывает на то, что второй эффект, вероятно, вызван не введением санкций против России со стороны ЕС, а запретом (возможным ответным политически мотивированным действием) Россельхознадзора на поставки живых свиней и продукции свиноводства с территории всего Европейского союза с конца января 2014г., см. [18]. Оценки автора показывают, что дамми-переменная на период с марта 2014 г. описывает потери в первую очередь экспорта свинины – более 70% от общего снижения экспорта произошедшего после марта 2014г.

Это ещё раз указывает на то, что эмбарго на импорт предшествовали прочие ограничение торговли, которые могут объяснить снижение импорта за несколько месяцев до введения самого эмбарго. Однако, отдельное рассмотрение целого ряда подобных запретов является второстепенной задачей по сравнению с анализом эффекта от эмбарго. По этой причине, на данном этапе мы будем удалять из выборки те группы товаров, импорт которых из США, ЕС, Норвегии, Канады или Австралии был

фактически запрещен еще до введения эмбарго. Забегая вперед, скажем, что это в основном относится к вышеупомянутому запрету на импорт свинины из ЕС.

Отметим также, что в работе [17] большое внимание уделено реальному эффективному курсу рубля. Выбор евро в качестве базовой валюты объясняется тем, что используемые данные (по экспорту Германии) приводятся в евро. Однако, в нашей работе мы будем использовать в базовой постановке курс рубля к доллару США, что также объясняется тем фактом, что данные ФТС традиционно представляются в долларах США. Пересчет в евро (по среднемесячному курсу) и использование курса рубля к евро незначительно влияют на результат регрессионного анализа, применяемого в исследовании.

Автор рассматривает потери совокупного немецкого экспорта сельскохозяйственной продукции в Россию и проводит сравнение с аналогичным анализом, построенным для экспорта на уровне четырехзначного кода ТН ВЭД (HS). На таком уровне можно достаточно точно идентифицировать группы, попавшие под запрет, и не затронутые эмбарго. Оказывается, что суммарные потери экспорта (сумма трех эффектов) сельскохозяйственной продукции примерно 82 млн. евро (в месяц), а потери, оцененные только для затронутых эмбарго четырехзначных товарных позиций, находятся на уровне около 58 млн. евро (в месяц) [17]. Таким образом можно заключить, что работа указывает на дополнительный негативный тренд (необъясненный курсом рубля к евро и индексом производства в России) в немецком экспорте сельскохозяйственной продукции в Россию в этот период.

В работе [19] анализируется эффект санкций на уровень зависимости России от импорта продовольствия. Это единственная найденная работа (за исключением работ российских авторов), где акцент сделан на декларируемой цели продовольственного эмбарго – «обеспечении продовольственной безопасности России». Возможной причиной является то, что подобный подход не является традиционным в экономической литературе, так как сама цель не относится к сугубо экономическим вопросам.

С одной стороны, специализация стран через участие в международной торговле, в том числе в области производства сельскохозяйственной продукции, приводит к более эффективному перераспределению ресурсов экономик. С другой стороны, в условиях нестабильной политической ситуации зависимость страны от импорта

(некоторых видов) продовольствия может увеличивать риски и давать возможность партнерам использовать поставки продовольствия в качестве инструмента давления, [20]. Стремление обеспечить уровень потребления продовольствия для всех граждан, необходимый для нормальной жизнедеятельности, может преобладать над желанием эффективного распределения ресурсов в экономике.

[19] вводят в рассмотрение показатели самообеспеченности продовольствием – отношение производства к домашнему потреблению, а также показатель зависимости от импорта – отношение объемов импорта к домашнему потреблению. Использование сразу двух показателей необходимо в силу того, что формальное превышение производства над потреблением не гарантирует, что подобная ситуация характерна для всех товарных подгрупп внутри одной двузначной (по ТН ВЭД) товарной группы.

Среди шести рассмотренных товарных групп самообеспеченность продовольствием была выше 100% (т.е. домашнее производство превосходило потребление) в 2013г. только для зерна (140%) и рыбы и морепродуктов (133%). Россия на три четверти и выше обеспечивала себя овощами (88%), мясом (79%) и молоком и молочной продукцией (77%). А вот самообеспеченность фруктами, безусловно в силу климатических причин, находилась на уровне 33%. Несмотря на то, что производство рыбы превосходит объемы внутреннего потребления, зависимость от импорта для данной категории товаров составляла в 2013г. 24%, [19].

В работе [19] уделяется внимание резкому росту импорта России из ряда стран (в порядке объемов увеличения импорта): Белоруссия, Сербия, Турция и Египет. Напомним, что в рамках НИР «Торговая политика и участие в интеграционных процессах стран-членов ЕАЭС в условиях геополитических ограничений» (РАНХиГС, 2016) было показано, что основной поток ре-экспорта проходил через Белоруссию и Сербию. Заметим, что в случае импорта из Турции произошло увеличение физических объемов импорта при неизменных стоимостных (долларовых) объемах, что свидетельствует против предположения о ре-экспорте через данную страну. Схожий аргумент можно привести и в случае Египта, для которого 41% рост физических объемов поставок привел лишь к 23% увеличению стоимостных объемов.

Отмечается, что недопоставка продовольствия из стран, подпавших под действие эмбарго, не была в полной мере компенсирована поставками из стран, не затронутых эмбарго. Кроме того, рост цен на продовольствие в 2014г. превзошел уровень

инфляции на 2.7%, в то время как в 2013г. аналогичный рост был ниже уровня инфляции на 3.8%, [19]. Безусловно, приписывать такое расхождение роста цен на продовольствие и инфляции к эффекту эмбарго неправомерно. В тот же период произошло значительное ослабление курса рубля, которое через значительную долю импорта в продовольствии (в сравнении с прочими товарами и услугами), сказалось на общем уровне цен продовольствия.

В работе [16] (working paper) вопрос влияния продовольственного эмбарго на цены на внутреннем рынке России рассматривается более подробно. Авторы используют недельные данные по индексам цен Росстата с 2011 по 2016 годы для различных уровней географического разбиения. Они используют метод разность-разностей, также применяемый в нашей работе для оценки влияния эффекта эмбарго на цены импорта. Кроме того, методология автора и схожие данные мы планируем применить для анализа влияния эмбарго на потребительские цены в России. Отметим, что влиянию эмбарго на продовольственные цены на молоко, молочную продукцию и рыбу ранее исследовалось в выступлении на симпозиуме IAMO [21].

Первоначальный вариант регрессии представляет простую регрессию с дамми переменной на период после введения санкций умноженный на дамми переменную на то, относится ли данная категория товаров к затронутой эмбарго, или нет. Такой вариант регрессии дает оценку влияния эмбарго на цены товаров, затронутых его введением, на уровне 4.2-4.6%, когда в качестве контрольной группы используются прочие продовольственные товары, и на уровне 8.0-8.2%, когда в качестве контрольной группы используются как прочие продовольственные товары, так и непродовольственная часть потребительской корзины (включая услуги), [16]. Однако, такой результат может быть причиной различия в доле импорта в общем потреблении для товаров подпавших под действие эмбарго, для прочих продовольственных товаров и для остальной части потребительской корзины. Как отмечалось в [19], в список эмбарго в первую очередь были включены продовольственные товары с высокой долей импорта в потреблении. В таком случае, это может приводить к смещению в выборке по влиянию курса рубля на внутренние цены. Товары, для которых доля импорта в общем потреблении высока (за исключением, быть может импорта из Белоруссии, которая также испытала снижение курса национальной валюты), сильнее реагируют на снижение покупательной способности рубля.

2 Эффект эмбарго на цены импорта

2.1 Тестируемая гипотеза

В рамках данной работы мы исследуем эффект эмбарго на цены импорта продовольственных товаров, входящих в список эмбарго.

Данная глава посвящена вопросу о том, как введенное эмбарго повлияло на цены импорта товарных позиций, затронутых эмбарго. Для более глубокого анализа данного вопроса мы отказались от использования прочих продовольственных товаров в качестве контрольной группы. Это связано с тем, что использование такой контрольной группы требует предположения о схожих характеристиках (эластичностях) между группой товаров, затронутой действием эмбарго, и контрольной группой (прочими продовольственными товарами). Ограничения применимости данного предположения на практике связаны с тем, что выбор товаров, для введения эмбарго, подразумевал возможность их замещения как внутренним производством, так и импортом из третьих стран. По этой причине, например, товары затронутые эмбарго и те, которые не попали в список, в среднем могут иметь различные эластичности отечественной части предложения по цене.

В рамках представленного анализа используется другой параметр, отражающий величину влияния эмбарго на цены импорта, -- доля импорта товара из стран, подпавших под действие эмбарго, до его введения. Основная тестируемая гипотеза состоит в следующем:

Гипотеза 1.1: *Эмбарго увеличило цены импорта товаров, затронутых эмбарго.*

Гипотеза 1.2: *Величина эффекта эмбарго пропорциональна доле импорта товарной группы, подпавшей под запрет (доли стран ЕС, США, Норвегии, Канады и Австралии в общем импорте данной товарной группы).*

Вторая часть проверяемой гипотезы интуитивно понятна, в случае если импорт из стран санкционного списка составлял малую долю от общего импорта данной товарной позиции, то ожидаемый эффект от введения эмбарго незначителен. С другой стороны, в случае если импорт данной товарной позиции до введения эмбарго почти

полностью приходился на страны санкционного списка, то ожидаемый эффект эмбарго должен быть существенным.

Кроме того, предполагая, что перенаправление торговых потоков является затратным только в краткосрочной перспективе, следует ожидать волнообразный эффект эмбарго на цены импорта товаров, затронутых его действием. Экономическое объяснение такой ситуации состоит в том, что мировое предложение товаров в долгосрочной перспективе имеет бесконечную эластичность по цене импорта в случае малой открытой экономики. Безусловно, данное предположение имеет свои ограничения в случае сегментированных рынков, и/или когда рассматриваемая страна обладает большим рынком сбыта. На практике это означает, что предложение импортного замороженного мяса должно быть практически горизонтальным, так как данный рынок не является в значительной степени сегментированным; а предложение импортного молока должно быть эластичным, так как из-за значительных транспортных издержек и короткого срока годности товара, данный рынок является в значительной мере сегментированным (даже внутри России), а российский рынок – одним из основных направлений сбыта для ряда стран. В таком случае предположение о бесконечной эластичности по цене импорта не может выполняться. Но это не противоречит тому, что в долгосрочной перспективе эластичность предложения импорта по цене выше, чем в краткосрочной перспективе, так как в случае краткосрочных изменений значительную роль имеют затраты по выходу на рынок.

При анализе, как уже было указано выше, мы будем отдельное внимание уделять (номинальному и реальному) курсу рубля к доллару США. Отметим, что величина колебания курса доллара к валютам большинства торговых партнеров была в рассматриваемый период значительно ниже колебания рубля к доллару США. Исключениями являются Беларусь, Казахстан, Украина, позднее Бразилия, Турция и ряд других стран. Кроме того, в большинстве случаев долгосрочные импортные контракты в России по традиции заключаются в долларах или Евро, исключениями здесь являются партнеры по ЕАЭС, в расчетах с которыми доля использования национальных валют выше.

Эконометрическое значение учета колебаний курса рубля к доллару США проистекает из того факта, что значительное (почти двукратное) ослабление российского рубля совпало по времени с введением эмбарго – а точнее пришлось на

вторую половину 2014г. В таком случае важно выделять эффекты общего снижения импорта из-за изменения покупательной способности рубля от волнообразного эффекта эмбарго на цены импорта ряда товаров. Более того, в качестве еще одного показателя спроса на импорт мы используем изменение реального ВВП России, так как снижение спроса на импорт связано не только с ослаблением курса, но и с рецессией в экономике. Заранее отметим, что результаты регрессий с учетом динамики ВВП и без него достаточно близки. Еще одной возможностью учета влияния курса и других факторов (за исключением эмбарго) является включение дамми-переменных на все (трехмесячные или месячные) периоды, что соответствует классическому виде регрессий в разность-разностях.

2.2 *Эконометрическая спецификация*

В работе применяется метод разность-разностей (difference in difference), более подробное описание можно найти, например в работе [22], в переводе Б. Гершмана. Метод используется для оценки эффекта некоторого шока (эмбарго) на исследуемую группу (товаров). В классической постановке задачи, когда эффект предполагается одинаковым для всех объектов, подвергнутых его воздействию, необходимо использование контрольной группы – группы объектов имеющих схожие характеристики и подверженной всем прочим факторам в той же мере, что и исследуемая группа, но не испытывающая влияния исследуемого эффекта (эмбарго).

Однако, данный метод не требует использования специальной контрольной группы товаров, а следовательно, и предположений о свойствах входящих в неё объектах (схожести свойств с группой, подверженной воздействию), если эффект исследуемого события гетерогенен для объектов, подверженных воздействию. В случае эмбарго, как уже указывалось выше, различие в эффекте эмбарго проистекает из того факта, что для различных групп товаров под запрет попали разные доли импорта. В таком случае эффект эмбарго предполагается пропорциональным данной доле. Здесь неявно используется предположение о схожести эластичностей и других свойств среди товаров, затронутых эмбарго. Однако, это предположение также может быть ослаблено через рассмотрение подгрупп товаров, затронутых эмбарго. Более того, данный вариант метода разность-разностей допускает включение контрольной группы

в рассмотрение. Единственным отличием контрольной группы является то, что для всех товаров внутри нее доля импорта, попавшего под запрет, равна нулю.

Обобщенный метод разность разностей имеет вид, [22], уравнение (23):

$$y_{it} = \lambda_t + \beta_{\tau} w_{it} + X_{it}\gamma + c_i + u_{it} \quad (1)$$

Применительно к нашей задаче: y_{it} (IPI_{it}) – индекс цен импорта товарной группы i в период (месяц) t (за 100% берется средний уровень 2012г.); λ_t – фиктивная переменная для каждого из периодов; а w_{it} – индикатор воздействия (доля импорта товарной группы i попавшей под действие эмбарго); β_{τ} – показатель эффекта эмбарго, который в нашей спецификации может варьироваться во времени (базовый случай – трехмесячные периоды). Отметим, что в этой части постановка задачи более общая, чем в обзоре [22], так как комбинирует рассмотрение метода разность разностей для панельных данных [22] и применение метода в предположении динамичной величины эффекта [23]. X_{it} – вектор контрольных переменных, c_i – фиксированный эффект.

Ключевым для оценивания данной модели является предположение об экзогенности индикатора воздействия w_{it} , т.е. его некоррелированности с u_{it} . В нашем случае данное предположение является достаточно обоснованным, так как эмбарго было неожиданным (в пределах горизонта нескольких месяцев) изменением условий торговли. [22] отмечает, что одноступенчатый вид индикатора воздействия (т.е. единичный скачек от 0 до 1, без возвращения к прежнему значению) делает предположение об экзогенности воздействия «разумным предположением». Это соответствует нашему случаю, так как величина индикатора воздействия эмбарго w_{it} может принимать всего два значения: 0 – для всех товарных групп в период до введения эмбарго, и отлична от нуля (но постоянна для каждой конкретной товарной группы) после введения эмбарго, для товаров затронутых им. А именно, значение w_{it} после введения эмбарго (сила воздействия эмбарго на импортируемую товарную группу i) – отношение импорта данной товарной группы из стран санкционного списка к общему импорту данной товарной группы в 2012г.

Фиксированный эффект на группу c_i необходим в общем случае, например, для контроля начального уровня y_{i0} , в случае если вектор контрольных переменных X_{it} в основном направлен на динамику показателя, а не его первоначальное значение. В случае нашей задачи фиксированный эффект на группу был бы необходим в случае

использования логарифма цен (за единицу продукции, кг). Однако, мы используем индекс цен (нормированный на уровень 2012г.), что ставит под вопрос необходимость добавления фиксированного эффекта в регрессию. Это связано с тем, что переход от цены к индексу цен в некотором смысле эквивалентен использованию $(y_{it} - c_i)$ вместо y_{it} . По этой причине в базовой постановке мы не будем использовать фиксированный эффект на группу, добавив его в разделе исследования устойчивости результатов.

Базовое уравнение принимает вид:

$$IPI_{it} = Z_t + \beta_{\tau} w_{it} + X_{it}\gamma + u_{it} \quad (2)$$

Z_t – вектор переменных, влияющих на цены (через спрос) всех групп товаров (его можно рассматривать как инвариантную по группам часть вектора X_{it}). В части регрессий будет использоваться канонический вариант - фиктивная переменная для каждого из периодов λ_t , или фиктивная переменная для каждого из рассматриваемых трехмесячных периодов $\check{\lambda}_{\tau}$.

Вектор контрольных (специфических для товарных групп) переменных X_{it} должен в нашем случае учитывать факторы предложения на мировых рынка. Однако, не для всех товарных групп можно подобрать адекватный параметр, контролирующий этот фактор. В ряде регрессий вектор контрольных переменных содержит только общую для всех товарных групп часть.

2.3 Описание баз данных и построение индексов цен

При анализе влияния эмбарго на цены импорта использовались российские и международные базы данных.

2.3.1 Индекс цен российского импорта

Далее подробно описана процедура построения индекса цен российского импорта и других индексов цен.

Данные ФТС содержат следующую информацию: направление (импорт или экспорт), страна происхождения (в случае импорта), десятизначный код ТН ВЭД (который позволяет конвертировать базу данных для более высокого уровня агрегации), стоимостной объем поставки в долларах США, вес поставки, количество единиц в поставке (для некоторых товарных позиций, когда допустимо измерять не в кг), единицы измерения количества (для некоторых товарных позиций), регион и

федеральный округ назначения поставки (для импорта). Период охвата данных с января 2012г. по август 2018г. Отметим, что информация о регионе и федеральном округе назначения не использовалась.

Перед началом обсуждения вопроса построения данных следует уточнить, что исходные данные ФТС подвергались первичной фильтрации.

Во-первых, здесь и далее будут рассматриваться только потоки импорта товаров входящих в I-IV Разделы ТН ВЭД (группы 01 – 24), так как только эти разделы (наиболее крупная единица дерева ТН ВЭД) содержат товары, затронутые эмбарго, или товары, которые можно использовать в качестве контрольной группы. Например, третий раздел «жиры и масла животного или растительного происхождения» не содержит товаров из списка эмбарго, но эта категория товаров (например масло сливочное) может использоваться в качестве контрольной группы для других молочных товаров (сыра).

Во-вторых, из этой базы данных исключались наблюдения с нулевым весом и количеством (в случае указания дополнительной единицы измерения), так как отсутствие (нулевые значения) сразу двух этих характеристик не позволяют построить цены за кг или за единицу измерения для данных наблюдений. Доля таких наблюдений не превышает 0,5% от общего числа. Заметим, что отсутствие значений (нулевые значения) сразу для веса и количества, с практической точки зрения, эквиваленты отсутствию значений для веса, так как в базе есть всего несколько наблюдений для которых приведены данные по количеству, но не по весу.

В-третьих, удалялись все наблюдения со стоимостью меньше 2000 долларов США, что является обычной практикой, так как такие наблюдения указывают либо на то, что данные товары были задекларированы физическими лицами (вероятно, для личного потребления), либо являются вспомогательными при осуществлении импорта других товаров. При том, что доля таких наблюдений значительна – на них приходится 29,3% от всех наблюдений, но их значение для оценки индексов крайне мало, так как они дают всего 0,12% от общего объема импорта. Отметим, что аналогичный фильтр применяется Американским бюро переписи населения (United States Census Bureau) при формировании базы данных по международной торговле США. В случае если стоимость поставки не превышает 2000 долларов, то она не включается в данные по

торговле США, публикуемые United States Census Bureau. В нашем случае, применяемый фильтр слабее, так как превосходить значение в 2000 должна сумма всех поставок этого товара из этой страны в данный период.

При построении индекса цены товарной группы I , рассматривалась корзина товаров I_j . В качестве товарной группы, для которой строился индекс в базовой постановке рассматривались четырехзначные товарные группы ТН ВЭД (при построении регрессий для анализа устойчивости результатов в качестве товарных групп I также использовались шести- и двузначные товарные группы ТН ВЭД).

Отметим, что для каждой товарной группы I (четырёхзначные товарные группы ТН ВЭД), на самом деле строилось два индекса цен: один – для импорта из стран, которые не были включены в список эмбарго, второй – для импорта из стран, которые попали под запрет. Фактически использовался только первый индекс, так как второй из-за введения эмбарго прерывается в августе 2014г. Необходимость разделения товаров по (группам стран) странам происхождения объясняется тем фактом, что цена за кг (или за единицу товара) не учитывает различие в качестве товаров. При этом, очевидно, что качество товаров, поставлявшихся из стран санкционного списка, и товаров из третьих стран систематически отличается из-за того, что под действие российского продуктового эмбарго в основном попали наиболее развитые страны (единственным значимым исключением является Украина, на импорт из которой сходные ограничения были наложены позднее). По этой причине включение товаров из стран, подпавших под эмбарго, в индекс цен импорта на начальном этапе может привести к искажению индекса цен после введения эмбарго из-за запрета на поставки товаров из наиболее развитых стран, так как есть положительная корреляция между уровнем развития экспортирующей страны и качеством (и ценой) поставляемой продукции. При этом, товары различного качества могут иметь различную эластичность потребления по цене (курсу) и доходу. Более того, динамика цен импорта помимо сезонных и биржевых трендов в значительной степени определяются курсами национальных валют импортеров к рублю и курсом валюты, в которой заключаются сделки, к нему. До введения эмбарго около 80% поставок товаров, которые попали под запрет, поставлялись из стран-членов ЕС. Для поставок из этих стран характерна более высокая доля контрактов в валюте экспортера, чем для поставок из других стран, где значительная доля контрактов совершается в долларах США. По данным Евростата

(Eurostat) в 2016 году 49,3% всего экспорта стран-членов ЕС за его пределы было совершено по контрактам заключенным в евро, еще 8,0% в других валютах стран-членов ЕС (в основном фунтах стерлингов), на доллар США приходилось всего 32,9% экспортных контрактов (взвешенных по суммарным объемам поставок). Это означает, что в случае поставок из стран, попавших под действие эмбарго, из-за преобладающей доли стран-членов ЕС, курс евро является важным детерминантом индекса цен импорта, в то время как для поставок из третьих стран большее значение имеют колебания курса рубля (и валюты экспортера) к доллару США, как основной валюте международной торговли. Однако, из-за того, что колебания курса рубля к доллару США в разы больше аналогичных колебаний стоимости евро к доллару США, поправка, вносимая различиями в долях контрактов, привязанных к доллару, среди стран, попавших под эмбарго и прочих стран, не должна быть значительной.

Заметим, что так как нами используется базовый индекс, а не цепной, то из-за «накопившегося» расхождения индексов отдельно для импорта из стран, затронутых эмбарго, и прочих стран, выпадение части стран из выборки из-за эмбарго, приводит к «разрыву индекса». Это означает, что если эти две группы стран к моменту введения эмбарго имели различные накопленные индексы цен для той же категории товаров то фактическое изменение состава импортеров (исключение стран, попавших под действие эмбарго), приводит к скачку индекса импорта – его переходу от взвешенного для двух групп стран к индексу для стран не затронутых эмбарго. Возможным решением этой проблемы является нормирование индекса по ценам июля 2014 г. для каждой из стран отдельно, но это приводит к дополнительным проблемам в построении индекса, так как использование базовых цен специфичных не только для товаров k но и для стран снижает точность оценки цен в базовый период – что является ключевым при построении индексов цен. В этом смысле альтернатива учета всех стран вместе и снижение точности оценки базовых цен является менее предпочтительной по сравнению с изначальным разделением стран на две группы и рассмотрением индексов цен импорта для каждой из групп стран в отдельности.

Далее мы будем называть I - индексом цен импорта именно индексы цен импорта из стран, не попавших под эмбарго; индекс цен импорта из стран, попавших под эмбарго, будет обозначаться I^E . Товар j , входящий в корзину I_j , определяется как

восьмизначная товарная группа ТН ВЭД к поставляемая из страны с, таким образом товар является специфичным по стране происхождения, а корзина товаров – нет.

Причиной, по которой товар j определяется как восьмизначная товарная позиция состоит в том, что наиболее мелкое доступное разделение – десятизначная товарная позиция – в ряде случаев содержит в себе сезонные или ценовые характеристики товаров. Например, ТНВЭД 1701991001 – это «Сахар тростниковый или свекловичный и химически чистая сахароза, в твердом состоянии: сахар белый, с января по июнь», а ТНВЭД 1701991009 – это «Сахар тростниковый или свекловичный и химически чистая сахароза, в твердом состоянии: сахар белый, с июля по декабрь». Более того, десятизначные коды ТН ВЭД чаще подвергаются изменениям и уточнениям, в то время как восьмизначные коды меняются реже. Таким образом использование восьмизначных кодов позволяет снизить колебания индекса, однако требует предположения, что внутри одного восьмизначного кода находятся достаточно близкие по своим характеристикам товары. При этом переход от десятизначного разбиения к восьмизначному незначительно снизит число уникальных товарных позиций: с 2741 до 2412 (или на 12%). Учитывая, что мы рассматриваем в качестве товара не товарную позицию, а пару «товарная позиция – страна происхождения», то различие в числе уникальных товаров оказывается еще меньше: 26 913 уникальных пар «десятизначная товарная позиция – страна происхождения» и 25 434 – уникальных пар «восьмизначная товарная позиция – страна». Таким образом использование восьмизначных кодов ТН ВЭД снижает число уникальных товаров всего на 5,5%.

Следующий необходимый этап фильтрации данных состоит в проверке группы товаров на гомогенность. Так как нам доступны лишь весовые, количественные (в ряде случаев) и стоимостные характеристики, то мы можем проверить гомогенность товара ориентируясь на дисперсию цен за единицу массы (или единицу количества), что также позволяет выявить выбросы и ошибки в базе данных.

Для построения цены за единицу массы необходимо выявить непромышленные объемы поставок на основании веса поставок, аналогично тому, как были отфильтрованы данные с незначительной стоимостью товара. Медианная цена за кг в базе составляет порядка 2,5 долларов. Таким образом аналогом 2000 долларов можно положить 1 тонну. Столь низкий вес, при нормальной цене за кг, означает незначительные объемы торговли. Мы отфильтровали все наблюдения, чей вес не

превышает 1 тонны. Они составляют 11% от общего числа наблюдений, но их совокупная стоимость составляет всего 0,2%. Дополнительной причиной исключения является то, что более 1300 наблюдений с наиболее высокими ценами (в диапазоне от 2,17 млн долларов до 1058 долларов за кг) встречаются только среди поставок с массой менее 1 тонны. Такие чрезвычайно высокие цены за 1 кг могут означать либо ошибку в указании веса, либо уникальный и чрезвычайно дорогой товар. Например, в августе 2018 года из США была произведена поставка товара 0511998523 – эмбрионов крупного рогатого скота, чей вес указан 1 кг, а стоимость превышает 2 млн. долларов США. Очевидно, что подобные товары являются уникальными и не подходят для использования при построении индекса цен. Среди таких групп товаров чаще всего встречаются ТН ВЭД «прочие семена овощных культур для посева» 1209919000, 1209300000 «семена травянистых растений» и другие коды ТН ВЭД из четырехзначной группы 1209 «Семена, плоды и споры для посева», а также ТН ВЭД 511100000 «Сперма бычья» и другие товары из четырехзначной группы 0511 «Продукты животного происхождения, в другом месте не поименованные или не включенные; павшие животные группы 01 или 03, непригодные для употребления в пищу», которая включает в себя сперму и эмбрионы млекопитающих, личинки рыб и прочие подобные дорогостоящие товары. В дальнейшем обе эти четырехзначные товарные группы исключаются из рассмотрения. По сходным причинам были исключены поставки товаров из группы 010690 «Живые животные; млекопитающие, прочие», которая содержит в себе подгруппу «животные для научно-исследовательских целей», также демонстрирующую чрезвычайно высокую вариацию цен.

В качестве базовой цены товара *i* использовалась средняя цена за единицу веса (или количества) в 2012г. Далее вычислялись помесечные индексы цен импорта. Отметим, что использование всего года в качестве базового значения является допустимым. Более того, в качестве базового периода может использоваться любой промежуток времени. Причина, по которой чаще всего используются индексы цен с базовыми периодами, находящимися в начале рассматриваемого промежутка времени, заключается в типичной для таких случаев хронологии продления индекса в каждый следующий период. В общем случае никакой причины выбирать в качестве базового периода начальную часть анализируемого временного промежутка нет. В случае с

эмбарго, выбор 2012 года в качестве базового объясняется не столько тем фактом, что он расположен в начале периода, сколько тем, что торговля в этот период не была подвержена каким-либо значительным шокам: колебаниям курсов или эмбарго.

Перед построением индекса цен применялся ряд других (необязательных) фильтров, которые уже отражают распределение цен. Помимо вышеозначенного условия на массу, которая должна превосходить 1 тонну, были использованы параметры распределения следующих величин: UVP_Q1_j – первый квантиль распределения цены за единицу массы (UVP) для товара j – пары «восьмизначный код ТН ВЭД – страна происхождения (импортер)», UVP_Q2_j – медианное значение цены за единицу массы, UVP_Q3_j – третий квантиль, UVP_M_j – среднее (невзвешенное по объемам торговли) значение цены за единицу массы. Обоснование некоторых из применяемых фильтров можно найти, например, в [24] и в [25]. Первый фильтр, основанный на анализе распределения цен, ограничивает отношение квантильных значений – оно не должно превышать 3 (в оригинальной версии ограничение более строгое, причина по которой мы снизили ограничение состоит в том, что многие рассматриваемые товары обладают ярко выраженной сезонностью, и двукратное колебание цен для них встречается достаточно часто):

$$\frac{UVP_{Q3_i}}{UVP_{Q1_i}} < 3 \quad (3)$$

Следующий фильтр оперирует скошенностью распределения, полагается, что распределение цен значительно скошено вправо, если отношение медианного значения к среднему меньше 0.5:

$$\frac{UVP_{Q2_i}}{UVP_{M_i}} > 0.5 \quad (4)$$

Кроме того, применяется два стандартных фильтра Тьюкея. Первый из них определяет как выбросы все наблюдения за пределами полуторного межквантильного расстояния от первого и третьего квантиля, соответственно:

$$\begin{aligned} UVP_{Q1_i} - 1.5(UVP_{Q3_i} - UVP_{Q1_i}) &< UVP_i \\ &< UVP_{Q3_i} + 1.5(UVP_{Q3_i} - UVP_{Q1_i}) \end{aligned} \quad (5)$$

Второе условие Тьюкея, которое нами взято из [24], стр. 266, оперирует средними (усеченными) значениями цен товара j (невзвешенных по объемам торговли) UVP_M_j – для всей выборки и для двух подвыборок: 1) UVP_LM_j – среднее для всех цен, которые ниже UVP_M_j и 2) UVP_UM_j – среднее для всех цен, которые выше UVP_M_j :

$$\begin{aligned} UVP_{M_i} - 2.5(UVP_{M_i} - UVP_{LM_i}) &< UVP_i \\ &< UVP_{M_i} + 2.5(UVP_{UM_i} - UVP_{M_i}) \end{aligned} \quad (6)$$

Более того, следуя утверждению, что цены следуют не нормальному, а логнормальному распределению, мы применили первый из упомянутых фильтров Тьюкея также и для логарифмов цен, т.е. условие приобретает следующий вид:

$$\begin{aligned} \ln(UVP_{Q1_i}) - 1.5(\ln(UVP_{Q3_i}) - \ln(UVP_{Q1_i})) &< \ln(UVP_i) \\ &< \ln(UVP_{Q3_i}) + 1.5(\ln(UVP_{Q3_i}) - \ln(UVP_{Q1_i})) \end{aligned} \quad (7)$$

Отметим, что при выявлении выбросов по ценам обнаруживается в 2,5 раза больше выбросов вверх, чем вниз, в то время как при анализе на выбросы для логарифмов цен число выбросов вверх и вниз практически одинаково.

Еще одним ограничением было ограничение на дисперсию логарифма цены товара, который полагался не превышающим 1. Нарушение этого ограничения означает, что цена внутри группы меняется в разы, что с высокой степенью вероятности свидетельствует о неоднородности товаров, входящих в данную групп, либо о чрезвычайно высокой сезонности цен на данный вид товаров. Отметим, что данное ограничение во многом дублирует (3). Хотя в случае товаров со значительным колебанием сезонных цен, применение подобного фильтра может приводить к смешенной оценке колебания индекса цен – а именно смещение его в сторону «стабилизации» относительно среднегодового значения. Более того, применение столь простого фильтра может приводить к смещенным оценкам индекса цен для импорта из стран, чьи национальные валюты испытали значительное (кратное) снижение. Наиболее ярким примером в этом смысле является Белоруссия: стоимость белорусского рубля снизилась с 8,400 за доллар в январе 2012 до 19,800 в январе 2017, т.е. в 2,4 раза, потеряв 60% стоимости. В том числе по этой причине все регрессии строились с включением и без включения Белоруссии в выборку стран.

В качестве проверки устойчивости результатов фильтрация данных с учетом всех перечисленных фильтров проводилась для более широкого определения товарной позиции – «восьмизначный код ТН ВЭД» без привязки к стране происхождения. Согласно [24] включение в определение товара такой характеристики как страна происхождения, целесообразно в случае, если товарная позиция содержит гетерогенные товары. В случае продовольствия гетерогенность характерна для таких групп как «сыры» и «колбасы», когда средняя цена за единицу товара во много определяется страной происхождения. С другой стороны, включение страны происхождения в качестве дополнительной характеристики товара приводит к возможному смещению из-за невозможности учета новых импортеров, что особенно важно в случае введения эмбарго. Это может привести к смещению оценок, так как часть импорта из стран, попавших под действие эмбарго, была замещена поставками из стран, которые ранее не поставляли в Россию подобную продукцию. Это верно не только для случаев возможного обхода эмбарго, как в случае поставок каких-либо нехарактерных товаров, но и для случаев обычного экспорта, когда из-за роста цены импорта российский рынок стал более привлекательным. Так же есть проблема ухода с рынка бывших поставщиков из-за резкого ослабления курса рубля. При определении товара в качестве пары «восьмизначная позиция ТН ВЭД – страна происхождения» значительно возрастает ошибка определения базовой цены, особенно в случаях, когда некоторые страны резко нарастили импорт. Более того потоки импорта в разрезе по странам менее стабильны, чем совокупные потоки импорта (из стран не затронутых эмбарго), что значительно сокращает объемы торговли, попадающие в рассмотрение, примерно на 17%.

Можно заключить, что оба варианта определения товарной группы j допустимы, и выбор основывается на нашем предположении о гомогенности группы товаров: при верности такого предположения учет страны происхождения является излишним; при наличии значительной гетерогенности (качества) товаров по стране происхождения, учет страны происхождения в качестве параметра может снизить ошибку построения индекса.

Отметим, что использовалось три варианта определения товарной корзины I : шестизначная товарная группа, четырехзначная товарная группа и двузначная товарная группа. При этом, товарные позиции затронутые эмбарго (включенные в санкционный

список) и незатронутые всегда включаются в разные товарные группы. Таким образом, например, в выборке два индекса для товарной группы 02 – мясо: один содержит только те товарные позиции, которые включены в санкционный список (0201, 0203, 0207, 0210), второй – все остальные подгруппы группы 02.

Еще одним фактором, влияющим на результат анализа, является выбор конкретного индекса цен. Далее основные регрессии проведены с использованием индекса цен в форме Пааше, который характеризует цену текущего потока торговли (из стран не затронутых эмбарго) в базисных ценах. Преимущество использование текущей корзины потребления по сравнению с оценкой стоимости фиксированной (базисной корзины), которая оценивается индексом Ласпейреса, состоит в том, что индекс Пааше отображает изменения в структуре поставок импорта из стран не затронутых эмбарго. Важность этих изменений в рассматриваемой случае крайне важна, так как эмбарго по-разному затронуло различные товарные группы. По этой причине, использование базисных объемов поставок может недооценивать изменения индекса, так как в среднем, товары, которые сильнее были затронуты эмбарго (в основном поставлялись из стран попавших в список эмбарго), испытали большее увеличение объемов поставок из третьих стран.

С другой стороны, у индекса цен в форме Пааше, как и у любого другого, есть свои ограничения. Например, при наличии положительной корреляции между ценой и объемами поставок, что характерно для импорта, особенно в случае имплементации запретительных мер для поставок из ряда стран, индекс цен в форме Пааше будет систематически превышать индекс цен в форме Ласпейреса. Более того, оба индекса не выполняют аксиому симметрии по времени.

Для того, чтобы проверить, что основные результаты работы не вызваны какими-либо систематическими свойствами построенного индекса цен, все регрессии повторялись так же для индекса цен Фишера – который является превосходным индексом цен (superlative price index), т.е. удовлетворяет набору аксиоматических правил.

2.3.2 Контрольные переменные

Использование двух различных индексов для цен российского импорта (Пааше и Фишера), двух вариантов спецификации товаров (восьмизначный код или пара восьмизначный код ТН ВЭД – страна происхождения) и трех вариантов определения товарных корзин (по четырех-, двух- или шестизначному разбиению ТН ВЭД), не снимает вопрос о том, насколько построенный нами индекс, отражает реальное изменение цен. Основными ограничениями индекса являются качество входных данных и использование цен за единицу товара (unit value price). В рамках данной работы предлагается проверка корректности построенного индекса путем сравнения его с аналогичным индексом для США. Выбор США в качестве страны для сравнения объясняется высоким качеством входных данных и наличием данным по импорту в схожей классификации HS (Harmonized Commodity Description and Coding System), которая полностью совпадает с российской ТН ВЭД на уровне первых шести знаков. Более того, российская ФТС использует доллары США в базе данных торговли в качестве валюты измерения, это делает выбор США в качестве страны для сравнения более приемлемой, чем, например Европейский союз. Более того, российское продуктовое эмбарго имело значительный эффект на торговлю Европейского союза, что делает его малоприменимым в качестве страны для сравнения.

Для решения задачи (косвенной) проверки верности построения индекса цен используются данные по ценам импорта в США, публикуемые Bureau of Labor Statistics (США). Отказ от использования классических индексов цен биржевых товаров: индекса цен мировой торговли Всемирного банка (Commodity Price Data, The Pink Sheet) и данные Международного валютного фонда по ценам основных товаров (Primary Commodity Prices), обусловлен тем, что они покрывают лишь некоторую часть рассматриваемых товаров (в основном мясо).

Основная идея сравнения состоит в следующем: мы построили индекс цен импорта для еще одной страны (США) используя все те же самые процедуры по фильтрации данных, которые использовались при построении индексов цен российского импорта. При условии, что данные индексы верно отражает динамику цен импорта можно предположить, что для двух (даже удаленных стран) они будут значительно коррелировать. На это есть две основные причины. Первая — это наличие торгуемых товаров (доставляемых на большие расстояния), таких как мясо, фрукты и овощи, цены для которых должны коррелировать для всех стран. Вторая – это

сезонность цен для многих сельскохозяйственных и продовольственных товаров; при том, что США и Россия находятся в различных климатических зонах, можно предположить, что годовая корреляция цен на плодовоовощную продукцию является высокой.

Отметим, что сравнивались индексы, построенные для товарных корзин I, определяемых как четырехзначные товарные группы ТН ВЭД (HS), которые состоят из товаров j, определяемых как восьмизначные товарные позиции ТН ВЭД (HS) без использования страны происхождения в качестве дополнительного параметра. Таким образом для США при построении цен за единицу веса товара j использовался совокупный объем импорта этой позиции из всех стран, а для России – объем импорта из всех стран, не затронутых эмбарго. Следовательно, при корректности отображения изменения цен импорта, индексы для двух стран должны демонстрировать положительную корреляцию. Результаты регрессии индексов цен импорта России на индекс цен импорта США для всех продовольственных товаров и для различных двухзначных товарных групп представлены в таблице 1.

$$MPI_{It} = \alpha_I USMPI_{It} + \beta D_{It} + e_{It} \quad (8)$$

Таблица 1 – Результаты регрессии индексов цен импорта России в 01/2013 – 08/2018 (из стран не затронутых эмбарго) на индекс цен импорта США, с 2012г в качестве базового.

Индекс	Пааше	Ласпейрес	Фишер	Лог-Фишер
Товарная группа				
01 Живые животные	3.605*** (0.110)	3.620*** (0.108)	3.612*** (0.109)	2.713*** (0.117)
02 Мясо и пищевые мясные субпродукты	-0.0271 (0.0691)	-0.0392 (0.0726)	-0.0357 (0.0702)	0.0865 (0.0772)
03 Рыба и ракообразные, моллюски и прочие	0.890*** (0.136)	1.136*** (0.129)	1.050*** (0.131)	0.869*** (0.124)
04 Молочная продукция; яйца птиц; мед	0.636*** (0.0833)	0.512*** (0.0944)	0.572*** (0.0886)	0.655*** (0.0849)
06 Живые деревья и другие растения	0.471 (0.288)	1.070*** (0.192)	0.806*** (0.245)	0.945*** (0.303)
07 Овощи и некоторые съедобные корнеплоды	0.0169 (0.0517)	-0.222*** (0.0594)	-0.0986* (0.0532)	-0.0921* (0.0558)
08 Съедобные фрукты и орехи	0.113*** (0.0412)	0.0301 (0.0352)	0.0861** (0.0372)	0.0888** (0.0371)
09 Кофе, чай	1.071*** (0.127)	1.040*** (0.133)	1.061*** (0.119)	0.805*** (0.0775)
10 Злаки	0.695*** (0.138)	0.611*** (0.134)	0.660*** (0.136)	0.495*** (0.125)
11 Продукция мукомольно-крупяной промышленности	0.226 (0.140)	0.394*** (0.109)	0.379*** (0.128)	0.396*** (0.129)
12 Масличные семена и плоды	0.114 (0.0730)	0.285*** (0.0792)	0.201*** (0.0760)	0.346*** (0.103)

Индекс	Пааше	Ласпейрес	Фишер	Лог-Фишер
Товарная группа				
13 Шеллак природный неочищенный	-0.236 (0.179)	0.442*** (0.137)	0.0730 (0.143)	0.117 (0.150)
14 Растительные материалы	0.136* (0.0752)	0.132* (0.0737)	0.134* (0.0736)	0.0974** (0.0466)
15 Жиры и масла животного или растительного происхождения	0.341*** (0.0376)	0.197*** (0.0396)	0.274*** (0.0387)	0.265*** (0.0415)
16 Готовые продукты из мяса, рыбы или ракообразных	0.151* (0.0803)	0.302*** (0.0911)	0.226*** (0.0811)	0.255*** (0.0917)
17 Сахар и кондитерские изделия	0.433*** (0.117)	0.266 (0.201)	0.371** (0.146)	0.411** (0.164)
18 Какао и продукты из него	1.170*** (0.0220)	1.091*** (0.0207)	1.134*** (0.0201)	1.113*** (0.0245)
19 Готовые продукты из зерна злаков, муки	0.164 (0.225)	-0.321 (0.295)	-0.0618 (0.239)	-0.104 (0.247)
20 Продукты переработки овощей, фруктов, орехов	0.341*** (0.0719)	0.453*** (0.103)	0.390*** (0.0789)	0.442*** (0.0826)
21 Разные пищевые продукты	0.441*** (0.159)	0.407** (0.181)	0.477*** (0.161)	0.447*** (0.118)
22 Алкогольные и безалкогольные напитки	-0.112 (0.145)	0.240*** (0.0723)	0.0670 (0.0846)	0.118 (0.0918)
23 Остатки и отходы; готовые корма для животных	0.188** (0.0840)	0.607*** (0.139)	0.373*** (0.0949)	0.402*** (0.105)
Все товарные группы	0.464*** (0.0265)	0.434*** (0.0260)	0.460*** (0.0259)	0.375*** (0.0220)

Источник: расчеты авторов на основе данных ФТС и Bureau of Labor Statistics (США).

Из таблицы 1 следует, что все четыре индекса цен импорта России и цен импорта США имеют высокую степень положительной корреляции (t-статистика не менее 16.6 при регрессии всех товарных групп). Более того, индексы цен Пааше и Ласпейреса дают примерно одинаковую оценку коэффициента: 0,464 и 0,434, соответственно. Таким образом, в среднем, рост мирового индекса цен (индекса цен импорта США) на 10% приводит к росту цен импорта России на 4,6%. Это хорошо согласуется с экономической интуицией и является косвенным подтверждением того, что построенные нами индексы корректно отображают изменения цен импорта. Отметим, что такой высокий уровень корреляции при наличии значительного шока спроса из-за ослабления курса рубля может быть объяснен совпадением сезонностей у индексов цен. Это делает индекс цен импорта США пригодным для включения в регрессию в качестве дополнительной контрольной переменной, вместе простых дамми переменных на месяц. Последний вариант имеет ограничение из-за возможного несовпадения сезонностей для различных товарных групп.

Для шестнадцати из двадцати трех товарных групп индекс цен Фишера является положительным и значимым на уровне 5%. Только для одной группы товаров – «07

Овощи и некоторые съедобные корнеплоды» - индексы цен Фишера для России и США обнаруживают отрицательную корреляцию (значимую на 10%), однако абсолютная величина коэффициента не превосходит 0.1, а в случае индексов цен в форме Пааше коэффициент регрессии для этой товарной группы не значимый (положительный). Для оставшихся шести товарных групп индексы цен импорта России и США не демонстрируют какой-либо статистически значимой корреляции. За исключением группы «овощи», индексы Пааше и Фишера расходятся только для товарной группы «22 Алкогольные и безалкогольные напитки», хотя в этом случае оба индекса незначимы.

Для товаров затронутых эмбарго можно предположить менее значимую связь российского индекса цен импорта и мировых цен, из-за вызванного эмбарго резкого изменения цен. Такое предположение лишь отчасти находит подтверждение в данных. Из восьми (двузначных) товарных групп затронутых эмбарго (02, 03, 04, 07, 08, 16, 19 и 21) – пять (03, 04, 05, 16, 21) имеют положительную и статистически значимую зависимость с мировым индексом цен (индексом цен импорта США), еще одна группа (07), как уже отмечалось ранее, имеет отрицательную зависимость и остальные две (02 и 19) не обладают никакой корреляцией с мировым индексом цен (при условии простой регрессии без учета других контрольных переменных). Одна из них – группа мясо (02), которая была одной из наиболее сильно затронутых эмбарго (см. таблицу 2).

Вектор контрольных (специфических для товарных групп) переменных X_{it} должен в случае рассмотрения импорта учитывать факторы предложения на мировых рынках, в базовой постановке регрессионного анализа специфические для товарных групп динамические переменные не применяются, т.е. анализ учитывает только общие для всех товарных групп переменные Z_t , а в рамках проверки устойчивости результатов в качестве контрольной переменной используется индекс цен импорта США. Несмотря на то, что данные по ценам импорта США в ряде случаев слабо скоррелированы с динамикой цен импорта России, например, для рынка мяса, для большинства товарных групп корреляция является значимой.

Вектор переменных, влияющих на цены (через спрос) всех групп товаров Z_t в различных спецификациях содержит индекс номинального или реального курса рубля к доллару США и поквартальные данные о реальном ВВП России. (Логарифмы)

индексов номинального (NER) и реального (RER) курса рубля к доллару США с базисным значением в декабре 2012г. (=100%) вычислялись на основе данных Центрального банка России при помощи цепного пересчета публикуемых данных, представляемых в % к декабрю предыдущего года. Аналогичным образом пересчитывались индексы реального ВВП России: брался логарифм отношения реального ВВП в некотором квартале к реальному ВВП в соответствующем квартале 2012г. Поквартальные данные Росстата о ВВП использовались в качестве прокси для спроса на внутреннем рынке. Всем месяцам, входящим в соответствующий квартал, приписывалось квартальное значение логарифмического индекса реального ВВП.

Следует дополнительно отметить, что нами были исключены данные по торговле с Украиной и Турцией (их включение незначительно влияет на результаты регрессий). Причина удаления этих стран из выборки стран не затронутых эмбарго, состоит в том, что против Украины и Турции были введены экономические санкции, затрагивающие сходные товарные группы. В случае Турции они впоследствии были отменены, а ограничения торговли с Украиной продолжают действовать.

2.4 Эмпирический анализ

2.4.1 Базовая спецификация

Как было отмечено выше, мы не используем контрольные переменные, специфические для товарных групп (за исключением фиксированного эффекта в некоторых спецификациях) в базовой постановке задачи. Таким образом, оценивается следующее уравнение:

$$MPI_{it} = \beta_{\tau}(Sh_i) + RER_t + GDP_{\tau} + \{\lambda_t\} + \{c_i\} + u_{it} \quad (9)$$

Напомним, MPI_{it} – (логарифмический) индекс цен импорта (в форме Пааше) товарной группы i поставляемой из стран не включенных в санкционный список. Также исключался из рассмотрения импорт из Украины и Турции, так как против этих стран вводились отдельные значительные ограничения на импорт товаров, хотя их включение не влияет на результат регрессий.

β_{τ} – динамический эффект эмбарго, принимающий свое значение в каждом квартале (в том числе, до введения эмбарго). Предполагается, что β_{τ} во всех (6)

кварталах до введения эмбарго должно быть неотличим от нуля, в силу невозможности нарушения причинно-следственной временной зависимости. Sh_i – доля импорта товарной группы i , которая попала под действие эмбарго, - отношение импорта этой группы товаров из стран санкционного списка к совокупному импорту этой группы товаров в 2012г. (В части регрессий будут рассматриваться все сельскохозяйственные и продовольственные товарные группы (01-21 ТН ВЭД), тогда Sh_i для товаров, не затронутых эмбарго, равна нулю.) Более того, во всех регрессиях применялись веса $Weight_i$: наблюдения (во всех периодах) для каждой группы имели вес равный общему импорту данной товарной группы (из всех стран) в 2012. Отметим, что 2012 год использовался как базисный при построении индексов цен и не включался в регрессионный анализ. Более того, $Weight_i$ не меняется во времени, что снимает проблему возможного смещения оценок (возникающую при зависимости весов наблюдений от других переменных во времени). Для большей наглядности значения $Weight_i$ и Sh_i для всех четырехзначных товарных групп, включенных в санкционный список, приведены в Таблице 2.

Таблица 2 – Распределение весов, используемых в регрессиях, и долей импорта, подпавших под эмбарго, для четырехзначных товарных групп, по данным 2012г. (только для групп включенных в санкционный список).

4-х значный код товарной позиции	Объем импорта данной товарной позиции в 2012г. (млн. долл. США)	Доля импорта, подпадающего под запрет (в 2012г) ¹ (в%)	4-х значный код товарной позиции	Объем импорта данной товарной позиции в 2012г. (млн. долл. США)	Доля импорта, подпадающего под запрет (в 2012г) ¹ (в%)
0202	2651	17	0401	191	26
0203	2458	76	0703	171	27
0406	1823	62	1601	148	44
0805	1512	12	0706	143	25
0808	1242	65	0804	137	2
0803	925	0	0813	108	11
0302	887	91	0704	107	70
0702	887	24	0404	105	31
0207	857	52	0307	92	15
2106	840	85	0710	91	70
0303	732	51	0801	85	0
0809	661	57	0403	71	68
0806	607	13	0305	67	2
0810	562	42	0811	65	57
0709	462	49	0712	47	20
0405	461	34	0705	41	97
0402	435	10	0713	30	34
1901	418	6	0807	26	10
0802	348	44	0210	14	87
0304	339	30	0301	13	80
0201	326	49	0711	10	0

4-х значный код товарной позиции	Объем импорта данной товарной позиции в 2012г. (млн. долл. США)	Доля импорта, подпадающего под запрет (в 2012г) ¹ (в%)	4-х значный код товарной позиции	Объем импорта данной товарной позиции в 2012г. (млн. долл. США)	Доля импорта, подпадающего под запрет (в 2012г) ¹ (в%)
0707	267	16	0708	0.7	8
0306	248	50	0308	0.4	3
0701	228	35	0714	0.1	64

Источник: расчеты авторов на основе данных ФТС

Примечание: отношение объема импорта из стран санкционного списка тех товарных позиций, которые включены в список эмбарго (внутри данной четырехзначной товарной группы) к объему импорта из всех стран всей данной четырехзначной товарной позиции в 2012г.

Отметим, что $\beta_{\tau}(Sh_i)$ эквивалентно βw_{it} в постановке [22] в том смысле, что мы меняем не испытываемое воздействие w_{it} , а лишь допускаем, что однократный экзогенный гетерогенный шок (доля импорта покрытая эмбарго Sh_i) имеет динамический эффект на цены импорта β_{τ} .

RER_t – (логарифмический) индекс реального курса рубля к доллару США (декабрь 2012г. = 100%). GDP_{τ} – (логарифмический) индекс реального ВВП России (в % к соответствующему кварталу 2012г. для после). В ряде спецификаций вместо этих двух переменных использовался классический подход с λ_t – фиктивной переменной на каждый период (месяц). Т – обозначение месячного периода (за исключением базового 2012г. в выборке остается 60 месяцев: январь 2013г. – декабрь 2017г.), τ – обозначение квартального периода (в выборке 20 полных кварталов).

c_I - фиксированный эффект на группу товаров I, которая в некоторых спецификациях будет присутствовать. Отметим, что группа товаров I – соответствует двух-, четырех- или шестизначной товарной группе, включающей в себя товарную группу i, либо эквивалентно группе i.

Результаты оценок регрессии (9) представлены в таблице 3.

Таблица 3 – Динамика эффекта эмбарго на товары, затронутые действием эмбарго и импортируемые из стран, не попавших под его действие.

Зависимая переменная: индекс цен товаров	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Эффект эмбарго:</i>				
Первый квартал 2013	0.0300 (0.0307)	-0.0296 (0.0456)	0.00933 (0.0321)	-0.0551 (0.0513)
Второй квартал 2013	0.00827 (0.0287)	-0.0437 (0.0456)	-0.0123 (0.0304)	-0.0691 (0.0513)
Третий квартал 2013	0.0261 (0.0282)	0.0390 (0.0456)	0.00603 (0.0300)	0.0135 (0.0513)

Зависимая переменная: индекс цен товаров	(1)	(2)	(3)	(4)
Четвертый квартал 2013	0.0559* (0.0285)	0.0663 (0.0456)	0.0345 (0.0295)	0.0408 (0.0513)
Первый квартал 2014	0.115*** (0.0274)	0.0445 (0.0456)	0.0959*** (0.0292)	0.0190 (0.0513)
Второй квартал 2014	0.114*** (0.0298)	0.108** (0.0456)	0.0926*** (0.0295)	0.0829 (0.0513)
Третий квартал 2014 – введено эмбарго	0.175*** (0.0282)	0.204*** (0.0456)	0.155*** (0.0288)	0.178*** (0.0513)
Четвертый квартал 2014	0.313*** (0.0324)	0.324*** (0.0456)	0.296*** (0.0298)	0.298*** (0.0513)
Первый квартал 2015	0.218*** (0.0275)	0.164*** (0.0465)	0.208*** (0.0280)	0.150*** (0.0517)
Второй квартал 2015	0.119*** (0.0295)	0.166*** (0.0459)	0.106*** (0.0309)	0.145*** (0.0514)
Третий квартал 2015	0.138*** (0.0276)	0.110** (0.0465)	0.127*** (0.0286)	0.0971* (0.0517)
Четвертый квартал 2015	0.0744*** (0.0277)	0.0850* (0.0465)	0.0640** (0.0284)	0.0717 (0.0517)
Первый квартал 2016	0.0838*** (0.0294)	0.0618 (0.0462)	0.0752*** (0.0290)	0.0442 (0.0515)
Второй квартал 2016	0.00553 (0.0295)	0.0520 (0.0465)	-0.00489 (0.0303)	0.0387 (0.0517)
Третий квартал 2016	-0.0380 (0.0281)	-0.0531 (0.0465)	-0.0493* (0.0293)	-0.0664 (0.0517)
Четвертый квартал 2016	-0.00534 (0.0267)	-0.0229 (0.0465)	-0.0176 (0.0279)	-0.0362 (0.0517)
Первый квартал 2017	0.00313 (0.0266)	0.0515 (0.0465)	-0.0104 (0.0283)	0.0382 (0.0517)
Второй квартал 2017	0.0562** (0.0275)	0.155*** (0.0465)	0.0406 (0.0276)	0.142*** (0.0517)
Третий квартал 2017	0.0119 (0.0284)	0.0288 (0.0465)	-0.00318 (0.0279)	0.0155 (0.0517)
Четвертый квартал 2017	0.0146 (0.0265)	0.0133 (0.0465)	0.00933 (0.0321)	-0.0551 (0.0513)
Фиктивная переменная на каждый месяц	НЕТ	ДА	НЕТ	ДА
Индекс реального курса рубля к доллару США	0.267*** (0.0354)		0.278*** (0.0281)	
Индекс реального ВВП	1.130* (0.648)		1.194** (0.513)	
Фиктивная переменная на группу товаров i	НЕТ	НЕТ	ДА	ДА
Число наблюдений	2,824	2,824	2,824	2,824
R ²	0.232	0.244	0.528	0.541

Источник: расчеты авторов на основе данных ФТС, Центрального банка и Росстата

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки, *** - p-value < 0.01, ** - p < 0.05, * - p < 0.1

Примечание: в качестве весов в регрессии использовались объемы импорта товара i в 2012 г

Отметим, что использование в качестве весов в регрессии (9) стоимостных объемом импорта товара i в 2012г. позволяет интерпретировать коэффициенты в качестве взвешенного эффекта на цены импорта всей группы товаров, затронутых эмбарго. Для более наглядного представления динамики эффекта эмбарго, ниже

приведен график для оцененных эффектов эмбарго β_τ : на Рисунке 1 - для базовой спецификации (1) с контролем на индекс реального курса рубля и ВВП, без фиксированных эффектов на группу товаров и фиктивных переменных для периодов; на Рисунке 2 – для канонической спецификации (4) с фиксированными эффектами на группу товаров c_i и фиктивными переменными для периодов λ_t , вместо вектора контрольных переменных Z_t (индексов реальных курсу рубля и ВВП).

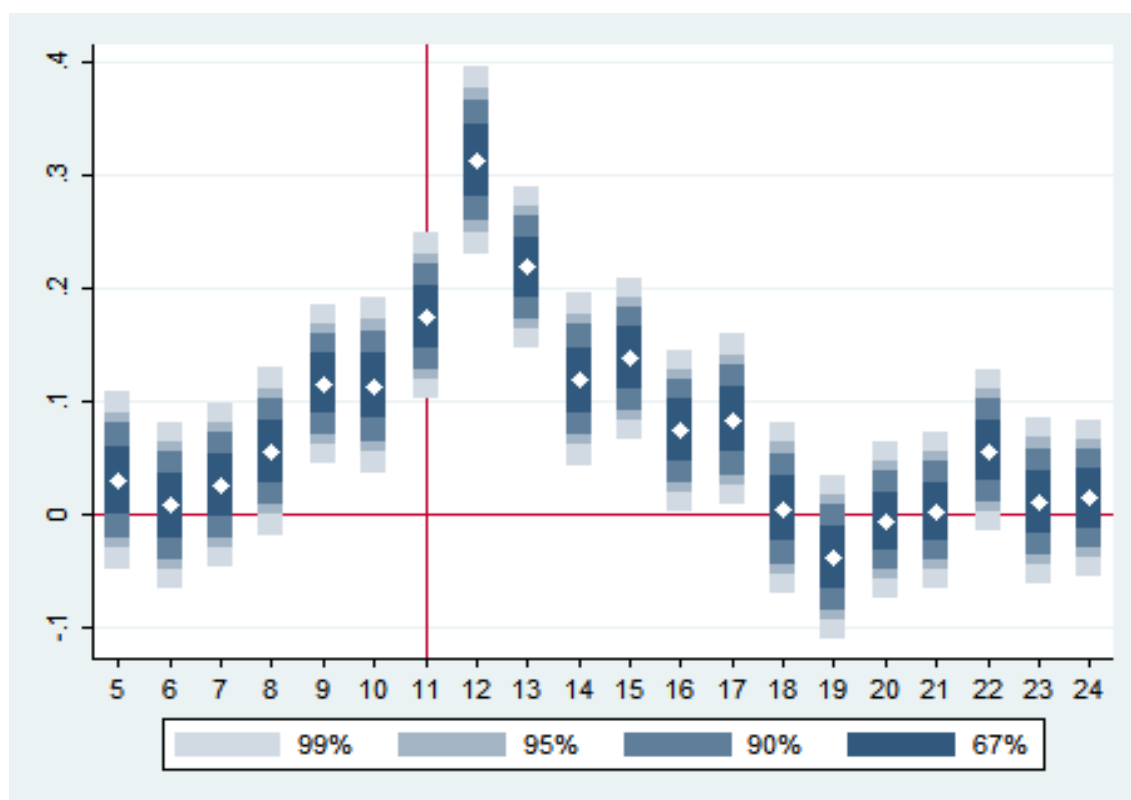


Рисунок 1 – Динамика эффекта эмбарго на цены импорта для товаров, затронутых эмбарго, в базовой спецификации.

Источник: расчеты авторов на основе данных ФТС, Центрального банка и Росстата

Примечание: спецификация (1): без фиксированных эффектов на группу товаров и фиктивных переменных для периодов.

Примечание: 11-й квартальный период (выделено красным) – третий квартал 2014г., в котором было введено эмбарго.

Примечание: на рисунке показаны оценки величины эффекта эмбарго β_τ и 67%, 90%, 95% и 99% доверительные интервалы.

Как следует из таблицы все четыре варианта регрессии дают очень близкие результаты для эффекта эмбарго и его динамики. Во всех вариантах регрессии, кроме канонической спецификации (4) (представлена на Рисунке 2), эффект эмбарго проявляется еще до его введения. Первые значимые коэффициенты β_τ : в спецификации (2) соответствуют второму кварталу 2014г, т.е. на один квартал раньше введения

эмбарго; в спецификации (3) – первому кварталу 2014г.; в базовой спецификации (1) (представлена на Рисунке 1), которая не включает фиктивные переменные для каждого периода и фиксированные эффекты на группу товаров i , - четвертому кварталу 2013г. (коэффициент значим только на 10% уровне).

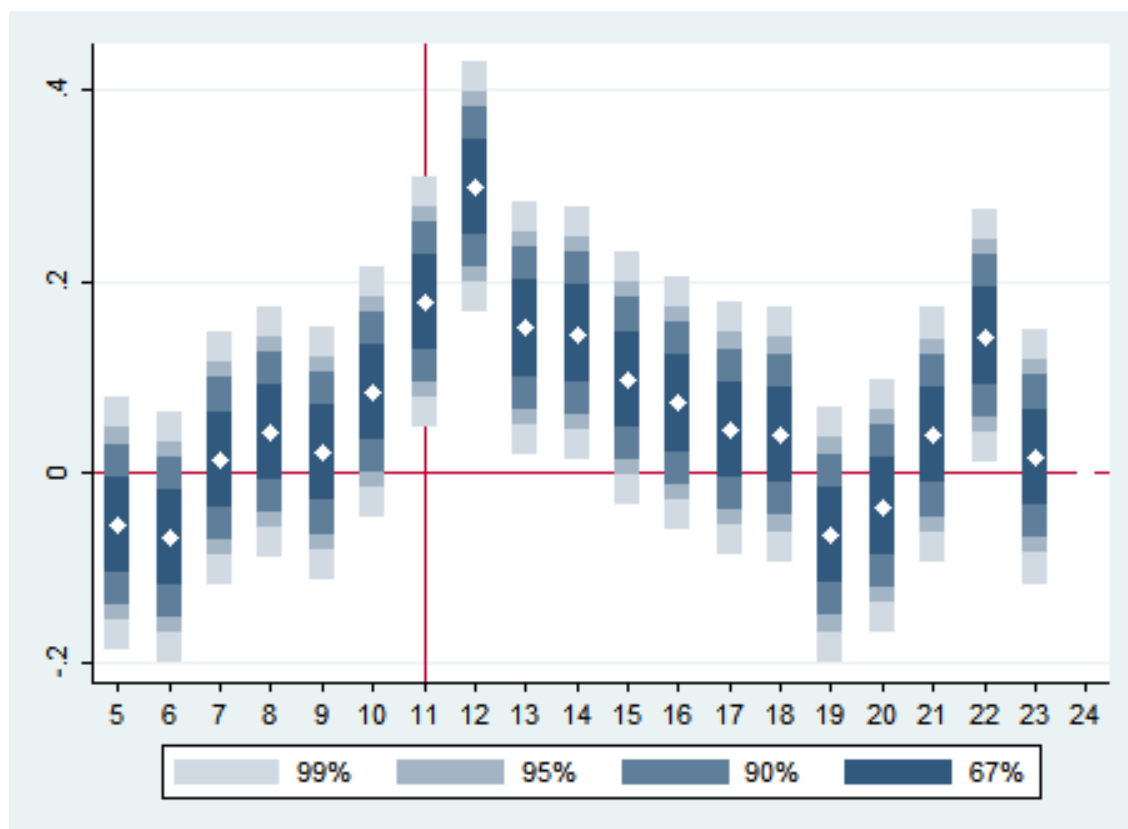


Рисунок 2– Динамика эффекта эмбарго на цены импорта для товаров, затронутых эмбарго, в канонической спецификации.

Источник: расчеты авторов на основе данных ФТС, Центрального банка и Росстата

Примечание: спецификация (4): с фиксированными эффектами на группу товаров и фиктивными переменными для периодов.

Примечание: 11-й кварталный период (выделено красным) – третий квартал 2014г., в котором было введено эмбарго.

Примечание: на рисунке показаны оценки величины эффекта эмбарго β_T и 67%, 90%, 95% и 99% доверительные интервалы.

Такое явление, как мы указывали ранее, является нетипичным, так как эффект эмбарго предсказывает ещё до его введения. Этому можно предложить два возможных объяснения. Во-первых, можно, следуя предположению [17] указать, что из-за ухудшения двусторонних отношений России с западными странами, возросли риски торговли. В таком случае риски (дополнительные издержки и увеличение цен импорта) также должно быть пропорционально первоначальной доле стран санкционного списка

в импорте данного вида товаров. Во-вторых, в первом квартале 2014г. Россельхознадзор ввел значительные ограничения торговли, для товаров в последствии включенных в санкционный список. А именно, из-за вспышки африканской чумы свиней был запрещен ввоз свинины из стран Европейского союза. Второе предложенное объяснение может быть непосредственно проверено через исключение из списка товаров свинины, группы 0203 ТН ВЭД. Однако, снижая значимость коэффициентов для тренда (эффекта эмбарго до его введения), такое удаление не решает проблему полностью. При этом исключение из рассмотрения сыров и творога, также частично затронутых действиями Россельхознадзора до введения эмбарго, приводит к полностью незначимым коэффициентам для тренда (эффекта эмбарго до его введения) во всех спецификациях. Следовательно, можно заключить, что ненулевые коэффициенты для эффекта эмбарго в период до его введения связаны с ограничениями торговли, вводимыми против стран из санкционного списка (в первую очередь ЕС) по товарным группам из санкционного списка.

Отметим, что эффект эмбарго на цены российского импорта в базовой спецификации (1), см. Рисунок 1, начавшись в первом квартале 2014г. (такое возможно по указанным выше причинам), продолжался до первого квартала 2016г., т.е. более полутора лет. В канонической спецификации (4), см. Рисунок 2, начавшись в третьем квартале 2014г. (т.е. именно тогда, когда было введено эмбарго), эффект эмбарго продолжался до третьего квартала 2015г., т.е. чуть более года. В обоих случаях пиковых значений эффект эмбарго достиг в четвертом квартале 2014г. (0.313*** и 0.298***, соответственно), после чего плавно затухал (снизившись за год, т.е. к третьему кварталу 2015г. до 0.138*** и 0.0971*, соответственно).

2.4.2 Анализ эффекта эмбарго на цены импорта различных товарных групп

Далее приведен анализ эффекта эмбарго для различных товарных групп (двухзначных позиций по классификации ТН ВЭД). Здесь и далее будут рассматриваться только те товарные позиции внутри двузначной группы, которые указаны в списке эмбарго. Например, под влиянием эмбарго на товарную группу 21 пониматься влияние эмбарго на совокупность товарных позиций перечисленных в постановлении Правительства: 2106909200, 2106909804, 2106909805 и 2106909809, а для группы 16 – только эффект на товарную позицию 160100 «Колбасы и аналогичные

продукты из мяса, мясных субпродуктов или крови», [1]. Для других товарных позиций (02, 03, 04, 07, 08) эмбарго затрагивает практически все товарные позиции внутри соответствующих двузначных товарных кодов ТН ВЭД.

Далее описываются результаты оценки уравнения **Ошибка! Источник ссылки не найден.** для каждой из двузначных товарных групп затронутых эмбарго в отдельности.

Группа 02 — Мясо и пищевые мясные субпродукты

Группа 02 является не только одной из основных групп, затронутых эмбарго, но также группой, для которой схожие ограничения на импорт вводились и ранее. Так в январе 2014 г. был запрещен импорт свиней из ЕС, о чем указывалось выше. По этой причине при рассмотрении вопроса влияния эмбарго на цены импорта мяса рассматривалось влияние за затронутые позиции с включением и без включения группы 0203 «свинина». Следует отметить, что результаты регрессий при включении и без включения «свинины» в выборку значительно различаются.

Такие различия не должны восприниматься как свидетельство неустойчивости результатов. Во-первых, все наблюдения в регрессии (индексы Фишера для четырехзначных товарных групп) взвешены по объемам импорта в 2012г. соответствующих четырехзначных товарных групп из стран незатронутых эмбарго. По этой причине индекс для группы 0203 «свинина», при включении его в регрессию, имеет вес в 40% от общего веса всех наблюдений. Большим весом обладает только группа 0202 «мясо крупного рогатого скота», имеющее вес в 45% в регрессии. Во-вторых, запрет на импорт свинины из ЕС был введен в январе 2014г., т.е. на семь месяцев раньше, чем эмбарго. При этом, при включении индекса цен импорта свинины в регрессию, коэффициент характеризующий эффект эмбарго становится статистически значимым уже в первом квартале 2014г. Это является скорее подтверждением того, что результаты устойчивы, с той поправкой, что фактически эмбарго для группы 02 «мясо» было введено частями дважды: сначала в первом квартале 2014 г. для свинины из ЕС, а затем в третьем квартале 2014г. для свинины и прочего мяса из ЕС и других стран санкционного списка, см. Таблицу4.

Таблица 4 – Динамика эффекта эмбарго на товары группы 02 «мясо», затронутые действием эмбарго и импортируемые из стран, не попавших под его действие, с включением Белоруссии

Зависимая переменная: индекс цен товаров в форме Фишера, первый квартал 2013г. – базовый уровень	(1) с учетом свинины	(2) с учетом свинины	(3) без учета свинины	(4) без учета свинины
<i>Эффект эмбарго:</i>				
Второй квартал 2013	-0.0103 (0.0334)	-0.0464 (0.0585)	0.0226 (0.0597)	0.0501 (0.0852)
Третий квартал 2013	0.0604* (0.0336)	0.0736 (0.0585)	0.0606 (0.0598)	0.166* (0.0852)
Четвертый квартал 2013	0.0524 (0.0359)	0.0632 (0.0585)	0.0232 (0.0636)	0.0593 (0.0852)
Первый квартал 2014 – введен запрет на импорт свиней	0.0860** (0.0342)	0.116** (0.0585)	-0.00925 (0.0609)	0.0351 (0.0852)
Второй квартал 2014	0.177*** (0.0394)	0.284*** (0.0585)	0.00836 (0.0697)	0.191** (0.0852)
Третий квартал 2014 – введено эмбарго	0.375*** (0.0373)	0.461*** (0.0585)	0.221*** (0.0661)	0.394*** (0.0852)
Четвертый квартал 2014	0.514*** (0.0461)	0.501*** (0.0585)	0.187** (0.0812)	0.0831 (0.0856)
Первый квартал 2015	0.262*** (0.0406)	0.225*** (0.0585)	-0.0819 (0.0748)	-0.0993 (0.0861)
Второй квартал 2015	0.0991*** (0.0360)	0.169*** (0.0585)	-0.264*** (0.0685)	-0.139 (0.0865)
Третий квартал 2015	0.235*** (0.0394)	0.236*** (0.0585)	-0.207*** (0.0726)	-0.308*** (0.0865)
Четвертый квартал 2015	0.0815** (0.0402)	0.116** (0.0585)	-0.316*** (0.0728)	-0.269*** (0.0861)
Первый квартал 2016	-0.0647 (0.0430)	-0.0186 (0.0585)	-0.363*** (0.0768)	-0.119 (0.0865)
Второй квартал 2016	-0.188*** (0.0389)	-0.127** (0.0585)	-0.465*** (0.0706)	-0.235*** (0.0865)
Третий квартал 2016	-0.135*** (0.0384)	-0.0594 (0.0585)	-0.393*** (0.0691)	-0.131 (0.0865)
Четвертый квартал 2016	-0.0375 (0.0388)	0.0538 (0.0585)	-0.317*** (0.0689)	-0.0396 (0.0852)
Первый квартал 2017	-0.142*** (0.0367)	0.00191 (0.0585)	-0.370*** (0.0653)	0.0378 (0.0852)
Второй квартал 2017	-0.0530 (0.0409)	0.110* (0.0585)	-0.327*** (0.0718)	-0.0206 (0.0852)
Третий квартал 2017	-0.0573 (0.0421)	0.0755 (0.0585)	-0.314*** (0.0741)	-0.0113 (0.0852)
Четвертый квартал 2017	-0.108*** (0.0392)	-0.0327 (0.0585)	-0.378*** (0.0690)	-0.200** (0.0852)
Фиктивная переменная на каждый месяц	НЕТ	ДА	НЕТ	ДА
Индекс реального курса рубля к доллару США	0.414*** (0.0381)		0.311*** (0.0367)	
Индекс реального ВВП	0.632 (0.737)		-0.0987 (0.753)	
Индекс Фишера цен импорта США	0.00718 (0.0383)		0.166*** (0.0385)	
Число наблюдений	298	298	234	234
R ²	0.913	0.930	0.893	0.942

Источник: расчеты авторов на основе данных ФТС, Центрального банка и Bureau of Labor Statistics.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки, *** - p-value <0.01, ** - p <0.05, * - p <0.1

Примечание: в качестве весов в регрессии использовались объемы импорта товара i в 2012 г из стран не затронутых эмбарго.

Как следует из таблицы 4 при включении свинины в выборку «эффект эмбарго» отсутствует в 2013 г. Т.е. доля импорта стран попавших под действие эмбарго в общем импорте данной группы товаров в 2012г. не влияет на динамику цен импорта из прочих стран вплоть до первого квартала 2014 г. После чего уже в первом квартале 2014 г. (когда был введен запрет на импорт свинины из ЕС, который являлся основным импортером данного вида мяса в Россию) наблюдается тем больший индекс цен, чем большая доля импорта приходилась в 2012г. на страны санкционного списка (регрессии (1) и (2) в таблице 4). Важно отметить, что при исключении свинины из выборки такой эффект пропадает вплоть до третьего квартала 2014 г., когда было введено эмбарго на прочие виды мяса (и свинину в том числе). Это хорошо согласуется с утверждением о том, что запрет на импорт повлиял на цены российского импорта из прочих стран: сначала через увеличение цен импортной свинины (в первом-втором квартале 2014 г.), а затем через увеличение цен прочего импортного мяса (начиная с третьего квартала 2014 г.).

Оценки показывают (регрессия (1)), что запрет на импорт свинины из вспышки Африканской чумы свиней и эмбарго положительно повлияло на индекс цен импорта мяса с первого квартала 2014г. по четвёртый квартал 2015г. При исключении из рассмотрения группы «свинина» продолжительность влияния эмбарго значительно меньше – положительный эффект на цены наблюдается только во втором полугодии 2014г.

Значительное наблюдаемое снижение цен импорта мяса без учета свинины со второго квартала 2015г. (и цен импорта мяса с учетом свинины со второго квартала 2016г.) совпадает по времени со значительным ослаблением курса бразильского риала. Напомним, что Бразилия является одним из важнейших поставщиков мяса крупного рогатого скота в Россию. Причина, по которой данный эффект не был учтен контрольной переменной на мировой индекс цен (индексом цен импорта мяса в США) может быть объяснен различиями в доле Бразилии в импорте мяса крупного рогатого скота в Россию и США.

Экономическая интерпретация полученных коэффициентов на примере четвертого квартала 2014г. такова: при увеличении доли импорта товаров (мяса затронутого эмбарго) из стран попавших под действие эмбарго в импорте 2012 г. на 10 п.п. увеличение индекса цен составляет 5.1 (+/- 0.5) п.п. При средней доле импорта стран санкционного списка в 47%, это означает отклонение индекса цен на 24% по сравнению с условной группой товаров, которая, обладая схожими свойствами не импортировалась из стран санкционного списка в 2012г. В основном это связано со значительным ростом цен на свинину и долей стран ЕС в её импорте в 2012г. При рассмотрении мяса без учета свинины коэффициент эффекта эмбарго составляет всего 0.187, а доля стран санкционного списка в импорте мяса без учета свинины - 26%. Таким образом оценка роста индекса цен на мясо без учета свинины из-за эмбарго в четвертом квартале 2014г. составляет всего 4.9%. Однако, данная величина может недооценивать эффект эмбарго на цены импортного мяса из-за уже упомянутого влияния ослабления курса бразильского риала.

03 — Рыба и ракообразные, моллюски и прочие

Отличительной особенностью динамики цен импорта рыбы является то, что рост цен наблюдается в течение продолжительного времени после введения эмбарго. Это может указывать либо на долгосрочный эффект эмбарго, либо на наличие других, неучтенных факторов, влияющих на цену импорта рыбы. Результаты регрессии **Ошибка! Источник ссылки не найден.** индекса цен российского импорта группы 03 «рыба» приведены в таблице 5.

Таблица 5 – Динамика эффекта эмбарго на товары группы 03 «рыба», затронутые действием эмбарго и импортируемые из стран, не попавших под его действие, с включением Белоруссии

Зависимая переменная: индекс цен Фишера, первый квартал 2013г. – базовый уровень	(1)	(2)	(3) индекс цен импорта рыбы в США	(4) без учета группы 0302
<i>Эффект эмбарго:</i>				
Второй квартал 2013	0.0250 (0.0633)	0.00207 (0.144)	0.0561 (0.0713)	0.313 (0.301)
Третий квартал 2013	0.112* (0.0640)	0.135 (0.144)	0.0591 (0.0713)	0.665** (0.304)
Четвертый квартал 2013	0.0412 (0.0704)	-0.0239 (0.144)	0.114 (0.0713)	0.784** (0.304)
Первый квартал 2014	0.0884 (0.0681)	0.0730 (0.143)	0.202*** (0.0712)	0.636** (0.294)
Второй квартал 2014	0.0864 (0.0799)	0.0337 (0.144)	0.103 (0.0712)	1.096*** (0.297)
	0.257***	0.360**	-0.0485	1.014***

Зависимая переменная: индекс цен Фишера, первый квартал 2013г. – базовый уровень	(1)	(2)	(3) индекс цен импорта рыбы в США	(4) без учета группы 0302
Третий квартал 2014 – введено эмбарго	(0.0741)	(0.144)	(0.0713)	(0.304)
Четвертый квартал 2014	0.339*** (0.0953)	0.345** (0.144)	-0.0781 (0.0713)	0.995*** (0.304)
Первый квартал 2015	0.452*** (0.0821)	0.462*** (0.144)	-0.0699 (0.0713)	0.454 (0.304)
Второй квартал 2015	0.290*** (0.0706)	0.283** (0.144)	-0.0734 (0.0713)	0.317 (0.301)
Третий квартал 2015	0.311*** (0.0791)	0.199 (0.144)	-0.000388 (0.0713)	0.419 (0.304)
Четвертый квартал 2015	0.216*** (0.0810)	0.0747 (0.144)	-0.0627 (0.0713)	0.115 (0.301)
Первый квартал 2016	0.400*** (0.0879)	0.424*** (0.144)	0.0429 (0.0713)	0.231 (0.304)
Второй квартал 2016	0.436*** (0.0794)	0.574*** (0.144)	0.163** (0.0713)	0.144 (0.301)
Третий квартал 2016	0.472*** (0.0785)	0.515*** (0.144)	0.160** (0.0713)	0.133 (0.301)
Четвертый квартал 2016	0.528*** (0.0787)	0.639*** (0.144)	0.253*** (0.0713)	0.202 (0.301)
Первый квартал 2017	0.477*** (0.0754)	0.639*** (0.144)	0.268*** (0.0713)	0.412 (0.304)
Второй квартал 2017	0.316*** (0.0818)	0.426*** (0.144)	0.166** (0.0713)	0.120 (0.301)
Третий квартал 2017	0.384*** (0.0861)	0.554*** (0.144)	0.0934 (0.0713)	0.357 (0.301)
Четвертый квартал 2017	0.226*** (0.0793)	0.274* (0.144)	0.0729 (0.0713)	0.387 (0.304)
Фиктивная переменная на каждый месяц	НЕТ	ДА	ДА	ДА
Индекс реального курса рубля к доллару США	0.231** (0.0963)			
Индекс реального ВВП	2.566 (1.814)			
Индекс Фишера цен импорта США	0.294*** (0.0956)			
Число наблюдений	436	436	436	372
R ²	0.693	0.700	0.686	0.459

Источник: расчеты авторов на основе данных ФТС, Центрального банка и Bureau of Labor Statistics.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки, *** - p-value <0.01, ** - p <0.05, * - p <0.1

Примечание: в качестве весов в регрессии использовались объемы импорта товара *i* в 2012 г из стран не затронутых эмбарго.

Как следует из таблицы (регрессии (1) и (2)), доля импорта стран санкционного списка в импорте рыбы в 2012г. не влияла на динамику цен импорта рыбы из прочих стран вплоть до введения эмбарго в третьем квартале 2014г. После чего наблюдается более значительный рост индекса цен импорта рыбы для тех категорий, которые в 2012 г. более интенсивно поставлялись из стран санкционного списка.

Полученные коэффициенты, например, для четвертого квартала 2014г. указывают, что для четырехзначных товарных позиций, для которых доли импорта из стран попавших под действие эмбарго в 2012 г. на 10 п.п. больше, наблюдается более значительное увеличение индекса цен импорта на 3.4 (+/- 1.0) п.п. Средняя доля импорта стран санкционного списка для четырехзначных товарных групп затронутых эмбарго (0301—0308) 59%. Таким образом в четвертом квартале 2014г. индекс цен импорта рыбы (из третьих стран) был на 20%, по сравнению с условной группой товаров, которая не импортировалась из стран санкционного списка в 2012г.

Следует отметить, что в отличие от импорта мяса, индекс цен импорта которого впоследствии ушел в отрицательные величины, для рыба наблюдается обратная динамика эффекта. Доля стран санкционного списка в импорте четырехзначной товарной позиции (внутри группы 03) оказывает положительное влияние на индекс цен импорта в течение всего последующего времени при рассмотрении регрессии с контрольными переменными, (регрессия (1), таблица 5). Однако, при рассмотрении регрессии с фиктивными переменными для каждого месяца (регрессия (2)), эффект перестает быть значимым во второй половине 2015г., после чего вновь нарастает. Объяснить такое поведение коэффициента эффектом эмбарго крайне сложно. Возможным объяснением является то, что для товаров (четырёхзначных групп внутри группы 03 «рыба»), которые более интенсивно импортировались из стран санкционного списка в 2012 г., в конце 2015-начале 2016гг. произошел рост мировых цен относительно товарных позиций (внутри группы «рыба»), которые менее интенсивно импортировались из стран санкционного списка.

Для проверки такого объяснения была построена регрессия индекса цен импорта рыбы в США (в качестве прокси для мирового уровня цен рыбы) на фиктивные переменные для каждого квартала и на произведение фиктивной переменной для каждого квартала на долю стран санкционного списка в импорте рыбы в Россию в 2012г, т.е. регрессия аналогичная **Ошибка! Источник ссылки не найден.:**

$$USMPI_{it} = \beta_{\tau}(Sh_i) + \{\lambda_t\} + u_{it} \quad (10)$$

Результаты оценки приведены в таблице 5 (регрессия (3)). Отметим, что в шести из девятнадцати кварталов «эффект эмбарго» на цены импорта США оказался значимым и положительным. Такая ситуация, безусловно, указывает на наличие

корреляции между мировой ценой и долей импорта стран санкционного списка в российском импорте рыбы. Более того, пять из этих шести кварталов идут подряд – со второго квартала 2016г. по второй квартал 2017г. Этот период совпадает со вторым периодом положительного эффекта эмбарго, который начался в первом квартала 2016г. Таким образом, следует заключить, что второй период положительных значений эффекта эмбарго на цены российского импорта рыбы связан с коррелирующим изменением мировых цен, а не со второй волной эффекта эмбарго, которая бы противоречила экономической интуиции, предполагающей либо постоянный, либо спадающий эффект торговых ограничений на цены импорта.

Дальнейшее рассмотрение эффекта, а именно построение аналогичных регрессий с исключением одной четырехзначной группы, приводит к выводу, что второй период положительного эффекта эмбарго объясняется ростом мировых цен на товарную группу 0302 «Рыба свежая или охлажденная, за исключением рыбного филе и прочего мяса рыбы товарной позиции 0304». Данная четырехзначная товарная группа является важной частью импорта рыбы, веса для этого индекса в регрессии составляли 37%, так как на неё приходилось 37% импорта товарных групп затронутых эмбарго в 2012г. Более того, группа 0302 в основном импортировалась из стран попавших под действие эмбарго (93,9% импорта в 2012 г.). Таким образом, коэффициент «эффект эмбарго» чувствителен к ценовым колебаниям данной товарной группы. И рост индекса мировых цен группы 0302 (индекса цен импорта США), который начался в первой половине 2016г. приводит к такому смещению.

В таблице **Ошибка! Источник ссылки не найден.** (регрессия (4)), приведены результаты оценки эффекта эмбарго на товарную группу 03 «рыба», за исключением товарной группы 0302 «Рыба свежая или охлажденная». Они указывают на то, что эффект эмбарго прекращается к началу 2015г. Однако, возникает проблема, связанная с тем, что «эффект эмбарго» в такой спецификации проявляется до введения самого эмбарго. Это может быть объяснено корреляцией мировых цен на другие товарные группы из товарной группы «рыба» и доли стран санкционного списка в их импорте в Россию. Подтверждением тому случит значимый и положительный коэффициент для цен импорта в США в первом квартале 2014г., т.е. за полгода до введения эмбарго.

Сходным образом эффект эмбарго проявляется длительное время после введения в случае группы 04 «молочная продукция». И так же, как и в случае с группой 03 «рыба», такой длительный эффект эмбарго связан с перманентным увеличением индекса цен импорта одной четырехзначной товарной группы, а именно 0406 «сыры и творог». Отметим также, что в случае импорта товарной группы 04 «молочная продукция» целесообразно привести рассмотрение индекса цен с учетом и без учета Белоруссии, так как эта страна является важным поставщиком молочной продукции на российский рынок, а резкие колебания курса белорусского рубля могут сказаться на точности полученных результатов, см. таблицу **Ошибка! Источник ссылки не найден..**

Таблица 6 – Динамика эффекта эмбарго на товары группы 04 «молочная продукция», затронутые действием эмбарго и импортируемые из стран, не попавших под его действие

Зависимая переменная: индекс цен Фишера, первый квартал 2013г. – базовый уровень	(1) Включая группу 0406 и Белоруссию	(2) Без группы 0406 и включая Белоруссию	(3) Включая группу 0406 без Белоруссии	(4) Без группы 0406 и Белоруссии
<i>Эффект эмбарго:</i>				
Второй квартал 2013	0.000705	0.248	-0.0393	-0.0103
	(0.0576)	(0.167)	(0.0422)	(0.0959)
Третий квартал 2013	0.0243	0.347**	0.0106	0.0508
	(0.0579)	(0.168)	(0.0425)	(0.0979)
Четвертый квартал 2013	0.0879	0.258	-0.127**	-0.125
	(0.0634)	(0.182)	(0.0568)	(0.114)
Первый квартал 2014	0.112*	0.367**	0.00669	0.0364
	(0.0599)	(0.175)	(0.0461)	(0.104)
Второй квартал 2014	0.0297	-0.0809	-0.204***	-0.363***
	(0.0721)	(0.205)	(0.0738)	(0.137)
Третий квартал 2014 – введено эмбарго	0.0634	0.0474	-0.163**	-0.342***
	(0.0671)	(0.191)	(0.0630)	(0.127)
Четвертый квартал 2014	0.253***	0.0490	-0.235**	-0.605***
	(0.0868)	(0.240)	(0.0923)	(0.169)
Первый квартал 2015	0.438***	0.380*	0.202***	0.0335
	(0.0745)	(0.211)	(0.0720)	(0.148)
Второй квартал 2015	0.351***	0.0988	0.271***	0.267**
	(0.0639)	(0.183)	(0.0616)	(0.121)
Третий квартал 2015	0.268***	-0.0111	0.0829	-0.154
	(0.0719)	(0.205)	(0.0704)	(0.139)
Четвертый квартал 2015	0.347***	0.324	0.0335	-0.258*
	(0.0737)	(0.207)	(0.0723)	(0.142)
Первый квартал 2016	0.408***	0.401*	0.139*	-0.235
	(0.0799)	(0.223)	(0.0826)	(0.162)
Второй квартал 2016	0.418***	0.386*	0.228***	-0.0454
	(0.0710)	(0.200)	(0.0749)	(0.138)
Третий квартал 2016	0.416***	0.405**	0.0803	-0.200
	(0.0697)	(0.197)	(0.0693)	(0.133)
Четвертый квартал 2016	0.485***	0.745***	0.0352	-0.242*
	(0.0700)	(0.198)	(0.0648)	(0.132)
Первый квартал 2017	0.587***	0.810***	0.178***	0.00986
	(0.0656)	(0.188)	(0.0581)	(0.121)

Зависимая переменная: индекс цен Фишера, первый квартал 2013г. – базовый уровень	(1) Включая группу 0406 и Белоруссию	(2) Без группы 0406 и включая Белоруссию	(3) Включая группу 0406 без Белоруссии	(4) Без группы 0406 и Белоруссии
Второй квартал 2017	0.469*** (0.0746)	0.380* (0.210)	-0.0482 (0.0706)	-0.302** (0.140)
Третий квартал 2017	0.394*** (0.0776)	0.518** (0.219)	-0.0768 (0.0750)	-0.398*** (0.148)
Четвертый квартал 2017	0.347*** (0.0706)	0.361* (0.204)	0.0535 (0.0632)	-0.193 (0.134)
Индекс реального курса рубля к доллару США	0.708*** (0.0806)	0.618*** (0.111)	-0.104 (0.125)	-0.599*** (0.174)
Индекс реального ВВП	2.285 (1.529)	2.083 (2.023)	17.31*** (3.007)	20.92*** (3.524)
Индекс Фишера цен импорта США	0.977*** (0.0489)	1.115*** (0.0597)	0.451*** (0.0681)	0.621*** (0.0706)
Число наблюдений	384	320	360	296
R ²	0.783	0.781	0.727	0.747

Источник: расчеты авторов на основе данных ФТС, Центрального банка и Bureau of Labor Statistics.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки, *** - p-value < 0.01, ** - p < 0.05, * - p < 0.1

Примечание: в качестве весов в регрессии использовались объемы импорта товара i в 2012 г из стран не затронутых эмбарго.

Как следует из таблицы 6, оценки эффекта эмбарго на индекс цен импорта молочной продукции в значительной степени зависят от того, включается ли Белоруссия в выборку стран. Это легко объясняется долей Белоруссии в общем импорте молочной продукции в Россию. Без учета Белоруссии результаты становятся нестабильными и плохо интерпретируемы, так, например, абсолютная величина коэффициента при индексе реального ВВП не может быть экономически объяснена. Утверждение, что цена импортного молока имеет эластичность по реальному ВВП равную 17 кажется нереалистичным. Таким образом можно заключить, что без учета Белоруссии индекс цен импорта молочной продукции является слишком нестабильным.

При учете Белоруссии (регрессии (1) и (2)) очевидно, что основной эффект на цены импорта молочной продукции происходят из цен импорта группы 0406 «сыры и творог». Фактически, наиболее заметным для потребителей стало исчезновение дорогих сыров из стран ЕС из-за введения эмбарго. Из-за чего правомерно поставить вопрос о том, является ли обнаруженный эффект эмбарго на индекс цен импорта сыров и творога (преимущественно из Белоруссии) следствием увеличения цены белорусских сыров или из-за улучшения их качества? Последнее возможно не только через улучшение качества собственно белорусских сыров, но и из-за возможного наличия

поставок санкционной продукции через территорию Белоруссии. Используемые данные, к сожалению, не позволяют однозначно ответить на данный вопрос.

Аналогично предыдущим группам, коэффициенты для четвертого квартала 2014г. показывают, что для четырехзначных товарных позиций, для которых доли импорта из стран санкционного списка в 2012 г. на 10 п.п. больше, наблюдается более значительное увеличение индекса цен импорта на 2.5 (+/- 0.9) п.п. Доля стран ЕС и других стран санкционного списка в импорте группы 0406 «сыры и творог» составляла 75% в 2012г., доля Белоруссии была на уровне 21%. Таким образом эффект на индекс цен импорта через цены сыров из третьих стран объясняется резким снижением объемов импорта сыров высокого качества, и ростом цен поставок аналогичной (той же) продукции из третьих стран.

Неустойчивость индекса цен импорта после исключения Белоруссии, объясняется тем, что на неё приходится большая часть потока импорта молочной продукции (из стран не попавших в список эмбарго), т.е. потоки из остальных стран были малы, что обычно приводит к волатильности объемов и цен.

07 и 08 — Овощи и некоторые съедобные корнеплоды; Съедобные фрукты и орехи

Результат регрессионного анализа эффекта эмбарго на цены импорта овощей (07) и фруктов (08), представлен в таблице **Ошибка! Источник ссылки не найден..**

Таблица 7 – Динамика эффекта эмбарго на товары групп 07 «овощи» и 08 «фрукты», затронутые действием эмбарго и импортируемые из стран, не попавших под его действие, с включением Белоруссии

Зависимая переменная: индекс цен Фишера, первый квартал 2013г. – базовый уровень	(1) 07 «овощи»	(2) 07 «овощи»	(3) 08 «фрукты»	(4) 08 «фрукты»
<i>Эффект эмбарго:</i>				
Второй квартал 2013	-0.109** (0.0532)	-0.0356 (0.139)	-0.0109 (0.0735)	-0.100 (0.116)
Третий квартал 2013	-0.303*** (0.0536)	-0.0947 (0.139)	-0.136* (0.0777)	-0.202 (0.123)
Четвертый квартал 2013	-0.206*** (0.0612)	0.0375 (0.139)	-0.177** (0.0765)	-0.183 (0.116)
Первый квартал 2014	-0.0402 (0.0579)	-0.0512 (0.139)	0.0720 (0.0692)	0.0220 (0.108)
Второй квартал 2014	-0.179** (0.0713)	-0.119 (0.139)	0.0383 (0.0813)	-0.101 (0.116)
Третий квартал 2014 – введено эмбарго	-0.245*** (0.0654)	-0.0803 (0.139)	-0.0344 (0.0826)	-0.102 (0.123)

Зависимая переменная: индекс цен Фишера, первый квартал 2013г. – базовый уровень	(1) 07 «овощи»	(2) 07 «овощи»	(3) 08 «фрукты»	(4) 08 «фрукты»
Четвертый квартал 2014	-0.178** (0.0865)	0.0589 (0.139)	0.220** (0.0915)	0.202* (0.116)
Первый квартал 2015	0.0222 (0.0737)	-0.0710 (0.139)	0.282*** (0.0770)	0.208* (0.108)
Второй квартал 2015	-0.0792 (0.0612)	0.122 (0.139)	0.222*** (0.0767)	0.0743 (0.116)
Третий квартал 2015	-0.187*** (0.0706)	0.0627 (0.139)	0.199** (0.0851)	0.0561 (0.123)
Четвертый квартал 2015	-0.0770 (0.0726)	0.0325 (0.139)	0.0995 (0.0825)	0.0307 (0.116)
Первый квартал 2016	0.0628 (0.0797)	0.0239 (0.139)	0.284*** (0.0801)	0.232** (0.108)
Второй квартал 2016	-0.116* (0.0696)	0.0964 (0.139)	0.175** (0.0771)	0.147 (0.111)
Третий квартал 2016	-0.217*** (0.0684)	0.0920 (0.139)	0.0676 (0.0838)	-0.0557 (0.123)
Четвертый квартал 2016	-0.152** (0.0686)	-0.0256 (0.139)	-0.0318 (0.0801)	-0.0191 (0.116)
Первый квартал 2017	-0.0343 (0.0633)	0.0415 (0.139)	0.0907 (0.0723)	0.219** (0.108)
Второй квартал 2017	-0.177** (0.0729)	0.0711 (0.139)	0.107 (0.0794)	0.108 (0.111)
Третий квартал 2017	-0.272*** (0.0770)	0.144 (0.139)	0.0376 (0.0891)	-0.0588 (0.123)
Четвертый квартал 2017	-0.166** (0.0692)	0.0514 (0.139)	-0.0606 (0.0808)	-0.113 (0.116)
Фиктивная переменная на каждый месяц	НЕТ	ДА	НЕТ	ДА
Индекс реального курса рубля к доллару США	0.0636 (0.0716)		0.131*** (0.0472)	
Индекс реального ВВП	1.976 (1.359)		0.157 (0.854)	
Индекс Фишера цен импорта США	-0.244*** (0.0369)		-0.121*** (0.0178)	
Число наблюдений	801	801	735	735
R ²	0.241	0.243	0.330	0.318

Источник: расчеты авторов на основе данных ФТС, Центрального банка и Bureau of Labor Statistics.

Примечание: в скобках указаны стандартные ошибки, *** - p-value <0.01, ** - p <0.05, * - p <0.1

Примечание: в качестве весов в регрессии использовались объемы импорта товара *i* в 2012 г из стран не затронутых эмбарго.

Как следует из таблицы **Ошибка! Источник ссылки не найден.** товарная группа 07 «овощи» не испытала на себе какого-либо значительного влияния эмбарго несмотря на то, что доля стран, попавших под действие эмбарго, в общем импорте данного вида продукции в 2012 г. составляла 49%. Отметим, что статистически значимые отрицательные коэффициенты, вероятно, вызваны расхождениями в трендах цен импорта для США и России. В регрессии с использованием дамми переменных для каждого месяца (регрессия (2)) эффект эмбарго не является значимым ни в одном

из кварталов. Удаление какой-либо одной четырехзначной позиции не дает значительного изменения результата. Таким образом следует заключить, что эффект эмбарго на индекс цен импорта овощей не обнаружен.

Товарная группа 08 «фрукты», наоборот демонстрирует наличие эффекта эмбарго на цены импорта. В спецификациях с использованием контрольных переменных (регрессия (3)) и с использованием дамми переменной для каждого месяца (регрессия (4)) получены схожие результаты: эффект эмбарго на цены импорта фруктов был положительным и статистически значимым в четвертом квартале 2014г. и первом квартале 2015г. Отметим, что при использовании дамми переменных для каждого месяца, значимость коэффициентов составляет всего 10%, а при использовании контрольных переменных знак при индексе Фишера для цен импорта в США отрицательный.

Коэффициенты для четвертого квартала 2014г. показывают, что для четырехзначных товарных позиций, для которых доли в импорте овощей из стран, включенных в санкционный список, в 2012 г. на 10 п.п. больше, наблюдается более значительное увеличение индекса цен импорта на 2.0 (+/- 1.0) п.п.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Ряд работ, анализирующих эффект эмбарго на экономику России, использовал CGE моделирование (версия GTAP 9). Однако, как мы отмечали, в [13] используются не совсем стандартные предположения об изменении предпочтений потребителей. А в работе [8] эффекты от снижения эффективности перераспределения ресурсов в экономике России из-за ограничения импорта приводят к потерям, превосходящим годовой поток импорта, подпавшего под эмбарго. Такая переоценка может быть вызвана некорректными эластичностями, применяемыми для России в GTAP.

Наша работа является первой, из известных авторам, в которой анализируется эффект эмбарго на цены импорта России, и применяющий эконометрический анализ с использованием реальных данных, а не моделирование.

Канонический вариант регрессии (см. (4), Таблица 3) показывает, что в третьем квартале 2013г. (когда было введено эмбарго) проявился эффект эмбарго на цены импорта товарных групп, затронутых эмбарго, из стран не подпавших под действие эмбарго. Эффект достиг максимального значения в четвертом квартале 2014г., после чего монотонно спадал, сойдя на нет в течение 2015г. Интерпретацию абсолютной величины эффекта эмбарго рассмотрим на примере четвертого квартала 2014г. Его значение равно 0.298***. Это означает, что товарная группа А, для которой доля импорта из стран санкционного списка была на 10 п.п. больше, чем для товарной группы Б, испытала более сильное влияние эмбарго. А именно индекс цен группы А был на 3% больше, чем индекс цен группы Б, при контроле прочих объясняющих факторов (фиктивная переменная на каждый период и фиксированный эффект на группу). Различие в (логарифмических) индексах цен $= \beta_{\tau} * [Sh_A - Sh_B] = 0.298 * 10\% = 3\%$. Таким образом можно утверждать, что эмбарго имело экономически значимый эффект на цены импорта, так как для некоторых групп товаров (в 2012г.) доля импорта из стран, подпавших под действие эмбарго, превосходила половину. Следовательно, эмбарго привело для таких групп к более чем 15% росту (логарифмического) индекса цен.

Применение весов, пропорциональных объемам поставок групп товаров, позволяет интерпретировать коэффициент, полученный в регрессиях, как изменение

индекс цен импорта всех товаров, затронутых эмбарго (взвешенное по объемам импорта до введения эмбарго, 2012г). Доля импорта, подпавшая под действие эмбарго, для всех товаров, затронутых эмбарго, составляет 43%. Таким образом, взвешенный эффект эмбарго для четырехзначных групп товаров, (полностью или частично) включенных в санкционный список, в четвертом квартале привел к росту индекса цен примерно на 13%.

Данная оценка не является устойчивой при переходе от индекса цен Пааше к (превосходному) индексу цен Фишера. Более того, корректность построения индексов цен и применяемой системы фильтрации входных данных проверялась с помощью использования аналогичной процедуры для данных по импорту США. В предположении о низкой географической сегментированности рынков (что в большей степени верно для мяса и рыбы, но в меньшей степени верно для молочной продукции) и/или совпадения сезонов (для плодово-овощной продукции) индексы цен импорта России и США должны положительно коррелировать, что и было показано.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Постановление Правительства России N 778. Постановление Правительства Российской Федерации от 7 августа 2014 г. N 778 "О мерах по реализации Указа Президента Российской Федерации от 6 августа 2014 г. N 560 "О применении отдельных специальных экономических мер в целях обеспечения безопасности. 2014.
2. Постановление Правительства России № 778 в редакции от 22.10.2016. О мерах по реализации указов Президента Российской Федерации от 6 августа 2014 г. № 560, от 24 июня 2015 г. № 320 и от 29 июня 2016 г. № 305. 2016.
3. Devereux M.B., W.D.A.B.T. Importers and exporters in exchange rate pass-through and currency invoicing. // *Journal of International Economics*, Vol. 105, 2017. pp. 187-204.
4. Кнобель А., Фиранчук А. Внешняя торговля России в 2017 г. // *Экономическое развитие России*, Vol. 25, No. 3, 2018. pp. 6-13.
5. Фиранчук А., Кнобель А. Внешняя торговля в 2016 г. // *Экономическое развитие России*, Vol. 24, No. 3, Март- апрель 2017. pp. 8 - 17.
6. РАНХиГС. Раздел 2 - Российское продуктовое эмбарго, его влияние на импорт продовольственных товаров, и роль третьих стран в нарушении эмбарго (ре-экспорте) // In: Анализ трансформации внутренней и внешней торговли товарами Евразийского экономического союза в условиях 2015-2016 гг. / Ed. by Крюгер Э. К.П..Г.Е..К.Д..Ф.А. Москва. 2017.
7. РАНХиГС. Раздел 2 // In: Торговая политика и участие в интеграционных процессах стран-членов ЕАЭС в условиях геополитических ограничений / Ed. by Крюгер Э. К.П..Г.Е..К.Д..Ф.А. Москва: РАНХиГС, 2016.
8. Kaempfer W.H., Lowenberg A.D. The Political Economy of Economic Sanctions // *Handbook of defense economics*, Vol. 2, 2007.
9. Eyler R. Economic sanctions: international policy and political economy at work. Springer, 2007.
10. Kutlina-Dimitrova Z. The economic impact of the Russian import ban: a CGE analysis. // *International Economics and Economic Policy*, Vol. 14, No. 4, 2017. pp. 537-552.
11. Drezner D.W. Bargaining, enforcement, and multilateral sanctions: when is cooperation counterproductive? // *International Organization*, Vol. 54, No. 1, 2000. pp. 73-102.
12. Hufbauer G.C., Elliott K.A., Cyrus T., Winston E. US economic sanctions: Their impact on trade, jobs, and wages. // *Institute for International Economics*, Vol. 3, 1997.
13. Caruso R. The Impact of International Economic Sanctions on Trade: An empirical Analysis // *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, Vol. 2, No. 9, 2003.
14. Askari H., Forrer J., Teegen H., Yang J. Economic sanctions and US international business interests. // *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Vol. 55, No. 220, 2002. P. 55.
15. Boulanger P., Dudu H., Ferrari E., Philippidis G. Russian Roulette at the Trade Table: A Specific Factors CGE Analysis of an Agri- food Import Ban. // *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 67, No. 2, 2016. pp. 272-291.
16. Anderson K., Jackson L.A. Standards, trade and protection: the case of GMOs., 2004.
17. Фиранчук А. Российское продуктовое эмбарго и случаи его обхода через третьи страны // *Экономическое развитие России*, Vol. 24, No. 5, Май-июнь 2017. pp. 23 - 30.
18. Hinz J., Monastyrchenko E. Bearing the cost of politics: Consumer prices in Russia. // Working paper, July 2016.
19. Fedoseeva S. Russian Agricultural Import Ban: Quantifying Losses Of German Agri-Food Exporters. // In 56th Annual Conference, Bonn, Germany, September 28-30, 2016. P. no. 244867.

20. Кнобель А., Баева М., Фиранчук А. Участие России в торговых спорах в рамках ВТО: анализ конкурентоспособности. Москва: Издательский дом Дело, 2016.
21. Smutka L., Spicka J., Ishchukova N., Selby R.. Agrarian import ban and its impact on the Russian and European Union agrarian trade performance. // *Agricultural Economics (Zemědělská Ekonomika)*, Vol. 62, No. 11, 2016. pp. 493-506.
22. Kiselev S., Romashkin R., Nelson G.C., Mason-D'Croz D., Palazzo A.. Russia's food security and climate change: Looking into the future // *Economics Discussion Papers*. No. 2013-16, 2013.
23. Яковлев А., Ткаченко А., Громов А. IAMO symposium // *Who Will Pay for Russian Food Sanctions?* 2015.
24. Burstein A., Gopinath G. International prices and exchange rates, No. No. w18829, 2013.
25. Вулдридж Д.М. Оценивание методом разность разностей // *Квантиль*. 2009. Vol. 6. pp. 15-23.
26. Autor D.H. Outsourcing at will: The contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing. // *Journal of labor economics*, Vol. 21, No. 1, 2003. pp. 1-42.
27. МВФ. Export and Import Price Index Manual. 2009.
28. ВТО. World Tariff Profiles 2006. 2007.
29. Wall H.J. Using the gravity model to estimate the costs of protection. // *REVIEW-FEDERAL RESERVE BANK OF SAINT LOUIS*, Vol. 81, 1999. pp. 33-40.
30. Early B.R. Sleeping With Your Friends' Enemies: An Explanation of Sanctions- Busting Trade. // *International Studies Quarterly*, Vol. 51, No. 1, 2009. pp. 49-71.
31. Long A.G. Defense pacts and international trade // *Journal of Peace Research*, Vol. 40, No. 5, 2003. pp. 537-552.
32. Kastner S.L. When do conflicting political relations affect international trade? // *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 51, No. 4, 2007. pp. 664-688.
33. Bliss H., Russett B. Democratic trading partners: the liberal connection, 1962–1989 // *The Journal of Politics*, Vol. 60, No. 4, 1998. pp. 1126-1147.
34. Dixon W.J., Moon B.E.. Political similarity and American foreign trade patterns. // *Political Research Quarterly*, Vol. 46, No. 1, 1993. pp. 5-25.
35. Gartzke E., Li Q. Measure for measure: Concept operationalization and the trade interdependence-conflict debate. // *Journal of Peace Research*, Vol. 40, No. 5, 2003. pp. 553-571.
36. Hufbauer G.C., Oegg B. The impact of economic sanctions on US trade: Andrew Rose's gravity model // *Peterson Institute for International Economics*, No. PB03-04, 2003.
37. Hufbauer G.C., Schott J.J., Elliott K.A. Economic sanctions reconsidered: History and current policy // *Peterson Institute*, No. 1, 1990.
38. Kaempfer W.H., Ross M.. The political economy of trade sanctions against South Africa: A gravity model approach. // *The political economy of trade, aid and foreign investment policies*, No. 1, Sep 2004. pp. 233-245.
39. Keohane R.O., Nye J.S. Power and interdependence: World politics in transition. Boston: Little, Brown, 1977.
40. Keshk O.M., Pollins B.M., Reuveny R. Trade still follows the flag: The primacy of politics in a simultaneous model of interdependence and armed conflict // *Journal of Politics*, Vol. 66, No. 4, 2004. pp. 1155-1179.
41. Lektzian D., Souva M. An institutional theory of sanctions onset and success // *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 51, No. 6, 2007. pp. 848-871.

42. Maoz Z., Terris L.G., Kuperman R.D., Talmud I. What is the enemy of my enemy? Causes and consequences of imbalanced international relations, 1816–2001 // *Journal of Politics*, Vol. 69, No. 1, 2007. pp. 100-115.
43. Yang J., Askari H., Forrer J., Teegen H. US economic sanctions: An empirical study // *The International Trade Journal*, Vol. 18, No. 1, 2004. pp. 23-62.
44. Пузырев Д., Жаворонкова И., Бочарова С. Реэкспорт запрещенной продукции из Белоруссии подтвердился статистикой // РБК, Mar 2015.
45. Van Acoleyen M. The Impact of Sanctions on Trade: An Application to the European-Russian Case. // Master thesis - KU Leuven, faculty of economic and business, 2015.
46. Security Council Report. UN Sanctions, Vol. 3, November 2013.
47. Goodall C. M-estimators of location: An outline of the theory. 5th ed. New York: Wiley, 1983.
48. Street J., Carroll R., Ruppert D. A note on computing robust regression estimates via iteratively reweighted least squares. // *The American Statistician*, Vol. 42, No. 2, 1988. pp. 152-154.
49. Федеральная служба по ветеринарному и фитосанитарному надзору, № ФС-ЕН 8/4958. Письмо от 1 апреля 2014, 2014, Москва.
50. Федеральная служба по ветеринарному и фитосанитарному надзору, № ФС-ЕН-8/5081. Письмо от 2 апреля 2014, Москва,.
51. Россельхознадзор. О введении специального фитосанитарного режима для ввоза подкарантинной продукции через территорию Республики Беларусь в Россию [Электронный ресурс]. [2015]. – Режим доступа: <http://www.fsvps.ru/fsvps/news/15723.html>. – Загл. с экрана.
52. Amiti M., Itskhoki O., Konings J. Importers, exporters, and exchange rate disconnect // *The American Economic Review*. July 2014. pp. 1942-78.
53. ТАСС. <http://tass.ru/ekonomika/2489793> [Электронный ресурс]. [2015]. – Режим доступа: <http://tass.ru/ekonomika/2489793>. – Загл. с экрана.
54. Фиранчук А. Российское продуктовое эмбарго и случаи его обхода через третьи страны // *Экономическое развитие России*, Vol. 24, No. 5, Май-июнь 2017. pp. 23 - 30.