

ОТРАСЛЕВАЯ И РЕГИОНАЛЬНАЯ ЭКОНОМИКА

Г. Ф. Юсупова¹

НИУ «Высшая школа экономики» (Москва, Россия)

Д. А. Кутлу²

НИУ «Высшая школа экономики» (Москва, Россия)

УДК: 334.75

МОНОПОЛИЯ НА ЛОСОСЯ: ВЛИЯНИЕ КАРТЕЛЯ НОРВЕЖСКОЙ РЫБЫ НА РОССИЙСКИЙ ПОТРЕБИТЕЛЬСКИЙ РЫНОК³

В статье анализируется картель на рынке норвежской рыбы, существовавший с 2011 по 2013 г., и его влияние на средние потребительские цены на лососевую рыбу на российском рынке в соответствующий период. Для анализа используются аналитические методы — «до и после» (before-and-after) и «разность в разностях» (difference-in-differences). С экономической точки зрения приведенный анализ решения ФАС России по картелю норвежской рыбы вызывает интерес последующей отменой вынесенных решений Арбитражным судом г. Москвы. В результате анализа показано отсутствие негативных эффектов на российский потребительский рынок на фоне событий, связанных с картелем, что подчеркивает экономическую необоснованность выводов, выдвинутых антимонопольным органом.

Ключевые слова: вертикальные ограничивающие соглашения, сговор, картель норвежской рыбы, ФАС России, разность в разностях, завышение цен.

Цитировать статью: Юсупова Г. Ф., Кутлу Д. А. Монополия на лосося: влияние картеля норвежской рыбы на российский потребительский рынок // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. — 2020. — № 4. — С. 47–70.

¹ Юсупова Гюзель Фатеховна — к.э.н., доцент, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», e-mail: gyusupova@hse.ru, ORCID: 0000-0003-1322-0793.

² Кутлу Дэниз Алиевич — студент, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», e-mail: denkutlu21@gmail.com, ORCID: 0000-0003-1128-3440.

³ Статья подготовлена в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ.

G. F. Yusupova

NRU Higher School of Economics (Moscow, Russia)

D. A. Kutlu

NRU Higher School of Economics (Moscow, Russia)

JEL: L40, L41, L42, K21

SALMON MONOPOLIZED: IMPACT OF THE NORWEGIAN FISH CARTEL ON THE RUSSIAN CONSUMER MARKET

This paper is an analysis of the Norwegian fish cartel in Russia that existed from 2011 to 2013 and its impact on the average consumer prices on salmon on the Russian market during the same period. The analysis involves applying two methods — “before-and-after” and “difference-in-differences”. From an economics standpoint, the analysis of the decision made by the Federal Antimonopoly Service of Russia regarding the Norwegian fish cartel is interesting, because the verdict was overturned by the supreme court of Moscow. The study shows that there were no negative effects on the Russian consumer market in association with the case №1 11/109-12, which points to the lack of economic evidence behind the verdict put forward by FAS.

Keywords: vertically restrictive agreements, collusion, Norwegian fish cartel, FAS of Russia, difference-in-differences, price overcharges.

To cite this document: Yusupova G. F., Kutlu D. A. (2020) Salmon monopolized: impact of the Norwegian fish cartel on the Russian consumer market. Moscow University Economic Bulletin, (4), 47–70.

Введение

Картель (или сговор) представляет собой координацию действий между фирмами на одном или разных рынках с целью преодоления противоречия интересов и максимизации прибыли, к которой они стремятся с помощью фиксирования, последующего повышения цен на свою продукцию и постепенного снижения объемов выпуска. Проблема сговора для экономики состоит в том, что прибыль членов картельного соглашения растет за счет потерь потребителей и других участников рынка, что приводит к потерям в эффективности рыночной системы в целом. Эта проблема может выражаться в различных видах в зависимости от конкретной формы организации сговора и от характера отношений между его участниками. Применимо к последнему фактору картельные соглашения разделяются на горизонтальные и вертикальные. Горизонтальное соглашение представляет собой кооперацию между фирмами-конкурентами, оперирующими на одном товарном рынке. Пример — сговор, существовавший на протяжении 14 лет между крупнейшими производителями грузовых автомоби-

лей в Европе — Scania, MAN, DAF, Daimler, Iveco и Volvo/Renault с целью фиксации цены брутто на свою продукцию¹. Вертикальное соглашение может обладать более сложной структурой и представляет собой взаимодействие между фирмами на разных этапах реализации товара, например между производителем и дистрибьютором. Пример — ограничения, наложенные производителем компьютеров и комплектующих Asus на дистрибьюторов в Германии и Франции с 2011 по 2014 г.² Компания Asus старалась поддерживать уровень цен перепродажи своей продукции, угрожая введением санкций по отношению к дистрибьюторам, снижающим цены.

С точки зрения экономических исследований в области ограничения конкуренции вертикальные соглашения являются более интересными, так как их существование может оказывать неоднозначный эффект на потребителей и рынок в целом. В XX в. консенсус среди экономистов в сфере антимонопольных исследований говорил о том, что вертикальные соглашения практически всегда влекут за собой негативные последствия. Однако в последние сорок лет общее мнение стало изменяться в сторону индивидуального подхода, в рамках которого должно происходить сопоставление общественных потерь и выигрышей — правило взвешенного подхода. Антимонопольная политика должна предусматривать оценку каждого соглашения отдельно для получения необходимого результата. Для правильной интерпретации и эффективного расследования вертикальных соглашений антимонопольная политика должна включать в себя анализ экономических последствий от действий картеля. Для этого нужно понимать, каким образом их оценивать.

Наиболее достоверным индикатором ущерба от сговора является завышение цены (*overcharge*) на ту или иную продукцию. Это завышение представляет собой разницу между ценой картеля и конкурентной ценой и позволяет не только произвести расчет потребительских потерь, но и определить справедливый размер штрафов для виновных. Расчет завышения цен имеет особое значение, когда речь идет о вертикальных ограничивающих контрактах, так как их влияние на рынок может быть разнонаправленным в зависимости от конкретного случая. По этой причине антимонопольным органам следует строить свою аргументацию потребительского ущерба, представленного в форме завышения цен, в качестве доказательства ограничения конкуренции.

В статье представлены результаты тестирования предположения о том, что вертикальные соглашения не всегда оказывают негативное влияние на рынок, ввиду чего их необходимо рассматривать в индивидуальном по-

¹ Antitrust: Commission fines Scania €880 million for participating in trucks cartel // European Commission Press Release Database. URL: http://europa.eu/rapid/press-release_IP-17-3502_en.htm (дата обращения: 04.04.2019).

² Case AT.40465 — Asus (vertical restraints) // Official Journal of the European Union. — 2018. — С 338/08.

рядке. Тестирование было проведено на основе вертикальных контрактов в действии — картеля норвежской рыбы, зафиксированного ФАС России и существовавшего с 2011 по 2013 г., который представлен в деле № 1 11/109-12 ФАС России¹. В рамках работы был осуществлен анализ динамики средней потребительской цены на рыбу лососевых пород на российском рынке в период существования сговора с 2011 по 2013 г. с помощью аналитических методов «до и после» (before-and-after) и «разность в разностях» (difference-in-differences).

Суд отметил, что ФАС России не предоставила достаточных доказательств утверждаемого экономического ущерба, вызванного деятельностью членов картеля. Антимонопольный орган не провел соответствующую оценку влияния действий участников сговора на конкуренцию и потребительские цены.

Статья построена следующим образом. Первая часть посвящена описанию дела об административном правонарушении в отношении ОАО «Группа компаний «Русское Море». Во второй части проводится анализ динамики средней потребительской цены. Третья часть посвящена проверке гипотезы о влиянии картеля на потребительскую цену. В заключении проводится обобщение полученных оценок и формулируются выводы.

Описание картеля

В начале ноября 2013 г. ФАС России возбудила дело об административном правонарушении в отношении ОАО «Группа компаний «Русское Море» (далее «ГК Русское Море»). Поводом послужило образование картеля между импортерами на российском рынке импортной охлажденной рыбы в форме Ассоциации производственных и торговых предприятий рыбного рынка (далее — Ассоциация). Одним из учредителей Ассоциации была «ГК Русское Море», которая сотрудничала с Федеральной службой по ветеринарному и фитосанитарному надзору (далее — Россельхознадзор) с целью получения полного контроля над поставками охлажденной рыбы лососевых пород из Норвегии. Важный факт, упомянутый ФАС России, заключается в том, что поставки из Норвегии — одной из ведущих экспортеров лососевой рыбы в мире — составляли до 90% общего объема импорта охлажденной лососевой рыбы на российском рынке, что способствовало увеличению риска монополизации².

Согласно решению ФАС России, ряд событий, связанных с существованием и функционированием картеля норвежской рыбы, мог оказать

¹ Решение Комиссии Федеральной антимонопольной службы «Решение по делу № 1 11/109-12» от 15.07.2013 № 1 11/109-12.

² Решение по делу по признакам нарушения группой лиц в составе... от 15.07.2013 // Федеральная антимонопольная служба. URL: <https://br.fas.gov.ru/ca/upravlenie-po-borbe-s-kartelyami/2219f99e-e55e-4d9f-ac71-54e3d015b9eb/> (дата обращения: 27.05.2019)

влияние на динамику средней потребительской цены на соответствующую продукцию. Первое событие связано с установлением Россельхознадзором запрета на ввоз норвежской охлажденной рыбы на территорию России. Запрет был обоснован тем, что в продукции было зафиксировано повышенное содержание тяжелых металлов. Кроме того, через полтора месяца произошло образование Ассоциации, учредителями которой выступили ЗАО «Русское Море», ООО «РМ Терминал», ЗАО «Русская рыбная компания» и ООО «Роял Фиш». За период с 2006 по 2012 г. состав Ассоциации менялся. Второе событие связано с заключением соглашений о стратегическом партнерстве между членами Ассоциации и норвежскими производителями. В частности, запрет на ввоз норвежской рыбы сменила постепенная выдача разрешений на импорт. Сначала поставки возобновились с двух, а затем с шести заводов в Норвегии. Эта цифра крайне мала, учитывая тот факт, что до 2006 г. российские импортеры сотрудничали с более 100 норвежскими производителями. По мнению ФАС, одним из ключевых факторов, указывающих на контроль рынка Ассоциацией, были поставки с шести заводов исключительно в адрес одного из ее членов — ЗАО «Русская рыбная компания». Эти действия, по данным службы, привели к тому, что в период с 2006 по 2012 г. на членов Ассоциации приходилось до 90% всего импорта норвежской охлажденной рыбы на территорию России.

В феврале 2007 г. Россельхознадзор сформировал рекомендацию о введении новой системы сотрудничества между российскими поставщиками и норвежскими производителями. Система подразумевала исключение из процесса импорта всех посредников (трейдеров и экспортеров), влиявших на стоимость продукции на различных стадиях реализации. Для этого всем норвежским производителям, которые собирались поставлять охлажденную рыбу на территорию России, нужно было заключить новые контракты, в рамках которых проводилась исключительно прямая торговля с российскими импортерами. По оценке ФАС России, эта система была выгодна только членам Ассоциации и могла способствовать существенному ограничению конкуренции, сокращая число текущих и будущих игроков на рынке.

Наряду с введением вертикальных ограничивающих соглашений в процесс реализации норвежской продукции в России Россельхознадзор совместно с Ассоциацией с 2010 г. начал накладывать на норвежских производителей ряд ограничений и запретов, в основном направленных на ужесточение контроля импортируемого продукта. Таким образом, картель норвежской рыбы состоял из трех общих соглашений: вертикальных контрактов эксклюзивного типа между членами Ассоциации и норвежскими производителями, горизонтального соглашения между членами Ассоциации с целью разделения рынка и сотрудничества между Россельхознадзором и Ассоциацией. По состоянию на 1 июня 2013 г. импорт норвеж-

ской рыбы в Россию мог осуществляться с 19 заводов, несмотря на то что в Норвегии было выдано более 800 лицензий. Из этих производителей 10 работали в рамках вертикальных контрактов, заключенных с членами Ассоциации.

В результате дела, возбужденного ФАС в отношении членов Ассоциации на основе проведения внеплановых выездных проверок, на участников утверждаемого картеля были наложены штрафы. Позже, через несколько месяцев, в августе 2014 г. члены Ассоциации подали заявление в Арбитражный суд Москвы о признании незаконным решения, принятого ФАС России по делу № 1 11/109-12¹. В результате рассмотрения этого заявления суд встал на сторону импортеров, удовлетворив их иск. В качестве аргументации, использованной в процессе принятия решения, выступали отсутствие экономических доказательств ограничения конкуренции и совмещение рынков.

В пользу первого аргумента (отсутствие доказательств ограничения конкуренции) суд отметил, что ФАС России не предоставила достаточных доказательств утверждаемого экономического ущерба, вызванного деятельностью членов Ассоциации. Антимонопольный орган не провел соответствующую оценку влияния действий участников сговора на конкуренцию и потребительские цены. В основном ФАС России описывала рыночные доли фирм, подчеркивая высокую степень концентрации на рынке, а также упоминала электронные переписки между Россельхознадзором и Ассоциацией.

В пользу второго аргумента (совмещение рынков) говорит тот факт, что в процессе расследования ФАС России объединила рынок оптовых поставок охлажденной рыбы лососевых пород и рынок продукции, изготовленной с ее использованием. Экономическое обоснование этого аргумента предоставлено не было. Для измерения реальных эффектов и последующего доказательства ограничения конкуренции, вызванного вертикальными ограничивающими соглашениями в этой ситуации, необходимо было анализировать рынки по отдельности. Рыночные доли членов Ассоциации, упомянутые в решении антимонопольного органа, указывают лишь на разделение рынка закупок.

Анализ динамики средней потребительской цены

Одним из наиболее достоверных признаков негативного влияния как вертикальных, так и горизонтальных соглашений на рынок является завышение цен — разница между конкурентной ценой и ценой картеля. Эта мера позволяет оценить, сколько покупатели переплачивают за товары или услуги. В академической литературе, посвященной борьбе со сговором, имеется ряд ключевых работ, представляющих собой анализ завы-

¹ Решение Арбитражного суда Москвы «Решение по делу № А40-97512/13» от 12.12.2014.

шения цен на различных рынках под воздействием картелей. При этом оценки завышения цен могут значительно отличаться от одного анализа к другому. В работе [Connor, 2014] результат составляет 23% от цены. В работе [Levenstein, Suslow, 2004] эта цифра составляет 43%. Анализ, проведенный Организацией экономического сотрудничества и развития [OECD, 2002], основан на данных о 119 картелях с 1996 по 2000 г. по различным странам и показывает результат в 15–20% с максимальным значением в 50%. Работа [Laitenberger, Smuda, 2013] представляет собой оценку завышения цен, построенную на панельных данных 16 000 отчетов покупателей на территории восьми европейских стран с 2002 по 2005 г. Согласно результатам данной работы, завышение цены составляет 6,93% от цены, а общий ущерб на немецком рынке — 13,21 млн евро. Подобная разница в результатах может быть вызвана целым набором факторов, наиболее вероятным из которых является выборка, используемая при анализе. Для того чтобы получить эффективную и несмещенную оценку, максимально приближенную к реальному показателю, необходима репрезентативная выборка, а также правильно выбранный аналитический метод. Кроме того, завышение цен также зависит от масштаба, на котором функционирует картель.

Показателен в этом контексте и пример, приведенный в работе [Huchelrath et al., 2012], в котором представлен анализ динамики цен на рынке цемента в Германии в период с 1990-х по 2009 г. с последующей оценкой завышения цен с применением эконометрических методов. Авторы анализируют сговор между крупными национальными производителями цемента. На рис. 1 изображена динамика индекса цен на цемент с января 1990 по декабрь 2009 г. Авторы выявили три события, которые, по их мнению, повлияли на изменения показателя: отклонение одного из участников сговора — февраль 2002 г., внеплановые выездные проверки FCO (Federal Cartel Office) — июль 2002 г. и поглощение одного из участников компаний Cemex — сентябрь 2004 г.

Для расчета завышения цен авторы использовали методы «до и после» (before-and-after) и «разность в разностях» (difference-in-differences). Первый метод был реализован с помощью построения модели OLS с инструментальной переменной, позволившей моделировать производство цемента, тем самым решая проблему эндогенности. В модель включены переходный период рынка от существования картеля к его отсутствию и переменная-индикатор (значения от 0 до 1), отвечающая за соответствующий временной отрезок. Согласно результатам анализа, завышение цены на цемент в период существования на рынке сговора составило 20,3–26%. Применяя метод «разности в разностях» (difference-in-differences), авторы изменили модель, добавив в нее дамми-переменные для обозначения периода (наличие/отсутствие картеля), сопоставимых рынков и кварталов с целью учета сезонных изменений. Авторы также использовали индекс цен на энерго-

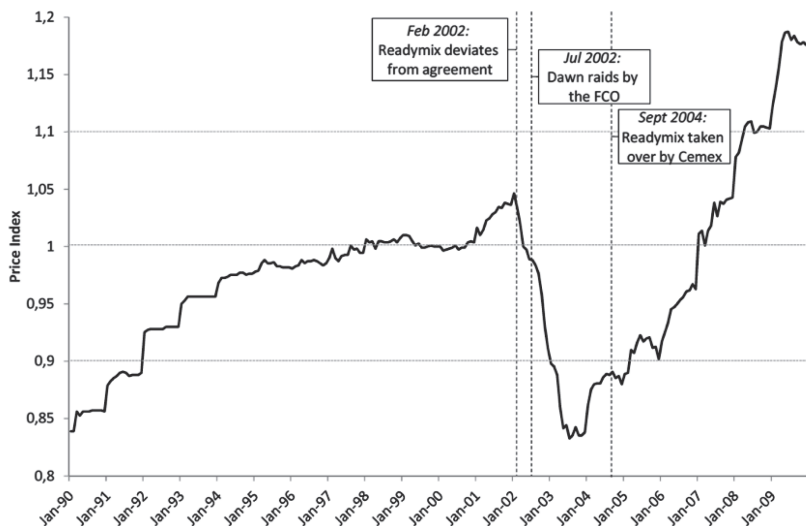


Рис. 1. Индекс цен на цемент с января 1990 по декабрь 2009 г.

Источник: Hüscherlath, Kai; Müller, Kathrin; Veith, Tobias (2012): Concrete shoes for competition: The effect of the German cement cartel on market price.

носители в качестве контрольной переменной. Результаты применения данного подхода составили от 26,2 до 26,5% от цены. Разница в значениях объясняется тем, что метод «разности в разностях» (difference-in-differences) позволяет получить более точную оценку, так как включает в себя сопоставление двух рынков, в то время как в рамках метода «до и после» (before-and-after) сравнение проходит исключительно по временному признаку.

Авторы исследования [Seixas, Lucinda, 2019] применили данные методы для анализа экономических последствий картельного соглашения между тремя лидирующими игроками на рынке пероксида водорода в Бразилии. Согласно результатам, полученным с моделью «до и после» (before-and-after), завышение составляло от 18 до 22% от рыночной цены, а с методом «разности в разностях» (difference-in-differences) — от 8 до 37% в зависимости от использованного сопоставимого рынка (США или Южная Америка).

Для получения эффективных и достоверных результатов при использовании данного метода оценки необходимо правильно выбрать сопоставимый рынок, тренды и направление динамики которого совпадают с исследуемым рынком в период до образования утверждаемого картеля. В работе [Maier-Rigaud, Sudaric, 2019] делается акцент на том, что некорректный выбор сопоставимого рынка может привести к недооценке или переоценке ущерба, наносимого ограничением конкуренции. Именно поэтому для выбора такого показателя должны использоваться графическое и статистическое сравнение динамики рынков.

В случае оценки завышения цен на российском рынке импортной норвежской охлажденной рыбы лососевых пород с 2011 по 2013 г. анализ «до и после» (before-and-after) и «разности в разностях» (difference-in-differences) был проведен с использованием средних потребительских цен на мороженую разделанную и охлажденную рыбу лососевых пород с 2009 по 2017 г. на территории России¹ и Великобритании². Кроме того, в качестве сопоставимого показателя был также использован индекс Fish Pool (FPI) за соответствующий период — индикатор, который был разработан международной товарной биржей Fish Pool. Он выполняет роль искусственной рыночной цены, выступающей справкой для цены атлантического лосося на мировом рынке³. Для того чтобы учитывать только изменения показателей, а не их номинальные значения, цены были конвертированы в индекс с базовым периодом июнь 2013 г.

На рис. 2 представлена динамика средней потребительской цены на рыбу лососевых пород с 2009 по 2015 г. на российском и английском рынках, а также индекса международной биржи Fish Pool. Стоит отметить,

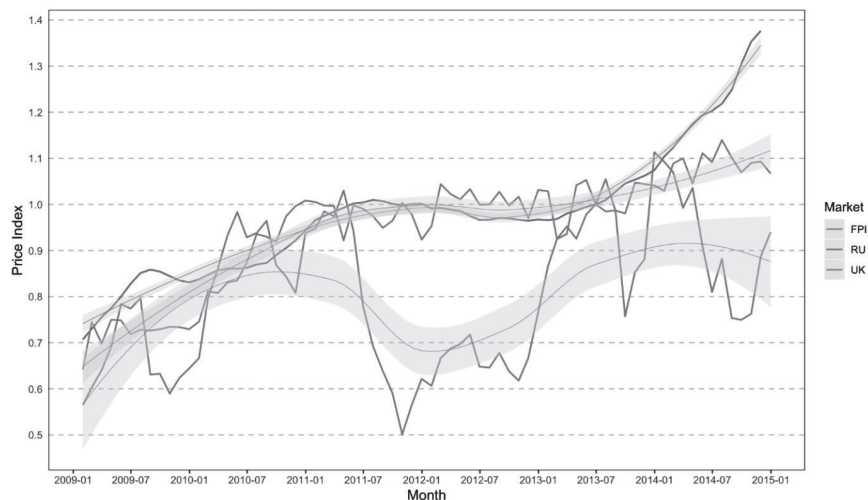


Рис. 2. Индекс средней потребительской цены на рыбу лососевых пород на российском, английском рынках и на бирже Fish Pool, 2009–2014 гг.

Источник: составлен автором на основе источников: ЕМИСС (RU), Office for National Statistics (UK), Fish Pool (FPI).

¹ Средние потребительские цены на мороженую разделанную рыбу лососевых пород 2009–2017 // ЕМИСС. URL: <https://fedstat.ru/indicator/31448> (дата обращения: 27.04.2019).

² RPI: Ave price — Salmon fillets, per Kg // Office for National Statistics. URL: <https://www.ons.gov.uk/economy/inflationandpriceindices/timeseries/zptx/mm23> (дата обращения: 27.04.2019).

³ Fish Pool Index // Fish Pool. URL: <http://fishpool.eu/price-information/spot-prices/fish-pool-index/> (дата обращения: 07.04.2019).

что в период ограничения конкуренции, утверждаемого ФАС России (2010–2013 гг.), все рынки имели схожую траекторию изменений (рис. 3). Для рис. 3 рассматриваемый период был укорочен на три года (с 2009 до конца 2011-го) с целью более наглядного представления динамики. Заметим, что цена на рынке Великобритании обладала большей дисперсией по сравнению с рынком России. Этот же вывод можно сделать относительно индекса Fish Pool. Английский рынок импортной рыбы лососевых пород был выбран для анализа на основании двух факторов. Во-первых, до образования утверждаемого картеля на российском рынке обе страны являлись активными импортерами норвежской продукции.

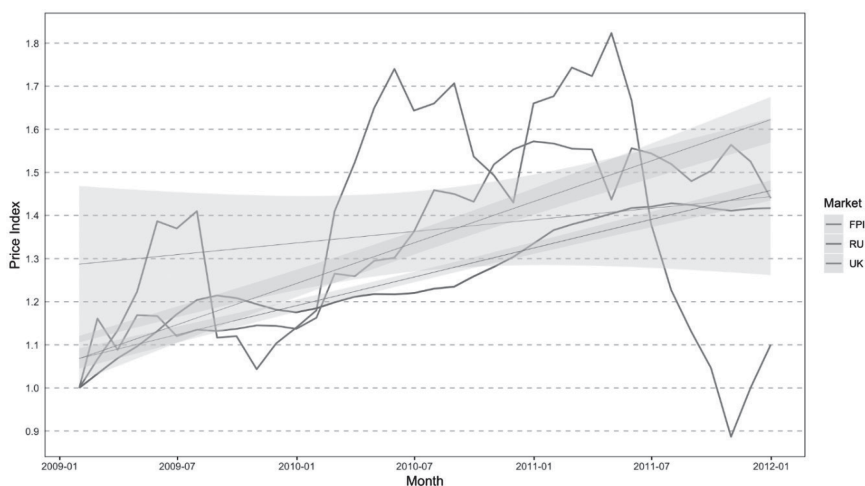


Рис. 3. Индекс средней потребительской цены на рыбу лососевых пород на российском, английском рынках и на бирже Fish Pool, 2009–2011 гг.

Источник: составлен автором на основе источников: ЕМИСС (RU), Office for National Statistics (UK), Fish Pool (FPI).

Во-вторых, Великобритания имеет довольно жесткие антимонопольные законы и строгую структуру оптовых рынков.

Эти факторы создают тяжелые условия для ограничения конкуренции, тем самым значительно снижая вероятность образования на таком рынке картеля. Показатель FPI, в свою очередь, был использован как сопоставимый в силу того, что он отражает международный рынок норвежского атлантического лосося.

Чтобы оценить эффект, оказанный действиями Россельхознадзора и членов Ассоциации на потребительский рынок в России, необходимо определить ряд событий, которые могли повлиять на динамику цены. На рис. 4 представлены события, выделенные ФАС России как ключевые в рамках данного расследования.

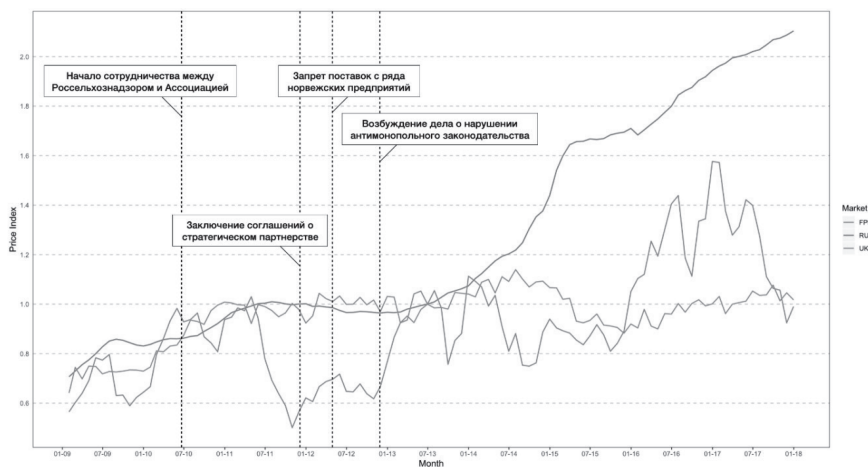


Рис. 4. Изменение индекса средних потребительских цен на рыбу лососевых пород на российском, английском рынках и на бирже Fish Pool, 2009–2017 гг.

Источник: составлен автором на основе данных ЕМИСС (RU), Office for National Statistics (UK), Fish Pool (FPI), решение ФАС России по делу № 1 11/109-12.

Начало сотрудничества между Россельхознадзором и Ассоциацией в середине 2010 г., по мнению ФАС России, способствовало разделу рынка между членами утверждаемого картеля. Эта кооперация предоставила компаниям сильную административную поддержку, с помощью которой они могли значительно усилить свою рыночную власть и, впоследствии ограничивать конкуренцию. На рис. 4 в период с середины 2010 г. по июль 2011 г. наблюдается повышение цены на российском рынке.

Однако на данном этапе делать выводы относительно причины подобных изменений некорректно: рост мог быть вызван как действиями Россельхознадзора по ограничению импорта норвежской продукции на территорию страны, так и внешними эффектами, не имеющими прямого отношения к картелю.

Заключение ряда соглашений о стратегическом партнерстве между членами Ассоциации и норвежскими производителями лососевой рыбы в сентябре–ноябре 2011 г. стало одним из наиболее важных событий в жизненном цикле картеля норвежской рыбы. Серия вертикальных контрактов позволила импортерам получить контроль над практически всеми поставками продукции на территорию страны, что, в свою очередь, создало благоприятные условия для фиксирования и повышения цены. На рис. 4 наблюдается снижение индекса средних потребительских цен на рыбу лососевых пород (индекс СПЦ), длившееся до конца 2012 — начала 2013 г.

Можно предположить, что картель норвежской рыбы не успел развиваться до этапа фиксирования цен, ввиду чего реальные изменения не соответствуют общим теоретическим принципам о сговоре.

Ограничение объема поставок охлажденной рыбы лососевых пород с 13 норвежских предприятий на территорию России в мае 2012 г. могло привести к повышению цены не только на поставляемую продукцию, но и на конечный продукт. Несмотря на это, анализируя реальные данные на рис. 4, мы видим, что с мая 2012 по январь 2013 г. индекс СПЦ сильно не изменялся. Запрет импорта был включен в анализ, так как ФАС России использовала это событие в качестве одного из главных аргументов для доказательства ограничения конкуренции в результате действий Ассоциации.

Возбуждение дела о нарушении антимонопольного законодательства в октябре 2012 г. было последним событием, включенным в анализ. Согласно принципам функционирования сговора, интерес со стороны ФАС России к деятельности его участников не должен влиять на их политику. В противном случае резкое изменение цены и/или объемов поставок могло бы только усилить подозрения со стороны антимонопольного органа. Событие было добавлено в анализ в качестве контроля, способного подтвердить или опровергнуть соответствие реальной динамики классическим моделям поведения картелей. С октября 2012 по июль 2013 г. индекс СПЦ существенно вырос.

Анализ динамики средней цены на охлажденную рыбу лососевых пород на рынках России, Великобритании и индекса Fish Pool позволяет сделать лишь предварительные выводы относительно направления возможных зависимостей между описанными событиями и российским потребительским рынком в соответствующий период. Такая форма анализа не учитывает множество дополнительных факторов, не связанных с деятельностью рассматриваемого картеля. Чтобы оценить, оказала ли серия вертикальных соглашений между импортерами и норвежскими производителями негативный эффект на потребительский рынок и были ли решения ФАС России и Арбитражного суда г. Москвы по данному делу обоснованными, необходим эконометрический анализ.

Проверка гипотезы о влиянии картеля на потребительскую цену

Метод «до и после» (before-and-after). С точки зрения эконометрической модели метод «до и после» (before-and-after) представляет собой регрессию, которая включает набор переменных (табл. 1).

$$Price_{Index} = \beta_0 + \beta_1 E_1 + \beta_2 E_2 + \beta_3 E_3 + \beta_4 E_4 + \beta_5 Cons + \beta_6 Q_2 + \beta_7 Q_3 + \beta_8 Q_4.$$

Описание переменных в модели «до и после»

Price_Index	Показывает изменения в средней потребительской цене рыбы лососевых пород на рынках России, Великобритании и на международной бирже Fish Pool с 2009 по 2017 г. В качестве базового используется июль 2013 г.
E _{1...4}	События, использованные ФАС России для доказательства ограничения конкуренции членами Ассоциации и Россельхознадзора. Равен единице в период действия события и нулю в остальные отрезки
Cons	Ежегодный индекс потребления домохозяйств для российского ¹ , английского ² и норвежского ³ рынков. Использован в качестве контрольной переменной, базовый год расчета — 2013-й
Q _{2...4}	Дамми-переменные, используемые для контроля сезонных эффектов

Модель была проверена на наличие мультиколлинеарности и гетероскедастичности с использованием показателя VIF⁴ для каждой переменной и теста Бройша—Пагана. Согласно результатам оценок, мультиколлинеарность отсутствует среди всех независимых переменных: максимальное значение VIF — 2.85. Гипотеза об отсутствии гетероскедастичности отвергается на уровне значимости 5%. При подготовке модели также был использован тест Дарбина—Уотсона для проверки наличия автокорреляции. Значение *p-value*, близкое к нулю, указывает на коррелированность ошибок. По этим причинам для оценки были использованы робастные ошибки НАС (heteroskedasticity and autocorrelation robust standard errors)⁵.

В эконометрическом анализе сотрудничество между членами Ассоциации и Россельхознадзором обозначено как *E1_cart*. Начало кооперации было отмечено дамми-переменной *E1_cart*, равной единице с конца июня 2010 г. до июня 2013 г.⁶ В рамках исследуемого периода изменение в годовых расходах домохозяйств оказывало значительный положительный эффект на среднюю потребительскую цену лососевой рыбы (уровень зна-

¹ Уровень и структура потребительских расходов домашних хозяйств // Федеральная служба государственной статистики. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/population/level/# (дата обращения: 07.04.2019).

² Household consumption expenditure in the United Kingdom (UK) from 2005 to 2017 // Statista. URL: <https://www.statista.com/statistics/368665/consumer-expenditure-united-kingdom-uk/> (дата обращения: 07.04.2019).

³ Index of household consumption of goods // Statistics Norway. URL: <https://www.ssb.no/en/statbank/table/05333/> (дата обращения: 07.04.2019).

⁴ VIF — Variance inflation factor — показатель, используемый для обнаружения мультиколлинеарности в статистической модели.

⁵ Результаты тестов представлены в приложении А (табл. А.1, А.2, А.3).

⁶ Результаты модели до и после представлены в табл. А.4 в приложении А.

чимости — 1%). Кроме того, коэффициенты перед переменными $Q2-Q4$, представляющими кварталы, также являются значимыми на уровне 1%, что подтверждает наличие сезонного фактора в динамике зависимой переменной. Коэффициент перед переменной $E1_cart$ оказался значимым на уровне 10%, что указывает на возможное наличие корреляции между началом сотрудничества Ассоциации и Россельхознадзора и средними потребительскими ценами на охлажденную рыбу лососевых пород на российском рынке. Несмотря на это, мы можем отвергнуть предположение о наличии прямой зависимости и сделать вывод о том, что повышение цены с конца 2010 по 2011 г., представленное на рис. 4, не было связано с событием сотрудничества между членами Ассоциации и Россельхознадзором ($E1_cart$).

В эконометрическом анализе заключение ряда соглашений о стратегическом партнерстве между членами Ассоциации и норвежскими производителями лососевой рыбы представлено переменной $E2_vert$. Контракты были подписаны в сентябре-ноябре 2011 г. Согласно результатам регрессии, это событие оказало значимый эффект (на уровне 1%) на динамику зависимой переменной в тот же период. Тем не менее средняя цена на рыбу лососевых пород в соответствующий период не повышалась, а наоборот, падала. На основе этого можно сделать вывод о том, что вертикальные соглашения между импортерами и норвежскими производителями не нанесли ущерб российскому потребительскому рынку.

В эконометрическом анализе блокировка поставок на территорию РФ с 13 норвежских заводов по ловле лососевой рыбы представлена переменной $E3_rest$. Запрет, инициированный Россельхознадзором по запросу членов Ассоциации, должен был повысить цену норвежского лосося в соответствующий период. Тем не менее, согласно результатам, значимый на уровне 1% коэффициент перед индикатором $E3_rest$ оказался отрицательным. Это в очередной раз говорит нам об отсутствии негативных последствий для потребительского рынка. Стоит подчеркнуть, что это событие использовалось ФАС России в качестве одного из основных примеров совместной деятельности Ассоциации и Россельхознадзора, направленной на ограничение конкуренции.

Возбуждение дела о нарушении антимонопольного законодательства на российском рынке в отношении членов Ассоциации и Россельхознадзора в эконометрическом анализе представлено переменной $E4_case$. Дамми-переменная, отвечающая за период активного интереса ФАС России к действиям утверждаемых фирм-участников, равна единице с октября 2012 по июль 2013 г. и нулю в оставшиеся периоды. Коэффициент перед индикатором $E4_case$ не является значимым, что указывает на отсутствие связи между возбуждением дела в отношении Ассоциации и динамикой средней потребительской цены на лососевую рыбу на российском

рынке. Этот результат позволяет нам подтвердить предположение о том, что повышенный интерес со стороны антимонопольного органа не должен стимулировать участников сговора к резким изменениям политики. Тем не менее подтверждение лишь одной из четырех гипотез не дает основания полагать, что потребители переплачивали за норвежского лосося в течение рассматриваемого периода, а также то, что это происходило именно на фоне деятельности Ассоциации.

Таблица 2

Проверка результатов модели «до и после» на устойчивость

Переменная	Эффект	Эффект с лагом	
		1 месяц	2 месяца
E1_cart	−0,075* (0,023)	−0,069* (0,041)	−0,059 (0,046)
E2_vert	−0,104*** (0,031)	−0,081*** (0,031)	−0,065* (0,038)
E3_rest	−0,350*** (0,030)	−0,372*** (0,080)	−0,379*** (0,086)
E4_case	0,057 (0,036)	0,069 (0,045)	0,071 (0,048)

Результаты регрессии были проверены на устойчивость с введением лаговых значений дамми-переменных $E1$ – $E4$. Для проверки были выбраны периоды в 1 и 2 месяца с учетом того, что, по оценке ФАС России, картель существовал 2,5–3 года. Согласно результатам, представленным в табл. 2, выводы относительно влияния картеля норвежской рыбы на российский потребительский рынок, сформулированные ранее, остаются корректными — между средней потребительской ценой и событиями $E1$ – $E4$ не наблюдается прямая связь.

Метод «разности в разностях» (difference-in-differences). Подход «разности в разностях» (difference-in-differences) подразумевает сравнение динамики средней потребительской цены на рыбу лососевых пород с использованием двух сопоставимых показателей — цен на английском рынке и на международной бирже Fish Pool. В связи с этой модификацией данные были конвертированы в панель с тремя регионами и набором переменных (табл. 3). Модифицированная модель выглядит следующим образом:

$$\begin{aligned}
 Price_{Index_{EiCartel}} = & \beta_0 + \beta_1 E_1 + \beta_2 E_2 + \beta_3 E_3 + \beta_4 E_4 + \beta_5 Cartel + \\
 & + \beta_6 E_1 * Cartel + \beta_7 E_2 * Cartel + \beta_8 E_3 * Cartel + \beta_9 E_4 * Cartel + \\
 & + \beta_{10} Cons + \beta_{11} Q_2 + \beta_{12} Q_3 + \beta_{13} Q_4.
 \end{aligned}$$

**Описание переменных в модели «разности в разностях»
(difference-in-differences)**

Price_Index_En_Cartel	Индекс, составленный на основе средних потребительских цен на рыбу лососевых пород на рынках России и Великобритании, а также на основе индекса Fish Pool. Базовый — июль 2013 г.
$E_{1...4}$	События, использованные ФАС России для доказательства ограничения конкуренции членами Ассоциации и Россельхознадзора
Cartel	Дамми-переменная для рынка, где картель имеет место. Равна единице для российского и нулю для английского рынков
$E_{1...4} * \text{Cartel}$	Позволяет оценить влияние каждого события на изменение средних потребительских цен в соответствующий временной отрезок. В процессе интерпретации результатов необходимо делать выводы на основе знака коэффициента перед переменной
Cons, $Q_{2...4}$	Контрольные переменные, использованные в предыдущей модели

В рамках исследования было построено три модели — OLS, модель с детерминированными эффектами и модель со случайными эффектами. При сравнении моделей были использованы LM-тест Хонды для сравнения модели случайных эффектов с моделью OLS и F-тест для сравнения OLS с моделью с детерминированными эффектами. На основе результатов обоих тестов (p -value — 0,78 и 0,3 соответственно) мы не можем отвергнуть гипотезы об отсутствии значимых индивидуальных эффектов для каждого рынка. В связи с этим для применения метода «разности в разностях» (difference-in-differences) была использована регрессия OLS. Модель была проверена на наличие мультиколлинеарности с помощью подсчета VIF для отдельных переменных. В модели отсутствует мультиколлинеарность. Также была проведена проверка на гетероскедастичность с использованием теста Бройша—Пагана — гипотеза о гомоскедастичности отвергается на всех уровнях значимости (p -value = 0,001)¹. Результаты теста Дарбина—Уотсона, проведенного при построении модели, указали на наличие серийной корреляции (значение p -value близко к нулю). В связи с этим были использованы робастные стандартные ошибки.

Оценивая результаты регрессии «разности в разностях», сделаем следующие выводы². Коэффициент перед индексом Cons вновь значим

¹ Результаты тестов представлены в приложении А (табл. А.5–А.9)

² Результаты модели до и после представлены в табл. А.10 в приложении А.

на уровне 1%, что говорит о наличии связи между изменениями в расходах домохозяйств и ценой на рыбу лососевых пород на российском рынке. Кроме того, значимость и положительный знак коэффициента перед индикатором рынка *Cartel* указывают на то, что на российском рынке за рассматриваемый период цена повышалась больше, чем на сопоставимых рынках.

Коэффициент перед переменной взаимодействия $E1_cart * Cartel$ незначим на уровне 10% и имеет отрицательный знак, что говорит об отсутствии прямой зависимости между началом сотрудничества Ассоциации и Россельхознадзора и динамикой средней потребительской цены на рыбу лососевых пород на российском рынке. На основе этого можно подтвердить вывод о том, что рост цен с конца 2010 по 2011 г. не был связан с событием *E1_cart*.

Как и в процессе применения метода «до и после» (before-and-after), в рамках построения данной модели вертикальные ограничивающие контракты не оказали негативного влияния на потребительский рынок — в этой ситуации коэффициент значим на уровне 1%, но имеет отрицательный знак. Этот результат позволяет нам в очередной раз опровергнуть аргументацию, использованную ФАС России при вынесении решения.

Блокировка поставок на территорию РФ с 13 норвежских заводов по ловле лососевой рыбы (*E3_rest*) и динамика цены на рыбу лососевых пород оказались значимо связаны (уровень — 1%). Однако эта связь не носит прямой характер, что не соответствует изначальному предположению об оказании деятельностью Ассоциации негативного влияния на потребительский рынок.

Оценка последнего события, связанного с возбуждением дела о нарушении антимонопольного законодательства на российском рынке в отношении членов Ассоциации и Россельхознадзора (*E4_case*), показала незначимый уровень коэффициента, что говорит об отсутствии прямой связи между повышенным интересом ФАС России к действиям Ассоциации и динамикой цены на потребительском рынке за рассматриваемый период. Этот результат подтверждает предположение о том, что ценовая политика участников сговора не должна изменяться на фоне возбуждения дела о нарушении антимонопольного законодательства в их отношении. Несмотря на это, проведенный анализ не дает оснований полагать, что российский потребительский рынок рыбы лососевых пород пострадал от действий картеля.

Для модели «разности в разностях» была также проведена проверка на устойчивость с введением лаговых значений индикаторов *E1–E4*. В процессе проверки сохранились как знаки, так и значимости оценок (табл. 4), что делает устойчивыми результаты, полученные при построении модели «разности в разностях».

**Проверка результатов модели «разности в разностях»
(difference-in-differences) на устойчивость**

Переменная	Эффект	Эффект с лагом	
		1 месяц	2 месяца
E1_cart*Cartel	−0,124 (0,148)	−0,116 (0,107)	−0,113 (0,151)
E2_vert*Cartel	−0,063*** (0,003)	−0,117*** (0,068)	−0,162*** (0,006)
E3_rest*Cartel	−0,358*** (0,089)	−0,296*** (0,090)	−0,244*** (0,080)
E4_case*Cartel	0,065 (0,134)	0,012 (0,108)	0,003 (0,152)

Выводы, которые были сделаны относительно направления связи между событиями *E1–E4* и динамикой средней потребительской цены, а также насчет отсутствия негативного влияния действий Ассоциации и Россельхознадзора на благосостояние потребителей, остаются справедливыми.

Методы «до и после» и «разности в разностях»: сравнение результатов. В обеих моделях показатели по всем четырем исследованным событиям говорят о том, что существование утверждаемого картеля норвежской рыбы с 2011 по 2013 г. не оказало негативного влияния на потребительский рынок. Стоит отметить, что в рамках анализа с использованием метода «до и после» (before-and-after) выбранные события оказывали более значимые эффекты на зависимую переменную по сравнению с применением метода «разности в разностях» (difference-in-differences). Кроме того, результаты использования второго метода оказались более устойчивыми. Оба вывода можно объяснить большей точностью, достигаемой при использовании метода «разности в разностях». Сопоставимые рынки позволяют контролировать результаты анализа на специфику исследуемого рынка, тем самым повышая достоверность получаемых оценок.

Обе модели можно усовершенствовать, расширив ряд используемых контрольных переменных, — это позволит улучшить их предсказательную способность, обеспечив более точные результаты. Эти переменные могут относиться как к экономическому климату на территории страны-импортера (доходы населения в России), так и к процессу добычи и логистическим операциям с продукцией из экспортирующей страны (цены на топливо в Норвегии, температура водных объектов при ловле рыбы, объемы импорта).

Для модели «разности в разностях» (difference-in-differences) также можно увеличить число сопоставимых рынков, что повысит качество ис-

следования и сделает результаты более достоверными. Кроме того, возможно модифицировать обе модели таким образом, чтобы они могли использоваться для отдельной оценки горизонтального соглашения между импортерами рыбы лососевых пород и вертикальных ограничивающих соглашений между производителями и членами Ассоциации. Для этого необходимо иметь данные с разных рынков — как с оптового рынка норвежской охлажденной рыбы, так и с розничного рынка продукции, из нее изготовленной.

Также для повышения точности полученных результатов можно расширить анализ путем добавления модели, зависимыми переменными в которой будут выступать финансовые индикаторы ряда представителей средних и небольших компаний на рынке импортной норвежской рыбы в соответствующий период. Это изменение позволит проверить, оказал ли утверждаемый картель негативное влияние на других игроков рынка, ухудшив их позиции путем контроля импорта и ограничения конкуренции.

Стоит отметить, что все перечисленные выше модификации, направленные на укрепление результатов и выводов, сформулированных в ходе анализа, значительно усложнят его применение в широком масштабе в силу повышения требовательности к данным.

Заключение

В статье представлен анализ динамики средней потребительской цены на рыбу лососевых пород на российском рынке в период 2011–2013 гг., когда картель норвежской рыбы был зафиксирован ФАС России. С помощью методов «до и после» (before-and-after) и «разность в разностях» (difference-in-differences) были оценены четыре события, выдвинутые ФАС России в качестве основных доказательств ограничения конкуренции со стороны членов Ассоциации. Ни одно из этих событий не подтвердило отрицательное воздействие на благосостояние потребителей, что позволило сделать вывод о том, что повышение цены с конца 2010 по 2011 г. не было связано с событием сотрудничества между членами Ассоциации и Россельхознадзором.

В статье также был проведен эмпирический анализ соглашений, которые были заключены в рамках картеля норвежской рыбы, квалифицируемых как вертикальные (между импортерами и производителями в Норвегии) и горизонтальные (между членами Ассоциации). Ни одно из этих событий не подтвердило отрицательное воздействие на благосостояние потребителей, что указало на отсутствие прямой связи между повышением цены с конца 2010 по 2011 г. и сотрудничеством между членами Ассоциации и Россельхознадзором. Кроме того, полученные результаты позволили подчеркнуть корректность аргументации, использованной Ар-

битражным судом г. Москвы при отмене решения ФАС России, и указать на необходимость измерения и последующего доказательства экономического ущерба, вызываемого расследуемым картелем.

Список литературы

1. Решение Арбитражного суда года Москвы «Решение по делу № А40-97512/13» от 09.02.2015 (резолютивная часть объявлена 12.12.2014).
2. Решение Комиссии Федеральной антимонопольной службы «Решение по делу № 1 11/109-12» от 15.07.2013 (резолютивная часть объявлена 08.07.2013).
3. Средние потребительские цены на мороженую разделанную рыбу лососевых пород 2009–2017 // ЕМИСС. URL: <https://fedstat.ru/indicator/31448> (дата обращения: 27.04.2019).
4. Уровень и структура потребительских расходов домашних хозяйств // Федеральная служба государственной статистики. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/population/level/# (дата обращения: 07.04.2019).
5. Antitrust: Commission fines Scania €880 million for participating in trucks cartel // European Commission Press Release Database. URL: http://europa.eu/rapid/press-release_IP-17-3502_en.htm (дата обращения: 04.04.2019).
6. Case AT.40465 — Asus (vertical restraints) // Official Journal of the European Union. — 2018. — P. 338/08.
7. Connor, John M. Price-Fixing Overcharges: Revised 3rd Edition // SSRN Electronic Journal. — 24.02.2014.
8. Fighting Hardcore Cartels: Harm, Effective Sanctions and Leniency Programmes / OECD, Paris: OECD Publications Office, 2002.
9. Fish Pool Index // Fish Pool. URL: <http://fishpool.eu/price-information/spot-prices/fish-pool-index/> (дата обращения: 07.04.2019).
10. Hüschele, Kai, Müller, Kathrin and Veith, Tobias. Concrete shoes for competition: The effect of the German cement cartel on market price // ZEW Discussion Papers, ZEW — Leibniz Centre for European Economic Research. — 2012. — No. 12-035.
11. Household consumption expenditure in the United Kingdom (UK) from 2005 to 2017 // Statista. URL: <https://www.statista.com/statistics/368665/consumer-expenditure-united-kingdom-uk/> (дата обращения: 07.04.2019).
12. Index of household consumption of goods // Statistics Norway. URL: <https://www.ssb.no/en/statbank/table/05333/> (дата обращения: 07.04.2019).
13. Levenstein M. C., Suslow V. Y. What determines cartel success? // Journal of economic literature. — 2006. — No. 44(1). — P. 43–95.
14. Laitenberger U., Smuda F. Estimating consumer damages in cartel cases // Journal of Competition Law & Economics. — 2015. — No. 11(4). — P. 955–973.
15. Maier-Rigaud F. P., Sudaric S. The difference-in-differences approach to the Estimation of cartel damage // CPI Antitrust Chronicle. — 2019. — Vol. 3.
16. Oxera Consulting Ltd. Quantifying antitrust damages; Towards non-binding guidance for courts // Study prepared for the European Commission. Publications Office of the European Union, 2009.

17. RPI: Ave price — Salmon fillets, per Kg // Office for National Statistics. URL: <https://www.ons.gov.uk/economy/inflationandpriceindices/timeseries/zptx/mm23> (дата обращения: 27.04.2019).
18. *Seixas R., Lucinda C.* Computing Cartel Overcharges: when theory meets practice // *Estud. Econ.* — 2019. — Vol. 49. — No. 3.

The List of References in Cyrillic Transliterated into Latin Alphabet

1. Reshenie Arbitrazhnogo suda goda Moskvy “Reshenie po delu № A40-97512/13” ot 09.02.2015 (rezoljutivnaja chast’ ob#javlena 12.12.2014).
2. Reshenie Komissii Federal’noj Antimonopol’noj Sluzhby “Reshenie po delu № 11/109-12” ot 15.07.2013 (rezoljutivnaja chast’ ob#javlena 08.07.2013).
3. Srednie potrebitel’skie ceny na morozhennuju razdelannuju rybu lososevyh porod 2009-2017 // EMISS. URL: <https://fedstat.ru/indicator/31448> (data obrashhenija: 27.04.2019).
4. Uroven’ i struktura potrebitel’skih rashodov domashnih hozjajstv // Federal’naja sluzhba gosudarstvennoj statistiki. URL: http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/population/level/# (data obrashhenija: 07.04.2019).

ПРИЛОЖЕНИЕ А

Таблица А.1

Значения VIF для модели «до и после» (before-and-after)

	E1_cart	E2_vert	E3_rest	E4_case	Q2	Q3	Q4	Cons
VIF	1,67	<u>2,85</u>	2,76	1,57	1,51	1,63	1,55	1,28

Таблица А.2

Результаты теста Бройша—Пагана для модели «до и после» (before-and-after)

BP-статистика	Df	P-value
19,714	8	<u>0,011</u>

Таблица А.3

Результаты теста Дарбина—Уотсона на наличие автокорреляции для модели «до и после»

DW-статистика	P-value
0,4	<u>0,000</u>

Таблица А.4

Результаты регрессии «до и после» (before-and-after)

	Dependent variable:	
	Price_Index	
	Default (1)	Robust (HAC) (2)
E1_cart	−0,075*** (0,023)	−0,075* (0,040)
E2_vert	−0,104*** (0,031)	−0,104*** (0,032)
E3_rest	−0,350*** (0,030)	−0,350*** (0,082)
E4_case	0,057 (0,036)	0,057 (0,044)
Cons	1,870*** (0,045)	1,870*** (0,112)
Q2	0,068*** (0,024)	0,068*** (0,012)
Q3	0,105*** (0,024)	0,105*** (0,015)

Окончание табл. А.4

	Dependent variable:	
	Price_Index	
	Default (1)	Robust (HAC) (2)
Q4	0,143*** (0,024)	0,143*** (0,016)
Constant	−0,443*** (0,048)	−0,443*** (0,092)
Observations	108	108
R ²	0,963	0,963
Adjusted R ²	0,960	0,960
Residual Std. Error (df = 99)	0,086	0,086
F Statistic (df = 8; 99)	322,092***	322,092***

Таблица А.5

**Результаты LM-теста Хонды, сравнение модели
с детерминированными эффектами и OLS для метода «разности
в разностях» (difference-in-differences)**

Normal	P-value
−0,77	<u>0,78</u>

Таблица А.6

**Результаты F-теста, сравнение модели случайных эффектов и OLS
для метода «разности в разностях» (difference-in-differences)**

F-статистика	Df1	Df2	P-value
1,07	1	309	<u>0,3</u>

Таблица А.7

**Значения VIF для модели «разности в разностях»
(difference-in-differences)**

	E1_cart	E2_vert	E3_rest	E4_case	Cartel	Q2	Q3	Q4
VIF	2,16	4,19	4	2,33	1,9	1,51	1,63	1,55

	Cons	E1_cart:Cartel	E2_vert:Cartel	E3_rest:Cartel	E4_case:Cartel
VIF	1,28	2,92	<u>5,14</u>	4,88	2,45

Таблица А.8

Результаты теста Бройша—Пагана для модели «разности в разностях»

BP-статистика	Df	P-value
29,85	13	<u>0,005</u>

Таблица А.9

**Результаты теста Дарбина—Уотсона на наличие серийной корреляции
для модели «разности в разностях»**

DW-статистика	P-value
0,21	<u>0,000</u>

Таблица А.10

	<i>Dependent variable:</i>	
	Price_Index	
	Default	Robust (HC)
	(1)	(2)
E1_cart	0,036 (0,026)	0,036 (0,122)
E2_vert	−0,070* (0,038)	−0,070*** (0,012)
E3_rest	0,052 (0,037)	0,052 (0,092)
E4_case	−0,018 (0,045)	−0,018 (0,124)
Cartel	0,561*** (0,025)	0,561*** (0,051)
Q2	0,032 (0,024)	0,032 (0,022)
Q3	0,009 (0,025)	0,009 (0,039)
Q4	0,030 (0,024)	0,030 (0,048)
Cons	1,758*** (0,073)	1,758*** (0,164)
E1_cart:Cartel	−0,124*** (0,045)	−0,124 (0,148)
E2_vert:Cartel	−0,063 (0,064)	−0,063*** (0,003)
E3_rest:Cartel	−0,358*** (0,063)	−0,358*** (0,089)
E4_case:Cartel	0,065 (0,076)	0,065 (0,134)
Constant	−0,835*** (0,076)	−0,835*** (0,151)
Observations	324	324
R ²	0,796	0,796
Adjusted R ²	0,787	0,787
F Statistic (df = 13; 310)	93,000***	93,000***