

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

Кнобель А.Ю. Ченцов А.М.

**Построение и оценка модели внешней торговли России
с учетом её членства в ЕАЭС**

Москва 2019

Аннотация. В 2014-2015 гг. ослабление курса рубля привело к снижению потребления импорта и росту потребления отечественных товаров. В работе проведен расчет эффектов импортозамещения на основе оценки функций спроса на импортные и отечественные продовольственные товары с использованием Роттердамской модели; рассчитаны эластичности спроса по доходам и ценам для 17 категорий товаров. Изменения потребления разложены на эффекты дохода и замещения, выделены эффекты изменения цен, оценены изменения спроса на отечественные и импортные товары вследствие изменения реальных доходов населения.

В работе установлено, что основным фактором снижения потребления импорта и роста потребления отечественных товаров явилось увеличение цен импорта – в некоторых случаях оно полностью объясняет изменения в потреблении отечественной продукции и импорта, в том числе для видов продукции, в отношении которой в 2014 г. был введен запрет на импорт из стран Европейского Союза. Например, в случае таких крупных групп продовольствия, как мясо и продукция из овощей и фруктов, изменение собственной цены импорта практически полностью объясняет снижение потребления импорта (на 53 и 28%, соответственно) и рост потребления отечественных товаров (на 34 и 55%).

Вторым по важности фактором изменения потребления является снижение реальных доходов. Например, в случае алкогольных напитков, снижение доходов объясняет снижение потребления отечественных товаров на 14%, а импортных – на 34%.

Третьим по важности фактором является эффект замещения из-за изменения цены отечественных товаров. Данный эффект имел определяющее и статистически значимое влияние только в снижении потребления отечественной рыбы (на 12%).

Abstract. During 2014-2015, a sharp depreciation of ruble has facilitated import reduction and growth of domestic production in Russia. In this article, we evaluate the effects of import substitution by estimating demand functions for imported and domestically produced commodities using the Rotterdam model. We calculate price and income elasticities for 17 aggregated commodity groups, and decompose changes in consumption into income and substitution effects. The effects of price changes and real incomes deterioration are extracted and analyzed.

In the paper, we claim that the main factor that affected consumption demand during that period was a sharp appreciation of import. In a number of cases, this factor completely explains the changes in consumption, including some of the commodities, which Russia has embargoed in 2014. For several commodity groups, including Meat, and Preparations of vegetables and fruit, the import appreciation was a single main factor that affected the drop in import quantities (by 53% and 28% weight amount respectively) and a growth of demand for domestic goods (by 34% and 55%).

The second factor that affected demand was a decline of real incomes. For example, in the case of alcoholic beverages, the real income reduction explained the 14% decrease of demand for domestically produced goods, and the 34% drop in import.

A minor role in the events had played a substitution due to changes in domestic goods prices. This effect had a determining and statistically significant influence only in the case of demand reduction for domestically produced fish (by 12%).

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

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

Ченцов А.М., научный сотрудник лаборатории исследований международной торговли ИПЭИ Российской академии народного хозяйства и государственной службы при Президенте РФ

Данная работа подготовлена на основе материалов научно-исследовательской работы, выполненной в соответствии с Государственным заданием РАНХиГС при Президенте Российской Федерации на 2018 год

СОДЕРЖАНИЕ

Введение	5
Международная торговля и разделение труда	7
Классическая модель спроса потребителя	11
Роттердамская модель	14
Условная и безусловная эластичности	24
Обзор моделирования систем спроса на товары-субституты	25
Описание данных, используемых для эмпирической оценки моделей	39
Процедура агрегации	39
Оценка величин эластичностей спроса на импорт по группе товарных позиций	44
Анализ модели с выделенным импортом из стран ЕАЭС	62
Выводы	65
Список использованных источников	68

Введение

В 2014-2016гг. в результате наложения нескольких факторов произошли значительные изменения в структуре потребления продовольствия. Снижение цен на топливно-энергетические товары, введение санкций рядом западных стран против российских физических и юридических лиц из-за ситуации на Украине и последовавшая волатильность финансового рынка негативно сказались на динамике ВВП России, вызвав рецессию в экономике в 2014-2016гг. Отказ Центрального банка от таргетирования курса рубля в 2014г. привел к значительному ослаблению курса рубля. Это, в свою очередь, сказалось на ценах импорта в России, в том числе продовольственных товаров. Произошло резкое увеличение инфляции с 6,5% в 2013г. до 11-13% в 2014-15гг. В результате в 2014-2016гг. наблюдалось снижение реальных располагаемых доходов населения на 0,7-5,8% (Аналитический центр при правительстве РФ, 2018). Более того, для ряда продовольственных товаров дополнительным фактором стал запрет на импорт некоторых видов продовольствия из стран-членов ЕС, США, Канады, Австралии, Норвегии¹ действующий с августа 2014г.

Таким образом, из-за ослабления курса рубля произошло существенное изменение относительных цен отечественных и импортных товаров, более того, часть импорта попала под прямой запрет, что негативно сказалось на потреблении импортных товаров. Однако, снижение реальных доходов населения оказало негативное влияние на общее потребление как импортных, так и отечественных товаров. В результате, импорт практически всех рассматриваемых нами товарных позиций снизился в 2016г. по сравнению с 2013г., а потребление (производство за вычетом экспорта) отечественных товаров было разнонаправленным: примерно в половине групп наблюдалось увеличение потребления в 2016г. (по сравнению с 2013г.), а в половине – снижение. Задачей данного исследования является анализ того, в какой степени произошедшее изменение потребления отечественных и импортных товаров стало результатом изменения доходов, а в какой – результатом замещения из-за изменения собственных и перекрестных цен.

¹ В последствии к списку стран были добавлены: Албания, Черногория, Исландия, Украина

«Импортозамещение» подразумевает, что импортируемые и отечественные товары могут рассматриваться как разновидности товаров, конкурирующие на внутреннем рынке. Такое предположение (гипотеза Армингтона, см. (Feenstra, и др., 2018)), означает, что товары, относящиеся к одной товарной группе, но произведенные в разных странах, являются несовершенными субститутами; т.е. с точки зрения потребителей, страна происхождения – это одна из характеристик, позволяющих различать товары. Такой подход применим только для дифференцированных товаров, к которым в той или иной степени относятся все товары за исключением биржевых. Различают микроэластичность – эластичность замещения между импортными товарами, произведенными в различных странах, и макроэластичность – эластичность замещения между импортными и отечественными товарами (Feenstra, и др., 2018).

В качестве возможных причин, из-за которых потребители различают отечественные и импортные товары, может выступать не только разница в качестве и других неотъемлемых индивидуальных характеристиках. Идентичные отечественные и импортные товары могут отличаться по времени доставки, удобству покупки, качеству технического обслуживания или предположениям покупателей относительно качества товаров, (Blonigen, и др., 1999). В работе (Trefler, 1999) эмпирически показано наличие эффекта смещения предпочтений потребителей в пользу отечественных товаров, который может быть вызван как объективными различиями товаров, то есть различиями их характеристик и сопутствующих услуг, так и предубеждениями покупателей.

Важно отметить, что оценки макро- и микроэластичностей и их сравнение могут зависеть от уровня агрегации товарных групп. Например, при рассмотрении замещения между всеми отечественными товарами и услугами и всеми импортными товарами и услугами, низкое значение макроэластичности может отражать различную структуру этих групп и быть связано с низким замещением товаров, относящихся к различным отраслям. По этой причине необходимо рассматривать эластичности замещения между схожими товарами, т.е. внутри достаточно однородных, с точки зрения потребителя, товарных групп.

Международная торговля в современном мире является важнейшим аспектом функционирования экономики любой страны. В связи с курсовыми колебаниями российской национальной валюты в последние годы, актуальной задачей является оценка эффекта изменения уровня и волатильности обменных курсов валют России и её основных торговых партнеров на внешнюю торговлю. Важным аспектом является различие подобных эффектов для разных отраслей и категорий импортной продукции, в том числе ввиду различий в импортных тарифах и нетарифных барьерах. Практическая значимость работы обусловлена возможностью применения полученных результатов для оптимизации политики поддержки отечественных производителей, а также для оценки эффектов от будущих изменений таможенных тарифов в рамках соглашения о присоединении к ВТО.

Основной целью исследования является разработка эконометрической модели, позволяющей оценивать влияние колебаний обменного курса, а также эффекты торговой политики, на спрос на импортные товары в России, с учетом межотраслевых различий и членства в ЕАЭС.

Международная торговля и разделение труда

Предваряя дальнейшее рассмотрение проблемы вывода функции спроса на импорт, отметим основные ограничения, возникающие в случае исследования спроса при использовании классических моделей. При применении классических функций спроса для оценивания импорта различными мы будем считать те импортные товары, которые поступают из разных стран (здесь подразумеваются, в первую очередь, товары высокой степени дифференциации). При этом следует учитывать, что товары, являющиеся сырьевыми, даже при условии некоторой дифференцированности (как, например, в случае с сортами нефти), не могут быть рассмотрены в качестве разных товаров с конечной эластичностью замещения. В ряде статей отмечается, что с позиции конечного потребителя того или иного товара товарные группы определяются как различные по принципу страны происхождения. Некоторые работы берут в расчет совокупный импорт товаров из разных стран. В последнем случае необходимо учитывать такое условие, при котором от стран (и регионов), из которых осуществляется импортирование товаров, происходил импорт

преимущественно не сырьевых, дифференцированных товаров. Хотя в отношении России данная посылка несущественна, так как экспортируя сырьевые товары, страна импортирует преимущественно такие товары и их группы как машины и оборудование, товары химической промышленности высокой степени переработки, а также продовольственные товары. Таким образом вышеупомянутое ограничение не имеет веса в случае с нашим кейсом по рассмотрению совокупного импорта России и других стран, но при этом мы учитываем данный параметр в процессе анализа спроса на импортные товары по отдельным товарным группам. Существует также ограничение, согласно которому ряд коэффициентов (среди которых, например, коэффициенты эластичности) предстает в качестве постоянных величин. Последнее положение, не имея под собой строгого экономического обоснования, является допущением, фактически приближенным решением задачи максимизации потребления. Также к ограничениям оценки спроса на импорт нужно добавить, что потребление импорта, как показывается в ряде работ, может быть рассмотрено и рассматривается не с точки зрения репрезентативного производителя, но с точки зрения репрезентативного потребителя. При этом, заметим, некоторое количество работ демонстрируют такое положение, согласно которому импортные товары предстают в качестве промежуточного товара (причины, которые указываются, включают в себя, например, необходимость преодоления таможи и прочих процедур (Washington, и др., 2002)). Последнее ограничение не имеет прямого отношения к Роттердамской модели или к иным моделям спроса на товары. Также отметим здесь ограничение, обусловленное применением определенных моделей спроса для ограниченного, не всеобъемлющего набора товаров и услуг. Так, не стоит забывать, что ту же Роттердамскую модель нередко используют, когда хотят посмотреть спрос сразу на все товары и услуги, при этом не учитывая простой факт, что услуги могут оказаться (и зачастую оказываются) неторгуемыми. Данные действия могут в итоге привести к смещению оценок (поскольку отечественные товары явно более подвержены конкуренции со стороны импорта по сравнению с отечественными услугами).

В работе (Feenstra, и др., 2018) анализировались эластичности для 98 различных товарных групп в США, импортируемых и отечественных. Авторы показали, что макроэластичность примерно для половины товарных групп (50) ниже

микроэластичности, а для остальных (48) – разница не является статистически значимой. Более того, выявленное различие чаще встречается среди продовольственных товаров: из шести групп у пяти (четырех) макроэластичность (статистически значимо) ниже микроэластичности, (Feenstra, и др., 2018). Таким образом, можно заключить, что импортные товары, произведенные в разных странах, с точки зрения потребителей являются более близкими субститутами, чем импортные и отечественные товары.

Для решения задачи оценки масштабов замещения между отечественными и импортными товарами далее анализируется макроэластичность на рынке продовольственных товаров России. На основании вышеописанных эмпирических работ полагается, что конкуренция (заменяемость) между отечественными и импортными товарами значительно ниже, чем между импортными товарами, произведенными в разных странах. Фактически это предположение означает, что потребители в первом приближении различают отечественные и импортные продукты, но не дифференцируют импортные продукты по странам происхождения.

Оценки далее проводились для 17 различных товарных групп, относящихся к продовольственным товарам. Выделение большего числа товарных позиций, в основном, ограничено структурой доступных данных по производству, а в ряде случаев оно нецелесообразно – например, разные виды мяса или рыбы являются близкими субститутами.

В работе (Blonigen, и др., 1999) показано, что величина макроэластичности зависит от ряда характеристик отрасли. Во-первых, более высокая доля интернациональных компаний на рынке связана с увеличением макроэластичности. Это объясняется тем, что интернациональные компании, при прочих равных, чаще используют импортируемое сырье и промежуточные товары, по сравнению с отечественными компаниями, не имеющими структурных подразделений за рубежом. Во-вторых, наличие значительных барьеров для выхода на рынок приводит к снижению макроэластичности. Барьеры ограничивают конкуренцию импортных и отечественных товаров, и негативно влияют на степень дифференциации товаров, приводя к уменьшению эластичности замещения, (Blonigen, и др., 1999).

Второй эффект является существенным для отрасли сельскохозяйственных товаров и продуктов питания. В случае российского импорта многие компании из этой отрасли сталкиваются со значимыми ограничениями на выход на рынок, к которым относятся: санитарные и фитосанитарные сертификаты, ограничения на ввоз продукции и продуктовое эмбарго, введенное на поставки некоторых сельскохозяйственных и продовольственных товаров из ряда стран в августе 2014 года.

Несмотря на эмпирические данные, демонстрирующие, что конкуренция между импортными товарами, произведенными в разных странах, выше, чем между импортными и отечественными товарами, отдельное рассмотрение микроэластичности может приводить к смещенным оценкам. Например, в работе (Marquez, 1994) сравнивается стандартное лог-линейное уравнение спроса на импорт и полная форма уравнения Роттердамской модели. Первый вариант содержит только уравнения для спроса на импорт из различных стран в США, учитывая эффекты от изменения дохода и цены импорта. Роттердамская модель включает уравнение для спроса на отечественные товары, учитывая их цены, и ослабляет условие постоянства эластичностей во времени. Автор показывает, что лог-линейное уравнение спроса дает смещенные оценки эластичностей спроса на импорт по цене и доходу. Таким образом, при анализе спроса на импорт необходимо учитывать цены отечественных товаров и их доли в общем потреблении.

Классические модели спроса в теоретических работах выводятся на основании общих свойств функции полезности репрезентативного потребителя. Существует как минимум четыре базовых варианта такого рода моделей, их описанию и сравнению будут посвящены соответствующие подразделы. Также мы посмотрим, можно ли ослабить предположение о независимости между ценами импортной продукции и ценами отечественных товаров (т.е. ввести предположение о единой мировой цене), и как это сделать, добавляя к модели уравнение связи, имеющее в своей основе гипотезу Кругмана о ценообразовании, учитывающем рыночные условия. Вопрос эмпирической оценки расширенной модели будет раскрыт в соответствии с заявленной темой. По итогам обзора литературы мы представим подходы к импорту и как к конечному товару, и как к товару промежуточному и сравним оба этих подхода друг с другом.

Классическая модель спроса потребителя

При теоретическом и эмпирическом подходах, исследующих основные факторы, которые оказывают влияние и во многом определяют международную торговлю, немаловажное место занимают модели спроса. Ряд моделей спроса на импорт, которые мы встречаем на страницах теоретической литературы, имеет свои преимущества и свои недостатки. Среди общего числа моделей спроса (на импорт) существует четырех основных типа чаще всего применяемых при анализе моделей, выводящихся из схожих по своей природе предположений (по свойствам функции полезности репрезентативного потребителя).

К ним относятся:

- Rotterdam model (Роттердамская модель) (Barten, 1964) и (Theil, 1965);
- CBS model (Central Bureau of Statistics model) (Модель CBS) (Keller, et al., 1986));
- NBR model (National Bureau of Research model (модель NBR) (Neves, 1987);
- AIDS (Almost Ideal Demand System) (модель AIDS) (Deaton, et al., 1980), (Seale Jr., et al., 1991), (Lee, et al., 1992) и (Alston, et al., 1993).

Как продемонстрировано в работе (Barten, 1993) четыре представленных выше класса моделей имеют ряд значительных сходств, являясь по существу, модификациями одной и той же общей модели, выводимой в своей основе из сходных предположений относительно характера поведения репрезентативного потребителя. Но нужно отметить, что данные модели, тем не менее, в ряде случаев дают неодинаковые оценки эластичности замещения по цене и доходу. В работе (Barten, 1993) для определенных товаров из этой группы моделей выделяют (базируясь на теоретических свойствах эластичностей) такие, для которых получаются а) неприемлемые результаты, б), результаты, в целом не противоречащие экономической интуиции.

Теоретическое построение данных моделей основывается на микроэкономическом подходе и использует функцию полезности репрезентативного агента:

$$u = u(q_1, q_2, \dots, q_n) \quad (1)$$

Функция полезности u зависит от конечного (равного n) количества (в некоторых работах – качества) потребленных товаров и услуг, и при этом

предполагается строго вогнутой по каждому из товаров и услуг q_i и имеющей вторые производные по ним.

Вектор маржинальных полезностей потребителя:

$$\mathbf{u}_q \equiv \left[\frac{\partial u}{\partial q_i} \right] \quad (2)$$

Гессиан функции полезности – симметричная отрицательно определенная матрица:

$$\mathbf{x}'\mathbf{U}\mathbf{x} < 0, \forall \mathbf{x} \neq \mathbf{0} \quad \text{где} \quad \mathbf{U} \equiv \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 u}{\partial^2 q_1} & \cdots & \frac{\partial^2 u}{\partial q_1 \partial q_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 u}{\partial q_n \partial q_1} & \cdots & \frac{\partial^2 u}{\partial^2 q_n} \end{pmatrix} \quad (3)$$

Стандартное бюджетное ограничение при решении задачи потребителя при заданных p_i - ценах за единицу товара i и m – доступных средствах, ведет к следующего вида неравенству:

$$\sum_i p_i q_i \leq m \quad (4)$$

Из строгого возрастания функции полезности по потреблению каждого товара (услуги) q_i следует, что решение должно быть граничным. Задача максимизации потребления, таким образом, может быть записана в виде:

$$\begin{aligned} u(q_1, q_2, \dots, q_n) &\rightarrow \max_q; \\ \text{s.t.} \quad \sum_i p_i q_i &= m \end{aligned} \quad (5)$$

Условия первого порядка дают второй закон Госсена: маржинальная полезность потребления всех товаров и услуг должна быть одинакова:

$$\frac{1}{p_i} \frac{\partial u}{\partial q_i} = \frac{1}{p_j} \frac{\partial u}{\partial q_j}, \quad \forall i, j \quad (6)$$

В результате решения данной оптимизационной задачи мы получаем функцию спроса Маршалла:

$$q_i = q_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \quad (7)$$

Такое выражение дает нам возможность записать зависимость изменения потребления товара i от изменения цен товаров и доступных средств (бюджета),

используя эластичности – представляя дифференциал функции спроса через дифференциалы аргументов.

Отметим далее уравнение для компенсированной эластичности потребления и уравнения ограничений на эластичности, получаемые при дифференцировании бюджетного ограничения. Компенсированная эластичность (Слущкого) – прирост потребления (в процентах) в ответ на однопроцентное изменение цены товара, причем бюджет потребителя изменяется (компенсируется) таким образом, чтобы его уровень полезности сохранялся неизменным, $u = \text{const}$:

$$\frac{dq_i(\mathbf{p}, e(\mathbf{p}, u))}{dp_j} = \frac{\partial q_i(\mathbf{p}, e(\mathbf{p}, u))}{\partial p_j} + \frac{\partial q_i(\mathbf{p}, e(\mathbf{p}, u))}{\partial e(\mathbf{p}, u)} \frac{\partial e(\mathbf{p}, u)}{\partial p_j}, \quad (8)$$

где $e(\mathbf{p}, u)$ – функция расходов – стоимость покупки всех товаров при заданном векторе цен $\mathbf{p}$, в зависимости от уровня полезности u .

Из решения оптимизационной задачи потребителя (5) следует, что $e(\mathbf{p}, u) = m$. Взяв логарифм левой части (8), получим уравнение для эластичностей:

$$\frac{d[\ln q_i]}{d[\ln p_j]} = \frac{p_j}{q_i} \frac{dq_i}{dp_j} = \frac{p_j}{q_i} \frac{\partial q_i(\mathbf{p}, e(\mathbf{p}, u))}{\partial p_j} + \frac{p_j}{m} \frac{m}{q_i} \frac{\partial q_i(\mathbf{p}, m)}{\partial m} q_j \quad (9)$$

$$\frac{d[\ln q_i]}{d[\ln p_j]} = \frac{\partial[\ln q_i(\mathbf{p}, e(\mathbf{p}, u))]}{\partial[\ln p_j]} + \frac{p_j q_j}{m} \frac{\partial[\ln q_i(\mathbf{p}, m)]}{\partial[\ln m]} \quad (10)$$

Обозначим доли трат репрезентативного потребителя на некоторый товар i :

$$w_i = \frac{p_i q_i}{m}, \quad \sum_i w_i = 1 \quad (11)$$

Компенсированная эластичность ε_{ij} представляется в виде суммы обычной эластичности товара λ_{ij} и компоненты $\eta_i w_j$, где η_i – эластичность спроса на товар i по номинальному доходу m :

$$\varepsilon_{ij} = \lambda_{ij} + \eta_i w_j \quad (12)$$

Эластичности должны удовлетворять ряду условий, дабы описываемый в данном случае спрос мог удовлетворять бюджетному ограничению.

Если продифференцировать по m бюджетное ограничение (5), записанное в виде

$$\sum_i p_i q_i(\mathbf{p}, e(\mathbf{p}, u)) = m,$$

мы получим т.н. условие Энгеля (Engel aggregation): изменение дохода потребителя в полном объеме компенсируется покупкой дополнительного (либо уменьшенного) количества товаров:

$$\sum_i w_i \eta_i = 1 \quad (13)$$

Условие Курно (Cournot aggregation) также имеет место – с увеличением цены на конкретный товар происходит снижение потребления всех товаров (настолько, чтобы выполнялось бюджетное условие):

$$\sum_i w_i \lambda_{ij} = -w_j \quad (14)$$

(13) и (14) определяют в данном случае условие Слуцкого (Slutsky aggregation):

$$\sum_i w_i \varepsilon_{ij} = 0 \quad (15)$$

Если мы накладываем дополнительное условие по однородности спроса (5) по цене p_i и бюджету m , то возникают два дополнительных набора ограничений на эластичности:

$$\sum_j \lambda_{ij} = -\eta_i \quad (16)$$

$$\sum_j \varepsilon_{ij} = 0 \quad (17)$$

Более того, из свойства симметричности (лемма Шепарда) матрицы Слуцкого следует следующее соотношение:

$$w_i \varepsilon_{ij} = w_j \varepsilon_{ji} \quad (18)$$

Роттердамская модель

Свойства функции предпочтения, описанные выше, можно назвать самыми общими. Данные свойства опираются на классические условия, которые налагают на такого рода функции для агрегированного потребления (отсутствие насыщения потребления; ненулевое потребление по всем товарам). Что касается вывода уравнения Роттердамской модели спроса, то здесь, базируясь на данных функциях, при учете необходимости выполнения вышеозначенных условий, лог-дифференцируя (8), получаем:

$$d[\ln q_i] = \eta_i d[\ln m] + \sum_j \lambda_{ij} d[\ln p_j] \quad (19)$$

Процентное изменение номинальных расходов $d[\ln m]$ в таком случае можно представить через процентное изменение реального потребления $d[\ln Q]$ и индекса цен $d[\ln P]$:

$$d[\ln m] = d[\ln P] + d[\ln Q] \quad (20)$$

$$d[\ln Q] \equiv \sum_j w_j d[\ln q_j] \quad (21)$$

$$d[\ln P] \equiv \sum_j w_j d[\ln p_j] \quad (22)$$

Таким образом, мы можем перейти непосредственно к реальным потреблением и компенсированным эластичностям (Barten, 1964):

$$d[\ln q_i] = \eta_i \left(d[\ln m] - \sum_j w_j d[\ln p_j] \right) + \sum_j \varepsilon_{ij} d[\ln p_j] \quad (23)$$

По основному принципу интерпретации оцениваемых коэффициентов такая модель спроса является в значительной мере простой. С учетом же условий (13)-(17), факт требования постоянных значений эластичности также означает постоянство долей по тратам на товары в бюджете. С позиций эконометрического анализа такая позиция неприемлема, поскольку противоречит наблюдаемым данным. Такая ситуация не представляет особого теоретического интереса, так как происходит простое ограничивание эффектов замещения товаров друг другом в корзине потребления (Barten, 1993).

Для усовершенствования модели спроса (19) Тэйл применил вероятностные методы (Theil, 1965). В основе его подхода было представление о том, что трату одной малой единицы бюджета (напр., 1 USD) на покупку товара можно рассматривать как реализацию случайного события. При этом вероятность потратить данную сумму денег на некий товар i равняется доле трат на товары этого вида w_i . Такой подход дает ряд преимуществ. Во-первых, при подобном вероятностном рассмотрении выполняется условие (11), причем выполняется автоматически (в ряде случаев это условие требует отдельной проверки). Во-вторых, если наложить обычные предположения о заданных уровнях цен и величине общих расходов, информация о доле трат на товар i становится эквивалентна информации о количествах потребляемых товаров q_i . В-третьих, при анализе долей трат на товары

мы можем применять положения теории информации. Умножив левую и правую часть (19) на среднюю долю затрат на товар i за текущий и предыдущий периоды (вероятность потратить деньги на этот товар), получим левую часть, нормированную на цены товаров. Соответственно, ошибка будет нормирована на долю затрат на указанный товар (не на объем потребления, который дает гетерогенность по причине разницы масштабов цен за единицу товара из различных групп). Таким образом, при дроблении корзины товаров на неравные группы, минимизируемая ошибка автоматически будет нормироваться на долю трат на указанный вид товаров (на абсолютное отклонение).

Уравнение (77) в таком случае преобразуется к виду:

$$\begin{aligned} w_i d[\ln q_i] &= \mu_i \left(d[\ln m] - \sum_j w_j d[\ln p_j] \right) + \sum_j \pi_{ij} d[\ln p_j] = \\ &= \mu_i d[\ln Q] + \sum_j \pi_{ij} d[\ln p_j] \end{aligned} \quad (24)$$

где оцениваемые коэффициенты:

$$\mu_i \equiv w_i \eta_i \quad (25)$$

$$\pi_{ij} \equiv w_i \varepsilon_{ij} \quad (26)$$

представляют собой произведения текущих долей затрат на строно-товары группы i на эластичность потребления по доходу и цене товара j соответственно. Отличительная черта этого способа оценки спроса заключается в том, что постоянными считаются произведения эластичностей на доли расходов на конкретные виды товаров. При подобной спецификации эконометрического уравнения подразумевается, что для всех товаров изменение доли расходов на него соответствует изменению эластичностей спроса (25), (26).

При этом уравнения (13), (15) и (18) преобразуются к следующему виду:

$$\sum_i \mu_i = 1 \quad (27)$$

$$\sum_i \pi_{ij} = 0 \quad (28)$$

$$\pi_{ij} = \pi_{ji} \quad (29)$$

$$\sum_j \sum_i q_i \pi_{ij} q_j < 0 \quad (30)$$

Уравнение (24) с ограничениями (27)-(30) – представляет собой классический вид Роттердамской модели спроса (Barten, 1993).

Отметим, что значения μ_i и η_i дают характеристику товаров (при $\eta_i < 0$, ($\mu_i < 0$) – товар инфериорный; при $0 < \eta_i \leq 1$, ($0 < \mu_i \leq w_i$) – товар нормальный; при $\eta_i > 1$, ($\mu_i > w_i$) – предмет роскоши).

При оценивании спроса на импорт Роттердамская модель может оцениваться по $n-1$ уравнению (24) (с выделением $n-1$ товаров-стран), а значения эластичностей для n -го товара-страны восстанавливаются с использованием уравнения (27), (Marquez, 1994). На практике чаще всего происходит непосредственная оценка уравнения для отечественных и импортных товаров; значения эластичностей при этом рассчитываются как частное от деления найденных коэффициентов регрессий на долю соответствующих товаров в общей корзине потребления.

Роттердамская модель для спроса на импорт для большой открытой экономики

Нас интересует вопрос, является ли конкретная рассматриваемая страна «большой открытой экономикой» или «малой открытой экономикой»? (то есть, в какой мере спрос на импорт данной страной влияет на предложение товаров на мировых рынках).

В статье (Marquez, 1994) дан такой подход к решению задачи:

Допустим, что есть n регионов происхождения импортного товара (обозначены индексом i ($i \in \{1; n\}$), и есть также аналогичный отечественный товар ($i=0$) (сравнение товаров, являющихся близкими допустимо). При рассмотрении узкой группы товаров из $n+1$ региона, бюджетное ограничение можно представить в виде равенства расходов на группу товаров y :

$$y = \sum_i p_i q_i \quad (31)$$

Соответственно, добавляя индексы для времени, можно записать уравнение Роттердамской модели в следующем виде:

$$w_{it} d[\ln q_{it}] = \mu_i d\left[\ln\left(\frac{y}{P}\right)_t\right] + \sum_{j=0}^n \pi_{ij} d[\ln p_{jt}] + e_{it} \quad (32)$$

На уравнение накладываются стандартные ограничения Роттердамской модели, указанные выше. В статье Marquez отмечается, что эластичность потребления товара i по цене товара j (эластичность Слуцкого) можно представить

с использованием общего коэффициента, умноженного на доли товаров i и j в суммарных расходах на товарную группу, в том случае, когда функция полезности является сепарабельной по потреблению отдельных товаров (т.е. она может быть представлена в виде суммы функций полезности от потребления каждого из $n+1$ товаров (Marquez, 1994)):

$$\pi_{ij} = \varphi \mu_i (\delta_{ij} - \mu_j) \quad (33)$$

$$\varphi = \frac{1}{m} \frac{\partial u}{\partial m} \left(\frac{\partial^2 u}{\partial m^2} \right)^{-1} \quad (34)$$

где φ - величина, обратная к «эластичности денег» Фриша (Frisch, 1959), а δ_{ij} - символ Кронекера.

С теоретической точки зрения, уравнение (33) указывает на факт дополняемости товаров друг другом и может быть применено с целью анализа агрегации большого числа товаров. С практической же позиции, применение уравнения (33) в значительной степени снижает число оцениваемых параметров (заменяет перекрестный член π_{ij} (симметричный) произведением параметров $\mu_i \mu_j$, добавляя при этом всего один параметр). Такой подход предполагает применение нелинейных методов оценивания (см. как пример (Marquez, 1994), где используется метод максимального правдоподобия с полной информацией (full information maximum likelihood, FIML). Такого рода метод, являясь частным случаем метода MLE для данных с пропущенными наблюдениями, при построении оценки параметров берет в расчет все накопленные наблюдения в выборке. Отметим, что величина φ , обратно пропорциональная эластичности денег Фриша, не ограничивается при оценке, но, с другой стороны, существует ограничение, имеющее экономический смысл:

$$\varphi < 0, \quad (35)$$

при невыполнении которого Роттердамская модель спроса становится неприменимой (Marquez, 1994).

Решение относительно цены отечественного товара в (Marquez, 1994) принимается со стороны производителя (производитель наделяется функцией производства в формате Кобба-Дугласа, в качестве факторов производства у которого предстают труд и капитал). То есть, предположение здесь заключается в

том, что производители, решая задачу минимизации стоимости производства, подчинены правилам ценообразования:

$$\ln \left(\frac{p_{0t}}{\rho_{0t}} \right) = \theta_0 + \beta_0 \ln \left(\frac{\omega_{0t}}{\rho_{0t}} \right) + e_{0t} \quad (36)$$

где ρ_{0t} - арендная стоимость капитала, ω_{0t} - текущий уровень заработной платы, e_{0t} - ошибка регрессии.

Здесь возникает важный вопрос – от каких факторов зависят цены импорта на отечественном рынке. Gagnon и Knetter (Gagnon, et al., 1990), отмечают, что несмотря на существенные колебания валютных курсов после отмены Бреттон-Вудской системы, цена автомобилей, выпускаемых в Германии и Японии, на рынке США практически не изменялась (что можно объяснить либо тем, что США является крупной страной, и цена на мировых рынках определяется преимущественно спросом со стороны американских потребителей, либо тем, что производители исходят из принципов сегментирования и ценовой дискриминации рынков). В работе (Gagnon, и др., 1990) приводятся аргументы в пользу второго варианта, тогда как аргументов в пользу первого обнаружено не было.

С целью проверки одной из двух гипотез (Gagnon, и др., 1990) дается уравнение, которое связывает p_{mit} - цену (выраженную в отечественной валюте) импортного товара i в год t с C_{it} - издержками производства этого товара в стране-экспортере (в её национальной валюте), E_{it} – номинального курса обмена валют, и p_{0t} - стоимостью отечественного товара-аналога:

$$\ln p_{mit} = \theta_i + \beta_i \ln C_{it} + \delta_i \ln E_{it} + \gamma_i \ln p_{0t} + e_{it}, \quad i > 0 \quad (37)$$

$$E_{it} = \frac{\text{foreign (exporter) currency}}{\text{domestic (importer) currency}} \quad (38)$$

Выражение «коэффициента переноса» через эластичности (как произведение эластичностей и долей трат на соответствующие товары) (Marquez, 1994) осуществляется с использованием коэффициента переноса валютного курса в отечественную рыночную цену товара (с использованием валюты покупателя) δ_i . Для классической Роттердамской модели, учитывающей предположения, сделанные в формулах (33) и (34), получим, что:

$$\delta_i = \frac{\pi_{ii}}{2\pi_{ii} - \mu_i w_i} - 1 \quad (39)$$

Коэффициент переноса отрицательный (так как если валюта покупателя становится дешевле валюты продавца, продавцу невыгодно снижать цену в валюте покупателя).

Следствия из уравнения (39):

- масштаб переноса курса для одного из импортеров может влиять на потребление товаров других экспортеров, так как δ_i , связана с долей затрат на потребление данного товара (определяемого страной происхождения) w_i , находящейся в некоторой зависимости от q_i , являющейся функцией от вектора цен всех товаров;
- в случае, если доля трат на товар равняется 1 (единственным поставщиком товаров на отечественный рынок является страна-импортер), коэффициент переноса курса имеет ограничения (Marquez, 1994), что означает, что импортеры сталкиваются с ограничением возможности переноса изменений валютного курса в цены товаров на отечественном рынке;
- в случае полного переноса изменения валютного курса в цены на отечественном рынке, эластичность спроса на товар по собственной цене следует считать равной нулю ($\pi_{ii} \rightarrow 0$) (Marquez, 1994).

Уравнение связи между ценой импортных товаров на отечественном рынке в валюте покупателя можно записать в следующем виде (с учетом (39)):

$$\ln p_{mit} = \theta_i + \beta_i \ln C_{it} + \left[\frac{\pi_{ii}}{2\pi_{ii} - \mu_i w_i} - 1 \right] \ln E_{it} + \gamma_i \ln p_{ot} + e_{it}, \quad i > 0 \quad (40)$$

γ_{it} - степень зависимости цены импортного товара по отношению к цене отечественного аналога. Отечественные товары в значительном числе случаев являются крупнейшими по доле рынка конкурентами импортных товаров из любых стран, и отечественными товарами определяются цены, на которые ориентируются экспортеры в процессе определения цены на собственную продукцию на рынке покупателя (Marquez, 1994).

Эмпирическая оценка Роттердамской модели для большой открытой экономики

Оценки в работе (Marquez, 1994) по данным о двусторонней торговле США с Канадой, Японией, Германией и остальным миром представляют интерес для нашей темы. В (Marquez, 1994) в расчет берется ВВП США (за вычетом экспорта), данные об объемах двухстороннего импорта (стоимости, поделенные на индексы соответствующих двусторонних цен), при этом траты на потребление определяются суммами трат на потребление импортных и отечественных товаров. Вместо данных по маржинальным затратам на производство (по причине недоступности данных), в работе использовался уровень заработной платы. Экзогенные параметры: номинальные доходы, номинальная заработная плата в стране/регионе (инструмент для маржинальных затрат в производстве), номинальный валютный курс, тарифы рассматриваемой страны по отношению к товарам из стран-импортеров, процентная ставка на капитал и уровни цен на импортные товары из региона «остальной мир».

Уравнение (24) предстает в записи для $n-1$ импортного товара, поскольку для всех товаров (из всех регионов) левые части уравнений (24) (25) будут линейно связаны, как следствие получится сингулярность матрицы ковариаций (Marquez, 1994). По той же причине μ_n - эластичность для товаров из региона «Остальной мир», в работе не оценивается, но вычисляется исходя из уравнения связи (27). Уравнения (28) и (29) не рассматриваются.

Для малой открытой экономики, система уравнений может оцениваться без $\gamma_{it} \ln p_{ot}$, проверяющего гипотезу относительно ценообразования с учетом рыночных условий. На основании оцененных параметров (для большой открытой экономики) в (Marquez, 1994) проверяются гипотезы о выполнении условий однородности (28), симметричности (29), независимости предпочтений (31), максимизации прибыли (39).

Исходя из данных, нулевые гипотезы о выполнении первых двух условий не отвергаются; не отвергается и третье условие (хотя здесь критическая статистика приближается к пороговому значению). При условии независимости предпочтений (31) данные также не отвергают гипотезу о максимизации прибыли (39) (Marquez, 1994).

Статистикой не отвергается также гипотеза о постоянстве коэффициентов во времени (при проверке нулевой гипотезы коэффициенты предыдущих лет (в данном случае 1965-1985 гг.) были использованы для 1986-1987 гг.), что указывает на то, что неточности приближения (второго порядка) в уравнениях (32) и (33) – достаточно малы, чтобы мы могли считать Роттердамскую модель адекватным приближением функции спроса со стороны потребителя (Marquez, 1994).

Результаты расчета параметров уравнений (32)-(34) (Marquez, 1994) представлены далее (Таблица 1):

Таблица 1 – Оценки коэффициентов уравнений спроса и ценообразования

	Уравнение спроса					Уравнение ценообразования	
	Маржинальная доля бюджета μ_i	Коэффициенты матрицы Слуцкого π_{ij}				Цена отечественного товара γ_i	Заработная плата β_i
		Канада	Япония	Германия	США		
Канада	0.032878 (0.005329)	-0.011908 (0.001647)	0.000277 (0.000064)	0.000116 (0.000025)	0.011019 (0.001588)	1.007140 (0.506029)	0.404190 (0.476650)
Япония	0.022467 (0.006579)		-0.008225 (0.001424)	0.000079 (0.000028)	0.007530 (0.001383)	1.420310 (0.093044)	-0.054428 (0.130876)
Германия	0.009397 (0.002654)			-0.003486 (0.000717)	0.003149 (0.000645)	1.074730 (0.228637)	-0.047709 (0.320423)
США	0.894879 (0.024484)				-0.035230 (0.004337)		0.849215 (0.023214)
$\Phi(<0)$	-0.374511 (0.087408)						

В соответствии с Table 2 в (Marquez, 1994).

Оценивание маржинальной доли бюджета μ_i и обратной к эластичности денег Фишера Φ в работе согласованы с необходимыми ограничениями (маржинальная доля бюджета всегда положительна, Φ - отрицательна; коэффициенты матрицы Слуцкого на диагонали значимые и отрицательные; элементы матрицы за пределами главной диагонали в данном случае положительны (не всегда значимые) и показывают рост потребления товара, при увеличении цен прочих товаров,

обнаруживаемый даже для потребления отечественных товаров, как отклик на изменение цен импортных товаров-субститутов).

Цена импортных товаров значимо зависит, как показано в тексте, от цен отечественных товаров статистически и экономически, (влияние изменений цен товаров на отечественном рынке сильнее, изменений в маржинальных затратах на производство (уровня заработной платы в текущем случае). Влияние уровня заработной платы в стране-импортере статистически незначимо. Указанные параметры говорят в пользу гипотезы о рыночном ценообразовании (Marquez, 1994). Перенос расходов на заработную плату в цены товаров для США составил около 85%, из чего следует, что изменения стоимости капитала дают лишь дополнительные 15% (Marquez, 1994). Это оправдывает использование уровня заработной платы в качестве инструмента для маржинальных затрат производства.

Компенсированная и некомпенсированная эластичности

Некомпенсированная эластичность по собственной цене представляет собой, в общем виде, изменение в потреблении товара i , происходящее с изменением цены p_i , при учете условия, что бюджетное ограничение m - совокупные затраты потребителя на все группы товаров – остается неизменным. Некомпенсированная (перекрестная) эластичность по цене товара субститута показывает изменение потребления товара i , с изменением цены другого товара p_j (бюджетное ограничение должно не меняться с течением времени). Некомпенсированную эластичность обычно подразумевают, если имеют в виду процесс замещения товаров другими с изменением цен. Изменение объемов потребления, вызванное инфляцией, измеряется преимущественно при помощи некомпенсированных эластичностей. Некомпенсированная эластичность предполагает постоянство со стороны бюджета, соответственно, для наиболее полного описания поведения функции спроса в условиях изменения параметров нужно также учитывать эластичность потребления по доходу (бюджету).

Компенсированная эластичность по собственной цене указывает на изменение потребления товара, при изменении цены, причем полезность для потребителя должна оставаться постоянной (бюджетное ограничение здесь таково, чтобы

потребителю были в полной мере компенсированы потери). Также выражается компенсированная эластичность по цене другого товара. В терминах приращений функции полезности:

$$\frac{d[\ln q_i(\mathbf{p}, e(\mathbf{p}, u))]}{d[\ln p_j]} = \frac{\partial[\ln q_i(\mathbf{p}, m)]}{\partial[\ln p_j]} + \frac{p_j q_j}{m} \frac{\partial[\ln q_i(\mathbf{p}, m)]}{\partial[\ln m]} \quad (41)$$

$\frac{d[\ln q_i(\mathbf{p}, e(\mathbf{p}, u))]}{d[\ln p_j]}$ — компенсированная эластичность
 $\frac{\partial[\ln q_i(\mathbf{p}, m)]}{\partial[\ln p_j]}$ — некомпенсированная эластичность
 $\frac{p_j q_j}{m}$ — доля в бюджете
 $\frac{\partial[\ln q_i(\mathbf{p}, m)]}{\partial[\ln m]}$ — эластичность по доходу

Некомпенсированные эластичности и произведения эластичностей по доходу на доли расходов на товары в бюджете являются частными производными в разложении полного дифференциала потребления по цене. При этом, компенсированная эластичность имеет больший наклон в координатах цена – объем потребления товара.

Роттердамская модель использует терминологию компенсированных эластичностей потребления по собственной/перекрестной цене. Оцениваемые при этом коэффициенты являются произведениями соответствующих эластичностей на доли трат на конкретный товар в бюджете (12), (24), (25) и (26).

Условная и безусловная эластичности

Условная эластичность (потребления) по цене замещающего товара (перекрестная эластичность) демонстрирует изменение (преимущественно увеличение) потребления товара $i \in F$, при изменении (соответственно, росте) цены другого товара $j \in F$ (бюджетное ограничение не меняется, общие траты на все товары группы F константны). В том, что касается трат на относительно малую группу товаров, входящую в более крупную товарную группу, условная эластичность и обычная (безусловная некомпенсированная) не особенно различаются. Если же товарная группа i сопоставима по размеру с F , условная эластичность сильно отличается от обычной.

При построении оценок с учетом Роттердамской модели можно оценивать, как условную, так и безусловную эластичности. При оценке условной эластичности, ее переводят в безусловную эластичность. При прямом оценивании безусловной эластичности задают набор товаров и услуг, цен и доли трат на них в совокупном бюджете домохозяйств. Такой подход реализуется при разбиении товаров на объемные группы. В (Barten, 1993) указывают 4 крупных группы: продукты питания,

товары «для удовольствия» (табак, кондитерские изделия, алкоголь), товары длительного пользования и прочие товары. При наличии подробной базы данных по потреблению возможны адекватные альтернативные подходы. Первый вариант применимо к России не столь интересен (большие товарные группы обладают значительной инертностью, изменение относительно индекса цен ограничено на коротком временном промежутке). При оценивании спроса на импорт, неизбежно возникает проблема сопоставления индекса цен отечественных и импортных товаров для таких групп. Применение же второго варианта по причине отсутствия подробной статистики по России затруднено.

Обзор моделирования систем спроса на товары-субституты

Наравне с классическими подходами к оценке спроса, такими как Роттердамская модель и модель Дитона-Мюльбауэра, представленные нами в предыдущих работах, на текущий момент начинают набирать популярность альтернативные методы, опирающиеся на доступность больших объемов данных и современные методы машинного обучения. Данное направление исследований тесно связано с общим ростом популярности методов машинного обучения в эконометрике и прикладной экономике.

Несмотря на тот факт, что отдельные методы машинного обучения, такие как кластеризация или методы уменьшения размерности, стали частью инструментария исследователей в области прикладной эконометрики достаточно давно, учет их эффекта не находил должного отражения в теоретической эконометрике. В качестве основной причины такого положения следует выделить концептуальные различия между машинным обучением с одной стороны, и традиционными статистикой и эконометрикой с другой. Поскольку традиционные статистические методы строились исходя из задач точечного и интервального оценивания, а также проверки гипотез, то, делая выводы о ненаблюдаемых истинных значениях параметров, данные методы требовалось снабжать надежными теоретическими гарантиями. В то же время машинное обучение, нацеленное на построение прогнозов, которые можно сопоставлять с истинными значениями, было свободно от подобных ограничений, в следствии чего развитие прикладных методов существенно опередило разработку инструментов, позволяющих установить их теоретические свойства. Однако, даже

после того, как теоретическая статистика преодолела этот разрыв, не все проблемы были решены. В частности было установлено (Leeb, et al., 2005), что построение корректных интервальных оценок и тестирование гипотез осложнено, и существовавшие на тот момент времени статистические методы оказались неспособны решать такие задачи.

Тем не менее, в современной эконометрической литературе данная проблема была успешно решена, для начала в случае линейной регрессии (Belloni, et al., 2014), затем для отдельных, менее распространенных методов, и, наконец, была разработана общая теория (Chernozhukov, и др., 2017). Ключевая идея в данных работах заключается в том, что результаты не могут быть получены без выделения отдельного набора переменных, эффекты которых представляют основной интерес, в то время как остальные переменные следует воспринимать как второстепенные, для которых ошибками в оценках можно пренебречь. Данный подход позволяет успешно учитывать эффект второстепенных переменных посредством применения методов машинного обучения. В базовом случае линейной регрессии с небольшим количеством параметров он вырождается в процедуру двойного выбора. Она состоит в том, что второстепенная переменная может быть исключена из модели только если она не имеет предсказательной силы ни по отношению к зависимой переменной, ни по отношению к хотя бы одной из основных переменных.

В качестве примера успешного использования описанной выше методологии мы рассмотрим работу, в которой оценивался спрос на пищевые продукты в США. Данная работа представляет особый интерес, поскольку ей может быть приписан значительный вклад сразу в двух направлениях. В первую очередь, она наглядно демонстрирует возможности и ограничения, связанные с применением современных эконометрических методов, основанных на машинном обучении, к оценке спроса на отдельные товары в условиях наличия большого объема детализированной информации. В то же время в ней содержится значительный вклад в теоретические аспекты эконометрики больших данных, поскольку она расширяет существующую методологию двойного машинного обучения (Chernozhukov, et al., 2017) на случай умеренно быстрого роста числа параметров, представляющих интерес.

Основная прикладная ценность данной работы, всё же, заключается не в адаптации методов машинного обучения для задачи оценки спроса, поскольку данное применение, хотя и не лишено своей специфики, довольно естественно укладывается в общую парадигму двойного машинного обучения. Гораздо большую важность с точки зрения приложений данных методов представляет тот факт, что оценки, полученные с использованием сложного эконометрического метода для большого набора параметров, были сопоставлены с результатами золотого стандарта научных исследований – экспериментом. Более того, было продемонстрировано, что данный метод дает результаты, сопоставимые с ним по качеству с экспериментом, что можно сказать лишь о небольшом числе статистических и эконометрических методов.

В качестве базовой задачи решается проблема оценки спроса на продукты отдельной фирмы. Данное решение мотивировано, в первую очередь, не ограничениями, связанными с используемой методологией, но доступностью данных для анализа. Для успешного применения данного метода требуется, как и для любого другого метода, информация о ценах и объемах продаж. Также требуется детальное описание каждой категории товара, эластичность спроса на которую по цене требуется оценить. Данная информация может включать в себя те или иные численные характеристики, текстовые описания, отзывы клиентов или даже фотографии. Все эти данные могут быть успешно использованы при оценивании благодаря широко известной гибкости методов машинного обучения. Также предполагается доступность для анализа широкого набора данных о спросе, которые были доступны лицам, принимающим решения о формировании цен.

Один из наиболее простых и распространенных способов анализа спроса на импорт заключается в использовании ценовых эластичностей товаров. При этом наиболее часто исследователями используется армингтоновская гипотеза – одинаковые товары с разными странами происхождения рассматриваются как разные товары-субституты. Для оценки величин эластичностей спроса применяются модели, в которых общие расходы на исследуемую группу товаров считаются фиксированными экзогенно, а выбор потребителем между товарами-субститутами основывается на стандартных представлениях о функциях полезности. Одной из таких моделей является «Почти идеальная модель спроса» Дитона и Мюльбауэра, в

которой авторы, основываясь на определенной структуре функции полезности агентов, представили систему уравнений, в которой доли потребления каждого товара зависят от логарифмов цен и суммарных трат. С целью учёта эффекта волатильности в моделировании спроса на импорт мы используем следующую модификацию линейной аппроксимации к «Почти идеальной модели спроса» Дитона и Мюльбауэра (далее – LA-AIDS):

$$w_{it} = \alpha_i + \beta_i \log\left(\frac{x_t}{P_t}\right) + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \log(p_{jt}) + \omega_i \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (42)$$

Здесь α_i , β_i , γ_{ij} – оцениваемые коэффициенты в линейной регрессии для товара i ; w_{it} – доля расходов на товар i в момент времени t ; p_{jt} – цена товара j в момент t ; P_t – ценовой индекс Стоуна в момент времени t ; x_t – общие расходы потребителя на рассматриваемую группу товаров в момент t .

На модель накладываются стандартные ограничения, соответствующие линейной аппроксимации к модели AIDS, а именно:

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i = 0 \quad (43)$$

$$\sum_{i=1}^k \beta_i = 0 \quad (44)$$

$$\sum_{i=1}^k \gamma_{ij} = 0, \forall j \in (1, \dots, k) \quad (45)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \forall i, j \in (1, \dots, k) \quad (46)$$

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

$$\sum_{i=1}^k \omega_i = 0 \quad (47)$$

Последнее ограничение позволяет нам сохранить постоянной сумму долей потребления каждой из товарных групп, тем самым сохраняя свойства исходной аппроксимации к модели AIDS. В такой формулировке модели эффект волатильности может трактоваться как изменения фиксированного эффекта, связанного с конкретным видом продукции, в зависимости от уровня волатильности. В силу такой интерпретации, для вычисления эластичностей спроса могут

использоваться приближенные выражения, представленные в работе Алстона, Фостера и Грина,

$$\epsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} w_j, \quad \epsilon'_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_j \quad (48)$$

где δ_{ij} – символ Кронекера, а ϵ_{ij} и ϵ'_{ij} – некомпенсированная и компенсированная эластичность соответственно.

Теоретический вывод Роттердамской модели, с описанием основных модификаций, достаточно подробно описан, например, в работе (Clements, и др., 2015). Далее приводятся основные этапы вывода модели. Роттердамская модель базируется на свойствах функции полезности репрезентативного покупателя u ,

$$u = u(q_1, q_2, \dots, q_n) \quad (49)$$

которая зависит от объема потребленных отечественных и импортных товаров (и услуг) – q_i , является строго вогнутой и дважды дифференцируемой по каждому q_i . Потребитель решает следующую максимизационную задачу:

$$\begin{aligned} u(q_1, q_2, \dots, q_n) &\rightarrow \max_q; \\ \text{s.t.} \quad \sum_i p_i q_i &= m \end{aligned} \quad (50)$$

где p_i – цены товаров и услуг, m – бюджет (совокупные расходы) потребителя.

Условия первого порядка соответствует второму закону Госсена: потребитель распределяет свои доходы таким образом, что предельная полезность всех товаров одинакова:

$$\frac{1}{p_i} \frac{\partial u}{\partial q_i} = \frac{1}{p_j} \frac{\partial u}{\partial q_j}, \quad \forall i, j \quad (51)$$

Решением данной задачи является маршаллианская функция спроса:

$$q_i = q_i(m, p_1, p_2, \dots, p_n) \quad (52)$$

Логарифмируя и дифференцируя уравнение (52), получаем:

$$d[\ln q_i] = \eta_i d[\ln m] + \sum_j \lambda_{ij} d[\ln p_j] \quad (53)$$

где λ_{ij} – некомпенсированная эластичность потребления товара i по цене товара j , а η_i – эластичность потребления товара i по (номинальным) совокупным расходам

(бюджету) m . Относительное изменение номинальных расходов (бюджета) $d[\ln m]$ может быть представлено через относительное изменение реального потребления $d[\ln Q]$ и агрегированного индекса цен $d[\ln P]$:

$$d[\ln m] = d[\ln P] + d[\ln Q] \quad (54)$$

$$d[\ln Q] \equiv \sum_j w_j d[\ln q_j] \quad (55)$$

$$d[\ln P] \equiv \sum_j w_j d[\ln p_j] \quad (56)$$

где w_i – доля трат на товар i в бюджете. В терминах реального потребления и компенсированной эластичности Слуцкого ε_{ij} , первый дифференциал логарифма потребления можно представить в виде:

$$d[\ln q_i] = \eta_i \left(d[\ln m] - \sum_j w_j d[\ln p_j] \right) + \sum_j \varepsilon_{ij} d[\ln p_j] \quad (57)$$

Это лог-линейное уравнение спроса имеет интерпретируемые коэффициенты. Однако требование постоянных значений эластичности означает, что, например, условие полноты распределения бюджета записывается в виде:

$$\sum_i \eta_i w_i = 1 \quad (58)$$

которое при постоянных эластичностях может быть неразрешимо для всех периодов сразу периоде. (Barten, 1964) усреднил доли за весь период и, фактически, считал их постоянными. Такое ограничение трудно соблюсти на практике, так как оно часто не выполняется на реальных данных и ограничивает эффекты замещения товаров друг другом в потребительской корзине, (Clements, и др., 2015).

В работе (Theil, 1965) данное ограничение было снято, автор применил вероятностные методы для усовершенствования лог-линейного уравнения спроса (57), рассмотрев расходы на покупку товара как реализацию случайного процесса. В таком случае, вероятность потратить данную сумму на товар i равна доле трат на товары этого вида w_i . Уравнение (57) преобразуется к виду:

$$\begin{aligned} w_i d[\ln q_i] &= \mu_i \left(d[\ln m] - \sum_j w_j d[\ln p_j] \right) + \sum_j \pi_{ij} d[\ln p_j] = \\ &= \mu_i d[\ln Q] + \sum_j \pi_{ij} d[\ln p_j] \end{aligned} \quad (59)$$

где оцениваемые коэффициенты:

$$\mu_i \equiv w_i \eta_i \quad (60)$$

$$\pi_{ij} \equiv w_i \varepsilon_{ij} \quad (61)$$

есть произведение текущей доли трат на товары группы i в бюджете (расходах) (w_i) на эластичность потребления по доходу (η_i) и на компенсированную эластичность потребления по цене товара j (ε_{ij}), соответственно.

Пользуясь уравнением Слуцкого,

$$\varepsilon_{ij} = \varepsilon_{ij}^0 + w_j \eta_i, \quad (62)$$

можно выразить $\tilde{\varepsilon}_{ij}$ – некомпенсированную эластичность спроса на товар i по цене товара j , используя оценки коэффициентов Роттердамской модели:

$$\varepsilon_{ij}^0 = \frac{\pi_{ij} - w_j \mu_i}{w_i} \quad (63)$$

Важной особенностью данного способа оценки спроса является то, что постоянными считаются произведения эластичностей на доли расходов на конкретные виды товаров. Такая спецификация эконометрического уравнения подразумевает, что для каждого товара уменьшение доли трат на него соответствует увеличению эластичностей спроса (25), (26). Кроме того, поскольку $\eta_i = \frac{m}{q_i} \frac{\partial q_i}{\partial m}$, то $w_i \eta_i = \frac{\partial(p_i q_i)}{\partial m}$, что позволяет сделать следующую интерпретацию уравнения (24): Роттердамская модель подразумевает постоянство предельных долей расходов на каждый из товаров.

Это предположение, вероятно, является самой критикуемой частью модели, (Clements, и др., 2015). Из него вытекает утверждение, известное как критика Макфаддена (Clements, и др., 2015) - строгое следование уравнению Роттердамской модели для уровней, а не изменений потребления, самосогласовано для всех значений бюджета и потребления только при постоянных долях бюджета для каждого товара. Постоянные доли бюджета, помимо того, что нарушают закон Энгеля, еще и приводят к единичным эластичностям по доходу и собственной цене и нулевой эластичности по ценам субститутов. На эту критику Barten и Theil, авторы Роттердамской модели, отвечали, что модель строится на первом приближении потребления как функции цен и бюджета, является попыткой описания реальной динамики потребления при умеренных колебаниях объясняющих факторов (Clements, и др., 2015). Еще одним аргументом является то, что многие

альтернативные модели делают не менее спорные предположения, постулируя конкретный вид функции полезности репрезентативного потребителя. В этом смысле, многие из них накладывают более строгие ограничения на эластичности и доли трат в бюджете, (Clements, и др., 2015).

Помимо вышеозначенного экзогенно накладываемого ограничения на постоянство произведения доли трат и эластичностей, в Роттердамской модели есть ряд эндогенных ограничений. А именно, условия (Энгеля, Курно и Слуцкого) на величины эластичностей, выводящиеся из дифференцирования бюджетного ограничения $\sum_i p_i q_i(\mathbf{p}, e(\mathbf{p}, u)) = m$:

$$\text{полнота: } \sum_i \mu_i = 1 \quad (64)$$

$$\text{однородность: } \sum_i \pi_{ij} = 0 \quad (65)$$

$$\text{симметрия: } \pi_{ij} = \pi_{ji} \quad (66)$$

$$\text{квазивогнутость: } \sum_j \sum_i q_i \pi_{ij} q_j < 0 \quad (67)$$

Уравнение (24) с ограничениями (27)-(30) – есть классический вид Роттердамской модели спроса, (Clements, и др., 2015), (Barten, 1993). Однако, это не означает, что данные ограничения на оцениваемые коэффициенты необходимо строго соблюдать при оценивании. Как правило, их рассматривают как способ проверки применимости Роттердамской модели в рамках анализа получившихся коэффициентов. Например, в статье (Marquez, 1994) приводится сравнение оценок уравнения (24) без ограничений и оценок, построенных при учете ограничений. Показано, что данные не противоречат условиям однородности и симметрии. Условие полноты в работе (Marquez, 1994) отдельно не проверялось, так как оно использовалось для вычисления эластичностей потребления импорта из «прочих стран». При рассмотрении макроэластичности в модели присутствует лишь две группы товаров: отечественные и импортные ($i \in \{D, M\}$).

Фильтр Калмана с сезонными компонентами

Поскольку популярные методы сглаживания циклических компонент, такие как фильтр Ходрика-Прескотта обладают серьёзными недостатками (Hamilton, 2017), для сезонной коррекции используемых данных мы использовали фильтр

Калмана с сезонными компонентами, на основе моделей, предложенных в (Harvey, 1990).

Структурная модель фильтра имеет следующий вид:

$$c_{T+l|T} = -\sum_{j=1}^{s-1} c_{T+l-j|T} + e_{T+l}, \quad l = 1, 2, \dots \quad (68)$$

$$e_{T+l} = \varepsilon_{T+l} + \beta_1 \varepsilon_{T+l-1} + \beta_2 \varepsilon_{T+l-2}, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. \quad (69)$$

$$\tau_{T+l} = \mu + \tau_{T+l-1} + v_{T+l}, \quad v_t \sim i.i.d. \quad (70)$$

$$Y_{T+l} = \alpha_0 + c_{T+l} + \tau_{T+l} + u_{T+l}, \quad u_t \sim i.i.d. \quad (71)$$

В ней уравнение (68) описывает поведение сезонных компонент: сумма всех сезонных отклонений c_t за полный цикл из $s = 12$ месяцев отклоняется от нуля на величину случайной ошибки e_{T+l} , имеющей МА(2)-структуру (69). Уравнение (71) описывает разложение наблюдаемой компоненты Y_{T+l} на сезонность c_{T+l} , тренд τ_{T+l} и случайный шок u_{T+l} . В свою очередь, тренд τ_{T+l} представляется случайным блужданием со сдвигом μ - уравнение (70). После оценки системы (68)-(71) методом максимального правдоподобия и восстановления сглаженных наблюдений $\hat{Y}_t$, мы конструировали ряд $\hat{Y}_t^c$ с удалённой сезонностью:

$$\hat{Y}_t^c = \hat{Y}_t - \hat{c}_t$$

Оценки макроэластичности на основе Роттердамской модели без ограничений проводились независимо для 17 групп продовольственных товаров, каждая из которых содержит по две подгруппы – импорт и товары отечественного производства. Из-за отсутствия данных по потребительским ценам отдельно для отечественных и импортных товаров, для обоих показателей использовались прокси-переменные.

В качестве прокси для потребительских цен на импортные товары использовалась средняя цена импортируемой продукции на границе, а для объемов потребления – физические объемы импорта за текущий месяц. Мы использовали высокочастотные данные по международной торговле, полученные из базы данных COMTRADE Monthly, которая содержит информацию о физических объемах и

стоимости импорта и экспорта. Перевод цен импорта на границе из долларов США в рубли производился по среднемесячному обменному курсу Банка России.

Отметим, что при более строгом подходе в качестве прокси для изменения цен импортных товаров на потребительском рынке следует использовать динамику средних цен импорта с учетом изменений пошлин. Однако, на рассматриваемом промежутке времени изменения пошлин практически не происходило, и резкие колебания курса и введение эмбарго оказали более значимое влияние на динамику цен импорта.

В качестве прокси для потребительских цен отечественных товаров использовались данные по средним ценам отечественных производителей: ЕМИСС «Средние цены производителей промышленных товаров с 2010 г. по 2016 г.» и ЕМИСС «Средние цены производителей сельскохозяйственной продукции, реализуемой сельскохозяйственными организациями по 2016 г.» (месячные данные). Полученные величины цен на импортную и отечественную продукцию, облагаемую акцизными пошлинами, корректировались на текущие значения акцизов².

Аналогичным образом, в качестве прокси для объемов потребления отечественных товаров принимались данные по объемам отгрузки товаров отечественными производителями за вычетом объемов экспорта в том же месяце; источник данных: ЕМИСС «Производство основных видов продукции в натуральном выражении с 2010 г. по 2016 г. (оперативные данные в соответствии с ОКПД)» и COMTRADE Monthly.

В качестве обоснования для использования цен производителей и импортеров как прокси для потребительских цен, можно привести следующие аргументы. Во-первых, для уравнивания спроса в форме процентных приростов (24), использование цен производителей (цен импортеров на границе) эквивалентно использованию потребительских цен в том случае, когда они прямо пропорциональны друг другу – то есть, когда наценки торговых посредников составляют постоянные доли от конечной цены.

² Методика расчета цен производителей Росстата не подразумевает учет в них налогов, не входящих в себестоимость продукции: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/prices/met-zenproizv.doc.

Гипотеза о линейности соотношения цен потребителей и производителей была протестирована на данных по ценам на говядину – товар со значительной долей импорта в потреблении. Для этого показатели внутренних цен потребителей, полученные из базы данных Росстата «Еженедельные средние потребительские цены на отдельные товары и услуги», были агрегированы в ежемесячные и отфильтрованы для очистки от сезонных эффектов. Оценивалась линейная регрессия

$$\tilde{p}_t = bP_t + u_t, \quad (72)$$

где $\tilde{p}_t$ – потребительская цена на говядину в период t ; b – оцениваемый коэффициент; u_t – ошибки регрессии. P_t – индекс цен поставщиков на говядину, который равен взвешенной сумме цен отечественных производителей и цен импортеров на границе:

$$P_t = w_{Dt} p_{Dt} + w_{Mt} p_{Mt} \quad (73)$$

В этом уравнении w_{Dt} и w_{Mt} – стоимостные доли отечественной и импортной говядины в общем потреблении за период t ; p_{Dt} и p_{Mt} – средние цены на говядину у отечественных производителей и импортеров на границе. Все цены и стоимости для расчета долей использовались с учетом фильтра для того, чтобы избежать авторегрессии трендов\сезонностей.

Полученное значение оценки коэффициента b регрессии равно 1.43; она имеет высокую значимость, из чего следует, что зависимость между потребительской ценой $\tilde{p}_t$ и взвешенной суммой цен производителей и импортеров P_t для рассматриваемого товара близка к линейной. Таким образом, использование цен производителей и импортеров в качестве прокси для компонентов потребительских цен, можно считать обоснованным.

Важно отметить, что используемые прокси для потребительских цен отдельно для отечественных и импортных товаров являются одним из наиболее часто встречающихся в литературе. Например, в работе (Feenstra, и др., 2018) макроэластичность также оценивается с использованием цен импорта и цен отечественных производителей.

Перед проведением оценок уравнения Роттердамской модели (24) рассчитывались параметры агрегированных отечественных и импортных товаров внутри каждой товарной группы, для чего вычислялись агрегированные индексы

цен и потребления и стоимостные доли отечественного и импортного агрегированных товаров в общем потреблении данной товарной группы. Более подробная информация об их составе представлена в Приложении 1.

Далее, на примере товарной группы «Мясо» приводится описание процедуры агрегации. Группа «Мясо» содержит 5 компонент (k): говядина, свинина, мясо птицы, субпродукты, баранина. При этом, для некоторых из них, например, говядины, данные об отечественном производстве дезагрегированы на производство охлаждённого и замороженного мяса. Так как данные товары являются близкими субститутами для потребителей, можно считать, что эластичность замещения между ними гораздо выше макроэластичности. Это означает, что, с практической точки зрения, данные товары можно считать субститутами. Суммируя их общий физический объем за каждый месяц, рассчитывалось количество произведенной говядины q_{Dt}^k (k – говядина). Используя данные Росстата о средних ценах производителей p_{Dt}^k , оценивалась стоимость произведенной говядины.

Таким же образом определялась суммарная стоимость произведенного мяса (за вычетом экспорта): $V_{Dt} = \sum_k p_{Dt}^k q_{Dt}^k$ и доли стоимостей каждой компоненты в общей стоимости товарной группы: $w_{Dt}^k = \frac{p_{Dt}^k q_{Dt}^k}{V_{Dt}}$. Ценовой индекс домашнего производства (за вычетом экспорта) вычисляется аналогично (22):

$$\ln P_{Dt} = \sum_k w_{Dt}^k \ln p_{Dt}^k \quad (74)$$

Количественный индекс:

$$Q_{Dt} = \frac{V_{Dt}}{P_{Dt}} \quad (75)$$

Аналогичным образом обрабатывались данные по импорту и рассчитывались показатели V_{Mt} , P_{Mt} , Q_{Mt} . Для импорта в качестве компонент k использовались четырехзначные позиции ТН ВЭД (для товарной группы «сигареты» - шестизначные позиции).

При использовании цен отечественных производителей и импортеров в качестве прокси-переменных для потребительских цен на отечественную и импортную продукцию для соблюдения бюджетного уравнения (20) общие расходы на потребление следует вычислять как сумму стоимости произведенного отечественного (за вычетом экспорта) и импортированного мяса:

$$m_t = V_{Dt} + V_{Mt} = \sum_k p_{Dt}^k q_{Dt}^k + \sum_k p_{Mt}^k q_{Mt}^k \quad (76)$$

Отметим, что рассмотрение отечественного мяса как одного товара, конкурирующего с импортным мясом, может показаться спорным. Однако, выделение такой крупной товарной группы из всего продовольствия основано на практических соображениях. Во-первых, структура потребления мяса (по сортам) была относительно стабильна за рассматриваемый период с 2010 по 2016 г. Во-вторых, резкие изменения курса рубля и продовольственное эмбарго являлись общими шоками для всех импортных сортов мяса (кроме мяса птицы). Таким образом можно заключить, что динамика определялась в основном замещением импортного мяса отечественным, а не различных сортов мяса друг другом. Кроме того, для всех прочих 16 товарных групп их более мелкое разбиение невозможно из-за недостаточно детальной структуры данных по отечественному производству. Описательная статистика цен и долей импорта и отечественных товаров по каждой из используемых 17 товарных групп представлена в таблице 2.

Таблица 2 – Описательная статистика используемых данных

Товарная группа	Период наблюдений	Среднее значение цен производителей и импортеров, руб.		Средняя доля товаров в корзине, %		Доля от общей стоимости импорта по данной категории HS2 в 2016 г., в %
		отеч.	импорт	отеч.	импорт	
Мясо	2010-2016	100,9	118,0	72,4	27,6	97,0
Рыба	2012-2016	66,8	153,1	78,6	21,4	100
Молоко	2012-2016	36,5	64,8	88,9	11,1	93,1 ¹
Масло	2012-2016	137,2	152,8	72,2	27,8	
Сыр	2012-2016	170,4	176,6	61,9	38,1	
Яйца	2010-2016	31,9	116,0	94,1	5,9	
Чай, кофе	2012-2016	332,6	234,4	58,5	41,5	92,0 ¹
Масло растительное	2012-2016	41,2	66,4	91,1	8,9	84,4
Продукция мясная	2012-2016	185,9	144,6	96,1	3,9	100
Сахар	2012-2016	28,5	20,2	73,0	27,0	56,9 ²
Шоколад, конфеты	2012-2016	226,1	183,0	96,1	3,9	
Пищевые продукты из муки	2012-2016	30,5	104,4	60,9	39,1	96,7

Товарная группа	Период наблюдений	Среднее значение цен производителей и импортеров, руб.		Средняя доля товаров в корзине, %		Доля от общей стоимости импорта по данной категории HS2 в 2016 г., в %
		отеч.	импорт	отеч.	импорт	
Хлебо-булочные изделия	2012-2016	174,8	115,5	82,4	17,6	69,6
Пищевые продукты из овощей и фруктов	2012-2016	28,4	51,2	59,0	41,0	
Безалкогольные напитки	2012-2016	16,8	47,2	92,4	7,6	99,6 ¹
Алкогoль-ные напитки	2010-2017	44,4	182,0	82,5	17,5	
Сигареты	2012-2016	332,6	234,4	98,3	1,7	14,2

Примечание: ¹ - в данную товарную группу входит продукция, относящаяся к разным категориям HS2. Значение показателя стоимостной доли приводится только для категории HS2, в которой стоимость импортируемых товаров максимальна.

² - доля стоимости рассчитана от суммарной стоимости 17й и 18й категорий HS2. Импорт какао-паст, порошков и масла, входящий в 18-ю категорию HS2, в данной товарной группе не рассматривался.

Поскольку в исследовании использовались месячные данные, по большинству позиций имеющие сильно выраженную сезонность, это необходимо учитывать для корректной спецификации моделей спроса (Fraser, и др., 2002). В работе (Fraser, и др., 2002), исследуя спрос на мясо в Великобритании, авторы включали сезонные компоненты в оцениваемую модель. В данном исследовании далее использовались аналогичные структурные уравнения для компонент сезонности, также описанные в (Harvey, 1990), но в отличие от (Fraser, и др., 2002), сезонность из используемых переменных до оценки основной модели спроса удалялась. При этом использовались фильтр и процедура сглаживания Калмана, позволяющие помимо удаления сезонности, также частично решить проблему ошибок наблюдения, связанных с неполнотой данных таможенной статистики.

Описание данных, используемых для эмпирической оценки моделей

Источники данных

Для оценки эластичности спроса на импорт и отечественные товары использовались данные COMTRADE Monthly (физические объемы и стоимости импорта), ЕМИСС «Средние цены производителей промышленных товаров с 2010 г. по 2016 г.», ЕМИСС «Производство основных видов продукции в натуральном выражении с 2010 г. по 2016 г. (оперативные данные в соответствии с ОКПД)», ЕМИСС «Средние цены производителей сельскохозяйственной продукции, реализуемой сельскохозяйственными организациями по 2016 г.», БД «Консультант плюс» (значения акцизных пошлин), ЦБ России (курс рубля к доллару США). Перед процедурой оценки модели проводилась агрегация данных, входящих в каждую оцениваемую группу; при этом для каждого периода времени (использовались месячные и квартальные данные) рассчитывались общие стоимости потребленных товаров, а также индексы цены и количества для отечественных товаров и импорта.

Во второй части эмпирического исследования мы использовали в качестве источника данных об экспорте и импорте данные ФТС. По сравнению с COMTRADE Monthly, они имеют ряд преимуществ:

- использование данных по российскому импорту вместо данных по экспорту в Россию стран мира делает наблюдения более однородными;
- база ФТС заполняется «быстрее», т.е. содержит больше наблюдений, относящихся к недавно прошедшим периодам.

При этом, существенным недостатком базы ФТС является то, что наблюдения в ней ведутся, начиная с января 2012 года – и это сильно снижает количество точек, пригодных для анализа (по сравнению с COMTRADE); таким образом, получаемые регрессионные коэффициенты, как правило, имеют более низкую статистическую значимость.

Процедура агрегации

При составлении спецификаций товарных групп мы подбирали наборы продовольственных товаров – близких субституты, для которых модель двухстадийного бюджетирования репрезентативным агентом является в наибольшей мере оправданной. В итоге, нам удалось выделить 19 групп,

представленных в таблицах. Из них только для 17 доступны данные по ежемесячному производству и ценам производителей в России. Поскольку основной задачей в рамках данного исследовательского проекта является изучение конкуренции между товарами отечественного производства и импортом, для уменьшения числа оцениваемых параметров моделей спроса мы используем агрегированные индексы импорта и отечественного производства в каждой из товарных групп. После каждой таблицы с указаниями источников данных по импорту, отечественному производству в натуральном выражении и ценам, приводится детальное описание процедуры агрегации данных.

Описание используемых моделей

Для исследований эффектов дохода и замещения использовалась Роттердамская модель (Theil, 1965). Для каждой из товарных групп, представленных в таблице 1, мы оцениваем систему уравнений спроса (77)–(78) на индексные показатели отечественного производства и импорта с ограничениями на параметры (79)–(82).

$$w_{Dom,t} \Delta \ln q_{Dom,t} = \mu_{Dom} (\Delta \ln m_t - w_{Dom,t} \Delta \ln p_{Dom,t} - w_{Im,t} \Delta \ln p_{Im,t}) + \pi_{\{Dom,Dom\}} \Delta \ln p_{Dom,t} + \pi_{\{Dom,Im\}} \Delta \ln p_{Im,t} + e_{Dom,t} \quad (77)$$

$$w_{Im,t} \Delta \ln q_{Im,t} = \mu_{Im} (\Delta \ln m_t - w_{Dom,t} \Delta \ln p_{Dom,t} - w_{Im,t} \Delta \ln p_{Im,t}) + \pi_{\{Im,Dom\}} \Delta \ln p_{Dom,t} + \pi_{\{Im,Im\}} \Delta \ln p_{Im,t} + e_{Im,t} \quad (78)$$

$$\sum_i \mu_i = 1 \quad (79)$$

$$\sum_i \pi_{ij} = 0 \quad (80)$$

$$\pi_{ij} = \pi_{ji} \quad (81)$$

$$\sum_j \sum_i q_i \pi_{ij} q_j < 0 \quad (82)$$

В этой спецификации используются следующие обозначения:

Δ – изменение показателя во времени по сравнению с уровнем предыдущего периода; m_t – номинальные суммарные расходы на исследуемую товарную группу

в период t , складывается из суммарной стоимости импорта $V_{Im,t}$ и стоимости отечественного производства $V_{Dom,t}$; $p_{i,t}$ – цена индекса отечественной ($i=Dom$) или импортной ($i=Im$) продукции, рассчитанная как взвешенное среднее геометрическое по 4-значным позициям ТН ВЭД, включенным в исследуемую товарную группу:

$$p_{i,t} = \prod_{j=1}^k (p_{ij,t})^{w_{ij,t}}; \quad p_{ij,t} - \text{средняя цена импортных товаров 4-значной позиции } j \text{ в}$$

текущий период t , $w_{ij,t}$ – доля данной 4-значной позиции в общей стоимости импорта

за период t ; $q_{i,t} = \frac{m_i}{p_{i,t}}$ – объём потребления отечественного или импортного

товарного индекса; $w_{i,t} = \frac{p_{i,t} q_{i,t}}{p_{Dom,t} q_{Dom,t} + p_{Im,t} q_{Im,t}}$ – доля расходов на отечественную и

импортную продукцию; μ_{Dom} и $\pi_{\{i,j\}}$ – оцениваемые параметры модели; $e_{i,t}$ – ошибки регрессии в период t .

Оцениваемые параметры регрессий (77)-(78) связаны со значениями эластичностей спроса: $T_{\{i,j\},t} = w_{i,t} \cdot \pi_{\{i,j\}}$, $\eta_{i,t} = w_{i,t} \cdot \mu_i$, где $\eta_{i,t}$ – эластичность товара i по доходу, а $T_{\{i,j\},t}$ – компенсированная ценовая эластичность спроса на i -й товар по цене j -го.

Расчет эффектов замещения и дохода

Оцененные коэффициенты модели (77)-(82) можно использовать для разложения изменений в объемах потребления отечественных и импортных товаров в любой период времени на эффекты дохода и замещения.

Для изменения объема потребления товаров отечественного производства:

$$\frac{\pi_{\{Dom,Dom\}}}{w_{Dom,t}} \cdot \Delta \ln p_{Dom,t} - \text{эффект замещения, связанный с изменением цены на товары}$$

отечественного производства;

$$\frac{\pi_{\{Dom,Im\}}}{w_{Dom,t}} \cdot \Delta \ln p_{Im,t} - \text{эффект замещения, связанный с изменением цены на}$$

импортные товары;

$$-\mu_{Dom} \Delta \ln p_{Dom,t} - \text{эффект дохода, связанный с изменением цены на товары}$$

отечественного производства;

$-\frac{\mu_{Dom} w_{Im,t}}{w_{Dom,t}} \cdot \Delta \ln p_{Im,t}$ – эффект дохода, связанный с изменением цены на импортные товары;

$\frac{\mu_{Dom}}{w_{Dom,t}} \cdot \Delta \ln m_t$ – эффект дохода, связанный с изменением доходов.

Для изменения объема потребления импортных товаров:

$\frac{\pi_{\{Im,Dom\}}}{w_{Im,t}} \cdot \Delta \ln p_{Dom,t}$ – эффект замещения, связанный с изменением цены на товары отечественного производства;

$\frac{\pi_{\{Im,Im\}}}{w_{Im,t}} \cdot \Delta \ln p_{Im,t}$ – эффект замещения, связанный с изменением цены на импортные товары;

$-\frac{\mu_{Im} w_{Dom,t}}{w_{Im,t}} \cdot \Delta \ln p_{Dom,t}$ – эффект дохода, связанный с изменением цены на товары отечественного производства;

$-\mu_{Im} \Delta \ln p_{Im,t}$ – эффект дохода, связанный с изменением цены на импортные товары;

$\frac{\mu_{Im}}{w_{Im,t}} \cdot \Delta \ln m_t$ – эффект дохода, связанный с изменением доходов.

Таблица 3 – Расчет эффектов дохода и замещения для товарной группы «Мясо» с 2015 по 2013 гг.

Наименование эффекта	Отечественное производство		Импорт	
	Способ 1	Способ 2	Способ 1	Способ 2
Эффект дохода, связанный с изменением доходов	0,28	0,26	0,50	0,63
Эффект дохода, связанный с изменением цены на товары отечественного производства	-0,17	-0,17	-0,30	-0,42
Эффект дохода, связанный с изменением цены на импортные товары	-0,053	-0,071	-0,17	-0,17
Эффект замещения, связанный с изменением цены на товары отечественного производства	-0,15	-0,14	0,37	0,47
Эффект замещения, связанный с изменением цены на импортные товары	0,099	0,091	-0,22	-0,28

Суммарное прогнозное изменение в индексе производства	0,0025	-0,034	0,17	0,23
Фактическое изменение в индексе производства	0,217		-0,612	

Примечание: рассчитано авторами.

Таблица 4 – Расчет эффектов дохода и замещения для товарной группы «Мясо» с января 2013 по февраль 2013 гг.

Наименование эффекта	Отечественное производство		Импорт	
	Способ 1	Способ 2	Способ 1	Способ 2
Эффект дохода, связанный с изменением доходов	-3,25%	-3,25%	-6,05%	-6,08%
Эффект дохода, связанный с изменением цены на товары отечественного производства	1,45%	1,45%	2,69%	2,71%
Эффект дохода, связанный с изменением цены на импортные товары	0,44%	0,44%	0,82%	0,82%
Эффект замещения, связанный с изменением цены на товары отечественного производства	1,29%	1,28%	-3,25%	-3,26%
Эффект замещения, связанный с изменением цены на импортные товары	-0,46%	-0,46%	1,08%	1,08%
Суммарное прогнозное изменение в индексе производства	-0,54%	-0,54%	-4,71%	-4,74%
Фактическое изменение в индексе производства	-1,10%		-3,12%	

Переход от эффектов дохода и замещения за один период к многопериодным, а также их агрегация представлены далее:

$$\begin{aligned}
\ln \frac{q_{Dom,t+1}}{q_{Dom,t}} &= \frac{\mu_{Dom}}{w_{Dom,t}} \ln \frac{I_{t+1}}{I_t} - \mu_{Dom} \ln \frac{P_{Dom,t+1}}{P_{Dom,t}} - \mu_D \frac{w_{Im,t}}{w_{Dom,t}} \ln \frac{P_{Im,t+1}}{P_{Im,t}} + \frac{\pi_{\{Dom,Dom\}}}{w_{Dom,t}} \ln \frac{P_{Dom,t+1}}{P_{Dom,t}} + \\
&+ \frac{\pi_{\{Dom,Im\}}}{w_{Dom,t}} \ln \frac{P_{Im,t+1}}{P_{Im,t}} \\
\frac{q_{Dom,t+1}}{q_{Dom,t}} &= \exp \left(\frac{\mu_{Dom}}{w_{Dom,t}} \ln \frac{I_{t+1}}{I_t} - \mu_{Dom} \ln \frac{P_{Dom,t+1}}{P_{Dom,t}} - \mu_{Dom} \frac{w_{Im,t}}{w_{Dom,t}} \ln \frac{P_{Im,t+1}}{P_{Im,t}} + \right. \\
&\left. + \frac{\pi_{\{Dom,Dom\}}}{w_{Dom,t}} \ln \frac{P_{Dom,t+1}}{P_{Dom,t}} + \frac{\pi_{\{Dom,Im\}}}{w_{Dom,t}} \ln \frac{P_{Im,t+1}}{P_{Im,t}} \right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{q_{t+k}^D}{q_t^D} &= \left[\prod_{i=1}^k \left(\frac{I_{t+i}}{I_{t+i-1}} \right)^{\frac{\mu_{Dom}}{w_{Dom,t+i-1}}} \right] \left[\left(\frac{P_{Im,t+k}}{P_{Dom,t}} \right)^{-\mu_{Dom}} \right] \left[\prod_{i=1}^k \left(\frac{P_{Im,t+i}}{P_{Im,t+i-1}} \right)^{\frac{-\mu_{Dom} w_{Im,t+i-1}}{w_{Dom,t+i-1}}} \right] \times \\
&\times \left[\prod_{i=1}^k \left(\frac{P_{Dom,t+i}}{P_{Dom,t+i-1}} \right)^{\frac{\pi_{\{Dom,Dom\}}}{w_{Dom,t+i-1}}} \right] \left[\prod_{i=1}^k \left(\frac{P_{Im,t+i}}{P_{Im,t+i-1}} \right)^{\frac{\pi_{\{Dom,Im\}}}{w_{Im,t+i-1}}} \right] \\
\frac{\tilde{q}^{2015}}{q^{2013}} &= \frac{\sum_{i=1}^{12} \alpha_{income_1}^i \alpha_{income_2}^i \alpha_{income_3}^i \alpha_{sub_1}^i \alpha_{sub_2}^i q_i^{2013}}{q^{2013}} \xrightarrow{\alpha=1+\beta} \\
&\xrightarrow{\alpha=1+\beta} \sum_{i=1}^{12} \frac{q_i^{2013}}{q^{2013}} \left[\beta_{income_1}^i + \beta_{income_2}^i + \beta_{income_3}^i + \beta_{sub_1}^i + \beta_{sub_2}^i \right] \\
\frac{\tilde{q}^{2015}}{q^{2013}} - 1 &= \left(\sum_{i=1}^{12} \frac{q_i^{2013}}{q^{2013}} \beta_{income_1}^i \right) + \left(\sum_{i=1}^{12} \frac{q_i^{2013}}{q^{2013}} \beta_{income_2}^i \right) + \left(\sum_{i=1}^{12} \frac{q_i^{2013}}{q^{2013}} \beta_{income_3}^i \right) + \\
&+ \left(\sum_{i=1}^{12} \frac{q_i^{2013}}{q^{2013}} \beta_{sub_1}^i \right) + \left(\sum_{i=1}^{12} \frac{q_i^{2013}}{q^{2013}} \beta_{sub_2}^i \right)
\end{aligned}$$

Оценка величин эластичностей спроса на импорт по группе товарных позиций

В таблицах приведены оценки Роттердамской модели для систем спроса на отечественные и импортные товары для товарных групп, обсуждавшихся ранее. При этом, при оценке Роттердамской модели не производилось усреднение весов долей товаров в общей корзине между текущим периодом и его лагом.

Оценка эластичностей потребления

Результаты оценки регрессий уравнений спроса (77)–(78) для каждой из 17 товарных групп представлены в Таблице 5.

Таблица 5 – Оценки Роттердамской модели для исследуемых товарных групп

Товарная группа	μ_D	$\pi_{D,D}$	$\pi_{D,M}$	μ_M	$\pi_{M,D}$	$\pi_{M,M}$	Кол-во набл.	R_D^2	R_M^2
Мясо	0.338***	-0.247***	0.121**	0.682***	0.250***	-0.115*	82	0.463	0.728
Рыба	0.0235	-0.374***	0.00530	0.940***	0.226***	-0.0133	58	0.676	0.994
Молоко	0.602***	-0.0842	0.0741***	0.369***	0.00196	-0.0762***	58	0.678	0.990
Масло сливочное	0.519***	-0.422***	0.287***	0.490***	0.437***	-0.283***	58	0.585	0.737
Сыр	0.165***	0.113	0.0793***	0.830***	-0.140	-0.0807***	58	0.214	0.994
Яйца	0.718***	-0.0205***	0.0419***	0.134**	0.0112	-0.0379***	82	0.818	0.180
Чай, кофе	0.901***	0.0153	0.403***	0.0816**	0.0129	-0.388***	58	0.895	0.982
Растительное масло	0.954***	-0.00918	0.119***	0.0186	-0.0315	-0.128***	58	0.933	0.824
Продукция мясная	0.846***	-0.0411	0.0329***	0.173***	0.0736**	-0.0317***	58	0.899	0.935
Сахар	1.047***	0.0333***	0.288***	0.0120	0.00796	-0.265***	58	0.996	0.976
Шоколад, конфеты	1.012***	0.00893**	0.0441***	-0.00382	-0.000428	-0.0411***	58	0.999	0.951
Пищевые продукты из муки	0.284***	-0.304***	0.113***	0.761***	0.262***	-0.0966***	58	0.831	0.995
Хлебобулочные изделия	0.674***	0.0790	0.128***	0.318***	-0.0299	-0.127***	58	0.486	0.983
Продукция из овощей и фруктов	0.396***	-0.147***	0.166***	0.370***	0.106***	-0.241***	58	0.792	0.977
Безалкогольные напитки	0.869***	-0.0996***	0.0652***	0.162***	0.101***	-0.0586***	58	0.995	0.861
Алкогольные напитки	0.598***	-0.346***	0.113***	0.282***	0.270***	-0.107***	90	0.970	0.670
Сигареты	0.986***	-0.0156***	0.0141***	0.000317	0.000264	-0.0146***	58	0.999	0.827

Примечание: *** – коэффициент значим на уровне 1%, ** – на уровне 5%, * – на уровне 10%.

Коэффициент μ_D – стоимостная доля трат на отечественную продукцию в рассматриваемой товарной группе – положителен и статистически значим для всех 17 товарных групп, что означает, что отечественные товары в каждой из групп являются нормальными. Аналогичный коэффициент для импортных товаров μ_M является значимым и положительным для 13 товарных групп и незначимым для 4 групп (большинство импортных агрегированных товаров являются нормальными, а для остальных данная гипотеза не отвергается).

Как уже было отмечено выше, оценка Роттердамской модели строилась без наложения аналитических ограничений (27)-(30), но с проверкой их выполнения по итогам. Гипотеза: *в случае применимости Роттердамской модели спроса, оцениваемые коэффициенты должны удовлетворять условию полноты распределения бюджета:*

$$\mu_D + \mu_M = 1 \quad (83)$$

Результаты тестирования гипотезы приведены в таблице 6. Для 10 товарных групп данная гипотеза не отвергается на 10% уровне значимости. Из семи групп товаров, для которых данная гипотеза отвергается на 10% уровне значимости – пять относятся к группам продовольствия, затронутых эмбарго. Для них гипотеза дополнительно тестировалась только для периода до введения продуктового эмбарго (столбец 3, таблица 6). Для четырех (из пяти) групп, затронутых эмбарго, для которых гипотеза отвергается на всем периоде, она не отвергается на периоде до введения эмбарго. Еще для одной группы (масло растительное) уровень значимости теста составляет 5%. Для мяса и мясных продуктов период оценки ограничен январем 2014г., так как в феврале-марте 2014г. из-за вспышки африканской чумы свиней был введен запрет на ввоз свинины из стран-членов ЕС, которые являлись значимыми импортерами данного вида продукции на российский рынок.

Следовательно, на основании проверки правила полноты распределения бюджета, можно заключить, что Роттердамская модель применима (удовлетворяет аналитическому условию на бюджет) для 15 из 17 товарных групп. Однако, её применимость ограничена для товарных групп, затронутых введением запрета на импорт (запрет на импорт свиней и продовольственное эмбарго).

Отметим, что другие известные модели спроса так же ограниченно применимы для периодов частичного или полного запрета на импорт. При введении таких запретов нарушается предположение о малости приращений и гладкости функций. Кроме того, техническое моделирование последствий таких запретов может требовать экономически необоснованных предположений, например, увеличения цен до бесконечности или резкого изменения функции предпочтения репрезентативного покупателя.

Таблица 6 – Тестирование гипотезы о полноте распределения бюджета

Наименование товарной группы	P-value, вся выборка	P-value, ограниченная выборка (до мая 2014)
Мясо	0,01	0,32*
Рыба	0,21	-
Молоко	0,30	-
Масло	0,45	-
Сыр	0,76	-
Яйца	0,00	0,30
Чай, кофе	0,55	-
Масло растительное	0,05	0,05
Продукция мясная	0,05	0,31 ¹
Сахар	0,00	0,00
Шоколад, конфеты	0,14	-
Пищевые продукты из муки	0,53	-
Хлебобулочные изделия	0,80	-
Пищевые продукты из овощей и фруктов	0,00	0,67
Безалкогольные напитки	0,46	-
Алкогольные напитки	0,13	-
Сигареты	0,00	0,00

Примечание: ¹ - для мяса и мясной продукции выборка ограничена по январь 2014 г. из-за введенного запрета на импорт свиней из стран ЕС.

В рамках анализа полученных результатов с использованием средних долей расходов на отечественный ($\bar{w}_D = \frac{1}{T} \sum_t w_{Dt}$) и импортный ($\bar{w}_M$) товар в соответствующей группе был проведен перевод коэффициентов модели μ и π в эластичности по доходу и цене. Значения эластичностей по доходу и некомпенсированных эластичностей по собственной цене и цене (импортного/отечественного) товара субститута приведены в таблице 7. Отметим, что при использовании в Роттердамской модели суммарных расходов на конкретную группу товаров, полученные эластичности следует интерпретировать как эластичности по

расходам, а не доходам. Однако, в силу стабильности доли трат на продовольствие в общих расходах населения, приближение эластичности по доходу эластичностью по расходам является допустимым.

Таблица 7 – Усредненные значения эластичностей по доходу и некомпенсированных эластичностей по цене

<i>Товарная группа</i>	<i>Эластичность потребления отечественного товара по:</i>			<i>Эластичность потребления импортного товара по:</i>		
	<i>доходу η_D</i>	<i>собственной цене $\tilde{\epsilon}_{D,D}$</i>	<i>цене импорт. товара $\tilde{\epsilon}_{D,M}$</i>	<i>доходу η_M</i>	<i>цене отеч. товара $\tilde{\epsilon}_{M,D}$</i>	<i>собственной цене $\tilde{\epsilon}_{M,M}$</i>
Мясо	0,47	-0,68	0,04	2,47	-0,88	-1,10
Рыба	0,03	-0,50	0,00	4,39	-2,39	-1,00
Молоко	0,68	-0,70	0,01	3,32	-2,93	-1,05
Масло сливочное	0,72	-1,10	0,20	1,76	0,30	-1,51
Сыр	0,27	0,02	0,03	2,18	-1,72	-1,04
Яйца	0,76	-0,74	0,00	2,28	-1,96	-0,78
Чай, кофе	1,54	-0,87	0,05	0,20	-0,08	-1,02
Растительное масло	1,05	-0,96	0,04	0,21	-0,54	-1,46
Продукция мясная	0,88	-0,89	0,00	4,43	-2,38	-0,99
Сахар	1,43	-1,00	0,01	0,04	0,00	-0,99
Шоколад, конфеты	1,05	-1,00	0,00	-0,10	0,08	-1,05
Пищевые продукты из муки	0,47	-0,78	0,00	1,94	-0,51	-1,01
Хлебобулочные изделия	0,82	-0,58	0,01	1,80	-1,66	-1,04
Продукция из овощей и фруктов	0,67	-0,65	0,01	0,90	-0,27	-0,96
Безалкогольные напитки	0,94	-0,98	0,00	2,14	-0,64	-0,93
Алкогольные напитки	0,72	-1,02	0,01	1,62	0,21	-0,89
Сигареты	1,00	-1,00	0,00	0,02	0,00	-0,87

Как следует из приведенных результатов, эластичности потребления по доходу для всех товаров кроме импортного шоколада являются положительными. Отметим,

что при строгом выполнении гипотезы о полноте распределения бюджета, средневзвешенная эластичность потребления отечественных и импортных товаров должна быть равна 1. Это означает, что если один из двух товаров, например, отечественный, обладает эластичностью по доходу меньше 1, то в этом случае импортный товар должен иметь эластичность больше 1. Таким образом, экономическую интерпретацию имеет скорее отношение эластичностей по доходу отечественных и импортных товаров.

Для 12 из 17 товарных групп эластичность потребления импортных товаров по доходу превосходит аналогичный показатель для отечественных товаров. Следовательно, для большинства товарных групп $\eta_D/\eta_M < 1$. Это согласуется с предположением, что отечественные товары чаще являются необходимыми товарами с неэластичным спросом (по доходу), а их импортные аналоги, обладая в среднем более высокой ценой, - товары с более эластичным спросом. Среди отечественных товаров 14 имеют эластичность (по доходу) в диапазоне от 0 до 1, т.е. являются нормальными товарами первой необходимости; а наибольшее значение эластичности равно 1,5 (для группы «чай и кофе»). Среди импортных товаров разброс значений эластичности по доходу гораздо больше от -0,1 (шоколад и конфеты) до 4,4 (рыба и мясная продукция). Только в пяти группах товаров импортные имеют эластичность по доходу меньше 1, в одиннадцати – больше 1. Такое различие указывает на то, что репрезентативный потребитель различает отечественные и импортные товары при приобретении.

Некомпенсированные эластичности потребления по собственной цене, приведенные в таблице 7, позволяют сравнить результаты для некоторых товарных групп с результатами других исследований, приводящих аналогичные результаты. Например, в работе (Cornelsen, и др.), см. таблицу 8, приводится мета-анализ исследований некомпенсированных эластичностей потребления по собственной цене для различных групп стран для семи категорий продовольственных товаров. По использованным критериям Россия относится к странам со средним уровнем доходов населения. Отметим, что полученные с помощью Роттердамской модели эластичности потребления по собственной цене для отечественных товаров и оценки приведенным в мета-анализе (Cornelsen, и др.) оказались очень близки для следующих товарных групп: мясо (-0,68 и -0,72), молоко и молочные продукты (-

0,70 и -0,72), хлебобулочные изделия и продукция из зерновых культур (-0,58 и -0,55), овощи и фрукты (-0,65 и -0,65). Более значительные расхождения наблюдаются для рыбы, масла и сладостей (см. таблицу 8).

Таблица 8 – Средние значения некомпенсированных эластичностей потребления по цене в группе стран со средним уровнем дохода и собственных оценок

<i>Товарная группа</i>	<i>Эластичность потребления по собственной цене в странах со средним уровнем дохода</i>	<i>Эластичность потребления отечественных товаров по собственной цене в России</i>	<i>Эластичность потребления импортных товаров по собственной цене в России</i>
Источник	(Cornelsen, и др.)	Расчеты автора	Расчеты автора
Мясо	-0,72****	-0,68	-1,10
Рыба	-0,73****	-0,50	-1,00
Молочные продукты	-0,72****		
Молоко		-0,70	-1,05
Продукция из зерновых культур	-0,55****		
Хлебобулочные изделия		-0,58	-1,04
Пищевые продукты из муки		-0,78	-1,01
Овощи и фрукты	-0,65****	-0,65	-0,96
Жиры и масла	-0,54****		
Масло сливочное		-1,10	-1,51
Растительное масло		-0,96	-1,46
Сладости	-0,68****		
Сахар		-1,0	-0,99
Шоколад, конфеты		-1,0	-1,05

Примечание: источник (Cornelsen, и др.), основан на мета-анализе 18 исследований для Венгрии, Болгарии, Литвы, Латвии, Румынии, Словении, Бразилии, Мексики, ЮАР, Турции и Саудовской Аравии.

Некомпенсированная эластичность потребления по собственной цене для всех импортных товаров, кроме напитков и сигарет, выше в абсолютном выражении, чем для отечественных, см. таблицу 7. Чему можно привести два объяснения.

Во-первых, отечественное продовольствие чаще является повседневными товарами, не имеющими близких заменителей, с низкой эластичностью спроса по собственной цене. Импортное продовольствие играет менее важную роль в потреблении. Эластичность спроса для половины импортных товаров по собственной цене говорит о том, что импортные товары этих категорий рассматриваются репрезентативным потребителем скорее, как деликатесы, чем продовольственные товары повседневного спроса.

Во-вторых, для части товаров импорт был дополнительно ограничен продовольственным эмбарго. При этом, введение эмбарго совпало по времени со значительным ослаблением номинального курса рубля ко всем основным валютам. Это могло привести к тому, что частично эффект эмбарго на физические объемы импорта вошел в оценку влияния цены на объемы импорта. В пользу такого объяснения говорит и тот факт, что различие в эластичностях по собственной цене отечественных и импортных выше в тех группах, которые были затронуты эмбарго. Тот факт, что некомпенсированная эластичность спроса на импорт по собственной цене для всех товаров близка к 1, означает, что сумма рублевых трат на импортное продовольствие относительно стабильна.

Малые величины перекрестных некомпенсированных эластичностей отечественного потребления по цене импорта указывают на то, что потребление отечественных товаров в целом слабо реагирует на изменение цен импорта. Для многих товарных групп это объясняется незначительностью доли импорта в потреблении, см. Таблицу 2. Противоположная ситуация наблюдается для импорта. Отрицательная эластичность потребления по цене отечественного товара отражает два факта. Во-первых, эмбарго привело к скачку цен на продовольственном рынке, росту инфляции и резкому снижению объемов импорта. Во-вторых, некомпенсированная эластичность включает в себя и эффект дохода от изменения цены отечественного товара, который в данном случае определил знаки перекрестных эластичностей импорта по цене отечественных товаров для большинства групп.

Для рассмотрения эффекта цены отечественных товаров на потребление импортных товаров отдельно от эффекта дохода от изменения цен необходимо обратиться к компенсированным эластичностям, таблица 9. Усредненные по времени компенсированные эластичности по ценам следуют из уравнения (26) и коэффициентов из таблицы 5. Компенсированные эластичности потребления отечественных товаров по цене импортных положительные и статистически значимы для 16 из 17 товарных групп, а эластичности потребления импортных товаров по ценам отечественных – для 8 из 17 групп товаров. При этом, ни одна из перекрестных компенсированных эластичностей не является отрицательной и статистически значимой.

Таблица 9 – Усредненные значения эластичностей по доходу и компенсированных эластичностей по цене

Товарная группа	η_D	$\varepsilon_{D,D}$	$\varepsilon_{D,M}$	η_M	$\varepsilon_{M,D}$	$\varepsilon_{M,M}$
Мясо	0,47***	-0,34***	0,17**	2,47***	0,91***	-0,42*
Рыба	0,03	-0,48***	0,01	4,39***	1,06***	-0,06
Молоко	0,68***	-0,09	0,08***	3,32***	0,02	-0,69***
Масло сливочное	0,72***	-0,58***	0,40***	1,76***	1,57***	-1,02***
Сыр	0,27***	0,18	0,13***	2,18***	-0,37	-0,21***
Яйца	0,76***	-0,02***	0,04***	2,28**	0,19	-0,65***
Чай, кофе	1,54***	0,03	0,69***	0,20**	0,03	-0,94***
Растительное масло	1,05***	-0,01	0,13***	0,21	-0,35	-1,44***
Продукция мясная	0,88***	-0,04	0,03***	4,43***	1,89**	-0,81***
Сахар	1,43***	0,05***	0,39***	0,04	0,03	-0,98***
Шоколад, конфеты	1,05***	0,01**	0,05***	-0,10	-0,01	-1,06***
Пищевые продукты из муки	0,47***	-0,50***	0,19***	1,94***	0,67***	-0,25***
Хлебобулочные изделия	0,82***	0,10	0,16***	1,80***	-0,17	-0,72***
Продукция из овощей и фруктов	0,67***	-0,25***	0,28***	0,90***	0,26***	-0,59***
Безалкогольные напитки	0,94***	-0,11***	0,07***	2,14***	1,33***	-0,77***
Алкогольные напитки	0,72***	-0,42***	0,14***	1,62***	1,55***	-0,61***
Сигареты	1,00***	-0,02***	0,01***	0,02	0,02	-0,87***

Все компенсированные эластичности потребления импорта по собственной цене отрицательны. Более того, во всех товарных группах (кроме «рыбы» и «безалкогольных напитков») абсолютная величина компенсированной эластичности по собственной цене у импорта выше. Это говорит о более значительной зависимости импорта от собственных цен. В случае отечественных товаров для двух категорий («сыр» и «чай, кофе») они положительны, но статистически незначимы, а еще для двух («сахар» и «шоколад») положительны и значимы. Таким образом, оценки компенсированных эластичностей по собственной цене не противоречат теоретическим предсказаниям для большинства товарных групп, кроме групп «шоколад» и «сахар».

При этом, в потреблении шоколада доля отечественных продуктов в среднем составляет 96%. Из-за этого изменение реального трат на отечественный и импортный шоколад практически линейно следует изменению объемов потребления отечественного шоколада. Данная проблема возникает во всех группах, где отечественная компонента дает практически всё потребление.

В случае с сахаром, несоответствие полученных оценок теоретическим ограничениям объясняется проблемами его беспошлинных поставок на рынок России через территорию Беларуси и Казахстана. Кроме того, из всех рассматриваемых категорий товаров только сахар можно отнести к биржевым товарам. Импорт сахара производится в основном в нефасованном виде, по этой причине, для компаний, производящих фасовку, и конечных потребителей дифференциация сахара по стране происхождения представляется маловероятной. Роттердамская модель полагает постоянными произведение эластичностей на доли расходов на конкретный товар, (25) и (26). По этой причине, все эластичности, приведенные в таблице 9, динамически меняются обратно-пропорционально доле трат на товар. Эластичности спроса на отечественную продукцию со временем снижается, а на импорт – увеличивается, что связано со снижением доли импортной продукции в потребительской корзине в рассматриваемый период.

Предсказательные свойства модели

Для оценки предсказательных свойств модели, проведем расчет разложения потребления (прироста потребления) по факторам за период. Для этого

просуммируем предсказанные приращения в каждом из месяцев, для которых проводилась оценка. В уравнениях (77)-(78) левая часть содержит произведение доли трат на изменение логарифма потребления. Разделив обе части на соответствующую долю в расходах, можно записать следующее выражение для оценки изменения потребления отечественного товара за несколько месяцев:

$$\ln \frac{Q_{D,t+k}}{Q_{D,t}} = \sum_{\tau=1}^k \Delta \ln Q_{D,t+\tau} =$$

$$= \underbrace{\sum_{\tau=1}^k \left[\frac{\hat{\mu}_D}{w_{D,t+\tau-1}} \Delta \ln I_{D,t+\tau} - \hat{\mu}_D \Delta \ln P_{D,t+\tau} - \frac{\hat{\mu}_D w_{M,t+\tau-1}}{w_{D,t+\tau-1}} \Delta \ln P_{M,t+\tau} \right]}_{\text{эффект дохода}} + \quad (84)$$

$$\underbrace{\sum_{\tau=1}^k \left[\frac{\hat{\pi}_{DD}}{w_{D,t+\tau-1}} \Delta \ln P_{D,t+\tau} \right]}_{\text{эффект замещения по собственной цене}} + \underbrace{\sum_{\tau=1}^k \left[\frac{\hat{\pi}_{DM}}{w_{D,t+\tau-1}} \Delta \ln P_{M,t+\tau} \right]}_{\text{эффект замещения по перекрестной цене}}$$

Первое слагаемое - эффект дохода - включает в себя: эффект дохода от изменения номинального дохода и эффект дохода от изменения цены на отечественный и импортный товары, соответственно. Второе слагаемое - эффект замещения, связанный с изменением собственной цены отечественного товара; третье – эффект замещения, связанный с изменением цены импортного товара (субститута). Аналогичное выражение можно выписать для изменения потребления импортного товара.

Для оценки предсказательной способности модели, сравнивались прогнозные и фактические значения изменения потребления отечественных товаров и импорта в 2016г. по сравнению с 2013г. Для этого вычислялось предсказанное изменение потребления в каждом месяце 2016 года относительно соответствующего месяца 2013г., по формуле (84), где t – месяц 2013г, $k = 36$. После чего значения потребления помесечно суммировались и сравнивались с реальным изменением потребления год к году.

Диаграммы рассеяния «предсказанное значение» - «фактическое значение» для отечественного производства и импорта представлены на рис. 1 и 2 соответственно. Товарные группы, затронутые продуктовым эмбарго, введенным в августе 2014 г., отмечены красным цветом.

Как следует из диаграммы (см. рисунок 1) предсказываемое моделью изменение потребления отечественных товаров (производства за вычетом экспорта) хорошо согласуется с фактическими изменениями для большинства товарных групп. Исключение составляют некоторые товарные группы, затронутые эмбарго. При сравнении предсказанного и фактического изменения потребления импортных товаров (см. рисунок 2) видно, что предсказательная способность модели несколько хуже.

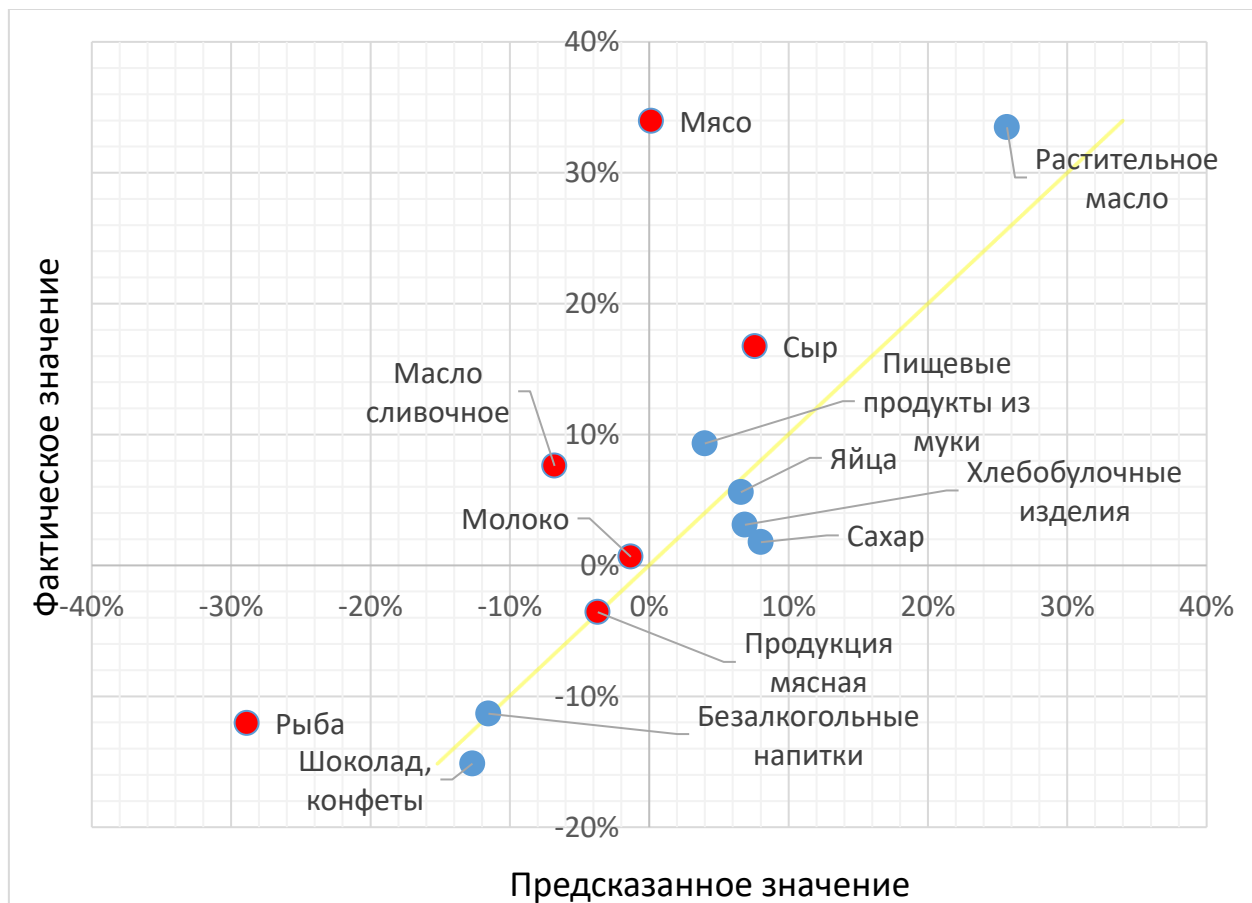


Рисунок 1 – Реальный и предсказанный рост отечественного производства в 2013-2016 гг.

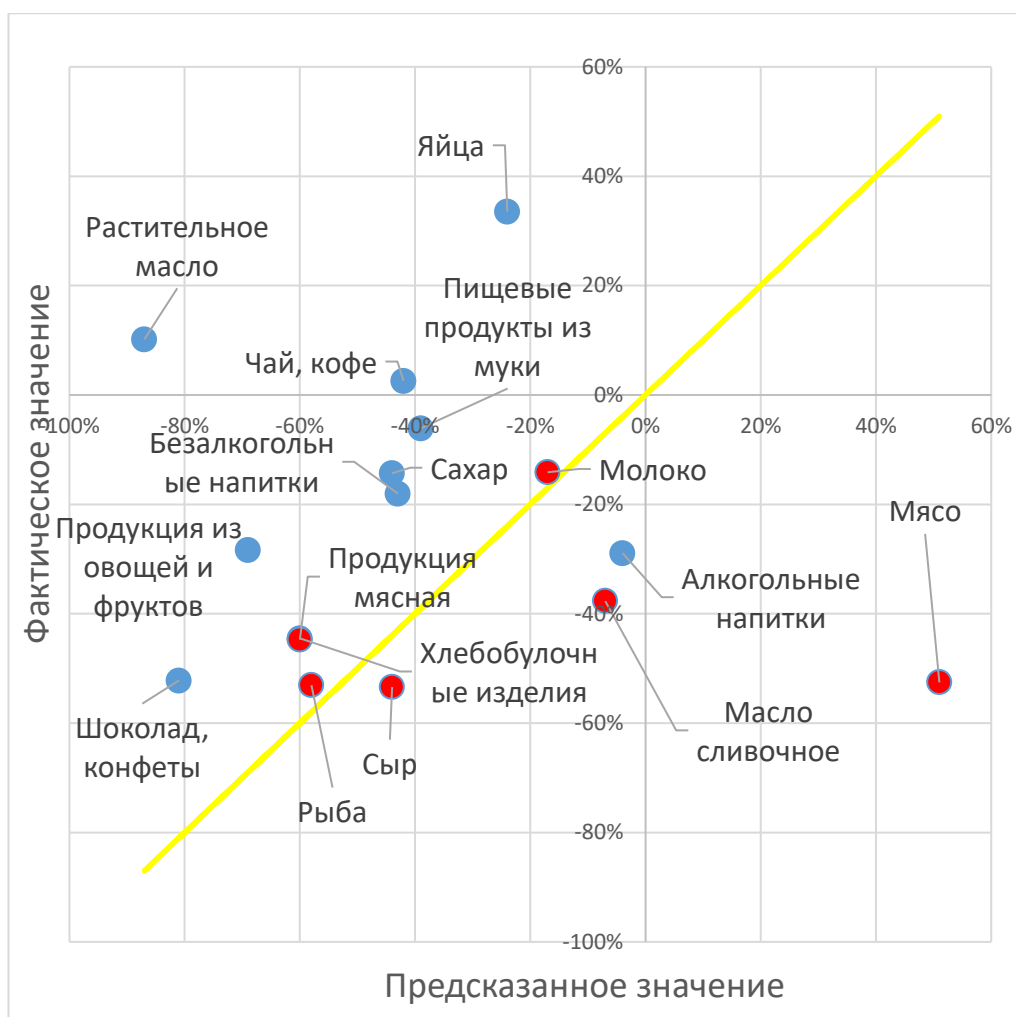


Рисунок 2 – Реальный и предсказанный рост импорта в 2013-2016 гг.

Наибольшее отклонение предсказанного потребления отечественных и импортных товаров от фактического наблюдается в группе «мясо». В случае отечественного производства оно также наблюдается в группе «масло сливочное», в значительно меньшей степени – в группах «рыба» и «сыр». При этом, модель хорошо предсказывает изменение потребления импорта в этих двух группах товаров. В случае потребления импорта модель также показывает значительные отклонения в предсказании изменений в следующих группах товаров: «яйца», «растительное масло», «чай, кофе». Ошибка в предсказании потребления импорта яиц и растительного масла связана с низкой долей (менее 10%) импорта в общем потреблении. Более того, значительная доля импорта их приходится на Белоруссию – сильно интегрированную с Россией экономику. Проблема с оценкой потребления группы «чая, кофе», вероятно, связана с ограниченностью данных. Данные по импорту включают в себя в основном сырье, а отечественное производство,

фактически, состоит в переработке и фасовке импортного сырья. Таким образом физические объемы отечественного производства следуют за объемами импорта.

Для «мяса» и «масла сливочного» модель предсказала более низкие значения отечественного производства и переоценила объемы импорта, что стало следствием недостаточного учета фактических последствий эмбарго в модели. Эмбарго, наряду с масштабным субсидированием отрасли животноводства стали значительными шоками со стороны предложения. Помимо этого, при предположении о малости объемов ввоза товаров, подпавших под эмбарго, через территории третьих стран и частными лицами для личного пользования, эмбарго означает исключение из потребления части дифференцированного товара. Из-за невозможности моделирования такой ситуации, далее, при разложении предсказанных эффектов на три компоненты, они нормировались на фактически произошедшее изменение потребления отечественных и импортных товаров. Такая перенормировка незначительно меняет оценки эффектов для большинства товарных групп; исключением являются группы «мясо», «масло сливочное», «масло растительное» и «яйца». Для них перенормировка эквивалентна предположению, что дополнительные необъясненные факторы пропорционально смещают оценки трех компонент разложения.

Разложение изменения отечественного производства (за вычетом экспорта) в 2016г по сравнению с 2013г на эффекты: 1) дохода, 2) замещения из-за изменения собственной цены и 3) замещения из-за изменения цены импортных товаров, представлено в таблице 10; для импорта – в таблице 11.

Таблица 10 - Нормированные эффекты дохода и замещения для отечественного производства (за вычетом экспорта) в 2016г. с базисным 2013г.

<i>Товарная группа</i>	Эффект дохода, изменение реальных доходов	Эффект замещ., цены на отеч. товары	Эффект замещ., цены на имп. товары	Итого
Мясо	8%***	-2%***	27%**	34%
Рыба	0%	-13%***	2%	-12%
Молоко	1%***	-3%	3%***	1%
Масло сливочное	-5%***	-16%***	36%***	8%
Сыр	-3%***	12%	8%***	17%

Продолжение таблицы 10

Яйца	4%***	-1%***	3%***	6%
Чай, кофе ¹	-32%***	1%	37%***	-7%
Растительное масло	4%***	0%	28%***	33%
Продукция мясная	-5%***	-1%	2%***	-4%
Сахар	-17%***	2%***	21%***	2%
Шоколад, конфеты	-19%***	1%***	5%***	-15%
Пищевые продукты из муки	-10%***	2%***	18%***	9%
Хлебобулочные изделия	-8%***	2%	11%***	3%
Продукция из овощей и фруктов	16%***	0%***	34%***	55%
Безалкогольные напитки	-13%***	-3%***	5%***	-11%
Алкогольные напитки	-14%***	-9%***	7%***	-16%
Сигареты	-12%***	-1%***	1%***	-12%

Примечание: итоговое изменение - это произведение величин эффектов.

Примечание: ¹- суммарный эффект дохода и замещения по цене импорта отрицательный.

Изменение потребления отечественных товаров находятся в диапазоне от снижения на 16% для алкогольных напитков до роста на 55% для продукции из овощей и фруктов. Снижение отечественного потребления произошло в семи группах, рост – в десяти.

Оценки показывают, что наибольшее относительное влияние на потребление отечественных товаров (в сравнении с двумя другими компонентами) для восьми из семнадцати товарных групп оказал положительный эффект замещения из-за роста цен импортных товаров. Для шести групп наиболее значимым оказался отрицательный эффект дохода. Эффект замещения, из-за изменения собственной цены отечественных товаров, был преобладающим только в двух группах, однако, лишь для рыбной продукции соответствующая эластичность является значимой.

Значительный (>10%) положительный эффект реальных доходов (расходов) на потребление отечественных товаров наблюдался только в группе «продукция из овощей и фруктов», а значительный (<-10%) отрицательный эффект – в семи группах: «чай, кофе» (-32%), «шоколад» (-19%), «сахар» (-17%), «алкогольные напитки» (-14%), «безалкогольные напитки» (-13%), «сигареты» (-12%), «пищевые

продукты из муки» (-10%). Для остальных девяти групп эффект дохода был умеренным.

В двух группах значительным отрицательным был эффект замещения, из-за изменения собственной цены: «масло сливочное» и «рыба». Для остальных пятнадцати групп данный эффект незначительно повлиял на потребление товаров отечественного производства. Отметим, что положительный эффект замещения из-за изменения собственной цены встречается шесть раз, что кажется неочевидным в связи с общим увеличением номинального уровня цен на отечественные товары. Однако, трижды положительный эффект замещения из-за изменения собственной цены статистически незначим. Дважды он связан с положительной компенсированной эластичностью по собственной цене (для групп «сахар» и «шоколад»); возможные причины таких значений оценок обсуждались ранее. Один раз это связано с незначительным снижением цен отечественных производителей («пищевые продукты из муки»).

Эффект замещения, связанный с изменением цены импортных товаров положителен во всех группах (для группы «рыба» - статистически незначим). Значительный (>10%) положительный эффект замещение, из-за изменения (роста) цен импорта, для отечественных товаров наблюдался в восьми группах: «чай, кофе» (37%), «масло сливочное» (36%), «продукция из овощей и фруктов» (34%), «растительное масло» (28%), «мясо» (27%), «сахар» (21%), «продукты пищевые из муки» (18%) и «хлебобулочные изделия» (11%).

Таким образом, определяющими для отечественного потребления были положительный эффект замещения, из-за роста цен на импортные товары, и отрицательный эффект дохода. При преобладании последнего эффекта над эффектами замещения, в шести случаях из семи реальный доход снизился. Эффект замещения из-за изменения собственной цены отечественных товаров оказывал второстепенное влияние на изменение потребления.

Наиболее противоречивые оценки нормированных эффектов получаются для групп «рыба» и «сыры». Несмотря на то, что гипотеза о применимости Роттердамской модели для этих групп товаров не отвергается (см. таблицу 6), они имеют свои особенности. Обе группы товаров были затронуты эмбарго, причем доля импорта, попавшего под запрет, в общем потреблении была значительна.

Положительный эффект замещения, из-за изменения (роста) собственной цены, в случае группы «сыры» не является статистически значимым. Отрицательный эффект замещения, из-за изменения (роста) собственной цены, для группы «рыба» не противоречит интуиции. Однако, слабый (и незначимый) эффект замещения, из-за изменения цены импорта, не кажется интуитивным, так как средняя доля импортной рыбы в общем потреблении – 21%. Существует значительное различие в цене рыбы, из стран на которые распространилось действие эмбарго (в первую очередь Норвегии), и рыбы, поставляемой из прочих стран. Этот фактор негативно сказывается на точности применяемого индекса цен импортируемой рыбы.

Таблица 11 - Нормированные эффекты дохода и замещения для импорта в 2016г. с базисным 2013г.

<i>Товарная группа</i>	Эффект дохода, изменение реальных доходов	Эффект замещ., цены на отеч. товары	Эффект замещ., цены на имп. товары	Итого
Мясо	10%***	9%***	-60%*	-53%
Рыба	-78%***	136%***	-10%	-53%
Молоко	0%***	1%	-15%***	-14%
Масло сливочное ¹	-20%***	78%***	-56%***	-38%
Сыр	-39%**	-17%	-7%***	-53%
Яйца	32%**	11%	-9%***	33%
Чай, кофе	0%	7%	-6%***	1%
Растительное масло	17%	-1%	-5%***	10%
Продукция мясная ¹	-37%***	103%**	-57%***	-45%
Сахар	0%	5%	-20%***	-16%
Шоколад, конфеты	3%	-1%	-53%***	-52%
Пищевые продукты из муки	-4%***	0%***	-2%***	-6%
Хлебобулочные изделия	-16%***	-3%	-32%***	-44%
Продукция из овощей и фруктов	16%***	-4%***	-35%***	-28%
Безалкогольные напитки ¹	-23%***	60%***	-34%***	-18%
Алкогольные напитки	-34%***	31%***	-18%***	-29%

Сигареты	0%	136%	0%***	136%
----------	----	------	-------	------

Примечание: итоговое изменение - это произведение величин эффектов.

Примечание: ¹- суммарный эффект замещения отрицательный.

Снижение потребления импортных товаров в тринадцати группах находятся в диапазоне от -53% («мясо», «рыба», «сыр») до -6% («пищевые продукты из муки»). В четырех группах произошел рост импорта – «сигареты» (+136%), «яйца» (+33%), «растительное масло» (+10%), «чай, кофе» (+1%).

Наибольшее относительное влияние на потребление импортных товаров для восьми из семнадцати товарных групп оказал отрицательный эффект замещения из-за роста собственных цен импортных товаров. Для четырех групп наиболее значимым оказался отрицательный эффект дохода; еще для двух – положительный эффект дохода. Для остальных трех – положительный эффект замещения, из-за роста цен отечественных товаров.

Двукратный рост импорта «сигарет» связан с эффектом замещения, из-за изменения цены отечественных товаров. Однако, соответствующая эластичность не является статистически значимой, а гипотеза о полноте распределения бюджета для этой группы товаров отвергается (см. таблицу 6). Напомним, что средняя доля импорта в потреблении сигарет минимальна среди всех групп и составляет всего 1,7%. Таким образом, значительный (двукратный) рост импорта в этой товарной позиции не является значимым для потребления отечественных сигарет, которое практически никак не реагирует на изменение цен импорта (см. таблицу 10).

При рассмотрении потребления импорта можно выделить несколько сходных категорий. Например, в ряде групп доминирующую роль имеет только эффект замещения по собственной цене импорта, а эффекты дохода и замещения по цене отечественных товаров значительно менее значимы. К таким группам относятся: «мясо», «молоко», «сахар», «шоколад, конфеты», «хлебобулочные изделия», «продукция из овощей и фруктов»; в меньшей степени – «масло сливочное». В другой категории товарных групп доминирует негативный эффект дохода, к ним относятся: «рыба», «сыр», «пищевые продукты из муки». При этом, в этих трех группах эффект дохода на потребление отечественных товаров является второстепенным. К третьей категории можно отнести те, где все три эффекта имеют

достаточно равновеликое влияние на потребление импорта, это: «продукция мясная», «безалкогольные напитки», «алкогольные напитки».

Анализ модели с выделенным импортом из стран ЕАЭС

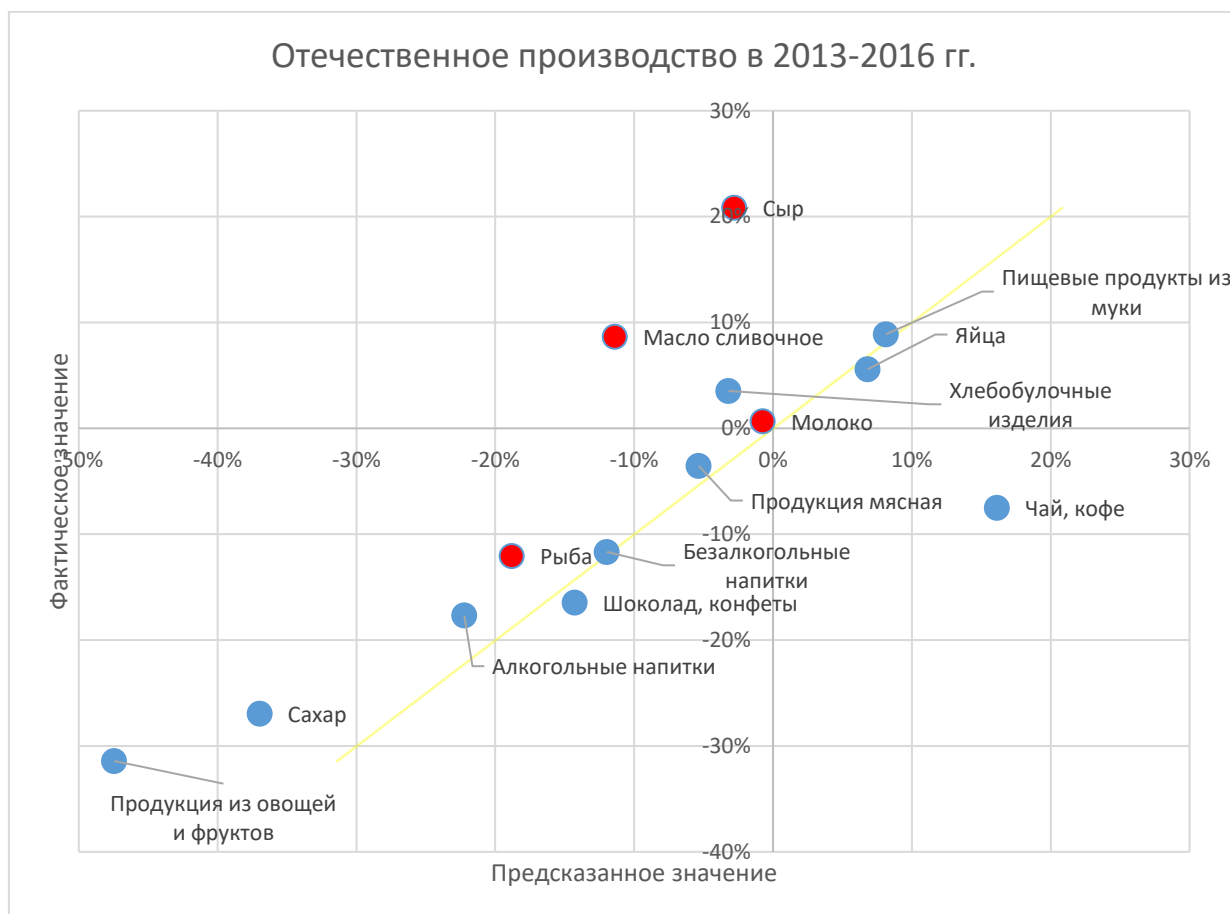


Рисунок 3 – Предсказанные моделью и фактические изменения в физических объемах отечественного производства продовольственной продукции с января 2013 г. по январь 2016 г.

На рисунке можно отметить снижение физических объемов производства для большинства наименований отечественной продовольственной продукции. В то же время, для некоторых товарных позиций за рассмотренный период имел место небольшой рост спроса и производства, в частности, для сыра сливочного масла и яиц. Наиболее сильные расхождения между фактическими и предсказанными значениями на графике видны для продукции, попавшей под «контрсанкции» (на рисунке соответствующие товарные группы помечены красным цветом).

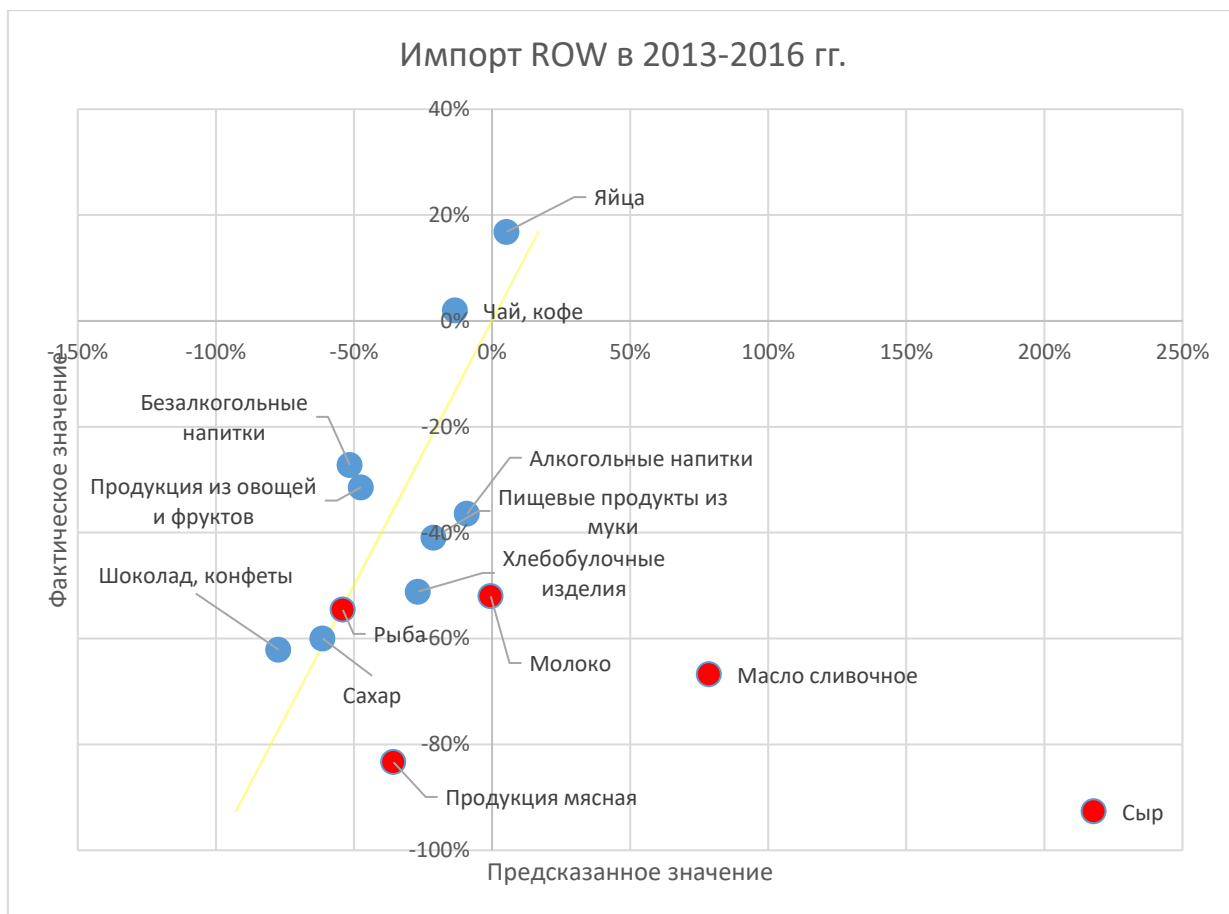


Рисунок 4 – Предсказанные моделью и фактические изменения в физических объемах импорта продовольственной продукции из стран ROW с января 2013 г. по январь 2016 г.

Из рисунка видно, что для большинства товарных позиций за рассмотренный период произошел спад спроса на импортную продовольственную продукцию из стран остального мира (ROW); при этом модель, в основном, также предсказывала снижение спроса. Наиболее сильные расхождения между фактическими и предсказанными значениями имеют место для продукции, попавшей под «конктрсанкции» (на рисунке соответствующие товарные группы помечены красным цветом).

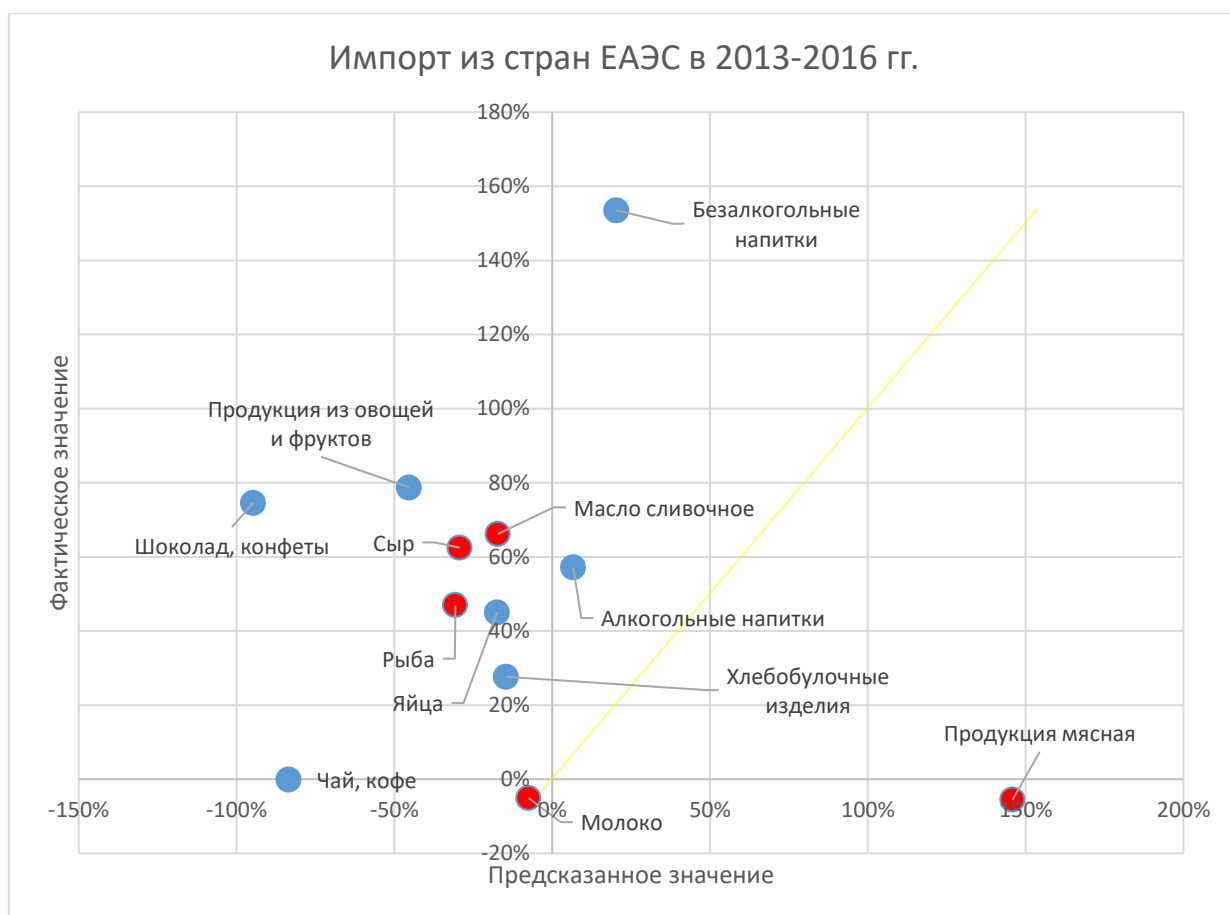


Рисунок 5 – Предсказанные моделью и фактические изменения в физических объемах импорта продовольственной продукции из стран ЕАЭС с января 2013 г. по январь 2016 г.

Из рисунка видно, что по большинству товарных позиций за рассмотренный период произошел рост спроса на импорт продовольственной продукции из ЕАЭС, превосходящий предсказанный моделью. При этом явно выраженного различия между продукцией, попавшей и не попавшей под «конктрсанкции» нет.

Разложение изменения отечественного производства (за вычетом экспорта) в 2016г по сравнению с 2013г на эффекты: 1) дохода, 2) замещения из-за изменения собственной цены, 3) замещения из-за изменения цены импортных товаров из стран ROW³ и 4) замещения из-за изменения цены импортных товаров из стран ЕАЭС, представлено в таблице 10.

Снижение потребления импортных товаров в двенадцати группах находятся в диапазоне от -93% («сыр») до -27% («безалкогольные напитки»). Только в двух

³ Rest of the world.

группах («яйца» и «чай, кофе») произошел небольшой рост в физических объемах импорта из стран, не относящихся к ЕАЭС.

Наибольшее относительное влияние на потребление импортных товаров для восьми из семнадцати товарных групп оказал отрицательный эффект замещения из-за роста собственных цен импортных товаров. Для четырех групп наиболее значимым оказался отрицательный эффект дохода; еще для двух – положительный эффект дохода. Для остальных трех – положительный эффект замещения, из-за роста цен отечественных товаров.

При рассмотрении потребления импорта можно выделить несколько сходных категорий. Например, в ряде групп доминирующую роль имеет только эффект замещения по собственной цене импорта, а эффекты дохода и замещения по цене отечественных товаров значительно менее значимы. К таким группам относятся: «молоко», «сахар», «шоколад, конфеты», «хлебобулочные изделия», «продукция из овощей и фруктов»; в меньшей степени – «масло сливочное». В другой категории товарных групп доминирует негативный эффект дохода, к ним относятся: «рыба», «сыр», «пищевые продукты из муки». При этом, в этих трех группах эффект дохода на потребление отечественных товаров является второстепенным. К третьей категории можно отнести те, где все три эффекта имеют достаточно равновеликое влияние на потребление импорта, это: «продукция мясная», «безалкогольные напитки», «алкогольные напитки».

Выводы

При рассмотрении потребления импорта можно выделить несколько сходных категорий. Например, в ряде групп доминирующую роль имеет только эффект замещения по собственной цене импорта, а эффекты дохода и замещения по цене отечественных товаров значительно менее значимы. К таким группам относятся: «мясо», «молоко», «сахар», «шоколад, конфеты», «хлебобулочные изделия», «продукция из овощей и фруктов»; в меньшей степени – «масло сливочное». В другой категории товарных групп доминирует негативный эффект дохода, к ним относятся: «рыба», «сыр», «пищевые продукты из муки». При этом, в этих трех группах эффект дохода на потребление отечественных товаров является второстепенным. К третьей категории можно отнести те, где все три эффекта имеют

достаточно равновеликое влияние на потребление импорта, это: «продукция мясная», «безалкогольные напитки», «алкогольные напитки».

С помощью Роттердамской модели спроса были построены оценки эластичностей спроса на отечественные и импортные товары для 17 товарных групп. Используя гипотезу о полноте распределения бюджета была проверена согласованность полученных коэффициентов. Результаты показывают, что Роттердамская модель в большинстве случаев дает оценки коэффициентов, согласующиеся с теоретическими ограничениями, исключение составляют группы «сахар» и «сигареты», для которых гипотеза о полноте распределения бюджета отвергается. Кроме того, для некоторых товарных групп, затронутых эмбарго, теоретические ограничения выполняются только на периоде до введения эмбарго. Это связано с тем, что используемые модели спроса не учитывают непосредственным образом введение запретительных мер ограничения потребления (импорта).

Построенные оценки некомпенсированных эластичностей потребления (отечественных) товаров для большинства групп хорошо согласуются с результатами оценок эластичностей потребления продовольствия в странах со средним уровнем дохода (Cornelsen, и др.), в том числе для товарных групп затронутых эмбарго.

Сравнение эластичностей спроса на отечественные и импортные товары указывает на их систематические различия, что согласуется с гипотезой о том, что экономические агенты различают отечественные и импортные товары в потреблении, что делает возможным замещение между ними. В большинстве (12 из 17) товарных групп эластичность потребления по доходу выше у импортных товаров. Это указывает на то, что отечественные товары чаще являются необходимыми товарами с неэластичным спросом по доходу, а импортные чаще воспринимаются ближе к деликатесным товарам. Кроме того, некомпенсированная эластичность спроса по собственной цене больше (в абсолютном выражении у импортных товаров (для 15 из 17 групп). Это говорит о том, что отечественные товары чаще являются товарами повседневного спроса, для которых характерен неэластичный спрос по цене.

Предсказанные моделью изменения потребления отечественных и импортных товаров в 2016 г. по сравнению с 2013 г. хорошо согласуются с фактическими изменениями потребления. Исключениями являются группы «мясо» и «масло сливочное», для которых предсказанное изменение потребления отечественных товаров значительно ниже фактического, а импортных товаров, наоборот, выше наблюдаемого. Эти группы были в значительной мере затронуты введением продовольственного эмбарго. Модель также допускает значительные отклонения предсказанных от фактических значений для импорта «яиц» и «масла растительного», что связано с малой долей импорта в потреблении этих товарных групп.

Изменение потребления отечественных товаров можно представить в виде трех эффектов: эффекта дохода, эффекта замещения из-за изменения собственной цены, и эффекта замещения из-за изменения цены импортного товара. Следует отметить асимметрию этих компонент для отечественных и импортных товаров. Эффект замещения, из-за изменения (собственной) цены импортных товаров, имел определяющую роль в снижении потребления импорта восьми из семнадцати товарных групп. При этом, эффект замещения, из-за изменения (собственной) цены отечественных товаров, доминировал в изменении потребления отечественных товаров только в двух группах: рыба и сыр. А вот эффект, из-за изменения (перекрестной) цены импортных товаров, имел определяющую роль в увеличении потребления отечественных товаров в восьми группах.

Таким образом, следует заключить, что основным фактором снижения потребления импорта и роста потребления отечественных товаров явилось увеличение цен импорта. Например, в случае таких крупных групп продовольствия как мясо и продукция из овощей и фруктов, изменение собственной цены импорта практически полностью объясняет снижение потребления импорта (на 53 и 28%, соответственно) и рост потребления отечественных товаров (на 34 и 55%).

Второй по важности компонентой изменения потребления является снижение доходов на рассматриваемую группу товаров. Этот фактор определил снижение потребления отечественных товаров в шести группах, и импортных товаров – в четырех группах. Например, в случае алкогольных напитков, снижение расходов объясняет снижение потребления отечественных товаров на 14% (из 16%), а

импортных – на 34% (из 29%, другие эффекты частично компенсировали эффект дохода). Третий по важности компонент – эффект замещения, из-за изменения цены отечественных товаров. Данный эффект имел определяющее и статистически значимое влияние только в снижении потребления отечественной рыбы (на 12%).

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

A.P. Barten Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations [Статья] // Euro. Econ. Rev. . - 1969 г.. - Т. Vol. 1.. - стр. 7-73.

A.S. Deaton The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900-1970 [Статья] // Econometrica. - 1974 г.. - стр. 351-67.

A.S. Deaton Models and Projections of Demand in Post- War Britain [Article] // London. - 1975..

A.S. Deaton Specification and Testing in Applied Demand Analysis [Статья] // Econ. J. . - Sept. 1978 г.. - Т. Vol. 88. - стр. 524-36.

al Finkelstein E.A. et Implications of a Sugar-sweetened Beverage (SSB) Tax when Substitutions to Non-beverage Items are Considered [Журнал] // Journal of Health Economics. - 2013 г.. - 32. - стр. 219–239.

al Fletcher et The Effects of Soft Drink Taxes on Child and Adolescent Consumption and Weight Outcomes [Журнал] // Journal of Public Economics. - 2010 г.. - 94. - стр. 967–974.

al Lin B-H. et Measuring weight outcomes for obesity intervention strategies: [Журнал] // Economics and Human Biology. - 2011 г.. - 9. - стр. 329–341.

al Zhen Ch. et Habit Formation and Demand for Sugar-Sweetened Beverages [Журнал] // American Journal of Agricultural Economics. - 2011 г.. - 93. - стр. 175-193.

al Zhen Ch. et Predicting the Effects of Sugar-Sweetened Beverage Taxes on Food and Beverage Demand in a Large Demand System [Журнал] // American Journal of Agricultural Economics (AJAE). - 2014 г.. - 96(1). - стр. 1-25.

Alston Julian M. и Chalfant James A. The silence of the lambdas: A test of the almost ideal and Rotterdam models [Журнал] // American Journal of Agricultural Economics. - 1993 г.. - 2 : Т. 75. - стр. 304-313.

Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2014 // IMF, October 2014 [В Интернетe]. - <http://www.imf.org/external/pubs/nft/2014/areaers/ar2014.pdf>.

Antwi S. Impact of macroeconomic factors on economic growth in Ghana: A cointegration analysis [Журнал] // International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences. - 2013 г.. - 1 : Т. 3. - стр. 35-45.

Atkinson A. B., Gomulka J., Stern N. H. Spending on Alcohol Evidence from the Family Expenditure Survey 1970–1983 [Статья] // Economic Journal. - 1990 г.. - Т. 100. - стр. 808–827.

B. Atkinson The Structure of Indirect Taxation and Economic Efficiency [Статья] // J. Publ. Econ. . - Apr. 1972. г.. - стр. 97-119.

Balima H., Kilama E. и Tapsoba R. "Settling the Inflation Targeting Debate: Lights from a Meta-Regression Analysis [Журнал] // IMF Working Paper 17/213. - 2017 г..

Banks J., Blundell R., Lewbel A. Quadratic Engel Curves and Consumer Demand [Статья] // The Review of Economics and Statistics. - 1997 г.. - Т. 4. - стр. 527-539.

Barnett W. A., Jonas A. The Muntz-Szatz Demand System: An Application of a Globally Well Behaved Series Expansion [Статья] // Economics Letters. - 1983 г.. - Т. 11. - стр. 337–342.

Barten Anton P. Consumer allocation models: choice of functional form. [Журнал] // Empirical Economics. - 1993 г.. - 1 : Т. 18. - стр. 129-158.

Barten Anton P. Consumer demand functions under conditions of almost additive preferences [Журнал] // Econometrica: Journal of the Econometric Society. - 1964 г.. - стр. 1-38.

Beckert W., Blundell R. Invertibility of Nonparametric Stochastic Demand Functions [Статья] // Birkbeck Working Papers in Economics and Finance 0406. - 2004 г..

Belloni Alexandre, Chernozhukov Victor и Hansen Christian Inference on treatment effects after selection amongst high-dimensional controls [Журнал] // The Review of Economic Studies. - 2014 г.. - стр. 608–650.

Berger H. и Nitsch V. Zooming Out: The Trade Effect of the Euro in Historical Perspective [Журнал] // Journal of International Money and Finance. - 2008 г.. - 8 : Т. 27. - стр. 1244-1260.

Bierens H. J., Pott-Buter H. A. Specification of Household Engel Curves by Nonparametric Regression [Статья] // *Econometric Reviews*. - 1987 г.. - Т. 9. - стр. 123–184.

Blonigen B.A. и Wilson W.W. Explaining Armington: what determines substitutability between home and foreign goods? [Журнал] // *Canadian Journal of Economics*. - Feb 1999 г.. - стр. 1-21.

Blundell R. W., Pashardes P., Weber G. What Do We Learn about Consumer Demand Patterns from Micro-Data? [Статья] // *American Economic Review*. - 1993 г.. - Т. 83. - стр. 570–597.

Blundell R., Chen X., Kristensen D. Semi-nonparametric IV Estimation of Shape-Invariant Engel Curves [Статья] // *Econometrica*. - 2007 г.. - 6 : Т. 75. - стр. 1613–1669.

Blundell R., Pashardes P., Weber G. What Do We Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data? [Статья] // *American Economic Review*. - 1993 г.. - 3 : Т. 83. - стр. 570–597.

Blundell R., Robin J-M. Estimation in Large and Disaggregated Demand Systems: An Estimator for Conditionally Linear Systems [Статья] // *Journal of Applied Econometrics*. - 1999 г.. - 3 : Т. 14. - стр. 209–232.

Blundell, R.W Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence [Статья] // *Economic Journal*. - 1988 г.. - Т. 98. - стр. 16–65.

Brown B. W., Walker M.B. The Random Utility Hypothesis and Inference in Demand Systems [Статья] // *Econometrica*. - 1989 г.. - 4 : Т. 57. - стр. 815–829.

Brown D. J., Matzkin R.L. Estimation of Nonparametric Functions in Simultaneous Equations Models, with an Application to Consumer Demand [Статья] // *Cowles Foundation Discussion Paper 1175*. - 1998 г..

Browning M. J., Meghir C. The Effects of Male and Female Labour Supply on Commodity Demands [Статья] // *Econometrica*. - 1991 г.. - Т. 59. - стр. 925-951.

Browning M. Modelling Commodity Demands and Labour Supply with M-Demands [Статья] // *Unpublished*. - 2001 г..

Browning M., Thomas I. Prices for the FAMEX [Статья] // *Unpublished*. - 1999 г..

Campbell D. Estimating the Impact of Currency Unions on Trade: Solving the Glick and Rose Puzzle [Журнал] // *The World Economy*. - 2013 г.. - 10 : Т. 36. - стр. 1278-1293.

Campbell D.L. Relative Prices, Hysteresis, and the Decline of American Manufacturing [Журнал] // working paper. - 2014 г.. - стр. 1-47.

Chentsov A. и Toropov N. Robust Estimation of Seasonally Corrected Alcohol Demand in Russia [Журнал]. - [б.м.] : Working paper, 2018 г.. - стр. 1-15.

Chernozhukov Viktor [и др.] Double/Debiased/Neyman Machine Learning of Treatment Effects [Журнал] // American Economic Review. - 2017 г.. - стр. 261-265.

Chinn M.D. и Ito H. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions [Журнал] // Journal of Development Economics. - 2006 г.. - 1 : Т. 81. - стр. 163-192.

Clements Kenneth W. и Gao Grace The Rotterdam demand model half a century on. [Журнал] // Economic Modelling. - 2015 г.. - Т. 49. - стр. 91-103.

Cornelsen L. [и др.] What happens to patterns of food consumption when food prices change? Evidence from a systematic review and meta-analysis of food price elasticities globally [Журнал] // Health economics. - 2015 : [б.н.]. - 12 : Т. 24. - стр. 1548-1559.

Cragg J. G., Donald S. G. Inferring the Rank of a Matrix [Статья] // Journal of Econometrics. - 1995 г..

D.W.J.A.L.J.L. L. R. Christensen Transcendental Logarithmic Utility Functions [Статья] // Amer. Econ. Rev.. - June 1975 г.. - Т. Vol. 65. - стр. 367-83.

Deaton A. An Almost Ideal Demand System [Статья] // American Economic Review. - 1980 г.. - No. 3. : Т. Vol. 70. .

Deaton A. S., Muellbauer J. An Almost Ideal Demand System [Статья] // American Economic Review. - 1980 г.. - Т. 70. - стр. 312–336.

Deaton A.S. A Reconsideration of the Empirical Implications of Additive Preferences [Статья] // Economic Journal. - 1974 г.. - Т. 84. - стр. 338–348.

Deaton Angus и Muellbauer. John An almost ideal demand system [Журнал] // The American economic review. - 1980 г.. - 3 : Т. 70. - стр. 312-326.

Dominitz J., Sherman R.P. Some Convergence Theory for Iterative Estimation Procedures with an Application to Semiparametric Estimation [Статья] // Econometric Theory. - 2005 г.. - 4 : Т. 21. - стр. 838–863.

Engel E. Die Lebenskosten belgischer Arbeiter-Familien fruher and [Статья] // International Statistical Institute Bulletin. - 1985 г.. - Т. 9. - стр. 1-74.

Feenstra Robert C. [и др.] In search of the Armington elasticity. [Журнал] // Review of Economics and Statistics. - 2018 г.. - 1 : Т. 100. - стр. 135-150.

Forbes K.J. и Warnock F.E. Capital flow waves: Surges, stops flight, and retrenchement [Журнал] // Journal of International Economics,. - 2012 г.. - 2 : Т. 88. - стр. 235-251.

Fraser Iain и Moosa Imad A. Demand Estimation in the Presence of Stochastic Trend and Seasonality: The Case of Meat Demand in the United Kingdom [Журнал] // American Journal of Agricultural Economics. - 2002 г.. - 1 : Т. 84. - стр. 83-89.

Frisch Ragnar. A complete scheme for computing all direct and cross demand elasticities in a model with many sectors. [Журнал] // Econometrica: Journal of the Econometric Society. - 1959 г.. - стр. 177-196.

Gagnon Joseph E. и Knetter Michael K. Pricing to market in international trade: evidence from panel data on automobiles and total merchandise [Книга]. - Washington, DC : Board of Governors of the Federal Reserve System, 1990.

Gallant R. A., Souza G. On the Asymptotic Normality of Fourier Flexible Form Estimates [Статья] // Journal of Econometrics. - 1991 г.. - Т. 30. - стр. 329–353.

Gill L., Lewbel A. Testing the Rank of Estimated Matrices with Applications to Factor, State Space, and ARMA Models [Статья] // Journal of the American Statistical Association. - 1992 г.. - Т. 87. - стр. 766–776.

Glick R. и Rose A. Currency Unions and Trade: A Post-EMU Reassessment [Журнал] // European Economic Review. - 2016 г.. - С : Т. 87. - стр. 78-91.

Gorman W. M. Some Engel Curves [Раздел книги] // The Theory and Measurement of Consumer Behaviour / авт. книги Deaton Angus. - Cambridge, UK : Cambridge University Press, 1981.

H. Theil Theory and Measurement of Consumer Demand // Econometrica. 1976. No. Vols. Theory and Measurement of Consumer Demand [Статья] // Econometrica.. - 1976 г.. - Т. Vols. 1 and 2. .

Habib M., Mileva E. и Stracca L. The real exchange rate and economic growth: revisiting the case using external instruments [Журнал] // ECB Working paper 1921. - 2016 г..

Hamilton James D. Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter [Журнал] // NBER Working Papers 23429. - 2017 г.. - стр. 1-46.

Harvey Andrew C. Forecasting, structural time series models and the Kalman filter [Книга]. - [б.м.] : Cambridge University Press, 1990. - стр. 574.

Hausman J. A., Newey W. K., Powell J. L. Nonlinear Errors in Variables: Estimation of Some Engel Curves [Статья] // Journal of Econometrics. - 1995 г.. - Т. 65. - стр. 205–233.

Hildenbrand W. Market Demand: Theory and Empirical Evidence [Книга]. - Princeton, NJ : Princeton University Press, 1994.

Ho G. и Mauro P. Growth: now and forever? [Журнал] // IMF Working paper 14/117. - 2014 г..

Holly A. A Remark on Hausman's Specification Test [Статья] // Econometrica. - 1982 г.. - Т. 50. - стр. 749–759.

Howe H., Pollak R. A, Wales T. J. Theory and Time Series Estimation of the Quadratic Expenditure System [Статья] // Econometrica. - 1979 г.. - Т. 47. - стр. 1231–1248.

ITC Trade Map [В Интернете]. - <http://www.trademap.org/Index.aspx>.

J. Muellbaue Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand [Статья] // Rev. Econ. Stud. . - Oct. 1975. г.. - Т. Vol. 62. - стр. 525-43..

J. Muellbauer Community Preferences and the Representative Consumer [Статья] // Econometrica. - Sept. 1976 г.. - Т. Vol. 44. - стр. 979-99.

J. Muellbauer Community Preferences and the Representative Consumer [Статья] // Econometrica. - Sept 1976 г.. - Т. Vol. 44. - стр. 979-99.

J.R.N. Stone The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom, 1920-1938 [Статья] // Cambridge. - 1953 г.. - Vol. 1..

John J. [и др.] Inflation Threshold in India: an Empirical Investigation [Журнал] // RBI Working paper 18/2011. - 2011 г..

Jorgenson D. W., Lau L. J., Stoker T. M. The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior [Раздел книги] // Advances in Econometrics / авт. книги Basmann R. Rhodes G.. - Greenwich, Ct : JAI Press, 1982.

K. Habermeier, A. Kokenyne, R. Veyrune, and H. Anderson. Revised System for the Classification [В Интернете]. - <http://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Revised-System-for-the-Classification-of-Exchange-Rate-Arrangements-23311>.

Keller W.J. и Van Driel J. Differential consumer demand systems. [Журнал] // European Economic Review. - 1986 г.. - 3 : Т. 27. - стр. 375-390.

Khan M.S. и Senhadji M.A. Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth [Журнал] // MF Staff Papers, 48(1). - 2001 г..

Klein M.W. и Shambaugh J.C. Fixed Exchange Rates and Trade [Журнал] // Journal of International Economics. - 2006 г.. - 2 : Т. 70. - стр. 359-383.

Kremer S., Bick A. и Nautz D. Inflation and growth: new evidence from a dynamic panel threshold analysis [Журнал] // Empirical Economics. - 2012 г.. - Т. 44. - стр. 861-878.

Lau D. W. Jorgenson and L. J. The Structure of Consumer Preferences [Статья] // Annals Econ. Soc. Measure. - 1975 г.. - Т. Vol. 4. . - стр. 49-101.

Lee Jonq-Ying, Brown Mark G. и Seale James L. Demand relationships among fresh fruit and juices in Canada [Журнал] // Review of Agricultural Economics. - 1992 г.. - 2 : Т. 14. - стр. 255-262.

Leeb Hannes и Pötscher Benedikt Model Selection And Inference: Facts And Fiction [Журнал] // Econometric Theory. - 2005 г.. - стр. 21-59.

Leser C. E. V. Forms of Engel Functions [Статья] // Econometrica. - 1963 г.. - Т. 31. - стр. 694–703.

Lewbel A. Demand Systems with and without Errors [Статья] // American Economic Review. - 2001 г.. - 3 : Т. 91. - стр. 611–618.

Lewbel A. Pendakur K. Tricks with Hicks: The EASI Demand System [Журнал] // American Economic Review. - 2009 г.. - 99:3. - стр. 827-863.

Lewbel A. The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation [Статья] // Econometrica. - 1991 г.. - Т. 59. - стр. 711–730.

Lewbel A., Pendakur K. Tricks with Hicks: The EASI Demand System [Статья] // American Economic Review. - 2009 г.. - 3 : Т. 99. - стр. 827–863.

Marquez Jaime The econometrics of elasticities or the elasticity of econometrics: an empirical analysis of the behavior of US imports. [Журнал] // The Review of Economics and Statistics. - 1994 г.. - стр. 471-481.

Marquez Jaime. The econometrics of elasticities or the elasticity of econometrics: an empirical analysis of the behavior of US imports. [Журнал] // The Review of Economics and Statistics. - 1994 г.. - стр. 471-481.

Mas-Colell Andreu, Whinston Michael Dennis и Green. Jerry R. Microeconomic theory [Книга]. - New York : Oxford university press, 1995. - Vol. 1.

McFadden D., Richter M.K. Stochastic Rationality and Revealed Stochastic Preference [Раздел книги] // Preferences, Uncertainty, and Optimality: Essays in Honor of Leonid Hurwicz / авт. книги Chipman J.S. McFadden D., Richter M.K.. - Boulder, CO : Westview Press, 1990.

Mubarik Y.A. Inflation and Growth: An Estimate of the Threshold Level of Inflation in Pakistan' [Журнал] // SBP-Research Bulletin. - 2005 г.. - 1 : Т. 1. - стр. 35-44.

Muellbauer J. Community Preferences and the Representative Consumer [Статья] // Econometrica. - 1976 г.. - Т. 44. - стр. 525–543.

Mundell R. Inflation and Interest rate [Журнал] // Journal of Political Economy. - 3 : Т. 71. - стр. 280-283.

Mundell R. Inflation and Interest rate [Журнал] // Journal of Political Economy. - 1963 г.. - 3 : Т. 71. - стр. 280-283.

Mussa M. Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates [Журнал] // Carnegie-Rochester Coonference Series on Public Policy. - 1984 г.. - Т. 25. - стр. 117-214.

Neves Pedro D. Analysis of consumer demand in Portugal, 1958-1981. [Журнал] // Memoire de maitrise en sciences economiques. - 1987 г..

Pendakur K. Semiparametric Estimates and Tests of Base-Independent Equivalence Scales [Статья] // Journal of Econometrics. - 1999 г.. - 1 : Т. 88. - стр. 1–40.

R. Stone The Information Approach to Demand Analysis // Econometrica. 1965. Vol. 33. pp. 67-87. [Статья] // Econometrica. - 1965 г.. - Т. Vol. 33. - стр. 67-87.

Rey H. Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence [Журнал] // NBER Working Paper No. 21162. - 2015 г..

Rodrik D. The real exchange rate and economic growth [Журнал] // Brookings Papers on Economic Activity. - 2008 г.. - 2 : Т. 39. - стр. 365-439.

Sa F., Towbin P. и Wieladek T. Capital inflows, financial structure and housing booms [Журнал] // Journal of the European Economic Association. - 2013 г.. - 2 : Т. 12. - стр. 522-546.

Sarel M. Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth [Журнал] // IMF Staff Paper. - 1996 г.. - 1 : Т. 43. - стр. 199-216.

Sattarov K. Inflation and Economic Growth Analyzing the Threshold Level of Inflation: Case Study of Finland, 1980-2010. - 2011 г.. - UMEA University, Sweden. - Master's Thesis.

Seale Jr. L., James и Theil Henri Income and price sensitivity in demand systems, part I: income sensitivity. [Раздел книги] // Economic models, estimation, and socioeconomic system: essays in honor of Karl A. Fox. - [б.м.]: Elsevier (North-Holland) Science Publishers, 1991.

Shephard R. W. Cost and Production Functions [Статья] // Princeton University Paper. - 1953 г..

Sidrauski M. Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy [Журнал] // Journal of American Economic Review. - 1967 г.. - 2 : Т. 57. - стр. 534-544.

Stock J. и Yogo M. Asymptotic distributions of instrumental variables statistics with many instruments [Книга]. - 2005.

Stockman A.C. Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy [Журнал] // Journal of Monetary Economics. - 1981 г.. - Т. 8. - стр. 387-393.

Stone R. The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom [Книга]. - Cambridge : Cambridge University Press, 1954. - стр. 1920–1938.

Taglioni Daria Exchange Rate Volatility as a Barrier to Trade: New Methodologies and Recent Evidence [Журнал] // Economie Internationale. - 2002 г.. - 89-90. - стр. 227-259.

Theil H. Statistical Decomposition Analysis with Applications in the Social and Administrative Sciences [Статья]. - 1972 г..

Theil Henri The information approach to demand analysis [Журнал] // Econometrica: Journal of the Econometric Society. - 1965 г.. - стр. 67-87.

Tiffin R. [и др.] Estimating Food and Drink Elasticities [Книга]. - [б.м.]: University of Reading, 2011.

Tobin J. Money and Economic Growth [Журнал] // Econometrica. - 1965 г.. - 4 : Т. 33. - стр. 671-684.

Trefler Daniel The case of the missing trade and other mysteries [Журнал] // The American Economic Review. - 1999 г.. - стр. 1029-1046.

van Daal J., Merckies A. H. Q. M. A Note on the Quadratic Expenditure System [Статья] // Econometrica. - 1989 г.. - Т. 57. - стр. 1439–1443.

W.E. Diewert An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function [Статья] // J. Polit. Econ. . - June 1971 г.. - стр. 481-507.

Washington Andrew A и Kilmer. Richard L. The production theory approach to import demand analysis: A comparison of the Rotterdam model and the differential production approach. [Журнал] // Journal of Agricultural and Applied Economics. - 2002 г.. - 03 : Т. 34. - стр. 431-443.

Working H. Statistical Laws of Family Expenditure [Статья] // Journal of the American Statistical Association. - 1943 г.. - Т. 38. - стр. 43–56.

Xiao J. The Relationship between Inflation and Economic Growth of China: Empirical Study from 1978 to 2007. - Lund University, Sweden : [б.н.], 2009 г.. - Master's Thesis.

А. Бубула, И. Откер-Ройб. Нераскрытая загадка биполярности // Финансы & развитие, Март 2004 [В Интернете]. - <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/rus/2004/03/pdf/bubula.pdf>.

А. Ю. Кнобель, А. К. Миронов. Оценка готовности стран СНГ к созданию валютного союза с Россией // Журнал Новой экономической ассоциации, №1 (25), 2015. С. 76–101 [В Интернете]. - https://iep.ru/files/text/nauchnie_jurnali/knobel_jnea_1-2015.pdf.

Аналитический центр при правительстве РФ Динамика доходов населения [Статья] // Бюллетень о текущих тенденция российской экономики. - февраль 2018 г.. - Т. 34. - стр. 1-18.

Денежно-кредитная политика государств-членов ЕАЭС: текущее состояние и перспективы координации. Совместный доклад Евразийской экономической комиссии и Евразийского банка развития. – М.: ЕЭК, СПб.: ЦИИ ЕАБР, 2017 [В Интернете]. - <http://www.eabr.org/r/research/centre/projectsCII/>.

М.Ю. Головнин. Долларизация в переходных экономиках России и стран центральной и Восточной Европы // Проблемы прогнозирования, No3, 2004. С. 124-135 [В Интернете]. - <http://cyberleninka.ru/article/n/dollarizatsiya-v-perehodnyh-ekonomikah-rossii-i-stran-tsentralnoy-i-vostochnoy-evropy>.

О мерах денежно-кредитной политики по стабилизации ситуации в финансовой сфере // Пресс-релиз Национального банка Республики Беларусь, 8 января 2015 г. [В Интернете]. - <http://www.nbrb.by/Press/?nId=1114>.

О параметрах курсовой политики Банка России // Информация Пресс-службы Банка России, 10 ноября 2014 г. [В Интернете]. - http://www.cbr.ru/press/pr.aspx?file=10112014_115454dkp2014-11-10t11_52_10.htm.

Официальный сайт Банка России, раздел «Статистика внешнего сектора» [В Интернете]. - <http://www.cbr.ru/statistics/?PrtId=svs>.

Официальный сайт Евразийской экономической комиссии, раздел «Статистика ЕАЭС» [В Интернете]. - http://www.eurasiancommission.org/ru/act/integr_i_makroec/dep_stat/union_stat/Pages/default.aspx.

Официальный сайт Федеральной таможенной службы, раздел «Таможенная статистика внешней торговли» – «Документы ТСВТ» [В Интернете]. - <http://stat.customs.ru/apex/f?p=201:7:7879920482668413::NO::>.

С.Я. Петренко. Режимы валютных курсов развивающихся стран и стран с переходной экономикой // Дайджест-финансы, No 11 (83), 2001. С. 2-8 [В Интернете]. - <http://cyberleninka.ru/article/n/rezhimy-valyutnyh-kursov-razvivayuschih-sya-stran-i-stran-s-perehodnoy-ekonomikoy>.

Финансовые рынки Евразии: устройство, динамика, будущее / под ред. проф. Я. М. Миркина. – М.: Магистр, 2017 [В Интернете]. - www.mirkin.ru/_docs/book090.pdf.