

Прикладная эконометрика, 2020, м. 59, с. 88–112.  
*Applied Econometrics*, 2020, v. 59, pp. 88–112.  
 DOI: 10.22394/1993-7601-2020-59-88-112

**А. В. Полбин, Н. Д. Фокин<sup>1</sup>**

## Моделирование динамики импорта РФ с помощью модели коррекции ошибок

В работе оценивается модель коррекции ошибок для агрегированного импорта РФ. На первом шаге с помощью DOLS оценивается долгосрочная функция спроса на импорт, зависящая от показателя агрегированных расходов и относительных цен, на втором шаге оцениваются параметры краткосрочной динамики с помощью OLS и GMM. В качестве переменной агрегированных расходов рассматривается шесть альтернативных показателей. Наилучшей детерминантой динамики импорта с точки зрения минимизации ошибки предсказания и наукастинга вне выборки оказывается ВВП за вычетом госрасходов.

**Ключевые слова:** спрос на импорт; наукастинг; GMM; коинтеграция; модель коррекции ошибок; реальный обменный курс.

**JEL classification:** F14; F17; F41.

### Введение

Функция спроса на агрегированный импорт является, пожалуй, классическим примером коинтегрирующей регрессии, наряду с функцией спроса на деньги в зависимости от дохода и процента (Stock, Watson, 1993), функцией агрегированного потребления в зависимости от дохода (Engle, Granger, 1987) и др. Агрегированный спрос на импорт выводится из простой задачи выбора репрезентативным агентом между потреблением отечественных и импортных товаров в зависимости от их цен в рамках предположения, что данные товары не являются абсолютными субститутами. И одним из вариантов представления решения данной задачи является функция спроса на импорт, положительно зависящая от реальных агрегированных расходов и отрицательно — от соотношения индекса цен импортных товаров и индекса цен агрегированных расходов. В условиях нестационарности анализируемых временных рядов теоретические представления о наличии функции спроса на импорт тестируются путем поиска коинтеграции между рядами импорта, агрегированных расходов и индекса относительных цен. В свою очередь, наличие коинтеграции позволяет перейти к оцениванию модели коррекции ошибок (Engle, Granger, 1987).

Если соотнести номинальный объем импорта с номинальным ВВП, то в среднем за период 1995–2019 гг. импорт в долях ВВП составлял 21%. Основными потребителями импорта являются домохозяйства и фирмы. Оценки функции спроса на импорт необходимы

<sup>1</sup> Полбин Андрей Владимирович — РАНХиГС, Институт Гайдара, Москва; apolbin@iep.ru.  
 Фокин Никита Денисович — РАНХиГС, Москва; fokinikita@gmail.com.

для прогнозирования объемов импорта, планирования внешнеторговой деятельности государственными органами (например, выработка мер экономической политики, направленных на импортозамещение), количественной оценки последствий различных сценариев изменения обменного курса и, соответственно, выработки эффективной политики на валютном рынке. В российских академических и политических кругах не угасают дискуссии о необходимости интенсификации процессов импортозамещения, а аналитическая поддержка в области решений по импортозамещению не может проводиться без качественных оценок функции спроса. Также параметры функции спроса на импорт необходимы для калибровки DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) моделей открытых экономик — современного инструментария макроэкономического анализа, использующегося в центральных банках и других институтах для выработки эффективных мер экономической политики и прогнозирования по всему миру.

В настоящей работе оцениваются параметры долгосрочной функции спроса на импорт Российской экономики, а также параметры модели коррекции ошибок для описания краткосрочной динамики импорта. При этом в качестве показателя агрегированных расходов рассматриваются 6 альтернативных показателей: ВВП; ВВП за вычетом госрасходов; ВВП за вычетом экспорта; ВВП за вычетом госрасходов и экспорта; сумма расходов на потребление домохозяйств и валового накопления; показатель агрегированного спроса, скорректированный на интенсивность использования импорта, предложенный в (Bussière et al., 2013). Наличие большого числа различных используемых показателей отличает настоящую статью от других исследований по оценке функции спроса на импорт в Российской экономике. Выбор наилучшего показателя расходов в качестве детерминанты агрегированного импорта осуществляется на основе минимизации среднеквадратичной ошибки предсказания темпов роста импорта в псевдовневыборочном эксперименте, под которым подразумевается построение прогнозов для наблюдений, не участвующих в выборке, используемой для оценивания параметров модели. Также в работе предлагается спецификация модели коррекции ошибок для наукастинга<sup>2</sup> импорта с использованием информации о динамике реального обменного курса.

Таким образом, в работе исследуются три связанные между собой задачи. Первая состоит в оценке долгосрочных (коинтеграционных) соотношений между импортом и показателями расходов и относительных цен, а также оценке параметров моделей коррекции ошибок в шести различных спецификациях. Вторая задача состоит в выборе лучшей модели на основе эксперимента по псевдовневыборочному прогнозированию. Третья задача состоит в оценке моделей для наукастинга темпа роста импорта в реальном времени. Работа имеет два прикладных результата. Первый состоит в переборе большого числа возможных спецификаций функций спроса на импорт и выборе наилучшей. Вторым результатом является то, что в работе предложена спецификация модели, позволяющая строить наукаст темпа роста импорта лучше, чем рассмотренные бенчмарки<sup>3</sup>. Построенные модели и полученные

<sup>2</sup> Под наукастингом в настоящей работе понимается прогнозирование значения объясняемой переменной в текущий момент времени, когда статистические данные по объясняемой переменной выходят с временным запаздыванием, но в наличии имеются данные по некоторому подмножеству объясняющих переменных, либо их релевантные прогнозы.

<sup>3</sup> Бенчмарком называется некоторая базовая эконометрическая модель, с которой сравнивается прогнозная сила предлагаемой в работе модели.

оценки могут быть использованы для краткосрочного прогнозирования, а также для калибровки параметров DSGE моделей.

Работа построена следующим образом. В первом разделе приводится обзор литературы, во втором разделе описываются данные и приводятся результаты тестирования на наличие единичных корней в используемых рядах. В третьем разделе специфицируется модель и проводится ее эконометрическое оценивание, в четвертом разделе строится модель для наукастинга импорта, в пятом сформулированы основные выводы и результаты работы.

## 1. Обзор литературы

Моделирование импорта представляет собой достаточно изученную область экономического анализа. На теоретическом уровне можно вывести не только взаимосвязь агрегированного потребления импорта с некоторым показателем агрегированных расходов или доходов и относительными ценами, но и обосновать коинтеграцию между данными переменными. Например, в (Clarida, 1994) на основе модели репрезентативного экономического агента с рациональными ожиданиями показано, что логарифм импорта товаров кратковременного потребления коинтегрирован с логарифмами относительных цен и расходов на товары кратковременного пользования отечественного производства. В последующей работе (Clarida, 1996) показано, что логарифм импорта товаров длительного пользования также коинтегрирован с логарифмами относительных цен и расходов на товары кратковременного пользования. В (Senhadji, 1998) предложена модель межвременного выбора между отечественными и импортными товарами, в которой обосновывается коинтеграция между физическим объемом импорта и выпуском за вычетом экспортной составляющей и относительных цен.

В работе (Senhadji, 1998) оценивались функции спроса на импорт для большого числа развитых и развивающихся стран. В качестве переменной дохода использовался ВВП страны за вычетом экспорта, а в качестве цен — относительные цены импортных товаров. Автор пришел к выводу, что в среднем в развитых странах эластичность импорта по доходу выше, чем в развивающихся, а ценовая эластичность у развитых стран, напротив, ниже, чем у развивающихся. Такой вывод подтверждает, например, работа (Carone, 1996) на данных США, согласно которой американский импорт имеет эластичность по доходу 2.5, а по ценам — всего 0.38. В (Ghei, Pritchett, 1999) было получено, что в среднем для развивающихся стран эластичность импорта по ценам составляет 0.8.

В теоретических моделях вышеупомянутых работ функция спроса на импорт выводится из простой модели репрезентативного агента, который распределяет свои агрегированные расходы на отечественные и импортные товары, однако не только домашние хозяйства потребляют импортные товары, большое количество импортного оборудования и технологий имеет инвестиционное назначение. Основные дискуссии в академической литературе ведутся о том, какая переменная должна выступать в качестве показателя агрегированных расходов<sup>4</sup>. Так, в упомянутой выше работе (Senhadji, 1998) использовался ВВП за вычетом экспорта, в (Warner, Kreinin, 1983) — ВНП на душу населения, в (Goldstein,

<sup>4</sup> В качестве относительных цен чаще всего берется либо отношение импортных цен к внутренним, либо реальный обменный курс, как прокси-переменная.

Khan, 1985) — циклическая и трендовая компоненты выпуска, в работе (Harb, 2005) — ВВП, сумма потребления и инвестиций в качестве показателя агрегированных расходов присутствовала в (Stirböck, 2006), различные компоненты ВВП использовались в работе (Tang, 2003). В связи с этим актуальным представляется вопрос подбора оптимального показателя агрегированных расходов, который будет объяснять максимальную вариацию физического объема импорта в российской экономике.

В работе (Ivanova, 2007) оценивалась функция спроса на агрегированный импорт РФ с использованием реального выпуска в качестве переменной расходов и отношения импортных цен к внутренним в качестве относительных цен. Также в одной из спецификаций автор использовал отношение цен импорта к ценам ВВП за вычетом цен экспорта. Коинтеграционное соотношение оценивалось динамическим методом наименьших квадратов (DOLS), а также процедурой Йохансена на выборке с начала 1995 г. по начало 2005 г. Автор получил оценки эластичностей по доходу 1.25–1.53 и по относительным ценам 0.42–0.74, которые варьируются в зависимости от метода оценки и показателя относительных цен.

В (Gianella, Chanteloup, 2006) авторы получили похожие оценки эластичностей для российской экономики. Они с помощью DOLS оценивали коинтеграционное соотношение с реальным выпуском и относительными ценами в двух спецификациях: с линейным детерминированным трендом и без него. Оценка эластичности спроса на импорт по доходу оказалась равной 1.6, а оценка эластичности по цене — 0.53. Добавление детерминированного тренда в модель существенно понижает эластичность спроса по доходу — до 0.88, и несколько увеличивает ценовую эластичность — до 0.67. Параметр при линейном тренде является статистически значимым даже на 1%-ном уровне. Однако добавление тренда в коинтеграционное соотношение может быть оправдано, когда объясняемая переменная имеет некоторый собственный детерминированный тренд, который не наблюдается в регрессорах в правой части уравнения. В случае включения показателя уровня дохода в правую часть добавление тренда может привести к сильной мультиколлинеарности в модели. В рамках стандартной функции с постоянной эластичностью замещения импорт объясняется выпуском и относительными ценами. Если в одном из факторов спроса на импорт наблюдается трендовый рост, он также будет наблюдаться и в объеме реальных расходов импорта.

Схожие эмпирические результаты были получены в работе (Гурвич, Прилепский, 2016). Авторы, изучая реакцию российской экономики на внешние шоки, построили функцию спроса на агрегированный импорт, где физический объем импорта зависит от внутреннего спроса (выпуска) и реального эффективного обменного курса рубля на выборке 1999–2012 гг. Оценка модели производилась процедурой Йохансена, на основе которой авторы нашли одно коинтеграционное соотношение между рассматриваемыми показателями. Эластичность импорта по доходу составила 1.37, а эластичность по реальному курсу — 0.54.

Использование реального курса в качестве прокси-переменной при оценке функции спроса не всегда находит обоснование в эмпирических работах. Реальный курс является показателем относительных цен внутренних товаров к ценам зарубежных товаров, причем не только импортируемым в Россию, а всех зарубежных товаров. Например, в (Kamin, 1988; Pritchett, 1991) на больших выборках по развивающимся странам было продемонстрировано, что реальный обменный курс слабо объясняет динамику импорта.

Также следует отметить работы, в которых моделировался спрос на детализированные компоненты импорта в России. Кадочников (2006) оценивал функцию спроса на импорт для анализа процессов импортозамещения в России в конце 1990-х гг. В работе использовались

данные по различным отраслям российской экономики за 1994–2003 гг. Модель специфицировалась в разностях без коинтеграционного соотношения, где первая разность логарифма объема импорта зависит от темпов роста номинального денежного дохода населения, скорректированного на взвешенную сумму темпов роста импортных и отечественных цен, а также от темпов роста импортных и отечественных цен.

В (Идрисов, 2010) оценивалась функция спроса на импортные капитальные товары (станки, оборудование и т. д.) на отраслевых данных. В модели в качестве объясняемой переменной выступал логарифм объема импорта отдельного вида продукции, в качестве переменной дохода — темп роста валовой добавленной стоимости, в качестве показателя цен — собственная (в долларах) цена импортных товаров. Также в модели участвовали реальный эффективный обменный курс и показатель загрузки производственных мощностей (который оказался незначимым), а также изменение индекса предпринимательской уверенности. Средняя по товарным группам оценка коэффициента при темпе роста валовой добавленной стоимости составила 1.09, однако данная оценка несопоставима с упомянутыми выше работами, т. к. переменная дохода присутствует в модели в темпах роста, а не в уровнях.

В работе (Кнобель, 2011) также оценивалась функция спроса на импорт товаров на основе панельных данных разных товарных групп. Согласно оценкам по данным с 2000 по 2010 г., средняя по товарным группам эластичность спроса по доходу составила 1.19, а эластичность по собственной цене импорта — 0.95. Кроме того, в модели участвовал реальный обменный курс, эластичность по которому составила 3.3. Однако результаты оценки эластичности импорта по доходу в данной работе также несопоставимы с результатами работ по оценке функции спроса на агрегированный импорт, поскольку в качестве переменной дохода выступала первая разность логарифма российского ВВП, а не уровень, тогда как остальные показатели (объем импорта, цена импорта и реальный курс) выступали в уровнях.

Резюмируя результаты оценок функции спроса на совокупный импорт по России, можно сделать вывод, что потребители импортных благ склонны в большем объеме увеличивать или уменьшать потребление при изменении своего дохода, чем при изменении относительных цен, что следует из оценок, полученных в работах (Ivanova, 2007; Gianella, Chanteloup, 2006; Гурвич, Прилепский, 2016). Тем самым отечественный спрос на совокупный импорт эластичен по доходу и неэластичен по относительным ценам. Чаще всего при моделировании используется ВВП в качестве показателя агрегированных расходов и отношение импортных цен к отечественным в качестве показателя относительных цен.

## 2. Данные и тестирование на единичные корни

В работе рассматривается долгосрочная взаимосвязь реального импорта с реальными агрегированными расходами и соотношением индекса цен импортных товаров и индекса цен на агрегированные расходы на периоде с 1999 по 2019 г. Используются квартальные данные. Следуя работам, перечисленным в предыдущем разделе, в качестве переменных агрегированных расходов и индекса цен агрегированных расходов рассматривается несколько альтернативных показателей:

- 1) ВВП в постоянных ценах и дефлятор ВВП (Harb, 2005);
- 2) реальный ВВП за вычетом экспорта в постоянных ценах и дефлятор ВВП за вычетом экспорта (Senhadji, 1998);

- 3) ВВП за вычетом государственных расходов на конечное потребление в постоянных ценах и дефлятор ВВП за вычетом государственных расходов на конечное потребление;
- 4) реальный ВВП за вычетом государственных расходов и экспорт в постоянных ценах и дефлятор ВВП за вычетом государственных расходов и экспорта;
- 5) сумма потребления домашних хозяйств (включая потребление некоммерческих организаций, обслуживающих домашние хозяйства) и валового накопления и дефлятор данного показателя (Amano, Wirjanto, 1997; Bussière et al., 2013).

Учитывая, что ряды реального ВВП и его компонентов рассчитаны Росстатом на основе индекса Ласпейреса, простое вычитание или суммирование реальных компонентов даст близкий, но, в общем случае, некорректный ряд. Для корректного вычитания и суммирования составляющих ВВП в постоянных ценах использовалась методология, предложенная в работе (Whelan, 2002).

В качестве шестого альтернативного показателя для реальных расходов, следуя работе (Bussière et al., 2013), используется спрос, скорректированный на интенсивность использования импорта (Import Intensity-Adjusted Demand,  $IAD_t$ ), который рассчитывается по формуле

$$IAD_t = C_t^{w_t^C} I_t^{w_t^I} G_t^{w_t^G} EX_t^{w_t^{EX}}, \quad (1)$$

где  $C_t$ ,  $I_t$ ,  $G_t$ ,  $EX_t$  — потребление домохозяйств, валовое накопление, государственные расходы на конечное потребление и экспорт (в постоянных ценах) соответственно, а  $w_t^C$ ,  $w_t^I$ ,  $w_t^G$ ,  $w_t^{EX}$  — соответствующие доли в них прямого и косвенного (за счет промежуточного потребления в производстве) использования импорта.

Для расчета долей  $w_t^C$ ,  $w_t^I$ ,  $w_t^G$ ,  $w_t^{EX}$  использовались таблицы затраты-выпуск WIOD (Timmer et al., 2015) по методологии (Bussière et al., 2013). Поскольку для России данные доступны за период 2000–2014 гг., в расчетах предполагалось, что соответствующие доли в 1999 г. равны долям 2000 г., а доли 2015–2019 гг. равны долям за 2014 г. Также, следуя работе (Bussière et al., 2013), в качестве индекса цен  $IAD_t$  используется дефлятор ВВП.

Для построения шести перечисленных альтернативных показателей расходов и относительных цен используются статистические данные Росстата использованного ВВП в постоянных ценах<sup>5</sup> и в текущих ценах<sup>6</sup> с первого квартала 1999 г. по первый квартал 2019 г. В российской статистике произошла смена методологии построения данных СНС (статистики национальных счетов), в новой методологии данные публикуются только с 2011 г., и для построения единых временных рядов было проведено их объединение. Временные ряды макроэкономических показателей в постоянных ценах по старой методологии были последовательно умножены на их темпы роста (отношение показателей в текущем квартале и в аналогичном квартале предыдущего года в постоянных ценах по новой методологии) начиная с 2011 г. Каждый член временного ряда номинального показателя в новой методологии был умножен на коэффициент, зависящий от квартала и обеспечивающий совпадение номинальных показателей по старой и новой методологиям в каждом квартале общего 2011 г. Дефляторы рассматриваемых показателей получены как частное от деления номинального показателя на реальный показатель.

<sup>5</sup> Данные доступны на сайте <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/PmSTqka7/tabc29.htm>.

<sup>6</sup> Данные доступны на сайте <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/LFdkJCho/tabc28.htm>.

Все альтернативные показатели расходов и цен, а также ряд реального импорта очищены от сезонного компонента процедурой X-12 ARIMA в спецификации с мультипликативным сезонным компонентом. В Приложении на рис. П1 приведены графики логарифмов показателей расходов, а на рис. П2 — графики логарифмов индексов относительных цен. Итоговый набор спецификаций представлен в табл. 1.

**Таблица 1.** Рассматриваемые альтернативные спецификации

Спецификация	Показатель импорта	Показатель расходов	Показатель импортных цен	Показатель отечественных цен
1	Реальный импорт	Реальный ВВП	Дефлятор импорта	Дефлятор ВВП
2		Реальный ВВП за вычетом экспорта	импорта	Дефлятор ВВП за вычетом экспорта
3		Реальный ВВП за вычетом госрасходов		Дефлятор ВВП за вычетом госрасходов
4		Реальный ВВП за вычетом экспорта и госрасходов		Дефлятор ВВП за вычетом экспорта и госрасходов
5		Сумма потребления домашних хозяйств, некоммерческих организаций и валового накопления		Дефлятор суммы потребления домашних хозяйств, некоммерческих организаций и валового накопления
6		Спрос, скорректированный на интенсивность использования импорта ( $IAD_t$ )		Дефлятор ВВП

Перейдем к тестированию используемых рядов на наличие единичных корней. Визуальный анализ динамики данных рядов говорит о возможном наличии детерминированного тренда, а также о наличии возможного структурного сдвига в окрестности периода мирового финансового кризиса. Поэтому проведем два теста на наличие единичного корня для рядов в логарифмах. Первый тест — классический расширенный тест Дики–Фуллера (ADF) с константой и трендом для логарифма временного ряда и с константой для первой разности логарифма. Второй тест — тест Дики–Фуллера с минимизацией  $t$ -статистики (DF\_min\_t), допускающий наличие структурного сдвига в трендовом компоненте и константе логарифма временного ряда и в константе для первой разности логарифма временного ряда. Во втором тесте используем аддитивную спецификацию. Отметим, что при использовании инновационной спецификации результаты сохраняются. Подробнее об аддитивной и инновационной спецификациях см., например, (Скроботов, 2020, раздел 2.1). В связи с тем, что в следующем разделе оценка моделей будет произведена на выборке 1999Q1–2015Q4 (оставшаяся часть выборки выделена для тестирования качества прогнозов), тестирование на единичные корни производится на этой же выборке. Лаги в обоих тестах выбираются на основе критерия Шварца. Результаты тестирования приведены в таблицах 2 и 3.

Согласно результатам обоих тестов, гипотеза о наличии единичного корня не отвергается на любом разумном уровне значимости для всех рассматриваемых рядов в логарифмах. В первых разностях логарифма временного ряда гипотеза единичного корня отвергается на однопроцентном уровне значимости для всех рядов. Таким образом, на основе проведенных тестов можно признать рассматриваемые ряды интегрированными первого порядка и перейти к тестированию коинтеграции. Отметим, что использование теста DF\_min\_t может быть

**Таблица 2.** Результаты ADF теста на единичный корень в логарифме временного ряда и первой разности логарифма временного ряда.

Логарифм временного ряда	Тест в уровнях		Тест в разностях	
	t-статистика	p-значение	t-статистика	p-значение
Реальный импорт	-1.129	0.9160	-5.018	0.0001
Реальный ВВП	-1.049	0.9294	-4.360	0.0008
Реальный ВВП за вычетом экспорта	-0.818	0.9584	-6.269	0.0000
Реальный ВВП за вычетом госрасходов	-1.224	0.8969	-4.146	0.0016
Реальный ВВП за вычетом экспорта и госрасходов	-1.198	0.9025	-6.364	0.0000
Сумма потребления домашних хозяйств, некоммерческих организаций и валового накопления	-1.014	0.9347	-5.012	0.0001
Спрос, скорректированный на интенсивность использования импорта ( $IAD_t$ )	-2.344	0.4047	-7.300	0.0000
Дефлятор ВВП	-0.296	0.9893	-7.130	0.0000
Дефлятор ВВП за вычетом экспорта	-0.475	0.9825	-8.163	0.0000
Дефлятор ВВП за вычетом госрасходов	-0.437	0.9842	-7.117	0.0000
Дефлятор ВВП за вычетом экспорта и госрасходов	-0.650	0.9724	-8.323	0.0000
Дефлятор суммы потребления домашних хозяйств, некоммерческих организаций и валового накопления	-0.558	0.9782	-8.700	0.0000

*Примечание.* Критические значения 1, 5 и 10% для уровней: -4.103, -3.479 и -3.167 соответственно.

Критические значения 1, 5 и 10% для первых разностей: -3.533, -2.906 и -2.591 соответственно.

сопряжено с некоторыми проблемами, а именно, если структурный сдвиг в тренде обнаруживается в первой трети выборки, то нулевая гипотеза асимптотически всегда отвергается (Harvey et al., 2014). В рассмотренных рядах не было обнаружено структурных сдвигов в тренде ранее 2006Q2.

### 3. Результаты эмпирического анализа

В настоящем разделе оцениваются параметры альтернативных спецификаций функции спроса на импорт и сравнивается их объясняющая способность на основе предсказаний вне выборки. Для оценки параметров выделяется 68 точек (1999Q1–2015Q4), а на прогноз — оставшиеся 13 точек (2016Q1–2019Q1).

На первом шаге эмпирического анализа рассматривается коинтегрирующая регрессия логарифма импорта  $\ln(im_t)$  на логарифм реальных расходов  $y_t$  и логарифм индекса относительных цен  $p_t$ , представляющий собой отношение дефлятора импорта  $p_t^{im}$  к дефлятору показателя реальных расходов  $p_t^y$ :

$$\ln(im_t) = c + \beta_y \ln(y_t) + \beta_p \ln(p_t) + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где  $c$  — константа в регрессии;  $\beta_y$  — долгосрочная эластичность спроса на импорт по расходам;  $\beta_p$  — долгосрочная эластичность спроса по относительным ценам;  $\varepsilon_t$  — стационарный процесс, если ряды коинтегрированы.

**Таблица 3.** Результаты DF\_min\_t теста на единичный корень с возможным структурным сдвигом в тренде и константе для логарифма временного ряда и возможным сдвигом в константе в первой разности для логарифма временного ряда

Логарифм временного ряда	Тест в уровнях		Тест в разностях	
	t-статистика	p-значение	t-статистика	p-значение
Реальный импорт	-3.977	0.5374	-6.868	< 0.01
Реальный ВВП	-4.218	0.3835	-7.195	< 0.01
Реальный ВВП за вычетом экспорта	-3.078	0.9508	-7.535	< 0.01
Реальный ВВП за вычетом госрасходов	-4.457	0.2563	-6.964	< 0.01
Реальный ВВП за вычетом экспорта и госрасходов	-3.153	0.9355	-7.549	< 0.01
Сумма потребления домашних хозяйств, некоммерческих организаций и валового накопления	-3.257	0.9084	-6.284	< 0.01
Спрос, скорректированный на интенсивность использования импорта ( <i>IAD</i> )	-4.411	0.2798	-9.665	< 0.01
Дефлятор ВВП	-3.085	0.9498	-9.118	< 0.01
Дефлятор ВВП за вычетом экспорта	-2.662	>0.99	-9.850	< 0.01
Дефлятор ВВП за вычетом госрасходов	-3.129	0.9405	-9.067	< 0.01
Дефлятор ВВП за вычетом экспорта и госрасходов	-2.855	0.9783	-9.754	< 0.01
Дефлятор суммы потребления домашних хозяйств, некоммерческих организаций и валового накопления	-2.958	0.9671	-10.415	< 0.01

*Примечание.* Критические значения 1, 5 и 10% для уровней: -5.719, -5.176 и -4.894 соответственно.

Критические значения 1, 5 и 10% для первых разностей: -4.949, -4.444 и -4.194 соответственно.

Протестируем остатки от OLS регрессии каждой спецификации на единичный корень (гипотеза отсутствия коинтеграции) с помощью ADF теста<sup>7</sup> с критическими значениями МакКиннона (MacKinnon, 2010, Table 2). Полученные величины статистик ADF теста для 6 альтернативных спецификаций модели представлены в табл. 4.

**Таблица 4.** Результаты теста на отсутствие коинтеграции

Спецификация	Тестовая статистика
1	-4.318**
2	-4.555***
3	-4.589***
4	-5.316***
5	-5.030***
6	-6.607***

*Примечание.* \*\*\* — 1% -ный уровень значимости с критическим значением -4.513, \*\* — 5%-ный уровень с критическим значением -3.869.

<sup>7</sup> Для расчета наблюдаемого значения статистики используется ADF тест с выбором лагов на основе критерия Шварца. Используется спецификация уравнения остатков без константы. В коинтеграционном соотношении константа участвует, а критические значения из работы (MacKinnon, 2010) подсчитаны для случая с константой.

Для всех спецификаций, кроме ВВП, ADF тест отвергает гипотезу отсутствия коинтеграции на 1%-ном уровне значимости, для спецификации с ВВП — на 5%-ном уровне. Выше постулируется одно коинтеграционное соотношение, которое можно вывести из теоретической модели, однако, учитывая, что рассматривается коинтеграция между тремя показателями, возможна ситуация, когда существует два коинтеграционных соотношения в рамках данной системы. Поэтому проведем также тест Йохансена (Johansen, 1991) для рассмотренных спецификаций функции спроса на импорт. Рассмотрим третий случай по Йохансену — когда в данных присутствует линейный детерминированный тренд, а в VAR представлении и коинтеграционном соотношении присутствует константа без тренда. При построении моделей для краткосрочной динамики импорта из-за не самого большого числа наблюдений ограничимся одним лагом. В таком случае в teste Йохансена установим максимальную глубину запаздываний, равную единице. Результаты теста представлены в табл. 5.

**Таблица 5.** Результаты теста Йохансена

Спецификация	Число соотношений	P-значение критерия следа	P-значение критерия ранга
1	0	0.1367	0.1708
	≤1	0.3926	0.3647
	≤2	0.4490	0.4490
2	0	0.0017	0.0163
	≤1	0.0350	0.0818
	≤2	0.0565	0.0565
3	0	0.2304	0.1847
	≤1	0.6261	0.5777
	≤2	0.5790	0.5790
4	0	0.0019	0.0086
	≤1	0.0726	0.1448
	≤2	0.0734	0.0734
5	0	0.0070	0.0275
	≤1	0.0922	0.1717
	≤2	0.0826	0.0826
6	0	0.0000	0.0000
	≤1	0.0832	0.1110
	≤2	0.1575	0.1575

Результаты теста Йохансена несколько отличаются от ADF теста с критическими значениями МакКиннона. Тест Йохансена говорит об одном коинтеграционном соотношении на 5%-ном уровне значимости для спецификаций 4, 5 и 6. В спецификации 2 тест на основе критерия ранга говорит об одном коинтеграционном соотношении (на 5%-ном уровне), а тест на основе критерия следа говорит о двух коинтеграционных соотношениях (на 5%-ном уровне). В спецификациях 1 и 3 тест Йохансена говорит об отсутствии коинтеграции, хотя ADF тест с критическими значениями МакКиннона отвергает гипотезу об отсутствии коинтеграции на 5%-ном уровне значимости для обеих спецификаций. Таким образом, тест Йохансена говорит, в основном, либо о наличии одного коинтеграционного соотношения,

либо об отсутствии коинтеграции. Учитывая, что коинтеграционное соотношение специфицировано из экономической теории и ADF тест с критическими значениями МакКиннона отвергает гипотезу отсутствия коинтеграции на 5%-ном уровне значимости для всех спецификаций, будем далее полагать, что в каждой спецификации функции спроса на импорт имеется одно коинтеграционное соотношение.

Оценим далее коинтеграционное соотношение (2) динамическим методом наименьших квадратов, DOLS (Saikkonen, 1991; Stock, Watson, 1993). Суть данного метода (также известного под названием «leads and lags») состоит в добавлении в правую часть коинтеграционного соотношения запаздывающих и опережающих разностей регрессоров, что позволяет получить асимптотически эффективные оценки и сделать правильные статистические выводы по  $t$ -статистике. Результаты оценки представлены в табл. 6<sup>8</sup>.

**Таблица 6.** Результаты DOLS оценки коинтеграционных соотношений с альтернативными показателями расходов и относительных цен

	Спецификация					
	1	2	3	4	5	6
$\beta_y$	1.093*** (0.190)	1.395*** (0.181)	1.081*** (0.141)	1.164*** (0.125)	1.166*** (0.086)	0.867*** (0.111)
$\beta_p$	-0.815*** (0.096)	-0.614*** (0.068)	-0.824*** (0.088)	-0.653*** (0.063)	-0.543*** (0.088)	-0.711*** (0.084)
$c$	-2.531 (1.834)	-5.000 (1.685)	-2.197*** (1.333)	-2.510** (1.126)	-2.881*** (0.801)	0.667 (0.940)

*Примечание.* В скобках — стандартные ошибки оценок коэффициентов. \*\*\*, \*\* — уровни значимости 1, 5% соответственно.

Из таблицы следует, что во всех спецификациях, кроме ВВП за вычетом экспорта, 95%-ный доверительный интервал эластичности спроса на импорт по доходу содержит единицу. При этом в спецификации с *IAD* точечная оценка эластичности меньше единицы и существенно ниже оценок данного параметра в остальных спецификациях. 95%-ный доверительный интервал эластичности импорта по ценам в спецификациях с ВВП также содержит единицу (по модулю). В спецификации с ВВП за вычетом государственных расходов доверительный интервал (95%-го уровня) оценки эластичности очень близок к 1. В целом, из результатов оценок следует, что спрос на импорт более эластичен по доходу и менее эластичен по ценам, что согласуется с полученными ранее результатами как для зарубежных экономик, так и для российской.

При наличии коинтеграции система может быть представлена в виде модели коррекции ошибок, в которой текущий прирост каждой из переменных, участвующих в модели, зависит от лага остатка коинтеграционного соотношения и лагов приростов всех переменных системы. Такая запись известна как приведенная форма и описывает динамику системы около долгосрочного равновесия. Можно работать как с полной системой уравнений векторной модели коррекции ошибок, так и с ее отдельным уравнением. В данной статье нас интересует отдельное уравнение для темпов роста импорта.

<sup>8</sup> Опережающие и запаздывающие разности выбирались на основе критерия Шварца, максимальная глубина запаздываний и опережений равна 4, т. е. одному году.

Однако спецификация в приведенной форме лишает возможности проводить анализ краткосрочного воздействия изменения дохода и относительных цен в момент времени  $t$  на изменение импорта в момент времени  $t$ . Поэтому в настоящем исследовании будем работать с функцией спроса на импорт в структурной форме, предполагая наличие зависимости приростов импорта от текущих приростов дохода и относительных цен<sup>9</sup>:

$$\Delta \ln(im_t) = c_{ECM} + \theta [\ln(im_{t-1}) - c - \beta_y \ln(y_{t-1}) + \beta_p \ln(p_{t-1})] + \\ + \lambda_1 \Delta \ln(im_{t-1}) + \varphi_0 \Delta \ln(y_t) + \varphi_1 \Delta \ln(y_{t-1}) + \omega_0 \Delta \ln(p_t) + \omega_1 \Delta \ln(p_{t-1}) + u_t, \quad (3)$$

где  $c_{ECM}$  — константа уравнения;  $\theta$  — параметр корректировки, умноженный на лаг корректирующего компонента (ECT), полученного как отклонение фактического импорта от долгосрочного соотношения.

В работе (Bussière et al., 2013) была рассмотрена модель для динамики импорта, в которой также участвовали текущие темпы роста дохода и относительных цен наряду с лагами, однако без корректирующего компонента. В моделях с авторегрессионно распределенными запаздываниями (ARDL), см., например, (Pesaran, Shin, 1995), включение текущих приростов объясняющих переменных в правую часть уравнения регрессии является стандартной практикой. Ключевой проблемой при использовании текущих приростов дохода и относительных цен в правой части регрессионного уравнения (3) является возможное наличие эндогенности, коррелированности ошибки с регрессорами, поэтому оценки OLS оказываются смещенными. Например, рост спроса на импортные товары при неизменном уровне агрегированных расходов может быть связан с перераспределением агрегированного спроса в пользу импортных товаров вместо отечественных, что способствует снижению выпуска отечественных товаров и их относительных цен.

Однако смещеными оказываются именно параметры структурной формы, т. е. эластичности краткосрочной кривой спроса на импорт. Прогноз, построенный на основе OLS, минимизирует квадратичную ошибку прогноза. Если исходная задача исследования заключается именно в получении количественных оценок краткосрочной функции спроса на импорт, то целесообразным является использование методов, устойчивых к проблеме эндогенности, таких как 2SLS или GMM. Например, оценивание параметров структурной формы векторной авторегрессии с использованием метода инструментальных переменных проводилось в работах (Altig et al., 2011; Shapiro, Watson, 1988). Если же ставится задача предсказания импорта на основе значений агрегированных расходов и относительных цен, то оптимальным может оказаться использование метода OLS, поскольку он позволяет получить оценку математического ожидания зависимой переменной условно на значениях регрессоров. В частности, в работе (Pesaran, Shin, 1995) показано, что если ошибка в уравнении (3) коррелирована с регрессорами, а динамика самих регрессоров описывается авторегрессионным процессом конечного порядка, то систему можно переформулировать таким образом, что объясняемая переменная будет зависеть от регрессоров также в форме уравнения (3), но с новыми параметрами и ошибкой, ортогональной к регрессорам.

<sup>9</sup> В связи с небольшой протяженностью используемых временных рядов максимальная глубина запаздываний устанавливается равной единице.

Поскольку наиболее интересна задача предсказания и выбора наиболее информативного показателя агрегированного дохода для описания динамики импорта, сосредоточим внимание на OLS оценках. Но для целостности картины также приведем оценки, полученные с помощью метода GMM. При этом в эконометрическом анализе будет применяться стандартная двухшаговая процедура, когда в качестве долгосрочных параметров используются оценки, полученные с помощью DOLS, а краткосрочные параметры оцениваются с помощью OLS или GMM при фиксированных значениях долгосрочных параметров.

При наличии сильной мультиколлинеарности для выбора оптимального набора параметров не будем прибегать к тестированию статистической значимости коэффициентов модели, а используем следующую простую процедуру. Пусть константа и корректирующий компонент всегда включаются в модель, тогда при максимальной глубине запаздываний, равной единице, есть пять потенциальных регрессоров для включения в правую часть уравнения: лаг темпа роста импорта, текущий темп роста и лаг темпа роста показателя расходов, текущий темп роста и лаг темпа роста относительных цен. Таким образом, необходимо выбрать из  $2^5 = 32$  моделей, что не является вычислительно затратным. Поэтому для каждой спецификации оценим модели со всеми возможными наборами параметров методом OLS и выберем тот набор параметров, который максимизирует скорректированный коэффициент детерминации.

Аналогичным образом выбиралась модель на основе минимизации информационного критерия Шварца. Информационные критерии являются более распространенным способом выбора порядка VAR модели, чем коэффициент детерминации, см. например, (Lütkepohl, 1985). Однако было обнаружено, что процедура выбора модели на основе критерия Шварца показала более слабую прогнозную силу (что будет продемонстрировано в разделе 4), поэтому далее модели выбираются на основе скорректированного коэффициента детерминации.

На выбранных данной процедурой наборах регрессоров оценим также модели с помощью GMM. В качестве инструментов будем использовать текущий темп роста реальной цены на нефть, первый и второй лаги темпов роста реальной цены на нефть, а также все экзогенные (по отношению к текущей ошибке) переменные рассматриваемого регрессионного уравнения — константу, лаг корректирующего компонента, лаг темпа роста импорта, расходов и относительных цен. Реальная цена на нефть была получена путем дефлирования номинальной цены на нефть марки Brent<sup>10</sup> на индекс потребительских цен США<sup>11</sup>.

В таблице 7 представлены OLS и GMM оценки ECM моделей (3) на оптимальных наборах лагов.

Лучшей спецификацией по скорректированному коэффициенту детерминации оказывается спецификация с *IAD*, оцененная GMM. В данной спецификации, а также в спецификации 5, где в качестве показателя расходов выступает сумма потребления домохозяйств и валового накопления, оценки OLS достаточно близки к GMM оценкам. Однако в других спецификациях это не так. Например, в других спецификациях точечные оценки GMM при текущем темпе роста дохода выше, чем OLS оценки, в первой и третьей спецификациях они превышают 2, однако имеют и более широкие доверительные интервалы. Относительно соотношения GMM и OLS оценок параметров при текущих темпах роста относительных

<sup>10</sup> Данные доступны на сайте <https://fred.stlouisfed.org/series/MCOILBRENTEU>.

<sup>11</sup> Данные доступны на сайте <https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCSL>.

**Таблица 7.** OLS и GMM оценки ECM моделей на оптимальном наборе параметров во всех спецификациях

	Спецификация					
	1	2	3	4	5	6
<i>OLS оценки</i>						
Константа	-0.0074 (0.0046)	0.0008 (0.0050)	-0.0058 (0.0048)	-0.0030 (0.0051)	-0.0039 (0.0038)	0.0010 (0.0032)
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0.3835*** (0.0837)	-0.4975*** (0.0943)	-0.4176*** (0.0893)	-0.5482*** (0.0983)	-0.5756*** (0.0999)	0.5563*** (0.0869)
$\Delta \ln(im_{t-1})$	—	0.1443 (0.0936)	—	0.1618* (0.0961)	—	—
$\Delta \ln(y_t)$	1.5687*** (0.3512)	1.2420*** (0.2646)	1.2736*** (0.3220)	0.9327*** (0.2155)	1.3353*** (0.1227)	0.6604*** (0.0792)
$\Delta \ln(y_{t-1})$	0.6951** (0.2817)	0.5929** (0.2533)	0.5341* (0.2690)	0.3455* (0.2034)	0.3264*** (0.1139)	—
$\Delta \ln(p_t)$ .	-0.4577*** (0.0728)	-0.4866*** (0.0633)	-0.4680*** (0.0731)	-0.4412*** (0.0621)	-0.3524*** (0.0676)	-0.4568*** (0.0616)
$\Delta \ln(p_{t-1})$ .	—	—	—	—	—	-0.0330 (0.0627)
$R^2_{adj}$	0.81	0.73	0.79	0.70	0.83	0.87
<i>GMM оценки</i>						
Константа	-0.0103 (0.0066)	-0.0041 (0.0051)	-0.0103 (0.0072)	-0.0075 (0.0054)	-0.0045 (0.0034)	0.0013 (0.0034)
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0.3383*** (0.1091)	-0.4732*** (0.1082)	-0.3614*** (0.1172)	-0.4998*** (0.1033)	-0.5853*** (0.1141)	-0.4086*** (0.0905)
$\Delta \ln(im_{t-1})$	—	-0.0155 (0.1279)	—	-0.0044 (0.1467)	—	—
$\Delta \ln(y_t)$	2.2492* (1.2292)	1.9219*** (0.6441)	2.2755** (1.0807)	1.4712** (0.6012)	1.3286*** (0.2281)	0.3380** (0.1462)
$\Delta \ln(y_{t-1})$	0.6463** (0.3177)	0.8478*** (0.2668)	0.3399 (0.3299)	0.5028** (0.2116)	0.3883** (0.1564)	—
$\Delta \ln(p_t)$ .	-0.3032 (0.2904)	-0.5442 (0.1221)	-0.2609 (0.2437)	-0.5572*** (0.1234)	-0.4939*** (0.1401)	-0.7059*** (0.1252)
$\Delta \ln(p_{t-1})$ .	—	—	—	—	—	-0.1696*** (0.0501)
$R^2_{adj}$	0.79	0.71	0.75	0.66	0.82	0.83
J-статистика	0.7749	0.4457	1.1822	0.8134	1.8848	0.5900
Prob(J)	0.8555	0.8002	0.7573	0.6658	0.5967	0.8987

*Примечание.* В скобках — стандартные ошибки оценок коэффициентов. \*\*\*, \*\*, \* — уровни значимости 1, 5, 10% соответственно. «—» означает, что данный регрессор не включен в оптимальный набор переменных.

цен нельзя сделать однозначных выводов. В случае ВВП и ВВП за вычетом госрасходов точечные оценки OLS ниже по абсолютной величине, чем в случае GMM оценок, а в случае ВВП за вычетом экспорта и ВВП за вычетом экспорта и госрасходов, напротив, OLS оценки выше по абсолютной величине, чем GMM оценки. Отметим также, что J-тест не отвергает

гипотезу о валидности использованного набора инструментов для всех рассмотренных спецификаций, хотя к результатам данного теста нужно относиться с осторожностью при тестиировании на малых выборках.

Проанализируем далее качество вневыборочного предсказания альтернативных спецификаций на периоде 2016Q1–2019Q1 из 13 наблюдений, на котором коэффициенты моделей не оценивались. В таблице 8 приведены корни из среднеквадратичных ошибок предсказаний (RMSE) на основе моделей, оцененных как с помощью GMM, так и с помощью OLS. Переоценка коэффициентов моделей с добавлением точек не производилась, все предсказания строились на основе параметров из таблиц 6 и 7. На каждом шаге построения предсказания в правую часть уравнения подставлялись наблюдаемые значения регрессоров, что позволяло проанализировать объясняющую способность модели, но не прогнозную, поскольку данные по импорту и рассматриваемым показателям расходов и относительных цен публикуются Росстатом в один и тот же момент времени.

**Таблица 8.** RMSE прогнозов спецификаций, оцененных OLS и GMM

	Спецификация					
	1	2	3	4	5	6
RMSE (OLS)	0.0208	0.0262	0.0183	0.0279	0.0212	0.0208
RMSE (GMM)	0.0234	0.0292	0.0251	0.0314	0.0235	0.0221

Из таблицы 8 видно, что вневыборочные предсказания на основе моделей, оцененных OLS, всегда оказываются лучше, чем оцененных GMM. Это согласуется с приведенными выше рассуждениями о том, что оптимальные прогноз и предсказание являются условным математическим ожиданием, что есть OLS оценка, несмотря на возможное наличие ненулевой корреляции ошибки с регрессорами в уравнении в структурной форме. Из оцененных OLS моделей лучшей спецификацией является спецификация с ВВП за вычетом госрасходов, затем идет спецификация модели с *IAD* и ВВП. Из моделей, оцененных GMM, лучшей оказывается спецификация с *IAD*, несколько хуже — модель с ВВП. Напомним, что в спецификации ВВП за вычетом госрасходов долгосрочная эластичность по расходам составляет 1.08, долгосрочная эластичность по относительным ценам — -0.82.

#### 4. Построение модели для оценки текущего роста импорта (наукаста)

Статистика по реальным и名义альным объемам импорта и другим компонентам ВВП, а следовательно, и по относительным ценам, выходит в один и тот же момент времени. При этом, как правило, наблюдается лаг в 1–2 квартала при выходе статистических данных. Актуальной является задача оценки текущего роста импорта (наукаста) на основе статистических данных, которые более оперативно выходят в свет по сравнению с публикацией данных СНС. Для научастинга импорта информативной может оказаться динамика реального эффективного обменного курса. В качестве прокси-переменной относительных цен при моделировании импорта он использовался в работе (Гурвич, Прилепский, 2016). В условиях отсутствия явной прокси-переменной для показателя агрегированных расходов рассмотрим

редуцированную модель для прироста логарифма импорта, не включающую текущий прирост логарифма расходов:

$$\begin{aligned}\Delta \ln(im_t) = & c_{ECM} + \theta [\ln(im_{t-1}) - c - \beta_y \ln(y_{t-1}) + \beta_p \ln(p_{t-1})] + \\ & + \lambda_1 \Delta \ln(im_{t-1}) + \varphi_1 \Delta \ln(y_{t-1}) + \omega_0 \Delta \ln(p_t) + \omega_1 \Delta \ln(p_{t-1}) + u_t.\end{aligned}\quad (4)$$

А текущий прирост логарифма относительных цен будем прогнозировать на основе прироста логарифма реального обменного курса. На первом шаге, аналогично предыдущему разделу, для построения прогнозов выберем оптимальный набор регрессоров в каждой спецификации на основе максимизации скорректированного коэффициента детерминации в OLS моделях. При этом, так же как и ранее, параметры альтернативных моделей будут оцениваться на выборке до 2015Q4, т. е. их переоценка на тестовой выборке 2016Q1–2019Q1 производиться не будет. Результаты OLS и GMM оценок выбранных спецификаций приведены в табл. 9.

Заметим, что в спецификациях с ВВП за вычетом экспорта, ВВП за вычетом экспорта и госрасходов, с суммой потребления домохозяйств и валового накопления сильно падает скорректированный коэффициент детерминации при удалении текущего темпа роста дохода из набора потенциальных регрессоров. Особенно низким он оказывается в моделях, оцененных GMM.

На втором шаге оценим модель взаимосвязи прироста логарифма относительных цен с приростом логарифма курса. В качестве реального обменного курса  $rer_t$  используем индекс реального эффективного обменного курса рубля в квартальном выражении, публикуемый Международным валютным фондом<sup>12</sup>. Укрепление обменного курса в таком определении будет соответствовать росту  $rer_t$ . В таблице 10 представлены оценки эффекта переноса изменения реального курса в относительные цены во всех рассмотренных спецификациях на квартальных данных без лаговой структуры.

Эксперимент по научастику можно наглядно описать в рамках следующего примера. В начале второго квартала 2020 г. данные по реальному обменному курсу за первый квартал 2020 г. уже известны, а данные по импорту и доходу еще неизвестны. Они доступны только за четвертый квартал 2019 г., что позволяет провести научаст темпа роста импорта за первый квартал 2020 г. с использованием информации о динамике реального обменного курса.

Далее проводится эксперимент прогнозирования (научастика) импорта на один шаг вперед по тестовой выборке 2016Q1–2019Q1 с использованием данных по обменному курсу на дату построения прогноза. Для каждого момента времени  $t$  из тестовой выборки прогноз строится на основе модели (4), параметры которой оценены на обучающей выборке до 2015Q4 включительно. В качестве запаздывающих значений импорта, дохода и относительных цен используются фактические данные по рассматриваемым показателям в момент времени  $t-1$  и ранее. Вместо значения прироста логарифма относительных цен в момент времени  $t$  используется его прогноз на основе прироста логарифма реального обменного курса в момент времени  $t$  по оцененным параметрам вспомогательной регрессии из табл. 10. Параметры последней также оценивались только на обучающей выборке до 2015Q4 включительно и на тестовой выборке не переоценивались. Среднеквадратичные ошибки прогнозов представлены в табл. 11. Также в таблице представлены несколько базовых

<sup>12</sup> Данные доступны на сайте <http://data.imf.org/regular.aspx?key=61545850>.

**Таблица 9.** OLS и GMM оценки ECM моделей на оптимальном наборе параметров для наукастинга

	Спецификация					
	1	2	3	4	5	6
	<i>OLS оценки</i>					
Константа	-0.0001 (0.0050)	0.0053 (0.0057)	0.0015 (0.0050)	0.0017 (0.0057)	0.0058 (0.0057)	0.0042 (0.0046)
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0.3863*** (0.1021)	-0.4567*** (0.1088)	-0.4141*** (0.1054)	-0.5242*** (0.1115)	-0.5465*** (0.1867)	-0.3284*** (0.1196)
$\Delta \ln(im_{t-1})$	—  (0.0941)	0.3631***  (0.0941)	—  (0.0932)	0.3779***  (0.0932)	0.4200***  (0.1181)	—  —
$\Delta \ln(y_{t-1})$	0.9201** (0.3555)	0.4705 (0.2922)	0.7498** (0.3104)	0.2643 (0.2301)	— —	— —
$\Delta \ln(p_t)$ .	-0.6573*** (0.0697)	-0.5839*** (0.0694)	-0.6330*** (0.0701)	-0.5133*** (0.0680)	-0.6787*** (0.0999)	-0.7773*** (0.0697)
$\Delta \ln(p_{t-1})$ .	-0.1514* (0.0895)	—  (0.0872)	-0.1505*  (0.0872)	—  —	-0.1384  (0.1356)	-0.2701***  (0.0810)
$R^2_{adj}$	0.76	0.64	0.75	0.61	0.56	0.72
	<i>GMM оценки</i>					
Константа	-0.0029 (0.0051)	0.0000 (0.0081)	0.0040 (0.0046)	-0.0040 (0.0082)	-0.0036 (0.0077)	0.0025 (0.0043)
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0.3767*** (0.1200)	-0.3669** (0.1404)	-0.3938*** (0.1128)	-0.5168*** (0.1382)	-0.3738* (0.2020)	-0.3761*** (0.0953)
$\Delta \ln(im_{t-1})$	—  (0.1131)	0.2615**  (0.1131)	—  —	0.3169***  (0.0951)	0.2764**  (0.1166)	—  —
$\Delta \ln(y_{t-1})$	0.7019** (0.3452)	0.4201 (0.4256)	0.5727** (0.2677)	0.3341 (0.3064)	— —	— —
$\Delta \ln(p_t)$ .	-0.7359*** (0.1455)	-0.9684*** (0.2484)	-0.6853*** (0.1261)	-0.8586*** (0.2238)	-1.3588*** (0.3797)	-0.9116*** (0.1395)
$\Delta \ln(p_{t-1})$ .	-0.1784** (0.0755)	—  (0.0848)	-0.1893**  (0.0848)	—  —	-0.3656***  (0.1340)	-0.2494***  (0.0676)
$R^2_{adj}$	0.76	0.45	0.75	0.46	0.22	0.71
$J$ -статистика	1.1110	4.3137	1.7184	4.2673	1.2890	1.0100
Prob( $J$ )	0.7744	0.2295	0.6329	0.2340	0.7317	0.9083

Примечание. В скобках — стандартные ошибки оценок коэффициентов. \*\*\*, \*\*, \* — уровни значимости 1, 5, 10% соответственно. «—» означает, что данный регрессор не включен в оптимальный набор переменных.

**Таблица 10.** Оценки эффекта переноса темпов роста реального курса в темпы роста относительных цен

	Спецификация				
	1, 6	2	3	4	5
Константа	-0.0082 (0.0054)	-0.0104 (0.0055)	-0.0064 (0.0056)	-0.0082 (0.0059)	-0.0051 (0.0044)
$\Delta \ln(rer_t)$	-0.8991*** (0.1020)	-1.0943*** (0.1044)	-0.8922*** (0.1056)	-1.1318*** (0.1124)	-0.8285*** (0.0832)

Примечание. В скобках — стандартные ошибки оценок коэффициентов. \*\*\* — уровень значимости 1%.

эконометрических моделей (бенчмарков), а именно, выбранная на основе критерия Шварца модель ARIMA(1,0,0) для темпа роста импорта, наивный прогноз, а также среднее значение темпа роста импорта за период обучения модели.

Чтобы продемонстрировать актуальность предложенных в работе моделей для наукастинга, также приведены RMSE прогнозов темпов роста импорта на основе простых ECM уравнений, оцененных OLS, в которых участвуют только запаздывающие переменные. Порядок данных моделей также выбирался на основе скорректированного коэффициента детерминации.

**Таблица 11.** RMSE прогнозов по моделям наукастинга импорта, оцененных OLS и GMM и стандартных уравнений ECM

Спецификация	OLS	GMM	ECM только с лагами
1	0.0224	0.0250	0.0308
2	0.0345	0.0508	0.0281
3	0.0221	0.0231	0.0316
4	0.0336	0.0496	0.0286
5	0.0340	0.0518	0.0321
6	0.0253	0.0312	0.0247
ARIMA(1,0,0)		0.0303	
Наивный прогноз		0.0330	
Среднее		0.0306	

Как видно из табл. 11, лучшей в плане наукастинга оказывается модель с ВВП за вычетом госрасходов (спецификация 3), оцененная с помощью OLS. Также лучше бенчмарков себя показывают: спецификация с ВВП за вычетом госрасходов, оцененная GMM, спецификация с ВВП (OLS и GMM), спецификация с *IAD* (только OLS). Спецификации с ВВП за вычетом экспорта, спецификация с ВВП за вычетом экспорта и госрасходов, а также спецификация с показателем агрегированных расходов в виде суммы потребления домохозяйств и валового накопления в обоих вариантах оценивания хуже любого из бенчмарков. На рисунке 1 со-поставляются прогнозы на основе модели с ВВП за вычетом госрасходов, оцененной OLS, и прогнозы на основе модели ARIMA.

Стандартные уравнения ECM в некоторых спецификациях также демонстрируют прогнозную силу выше, чем бенчмарки. Лучше всех трех базовых моделей показывают себя спецификации с ВВП за вычетом экспорта, ВВП за вычетом экспорта и государственных расходов и *IAD*. При этом в данных спецификациях модель ECM с лагами оказывается лучше моделей для наукастинга. Производилась также попытка отбирать регрессоры на основе информационного критерия Шварца, а не скорректированного коэффициента детерминации. Результаты приведены в Приложении (табл. П1). Коротко их резюмируя, можно заметить, что в случае моделей с текущими темпами роста относительных цен качество прогноза не улучшается при выборе набора регрессоров на основе критерия Шварца. В случае стандартных ECM уравнений качество прогнозов улучшается для спецификации *IAD* и остается таким же для остальных спецификаций. При этом лучшей моделью остается спецификация для наукастинга с ВВП за вычетом государственных расходов оцененная OLS.

Таким образом, проведенные эксперименты показывают, что предложенная модель коррекции ошибок для импорта может быть полезна для прогнозирования текущих темпов роста импорта. Наилучшей спецификацией оказывается модель, в которой в качестве показателя



**Рис. 1.** Псевдовневыборочный одношаговый прогноз лучшей спецификации (ВВП за вычетом госрасходов) с прогнозом относительных цен с помощью реального курса агрегированных расходов используется ВВП за вычетом госрасходов. Данная спецификация являлась наилучшей и в эксперименте предыдущего раздела, в котором сравнивалось качество предсказания вне выборки.

## 5. Заключение

В работе оценена функция спроса на агрегированный импорт в России. Рассматривалось шесть альтернативных спецификаций коинтегрирующей регрессии физического объема импорта с альтернативными показателями реальных расходов и относительных цен в качестве объясняющих переменных: 1) ВВП и дефлятор ВВП, 2) ВВП за вычетом экспорта и дефлятор за вычетом экспорта, 3) ВВП за вычетом государственных расходов и дефлятор ВВП за вычетом государственных расходов, 4) ВВП и дефлятор ВВП за вычетом государственных расходов и экспорта, 5) сумма расходов на потребление домохозяйств и валового накопления, 6) показатель спроса, скорректированный на интенсивность использования импорта. Для каждой спецификации была оценена долгосрочная функция спроса на импорт с помощью DOLS и модель коррекции ошибок с текущими приростами логарифмов расходов и относительных цен с помощью обычного метода наименьших квадратов и обобщенного метода моментов.

В результате было получено, что внутри выборки, по которой производилась оценка (1999Q1–2015Q4), лучше всего физический объем импорта объясняют показатель спроса, скорректированного на интенсивность использования импорта в качестве расходов, и дефлятор ВВП к дефлятору импорта в качестве относительных цен. В контексте прогнозирования вне выборки лучшей спецификацией оказалась оцененная с помощью OLS спецификация с ВВП за вычетом госрасходов на периоде 2016Q1–2019Q1. Оценка долгосрочной эластичности по расходам в данной спецификации составила 1.08, оценка долгосрочной эластичности по относительным ценам — –0.82. При этом 95%-ный интервал эластичности по расходам содержит единицу. В других исследованиях по оценке функции спроса на импорт в России оценка эластичности по расходам значительно превышала единицу, и единица не входила

в 95%-ный доверительный интервал. Величина же эластичности, равная единице, согласуется со стандартной CES функцией выбора между отечественными и импортными товарами.

Кроме того, в работе предложена модель, позволяющая строить наукаст темпа роста импорта в реальном времени. В этой модели в качестве темпа роста относительных цен используется их прогноз, который строится с помощью реального обменного курса, данные по которому выходят раньше статистики национальных счетов. Данная модель превзошла стандартные ECM модели в плане качества прогнозов. Лучшей в плане прогнозной силы оказывается спецификация с ВВП за вычетом госрасходов, которая (вместе с некоторыми другими спецификациями) также превзошла все рассмотренные простые бенчмарки.

**Благодарности.** Авторы выражают благодарность двум анонимным рецензентам и А. А. Скроботову за ценные замечания.

### Список литературы

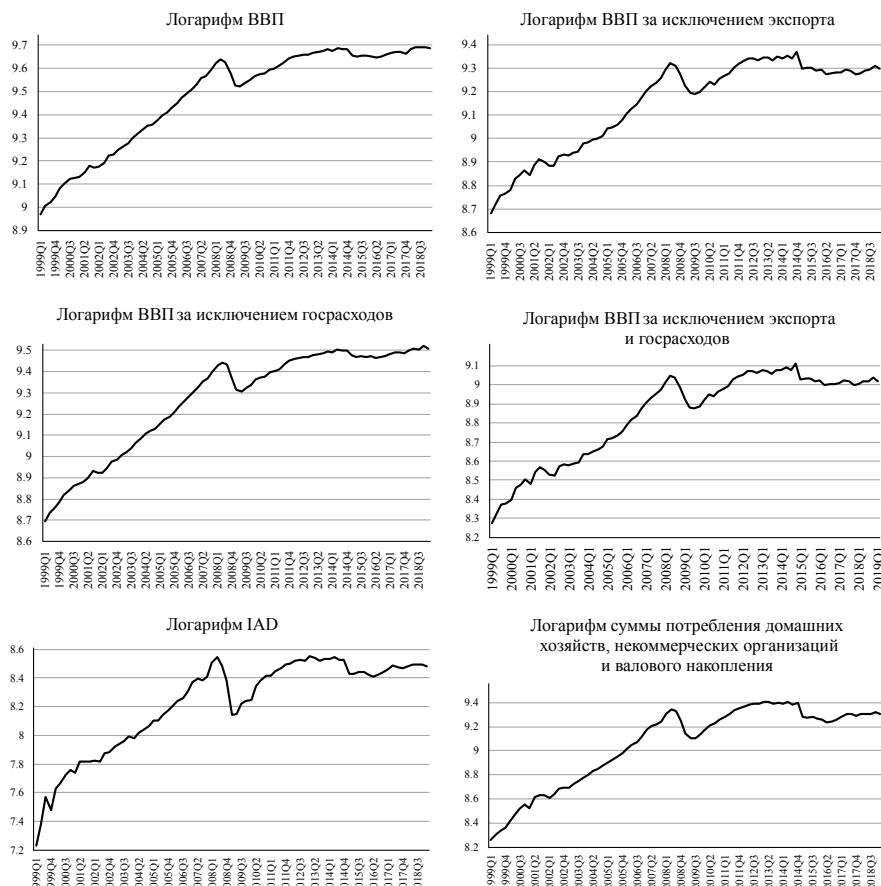
- Гурвич Е. Т., Прилепский И. В. (2016). Влияние финансовых санкций на российскую экономику. *Вопросы экономики*, 1, 5–35.
- Идрисов Г. И. (2010). Факторы спроса на иностранные капитальные блага в России. *Экономическая политика*, 3, 115–137.
- Кадочников П. А. (2006). Анализ импортозамещения в России после кризиса 1998 года. *Научные труды № 95*. М.: ИЭПП.
- Кнобель А. Ю. (2011). Оценка функции спроса на импорт в России. *Прикладная эконометрика*, 24 (4), 3–26.
- Скроботов А. А. (2020). Структурные сдвиги и тестирование на единичный корень. *Прикладная эконометрика*, 58, 96–141.
- Altig D., Christiano L. J., Eichenbaum M., Linde J. (2011). Firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle. *Review of Economic Dynamics*, 14 (2), 225–247.
- Amano R. A., Wirjanto T. S. (1997). Adjustment costs and import demand behavior: Evidence from Canada and the United States. *Journal of International Money and Finance*, 16 (3), 461–476.
- Bussière M., Callegari G., Ghironi F., Sestieri G., Yamano N. (2013). Estimating trade elasticities: Demand composition and the trade collapse of 2008–2009. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5 (3), 118–151.
- Carone G. (1996). Modeling the US demand for imports through cointegration and error correction. *Journal of Policy Modeling*, 18 (1), 1–48.
- Clarida R. H. (1994). Cointegration, aggregate consumption, and the demand for imports: A structural econometric investigation. *The American Economic Review*, 84 (1), 298–308.
- Clarida R. H. (1996). Consumption, import prices, and the demand for imported consumer durables: A structural econometric investigation. *The Review of Economics and Statistics*, 78 (3), 369–374.
- Engle R. F., Granger C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276.
- Ghez N., Pritchett L. (1999). The three pessimisms: Real exchange rates and trade flows in developing countries. In: L. E. Hinkle and P. J. Montiel (eds.), *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*. Oxford University Press, 467–496.
- Gianella C., Chanteloup C. (2006). Assessing Russia's non-fuel trade elasticities: Does the Russian economy react «normally» to exchange rate movements? *OECD Economics Department Working Papers*, No. 510.

- Goldstein M., Khan M. S. (1985). Income and price effects in foreign trade. *Handbook of International Economics*, 2, 1041–1105.
- Harb N. (2005). Import demand in heterogeneous panel setting. *Applied Economics*, 37 (20), 2407–2415.
- Harvey D. I., Leybourne S. J., Taylor A. R. (2014). On infimum Dickey–Fuller unit root tests allowing for a trend break under the null. *Computational Statistics & Data Analysis*, 78, 235–242.
- Ivanova N. (2007). Estimation of the equilibrium real exchange rate in Russia: Trade-balance approach. *CEFIR/NES Working Paper*, No. 102.
- Johansen S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59 (6), 1551–1580.
- Kamin S. B. (1988). Devaluation, external balance, and macroeconomic performance: A look at the numbers. *Princeton Studies in International Finance*, no. 62. Princeton University. <https://ies.princeton.edu/pdf/S62.pdf>.
- Lütkepohl H. (1985). Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of Time Series Analysis*, 6 (1), 3–52.
- MacKinnon J. G. (2010). Critical values for cointegration tests. *Queen's Economics Department Working Paper*, No. 1227.
- Pesaran M. H., Shin Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 9514. University of Cambridge.
- Pritchett L. (1991). The real exchange rate and the trade surplus: An empirical analysis for non-oil exporting LDCs. *Mimeo*. World Bank.
- Saikkonen P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, 7 (1), 1–21.
- Senhadji A. (1998). Time-series estimation of structural import demand equations: A cross-country analysis. *IMF Staff Papers*, 45 (2), 236–268.
- Shapiro M. D., Watson M. W. (1988). Sources of business cycle fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual*, 3, 111–148.
- Stirböck C. (2006). How strong is the impact of exports and other demand components on German import demand? Evidence from euro-area and non-euro-area imports. *Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, No. 39. Deutsche Bundesbank.
- Stock J., Watson M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61 (4), 783–820.
- Tang T. C. (2003). An empirical analysis of China's aggregate import demand function. *China Economic Review*, 14 (2), 142–163.
- Timmer M. P., Dietzenbacher E., Los B., Stehrer R., De Vries G. J. (2015). An illustrated user guide to the world input–output database: The case of global automotive production. *Review of International Economics*, 23 (3), 575–605.
- Warner D., Kreinin M. E. (1983). Determinants of international trade flows. *The Review of Economics and Statistics*, 65 (1), 96–104.
- Whelan K. (2002). A guide to US chain aggregated NIPA data. *Review of Income and Wealth*, 48 (2), 217–233.

Поступила в редакцию 27.12.2019;  
принята в печать 10.07.2020.

## Приложение

Ниже в названиях графиков фразы вида «Логарифм ВВП за вычетом  $X$ » подразумевают, что сначала  $X$  вычитается из ВВП, а затем берется натуральный логарифм.



**Рис. П1.** Логарифмы показателей реальных расходов

**Таблица П1.** RMSE прогнозов по моделям наукастинга импорта, оцененных OLS и GMM, и стандартных уравнений ECM с выбором лагов на основе критерия Шварца

Спецификация	OLS	GMM	ECM только с лагами
1	0.0249	0.0365	0.0308
2	0.0344	0.0623	0.0281
3	0.0259	0.0297	0.0316
4	0.0343	0.0606	0.0286
5	0.0362	0.0427	0.0321
6	0.0253	0.0312	0.0236

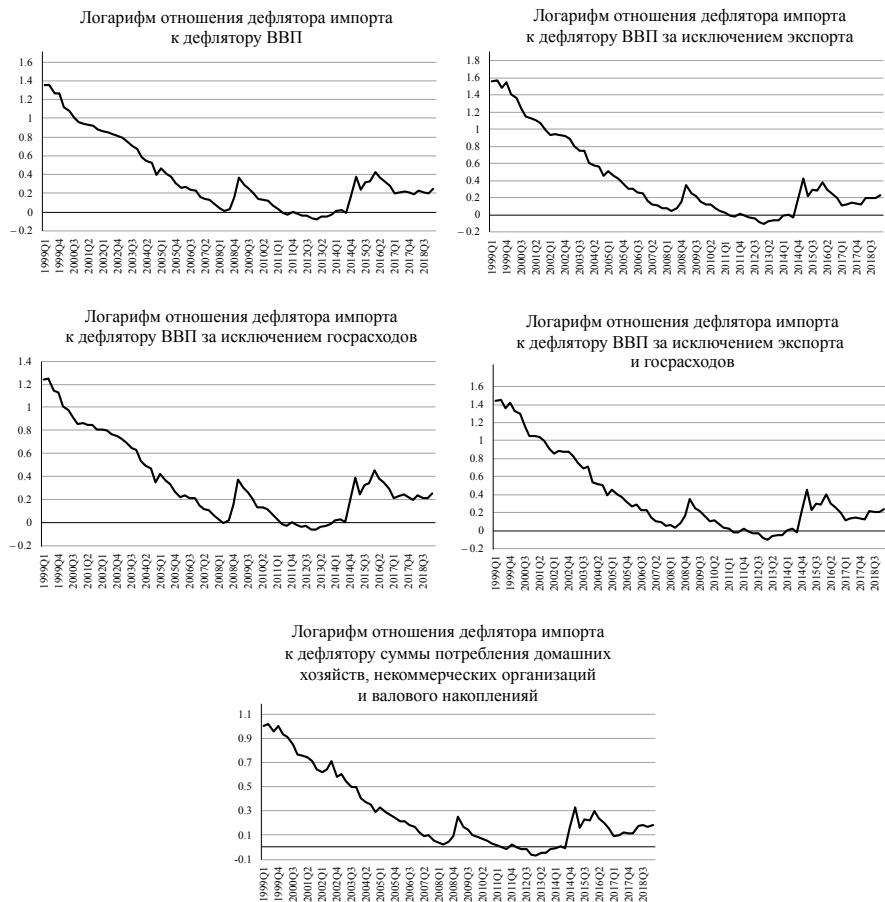


Рис. П2. Логарифмы показателей индексов относительных цен

Polbin A. V., Fokin N. D. Modeling the dynamics of import in the Russian Federation using the error correction model. *Applied Econometrics*, 2020, v. 59, pp. 88–112.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-59-88-112

### Andrey Polbin

Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA).  
Gaidar Institute; Moscow, Russian Federation; apolbin@iep.ru

### Nikita Fokin

Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA).  
Moscow, Russian Federation; fokinikita@gmail.com

## Modeling the dynamics of import in the Russian Federation using the error correction model

In this paper, we estimate the error correction model for aggregate import in the Russian Federation. In the first step, using DOLS, the long-term function of demand for imports is estimated, which

depends on the indicator of aggregate expenses and relative prices, in the second step, the parameters of short-run dynamics are estimated using OLS and GMM. Six alternative indicators are considered as a variable of aggregated expenses. The best determinant of dynamics of import from the point of view of minimizing the errors of prediction and nowcasting is GDP with the exception of government spending.

**Keywords:** import demand; nowcasting; GMM; cointegration; error correction model; Russian economy; real exchange rate.  
**JEL classification:** F14; F17; F41.

## References

- Gurvich E., Prilepskiy I. (2016). The impact of financial sanctions on the Russian economy. *Voprosy Ekonomiki*, 1, 5–35 (in Russian).
- Idrisov G. (2010). Factors of demand on capital goods in Russia. *Economic Policy*, 3, 115–137 (in Russian).
- Kadochnikov P. (2006). *An analysis of import substitution in Russia after the 1998 crisis*. Gaidar Institute for Economic Policy Research Paper Series No. 95 (in Russian).
- Knobel A. (2011). Estimation of import demand function in Russia. *Applied Econometrics*, 24 (4), 3–26 (in Russian).
- Skrobotov A. (2020). Structural breaks and unit root testing. *Applied Econometrics*, 58, 96–141 (in Russian).
- Altig D., Christiano L. J., Eichenbaum M., Linde J. (2011). Firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle. *Review of Economic Dynamics*, 14 (2), 225–247.
- Amano R. A., Wirjanto T. S. (1997). Adjustment costs and import demand behavior: Evidence from Canada and the United States. *Journal of International Money and Finance*, 16 (3), 461–476.
- Bussière M., Callegari G., Ghironi F., Sestieri G., Yamano N. (2013). Estimating trade elasticities: Demand composition and the trade collapse of 2008–2009. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5 (3), 118–151.
- Carone G. (1996). Modeling the US demand for imports through cointegration and error correction. *Journal of Policy Modeling*, 18 (1), 1–48.
- Clarida R. H. (1994). Cointegration, aggregate consumption, and the demand for imports: A structural econometric investigation. *The American Economic Review*, 84 (1), 298–308.
- Clarida R. H. (1996). Consumption, import prices, and the demand for imported consumer durables: A structural econometric investigation. *The Review of Economics and Statistics*, 78 (3), 369–374.
- Engle R. F., Granger C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251–276.
- Ghez N., Pritchett L. (1999). The three pessimisms: Real exchange rates and trade flows in developing countries. In: L. E. Hinkle and P. J. Montiel (eds.), *Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries*. Oxford University Press, 467–496.
- Gianella C., Chanteloup C. (2006). Assessing Russia's non-fuel trade elasticities: Does the Russian economy react «normally» to exchange rate movements? *OECD Economics Department Working Papers*, No. 510.
- Goldstein M., Khan M. S. (1985). Income and price effects in foreign trade. *Handbook of International Economics*, 2, 1041–1105.

- Harb N. (2005). Import demand in heterogeneous panel setting. *Applied Economics*, 37 (20), 2407–2415.
- Harvey D. I., Leybourne S. J., Taylor A. R. (2014). On infimum Dickey–Fuller unit root tests allowing for a trend break under the null. *Computational Statistics & Data Analysis*, 78, 235–242.
- Ivanova N. (2007). Estimation of the equilibrium real exchange rate in Russia: Trade-balance approach. *CEFIR/NES Working Paper* No. 102.
- Johansen S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59 (6), 1551–1580.
- Kamin S. B. (1988). Devaluation, external balance, and macroeconomic performance: A look at the numbers. *Princeton Studies in International Finance*, No. 62. Princeton University. <https://ies.princeton.edu/pdf/S62.pdf>.
- Lütkepohl H. (1985). Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of Time Series Analysis*, 6 (1), 3–52.
- MacKinnon J. G. (2010). Critical values for cointegration tests. *Queen's Economics Department Working Paper* No. 1227.
- Pesaran M. H., Shin Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 9514. University of Cambridge.
- Pritchett L. (1991). The real exchange rate and the trade surplus: An empirical analysis for non-oil exporting LDCs. *Mimeo*. World Bank.
- Saikkonen P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric Theory*, 7 (1), 1–21.
- Senhadji A. (1998). Time-series estimation of structural import demand equations: A cross-country analysis. *IMF Staff Papers*, 45 (2), 236–268.
- Shapiro M. D., Watson M. W. (1988). Sources of business cycle fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual*, 3, 111–148.
- Stirböck C. (2006). How strong is the impact of exports and other demand components on German import demand? Evidence from euro-area and non-euro-area imports. *Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, No. 39. Deutsche Bundesbank.
- Stock J., Watson M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61 (4), 783–820.
- Tang T. C. (2003). An empirical analysis of China's aggregate import demand function. *China Economic Review*, 14 (2), 142–163.
- Timmer M. P., Dietzenbacher E., Los B., Stehrer R., De Vries G. J. (2015). An illustrated user guide to the world input–output database: The case of global automotive production. *Review of International Economics*, 23 (3), 575–605.
- Warner D., Kreinin M. E. (1983). Determinants of international trade flows. *The Review of Economics and Statistics*, 65 (1), 96–104.
- Whelan K. (2002). A guide to US chain aggregated NIPA data. *Review of Income and Wealth*, 48 (2), 217–233.

Received 27.12.2019; accepted 10.07.2020