

МОДЕЛИРОВАНИЕ НАПРАВЛЕНИЙ ДИВЕРСИФИКАЦИИ ЭКСПОРТА*

Азат Рафаилович САДРИЕВ^{a,*}, Булат Наилевич КАМАЕВ^b

^a доктор экономических наук, заведующий кафедрой инноваций и инвестиций,
Казанский (Приволжский) федеральный университет (КФУ),
Казань, Российская Федерация
a-sadriev@yandex.ru
<https://orcid.org/0000-0003-3336-4217>
SPIN-код: 6413-7167

^b аспирант кафедры инноваций и инвестиций,
Казанский (Приволжский) федеральный университет (КФУ),
Казань, Российская Федерация
b.n.kamaev@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-5672-2251>
SPIN-код: 8346-6482

* Ответственный автор

История статьи:

Рег. № 546/2020
Получена 28.09.2020
Получена в
доработанном виде
09.10.2020
Одобрена 20.10.2020
Доступна онлайн
27.11.2020

УДК 339.564.2

JEL: F14, O24

Ключевые слова:

экспорт, пространство
продуктов,
диверсификация,
множественная
линейная регрессия,
ARIMA

Аннотация

Предмет. Влияние диверсификации экспорта на темпы экономического роста.

Цели. Разработка прогноза диверсификации экспорта для стран БРИКС.

Методология. Исследование базируется на концептуальной платформе пространства продуктов. Информационной основой исследования служат данные International Trade Data (HS, 92), из которых сформирован датафрейм, привязанный к временному интервалу 1995–2018 гг.

Результаты. Разработана множественная регрессионная модель диверсификации экспорта для стран, входящих в интеграционное объединение БРИКС. Метрики оценки по контрольным выборкам моделей представлены с достаточно сильной функциональной связью факторных признаков, что подтверждает высокий уровень релевантности выбранных предикторов. Обоснована прогнозная динамика диверсификации экспорта в Бразилии, России, Индии, Китае и ЮАР.

Выводы. Установлено, что восходящий тренд в прогнозных значениях анализируемого показателя проявляется только у Китая и Индии. При этом в модели для Индии этот тренд нельзя назвать устойчивым, поскольку в нем присутствуют многочисленные колебания с достаточно серьезной амплитудой. Тренд для Китая, напротив, имеет строго монотонную траекторию роста. Аналогичный тренд для ЮАР демонстрирует стагнацию на уровне в 25 пунктов. Прогнозная динамика диверсификации экспорта у России и у Бразилии имеет сопоставимые черты и характеризуется определенным спадом с короткими периодами колебаний на уровне 20 и 32 пунктов соответственно.

© Издательский дом ФИНАНСЫ и КРЕДИТ, 2020

Для цитирования: Садриев А.Р., Камаев Б.Н. Моделирование направлений диверсификации экспорта // *Экономический анализ: теория и практика*. – 2020. – Т. 19, № 11. – С. 2154 – 2182.
<https://doi.org/10.24891/ea.19.11.2154>

* Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 20-310-70023.

Введение

Развитие национальных экономик во многом обеспечивается планомерным расширением производства товаров с высокой добавленной стоимостью и рыночной новизной, которые со временем вытесняют низкотехнологичные, менее маржинальные и ограниченные с точки зрения спроса виды экономической деятельности. Планируя и организуя процессы такого расширения, можно повысить эффективность управления стратегическим развитием экономических систем, добиваясь обеспечения их глобальной конкурентоспособности в более сжатые сроки и с меньшими затратами ресурсов. В практике стратегического управления расширение видов экономической деятельности называется диверсификацией. В данном случае проблемы диверсификации национальной экономики рассматриваются нами прежде всего сквозь призму ее влияния на масштабы и структуру экспорта. Объясняется это тем, что именно возрастающая динамика экспортного потока в решающей степени определяет долгосрочные конкурентные позиции различных стран на мировом рынке и обеспечивает их экономическое благосостояние.

В центре внимания нашего исследования находится показатель диверсификации экспорта (Diversity), базой для расчета которого служат все виды продукции, производимой в стране в течение определенного периода времени. Экспорт данных видов продукции анализируется не столько с позиции абсолютных значений, сколько с точки зрения их относительного вклада в мировой экспорт по соответствующим товарным категориям. Конечным результатом выполнения такого анализа является формирование прогнозной поведенческой модели диверсификации экспорта, построенной по данным пяти стран, входящим в межгосударственное интеграционное объединение БРИКС – Бразилии, России, Индии, Китая и ЮАР.

Следует отметить, что исследования аналогичного характера уже проводились рядом ученых, некоторые из которых пришли к выводу о существовании линейной связи между степенью диверсификации экспорта и ростом ВВП [1, 2]. Исследуя влияние экспорта на экономический рост в ЮАР с 1980 по 2010 г., К. Муденда, И. Чога и К. Чигамба [3] показали, что диверсификация внешнеэкономических потоков и открытость торговли характеризуются положительной статистической связью с экономическим ростом, в то время как реальный эффективный обменный курс национальной валюты, накопление финансового капитала и человеческий капитал, напротив, имеют отрицательную долгосрочную связь с ростом экономики.

По мере более глубокого погружения исследователей в эту предметную область стали открываться неявные закономерности взаимного влияния экспорта и экономического роста. В частности, Г. Феррейра [4], используя методику анализа причинности по Грэнджеру, установил, что горизонтальная и вертикальная диверсификации оказывают отрицательное влияние на экономический рост. Используя аналогичный тест Грэнджера, Р. Россоу сумел обосновать положение о

том, что диверсификация вызывает изменения в ВВП на душу населения в таких странах, как Бразилия, Китай и ЮАР. Однако в Индии, по мнению этого исследователя, наблюдается обратная связь: изменение в размерах ВВП на душу населения стимулирует диверсификацию национального экспорта. В последние годы появились научные публикации, в которых излагается концепция U-образной взаимосвязи между доходом на душу населения, с одной стороны, и процессами диверсификации и специализации экспорта, с другой стороны. Так, в исследованиях [5, 6] доказывалось, что уровень диверсификации экспорта достигает наивысших значений при относительно низких уровнях дохода на душу населения, а затем, по мере роста общего уровня благосостояния населения страны, начинает постепенно снижаться. При более высоком уровне ВВП в расчете на душу населения тенденция к диверсификации замедляется, смещаясь в сторону перепрофилирования структуры национальной экономики.

Методика исследования

В целях количественного измерения силы проявления факторов (предикторов), объясняющих поведение прогнозной поведенческой модели был сформирован датафрейм на основе гармонизированной системы торговых потоков (HS)-92, представленных в International Trade Data¹. Данная система позволяет сформировать датафрейм экспорта различных товаров за период с 1995 по 2018 г. с двухзначными уровнями детализации. Структура этого датафрейма раскрывает всю полноту информации, необходимой для проведения исследования экспорта по методологии анализа пространства продуктов (product space), которую разработали усилиями С. Идальго, Р. Хаусманн, Б. Клиггер и А.-Л. Барабаши [7, 8]. Данная методология, объединившая результаты продолжительных научных изысканий, начало которым положили С. Идальго, Р. Хаусманн, Б. Клиггер, Дж. Хван и Д. Родрик в 2006–2007 гг., исходя из гипотезы о том, что способ диверсификации экспорта может иметь большое значение, позволяет раскрыть многомерное разнообразие структуры национального экспорта с помощью системы линейных итерационных уравнений [9]. Результаты экспериментальной апробации этой методологии убедительно доказали, что экономический рост страны напрямую определяется структурой и объемом экспортируемой продукции. Используя целенаправленно задаваемые значения желаемых темпов экономического роста, эта методология способна стать основой для разработки национальной стратегии расширения экспорта технологичной продукции. Исследования показали, что анализ структуры пространства продукта с точки зрения таких индикаторов, как RCA (Revealed comparative advantage или выявленное сравнительное преимущество), ECI (Economic complexity index сложность структуры экспорта); Diversity, COG (Coefficient of Opportunity Gain коэффициент прироста возможностей); Ubiquity и Density (плотность экспортных категорий) обеспечивает качественно более высокую точность оценки отклонений в экономическом росте по сравнению с моделями,

¹ International Trade Data (HS, 92). URL: <https://doi.org/10.7910/DVN/T4CHWJ>

базирующимися на исследовании качества институциональной среды, качества образования и индексов экономической конкурентоспособности и т.д.

Базовым показателем в исследовании сложности структуры экспорта стран является индекс RCA. Впервые этот индекс был предложен Б. Баллассой еще в 1965 г. [10]. Он представляет собой меру относительно преимущества или недостатка определенной страны при производстве некоторого товара в конкретный момент времени:

$$RCA = \frac{\frac{\sum_i x}{\sum_{full} x}}{\frac{\sum_i World}{\sum_{full} World}},$$

где $\sum_i x$ – доля товара i в экспорте страны x ;

$\sum_{full} x$ – общий объем экспорта страны x ;

$\sum_i World$ – доля экспорта товара i в общемировом объеме экспорта всех товаров;

$\sum_{full} World$ – общий объем экспорта в мире.

Соотношение $RCA < 1$ будет выдерживаться в случае, если доля экспорта товара в национальной экспортной корзине будет ниже вклада этого же товара в общемировой экспорт. Тогда усилия экспортирующей данный товар страны могут быть признаны как недостаточно эффективные. Наиболее выгодной является ситуация, когда экспорт из страны складывается из относительно большого количества товаров с $RCA > 1$. Располагая разнообразием таких уникальных практик, страна может рассчитывать на высокий уровень значимой диверсификации и, следовательно, на долгосрочную устойчивость собственных экспортных позиций и их дальнейшее укрепление с учетом складывающихся и перспективных приоритетов глобального научно-технического развития.

Для расчета самого показателя *Diversity* может быть использована матрица M_{cp} , в строках которой перечислены анализируемые страны, а в столбцах – экспортируемые ими продукты. Пересечение каждой строки и столбца этой матрицы характеризует экспортируемый определенной страной товар, а каждый недиагональный элемент раскрывает близость между парой соответствующих товаров. При этом близость между товарами может быть определена путем сравнения числа стран, экспортирующих продукт k с $RCA > 1$, с числом стран, экспортирующих продукт h с $RCA > 1$:

$M_{cp} = 1$, если $RSA_{cp} < 1$;

$M_{cp} = 0$, если $RSA_{cp} > 1$.

Значения RCA необходимы для определения дискретной матрицы M_{cp} , которая равна единице, если у страны c продукт p характеризуется с $RCA > 1$, и нулю – в противном случае. Элемент матрицы равен единице, если страна c производит продукт p с $RCA > 1$, и нулю – в противном случае. Таким образом, показатель *Diversity* может быть количественно измерен с помощью суммирования значений, представленных в столбцах этой матрицы:

$$Diversity_c = \sum_p M_{cp},$$

где p – экспортируемая продукция.

Оценка модели и подготовка данных

На основе подсчитанных индексов RCA и матриц M_{cp} выявили структурные изменения в пространстве продуктов, произошедшие в странах БРИКС с 1995 г. Это позволило определить качественную направленность диверсификации экспортных потоков из этих стран (рис. 1)².

Анализ показал, что ЮАР сократила свою долю в мировой торговле текстилем, сосредоточившись на производстве и реализации сельскохозяйственной продукции и транспортных средств. Китай заметно усилил свое присутствие на рынках электроники, автомобилей и продукции машиностроения. Для Бразилии основные структурные изменения происходили по относительно деструктивному сценарию: снизилось присутствие страны на технологичных рынках машиностроения и автомобилей при одновременном увеличении ее вклада в международную торговлю минеральным сырьем. Наиболее консервативная ситуация с диверсификацией экспорта сложилась в России, где в течение всего анализируемого периода структура производства не претерпела сколько-нибудь существенных изменений.

Следует отметить, что в качестве независимых (объясняющих) переменных, необходимых для разработки прогнозной модели, были использованы показатели из методологии пространства продуктов Хаусманна и Клингера. Общее число исходных переменных, определяющих размерность матриц, составляет 13 ед. Для выбора определяющих предикторов, способных оказывать наиболее сильное влияние на прогнозные значения уровня диверсификации, мы составили корреляционные матрицы для каждой из пяти стран, входящих в БРИКС.

² Рассматривались продукция текстильной промышленности, металлы, продукция машиностроения, сельскохозяйственная продукция, минералы, автомобили, электроника, драгоценные камни, химическая продукция. Каждый из этих видов продукции выделен своим цветом. К сожалению, черно-белая печать не дает полного представления о динамике пространства продуктов стран БРИКС. Поэтому заинтересованный читатель может обратиться к авторам статьи по электронной почте, и мы предоставим оригинальный иллюстративный материал индивидуально.

Для этого воспользовались функционалом множественной линейной регрессии (MLR) и модели авторегрессионной интегрированной скользящей средней – ARIMA. Множественная линейная регрессия исследует, как несколько независимых переменных связаны с одной зависимой переменной. Задачей множественной линейной регрессии является построение линейной модели связи между набором непрерывных предикторов и непрерывной зависимой переменной Y . Сильные взаимосвязи между переменными означают, что они с высокой степенью точности могут предсказывать динамику диверсификации. Это послужило основанием для включения этих переменных в разрабатываемую прогнозную модель.

Используя данные из корреляционных матриц (рис. 2), мы провели отбор предикторов, оказывающих наиболее существенное влияние на значения показателя *Diversity* (табл. 1).

Коэффициент корреляции Пирсона показывает, что прямая и достаточно сильная связь между ВВП и уровнем диверсификации характерна только для модели, построенной по данным для экономики Китая. В отношении остальных стран наблюдается четко выраженная отрицательная статистическая зависимость. Это означает, что в ЮАР, Индии, Бразилии и России рост ВВП сопровождается снижением диверсификации. В целях повышения точности проводимой оценки уровня значимости предикторов мы дополнили расчет коэффициентов корреляции Пирсона расчетом критерия p -value (табл. 2). Критерий p -value позволяет сделать вывод, насколько сильное влияние рассматриваемые предикторы оказывают на показатель *Diversity*. Чем меньше значение p -value, тем больше свидетельств неправомочности нулевой гипотезы о том, что предикторы не характеризуются сколько-нибудь существенной связью с показателем *Diversity*.

Анализ статистической значимости предикторов на показатель *Diversity* начат с предиктора ВВП на душу населения. Для Индии значение критерия p -value составляет $3,347086953683876e^{-253}$, что опровергает нулевую гипотезу и характеризует анализируемый предиктор в качестве существенного при проведении моделирования перспективной динамики уровня диверсификации экспорта. Однако при анализе ситуации с другими странами БРИКС такая зависимость себя однозначно не подтвердила. Это следует из анализа информации, представленной на рис. 2, на котором соответствующие данные систематизированы за весь исследуемый период 1995–2018 гг.

Как следует из анализа информации, представленной на рис. 3, U-образная зависимость между доходом на душу населения и экспортной специализацией, выявленная в 2003 г. авторами работы [5], особенно четко проявляется в модели, построенной по данным для ЮАР. Определенное увеличение значений показателя *Diversity* для этой страны наблюдалось до начала 2000-х гг., после чего произошло их резкое снижение, что с определенным лагом коррелирует с динамикой национального ВВП. Определенный анализ данного кейса можно обнаружить в

работе [11]. Используя модели прикладного общего равновесия (CGE), авторы пришли к выводу, что ЮАР отличается от других стран БРИКС тем, что диверсификация ее экспорта оказывает сильное положительное влияние на рост национальной экономики.

Также следует отметить, что среди всех стран БРИКС устойчивым ростом диверсификации экспорта в границах рассматриваемого периода отличается только Китай. При этом наименее предпочтительная ситуация с динамикой диверсификации экспорта закономерно сложилась в России, для которой к тому же характерна одна из наименее устойчивых динамик уровня ВВП на душу населения.

Множественная линейная регрессия

Перед реализацией процедур прогнозирования представим предиктивные модели диверсификации. Воспользуемся для этого множественной регрессией с использованием предикторов, подобранных на основе теста статистической значимости *p-value*. Данный тест позволяет определить влияние различных факторов на поведение зависимой переменной:

$$Y_{hat} = a + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + b_nX_n,$$

где Y_{hat} – зависимая переменная (*Diversity*);

X_n – объясняющая переменная;

a и b – коэффициенты регрессии, выбираемые таким образом, чтобы сумма квадратов отклонений точек, соответствующих данным реальных наблюдений, от линии регрессии была минимальной.

Для выявления того, насколько разработанная модель демонстрирует сходимость с исходными данными, мы разделили их случайным образом на фрейм обучения и фрейм тестирования [12]. Этот способ оценки степени сходимости предопределяет необходимость исследования графика распределения предиктивных и фактических значений (рис. 4).

При анализе графических данных, раскрывающих ситуацию в Китае и ЮАР, обнаруживается достаточно высокий уровень сходимости контрольный выборки. Это является свидетельством того, что разработанная модель обучена с использованием правильных предикторов. Таким образом, можно ожидать, что в случае с данными странами прогнозирование показателя *Diversity* будет проходить с относительно высокой степенью точности. Подтверждение этому дает коэффициент детерминации *R-squared*, крайне высокое значение которого (0,9344) говорит о том, что дисперсия показателя *Diversity* для Китая объясняется прежде всего использованной нами множественной линейной регрессией со среднеквадратической ошибкой $MSE = 0,663$ (табл. 3).

Для поиска ответа на вопрос о том, какие предикторы (факторы) оказывают наибольшее влияние на прогнозные значения показателя *Diversity* и каким образом они могут быть связаны друг с другом, мы провели расчет соответствующих значений коэффициента регрессии (табл. 4).

Анализируя представленные в табл. 4 данные, можно обнаружить, что в случае с Россией сильное положительное влияние на показатель *Diversity* оказывают предикторы *COG* (изменение *Diversity* на 5,651109 пункта) и «плотность» (изменение *Diversity* на 5,506326 пункта). При этом увеличение индекса экономической сложности *ECI* на единицу влечет снижение уровня диверсификации на 0,64066 пункта. Точно так же увеличение уровня ВВП вызывает снижение уровня диверсификации на 0,000255 пункта. Последнее обстоятельство подтверждает сделанное нами ранее предположение о том, что рост ВВП в России возможен только при сохранении существующего уровня диверсификации экспорта³ [13].

Вообще говоря, гипотеза о зависимости роста экономики от ее специализации продолжает оставаться предметом острых дискуссий в мировой науке. Так, авторы работ [14–16] придерживаются идеи положительного влияния торговой специализации национальной экономики на ее развитие, полагая, впрочем, что экспортная специализация, равно как и разнообразие экспорта способствуют экономическому росту вне зависимости от ассортимента национальной продуктовой корзины. Многие исследователи сосредоточили свое внимание на положительном влиянии экспортной специализации не в масштабах всей экономики, а в контуре ее отдельных отраслей. С точки зрения интересов топливной, металлургической и текстильной отраслей эта проблематика анализируется в исследовании [17]. С позиции ситуации, которая складывается в сфере высоких технологий, показательными являются научные разработки [18–20], в которых выдвигается утверждение о том, что макроэкономический эффект от специализации экспорта в современных условиях может быть достигнут только в быстрорастущих высокотехнологичных отраслях.

Модель авторегрессии – скользящего среднего

На заключительном этапе исследования проведено прогнозное моделирование значений показателя *Diversity*. Для этого мы воспользовались функционалом модели Бокса – Дженкинса (ARIMA). Практическая реализация данной модели предусматривает необходимость определения трех ключевых порядков – p , d , q , где d – это порядок интегрирования (порядок дифференцирования исходного временного ряда), а p и q – целые неотрицательные числа, характеризующие

³ Садриев А.Р., Кузьмин М.С. Инновационное развитие российской экономики в призме международных рейтингов // IX Международная научно-практическая конференция. М.: РЭУ им. Г.В. Плеханова, 2016. С. 105–107.

порядок для частей модели (авторегрессионной – $AR(p)$ и скользящего среднего – $MA(q)$ соответственно).

Определение порядка дифференцирования d проводится для перевода анализируемого временного ряда в режим стационарности. Перед этим выполнена проверка временного ряда на стационарность с использованием теста Дики – Фуллера (Augmented Dickey Fuller – ADF-тест). При этом мы исходили из того, что процедура дифференцирования необходима только в том случае, если временной ряд является нестационарным. Нулевая гипотеза ADF-теста состоит в том, что рассматриваемые временные ряды априори являются нестационарными. В случае если значение критерия p -value оказывается ниже уровня значимости (0,05), то нулевая гипотеза опровергается и делается вывод о стационарности временного ряда.

Рассмотрим прогнозное моделирование на примере России. Значение критерия p -value для временного ряда *Diversity* составило 0,393421 (ADF Statistic: -1,774046), что больше критического значения 0,05 и обуславливает необходимость проведения поиска соответствующего порядка дифференцирования. Графическая интерпретация этих порядков представлена на *рис. 5*.

На первый взгляд исследуемый временной ряд показателя *Diversity* достигает стационарности с двумя порядками дифференцирования. Однако, если обратиться к графику автокорреляции для второго порядка дифференцирования, то можно обнаружить, что соответствующий лаг резко уходит в отрицательную зону. Это может указывать на избыточную дифференцированность анализируемого временного ряда. По этой причине при тестировании данной модели порядок дифференцирования определен как первый.

Нахождение порядка (p) для AR -термина проведен с помощью графика частичной автокорреляции PACF (partial autocorrelation function), представленной в виде корреляции между серией и ее запаздыванием (лагом). Для временного ряда *Diversity* первый лаг является единственным, значительно превышающим уровень значимости, таким образом, порядок (p) для AR будет находиться в пределах единицы. Нахождение порядка (q) для MA -термина (moving average ошибка запаздывающего прогноза) выполнено с помощью графика ACF (autocorrelation function). Этот график позволяет судить о том, сколько терминов MA требуется для устранения автокорреляции в стационарных рядах. Для рассматриваемой ситуации пара лагов на рисунке находится значительно выше линии значимости, что позволяет отнести порядок (q) для MA к единице.

Было проведено обучение модели ARIMA для показателя *Diversity* по разным порядкам дифференцирования. Это позволило представить прогнозную модель, характеризующуюся, с одной стороны, плотной сходимостью с тестовым участком кривой, а, с другой стороны, минимальными потерями данных. На *рис. 6* в качестве

примера представлены результаты такого обучения, выполненные по данным для России.

Анализируя представленные на рисунке данные, можно увидеть, что хотя прогнозные значения и расположились в границах 95%-доверительного интервала, они оказались существенно дистанцированными от фактических значений. Другими словами, сами фактические данные не вошли в доверительный интервал. Объяснением этого является критически высокая нестационарность фактических данных показателя *Diversity*, сложившаяся в относительно короткий промежуток времени. Так, видно, что в 2013 г. произошел резкий рост анализируемого показателя, который после 2015 г. сменился не менее резким падением. Поскольку наш временной ряд не имеет сезонного характера, колебания такого диапазона выходят за пределы 95%-доверительного интервала прогнозирования, существенно ограничивая объективность результатов прогнозного моделирования.

Для решения этой проблемы мы увеличили порядок дифференциации до двух единиц, регулируя значение $P > |z|$ для условий *AR* и *MA* на уровне 0,05. Это позволило, во-первых, получить ответ на вопрос о том, какая модель дает наименьшее значение *AIC*, а, во-вторых, определили график, минимизирующий ошибку прогноза. При этом значения $P > |z|$ терминов *AR* и *MA* в сводке модели должны были оказаться как можно ближе к нулю, но не более 0,05. На *рис. 7* представлен график прогнозной модели *ARIMA* на период до 2022 г. с порядком (2,1,1).

Руководствуясь алгоритмом моделирования, реализованным на примере России, мы провели аналогичные расчеты для других стран БРИКС. Выбор порядка моделей *ARIMA* проведен с учетом необходимости сведения критерия *AIC* и значения $P > |z|$ к минимуму (*рис. 8*).

Как следует из анализа данных, представленных на *рис. 8*, восходящий тренд в прогнозной динамике показателя *Diversity* характерен только для Китая и Индии. При этом, если в модели для Индии присутствуют определенные флуктуации с возвратными падениями, то в случае с Китаем динамика анализируемого показателя имеет строго монотонную траекторию роста. Стагнирующий тренд на отметке в 25 пунктов наблюдается у модели для ЮАР. Динамика диверсификации экспорта в прогнозных моделях для России и Бразилии имеет схожие черты, характеризующиеся незначительными колебаниями на уровне 20 и 32 пунктов соответственно.

Заключение

Обобщая результаты проведенного исследования, можно сделать следующие основные выводы.

Во-первых, нами была разработана множественная регрессионная модель диверсификации национального экспорта. Из общего числа факторов, оказывающих потенциальное влияние на данную модель, были выделены пять предикторов, включая *ECI*, *COG*, *Density*, *Country Export*, *GDP*. Разработанная модель прошла экспериментальную апробацию применительно к экспортной деятельности в пяти странах БРИКС. Используя статистические данные за 1995–2018 гг. для каждой из этих стран была определена собственная комбинация предикторов, оказывающих наиболее существенное влияние на показатель *Diversity*. В случае с Россией, Индией и Китаем таким предиктором оказался *Density*, для Бразилии – *ECI*, а для ЮАР – *COI*. Установлено, что у Китая, как у страны с наиболее диверсифицированным экспортом, рост значения *Diversity* на 9,564054 пункта влечет за собой увеличение концентрации экспорта (*Density*) всего лишь на 1 пункт.

Во-вторых, результаты тестирования разработанной множественной регрессионной модели показали достаточно плотную сходимость с тестовым участком кривой и с меньшим количеством потери информации. Это подтвердило правомерность выбора наиболее значимых предикторов для модели и позволило перейти к процедурам прогнозирования значений диверсификации национального экспорта, проведенного с использованием модели ARIMA. В целях обеспечения точности за границу прогноза был выбран 2022 г. Было установлено, что восходящий тренд показателя *Diversity* будет только у Китая и Индии. Причем в модели для Индии этот тренд нельзя назвать устойчивым, поскольку в нем присутствуют многочисленные спады и падения. Соответствующий тренд для Китая, напротив, имеет строго монотонную траекторию роста. Стагнирующий тренд на уровне в 25 пунктов наблюдается у модели для ЮАР. Прогнозная динамика диверсификации экспорта у России и Бразилии имеет схожие черты, характеризующиеся определенным спадом с короткими периодами колебаний на уровне 20 и 32 пунктов соответственно.

Таблица 1**Экстремальные значения коэффициентов корреляции Пирсона между анализируемыми предикторами****Table 1****Highly correlated values of Pearson correlation coefficients between explanatory predictors and dependent variables**

Страна	COG	Плотность	eci	Национальный экспорт	Мировой экспорт	GDP
ЮАР	0,927223	0,549154	–	–	–	–0,633
Индия	0,611484	0,420194	–	–	–	–0,613
Бразилия	0,577034	0,421417	0,397068	–	–	–0,765
Китай	–	0,328387	0,315683	0,962489	0,930674	0,949
Россия	0,792431	0,464269	0,603448	–	–	–0,729

Источник: авторская разработка по данным International Trade Data (HS, 92).URL: <https://doi.org/10.7910/DVN/T4CHWJ>*Source:* Authoring, based on International Trade Data (HS, 92).URL: <https://doi.org/10.7910/DVN/T4CHWJ>**Таблица 2****Оценка уровня значимости предикторов по критерию статистической значимости *p-value*****Table 2*****P-value* test of the statistical significance level of explanatory predictors**

Страна	COG	Плотность	eci	Национальный экспорт	Мировой экспорт	GDP
ЮАР	0	6,75e ⁻¹⁹³	–	–	–	2,251e ⁻²⁷⁵
Индия	5,08e ⁻²⁵¹	2,51e ⁻¹⁰⁵	–	–	–	3,344e ⁻²⁵³
Бразилия	2,38e ⁻²¹⁷	5,42e ⁻¹⁰⁶	3e ⁻⁹⁵	–	–	–
Китай	–	1,21e ⁻⁰⁶	8,89e ⁻⁵⁸	0	0	–
Россия	0	3,95e ⁻¹³¹	8,5e ⁻²⁴³	–	–	0

Источник: авторская разработка по данным International Trade Data (HS, 92).URL: <https://doi.org/10.7910/DVN/T4CHWJ>*Source:* Authoring, based on International Trade Data (HS, 92).URL: <https://doi.org/10.7910/DVN/T4CHWJ>

Таблица 3**Значения коэффициента детерминации и среднеквадратической ошибки****Table 3****Measures for In-Sample Evaluation**

Страна	Коэффициент детерминации	Среднеквадратическая ошибка
ЮАР	0,909	1,663
Индия	0,5012	4,364
Бразилия	0,8772	0,933
Китай	0,9344	0,663
Россия	0,792	1,642

Источник: авторская разработка*Source:* Authoring**Таблица 4****Коэффициенты регрессии для предикторов****Table 4****Regression coefficients for predictor variables**

Показатель	Россия	Бразилия	Китай	ЮАР	Индия
<i>ECI</i>	-0,64066	7,11513	1,046509	1,046583	3,199946
<i>COG</i>	5,506326	4,409437	–	6,856844	–
Плотность	5,651109	3,110135e	9,564054	4,210276e	7,451633
Национальный экспорт	–	-1,925607e ⁻¹¹	4,889108e ⁻¹²	–	–
Мировой экспорт	–	2,286619e ⁻¹³	-2,2036e ⁻¹³	–	–
ВВП	-0,000255	0,0006	0,00783	-0,0005	-0,001878

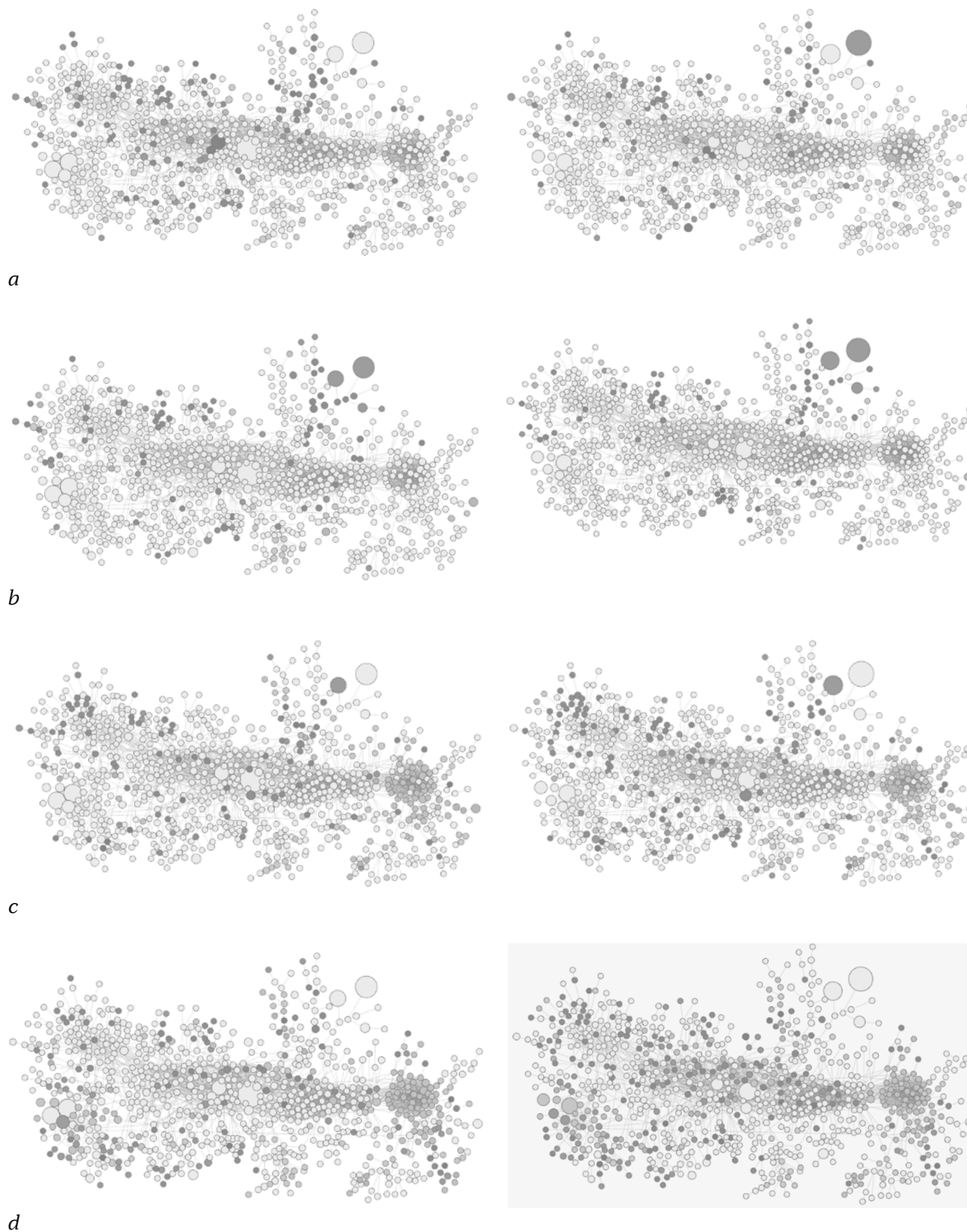
Источник: авторская разработка*Source:* Authoring

Рисунок 1

Динамика пространства продуктов стран БРИКС в 1995 г. (изображения слева) и в 2018 г. (изображения справа): *a* – Бразилия; *b* – Россия; *c* – Индия; *d* – Китай; *e* – ЮАР

Figure 1

BRICS product space dynamics in 1995 (shown on the left) and in 2018 (shown on the right):
a – Brazil; *b* – Russia; *c* – India; *d* – China; *e* – South Africa





e

Примечание. Построено в Python 3.7 с использованием библиотек NetworkX 2.4, matplotlib.pyplot. Алгоритм для *ps* – MST; для *nx.draw* – алгоритм Камада – Кавай (*Kamada T., Kawai S. An algorithm for drawing general undirected graphs. Information Processing Letters*, 1989, vol. 31, iss. 1, pp. 7–15).

Источник: авторская разработка по данным World Bank; International Trade Data (HS, 92).

URL: <https://doi.org/10.7910/DVN/T4CHWJ>

Source: Authoring, based on the World Bank Data; International Trade Data (HS, 92).

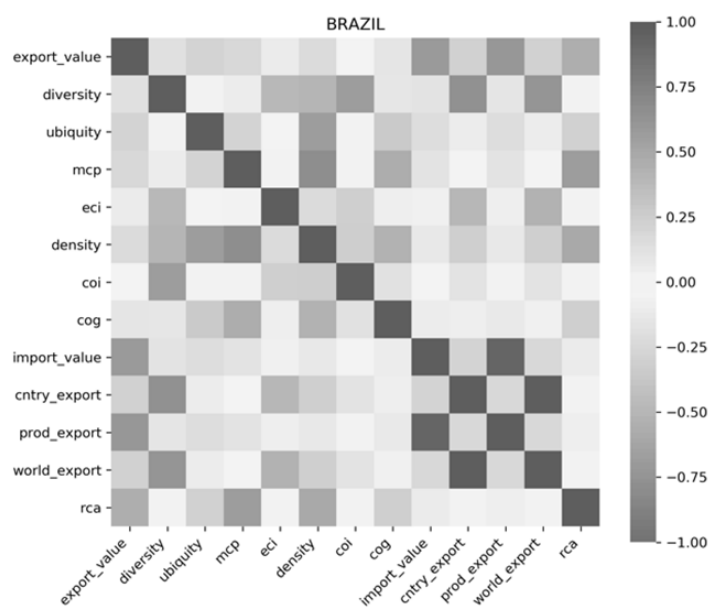
URL: <https://doi.org/10.7910/DVN/T4CHWJ>

Рисунок 2

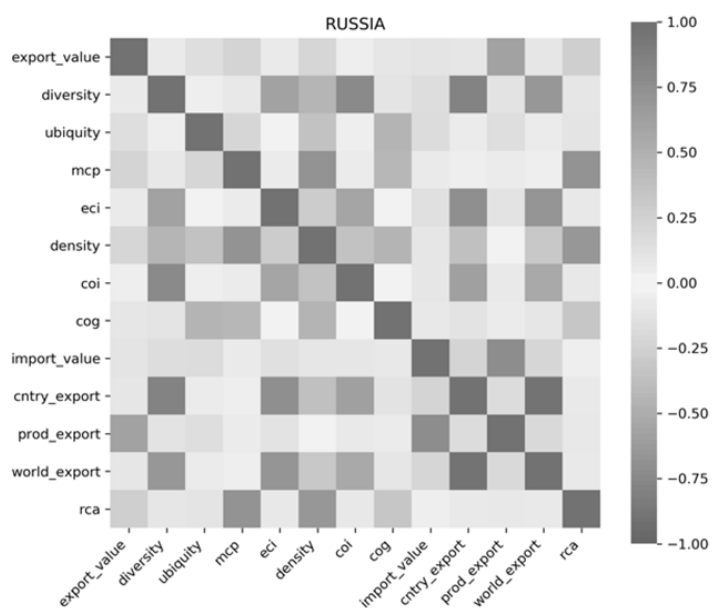
Матрицы корреляций независимых переменных по национальному экспорту с 1995 по 2018 г.:
a – Бразилия; b – Россия; c – Индия; d – Китай; e – ЮАР

Figure 2

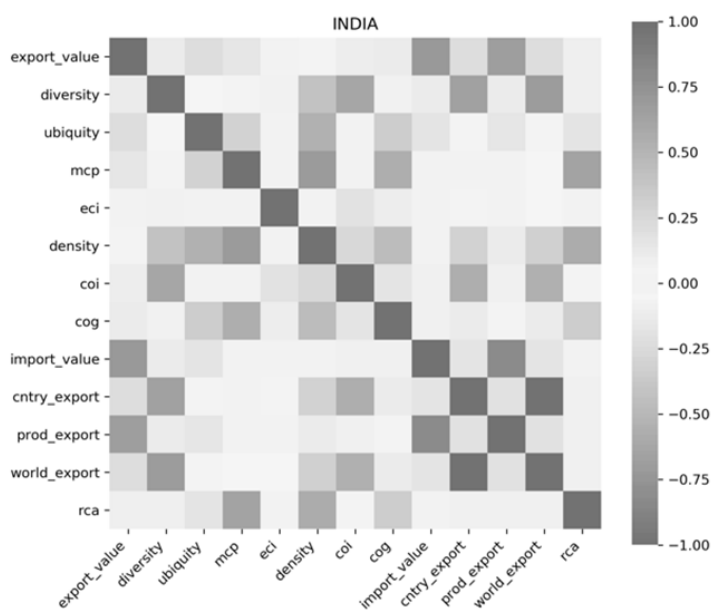
Pearson Correlation Matrix Heatmap over the 1995–2018 time period: a – Brazil; b – Russia;
c – India; d – China; e – South Africa



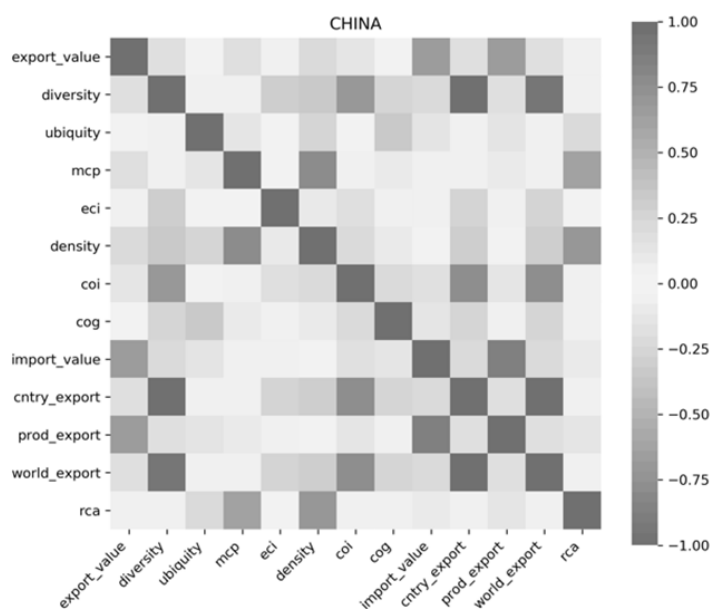
a



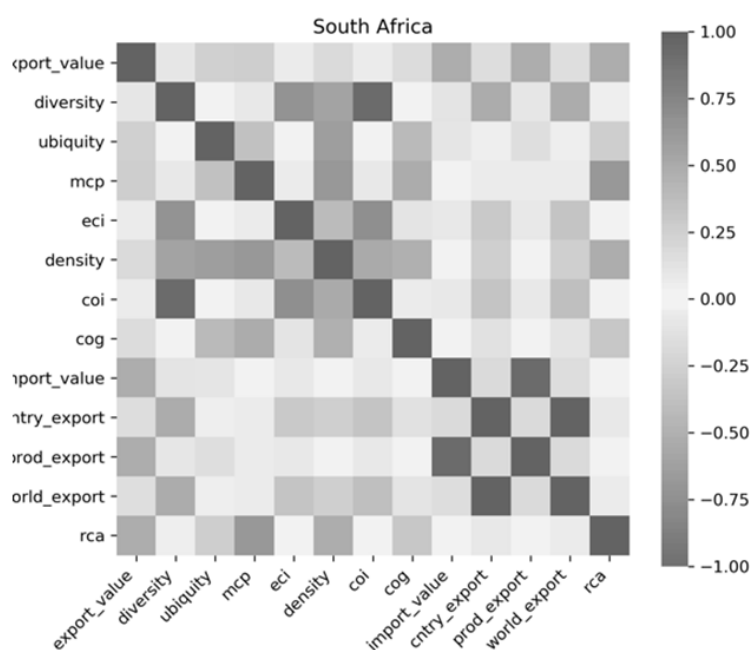
b



c



d



e

Примечание. Рассчитано в Seaborn – библиотеке визуализации данных Python.

URL: <https://seaborn.pydata.org/>

Источник: авторская разработка

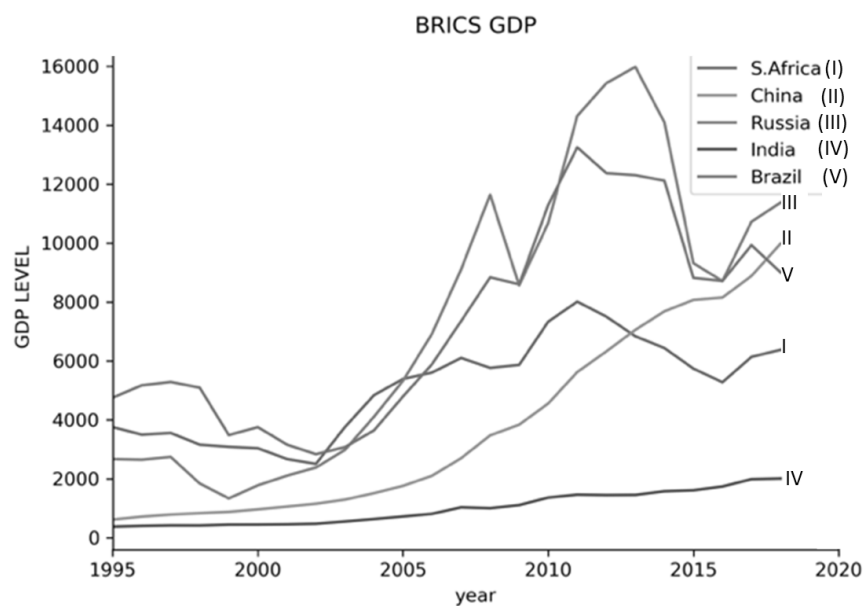
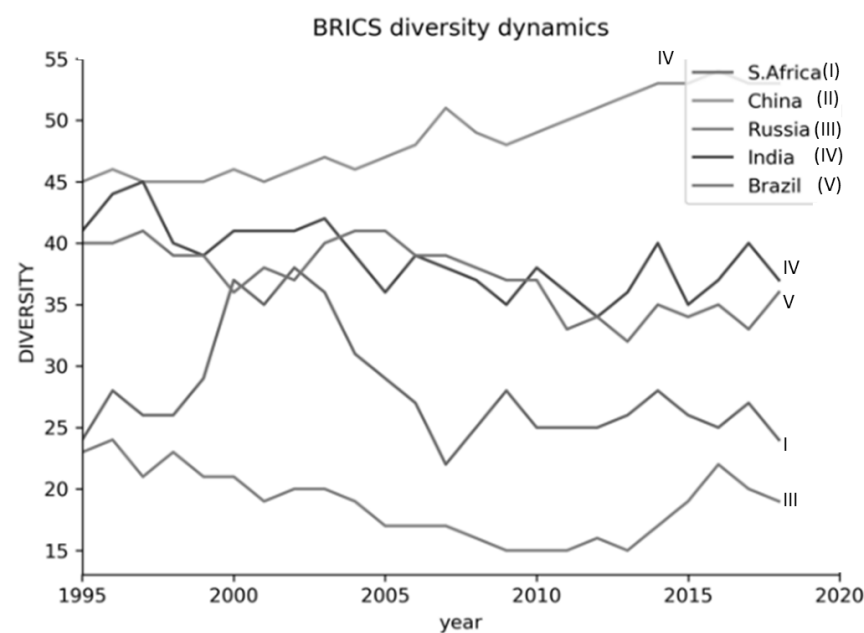
Source: Authoring

Рисунок 3

Статистическая зависимость в странах BRICS между: *a* – ВВП на душу населения;
b – показателем *Diversity*

Figure 3

Statistical dependence in BRICS countries between: *a* – GDP per capita; *b* – *Diversity* Indicator

*a**b*

Примечание. Построено в среде Python с использованием библиотеки визуализации данных Matplotlib. URL: <https://matplotlib.org/>

Источник: авторская разработка

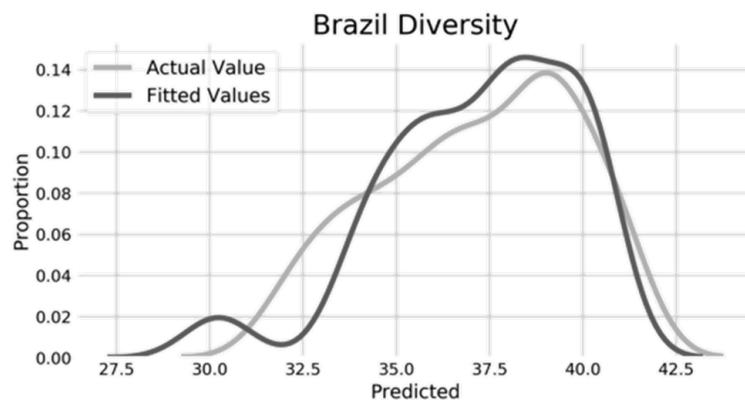
Source: Authoring

Рисунок 4

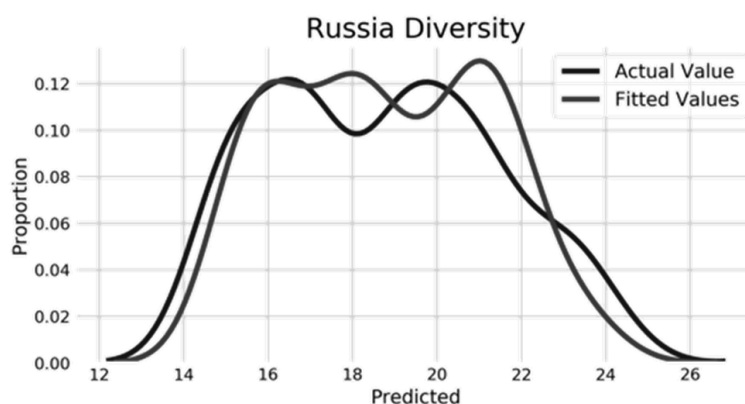
Распределение контрольной выборки на основе обученной модели: *a* – Бразилия; *b* – Россия; *c* – Индия; *d* – Китай; *e* – ЮАР

Figure 4

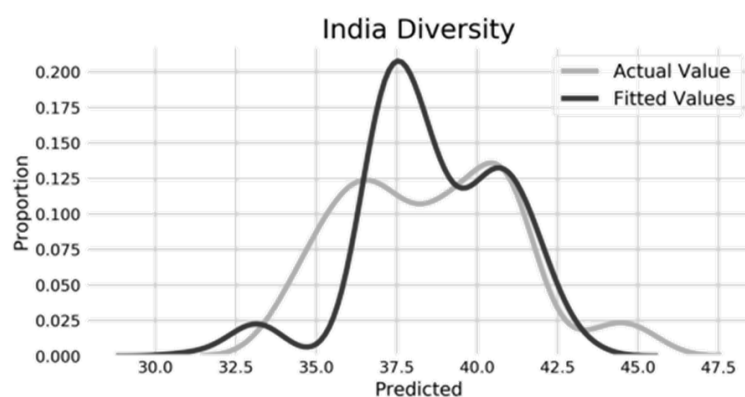
Distribution of the control sample based on a trained model: *a* – Brazil; *b* – Russia; *c* – India; *d* – China; *e* – South Africa



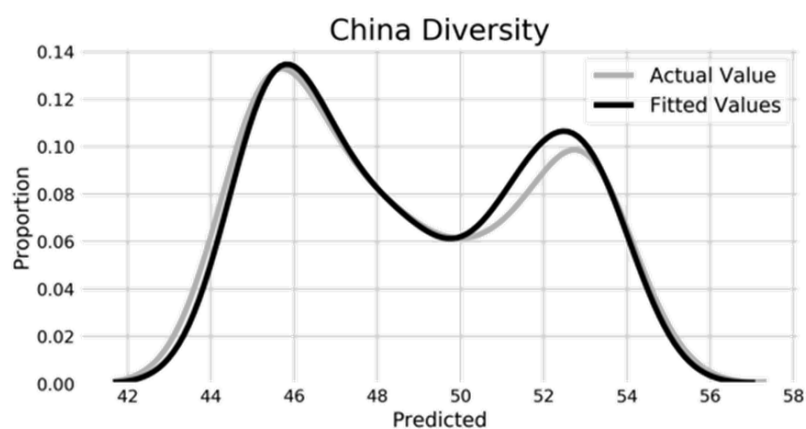
a



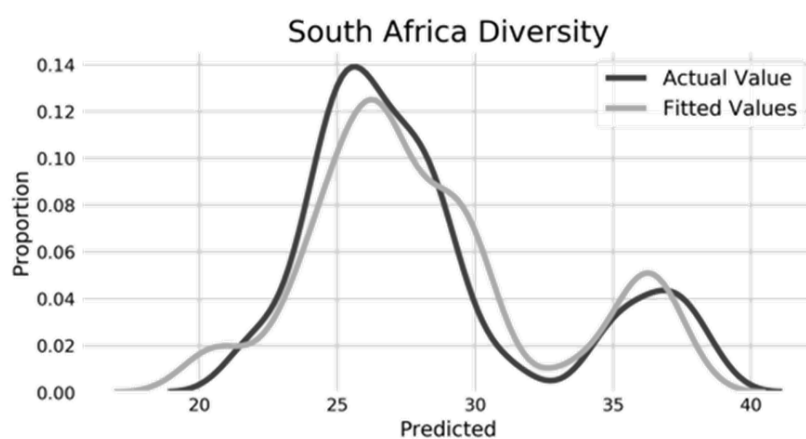
b



c



d



e

Примечание. Смоделировано авторами в среде Python с использованием библиотеки машинного обучения Scikit-learn и библиотеки визуализации данных Seaborn.

Источник: авторская разработка

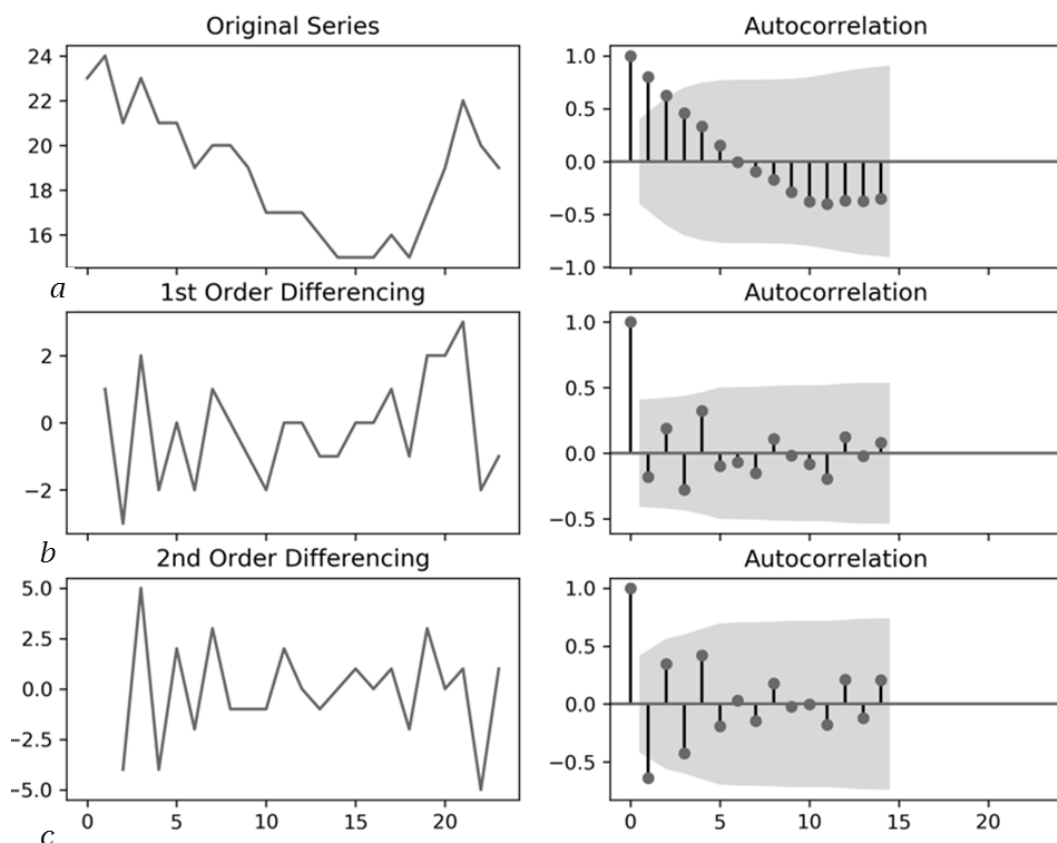
Source: Authoring

Рисунок 5

Оценка порядка дифференцирования для построения модели ARIMA по Diversity:
***a* – исходный вариант; *b* – первый порядок; *c* – второй порядок**

Figure 5

Assessing the differential order for building an ARIMA Diversity model: *a* – original version; *b* – first order; *c* – second order



Примечание. Смоделировано авторами в среде Python с использованием библиотеки машинного обучения Scikit-learn и библиотеки визуализации данных Seaborn.

Источник: авторская разработка

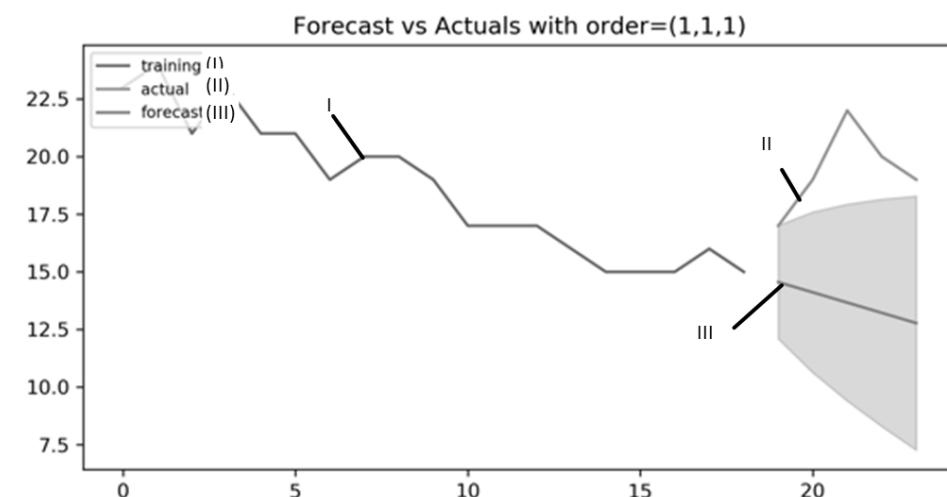
Source: Authoring

Рисунок 6

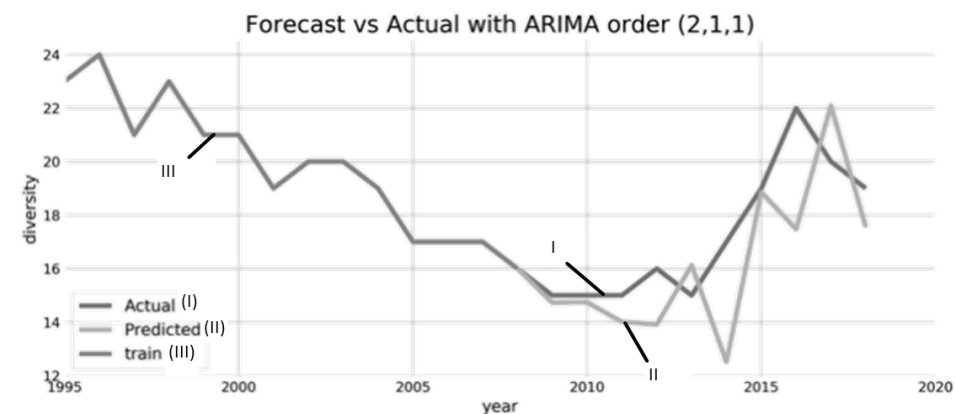
Тестирование модели ARIMA разных порядков для *Diversity*: *a* – (1,1,1); *b* – (2,1,1)

Figure 6

Estimating ARIMA models with different orders for *Diversity*: *a* – (1,1,1); *b* – (2,1,1)



a



b

Примечание. Смоделировано авторами в среде Python с использованием библиотеки машинного обучения Scikit-learn и библиотеки визуализации данных Seaborn.

Источник: авторская разработка

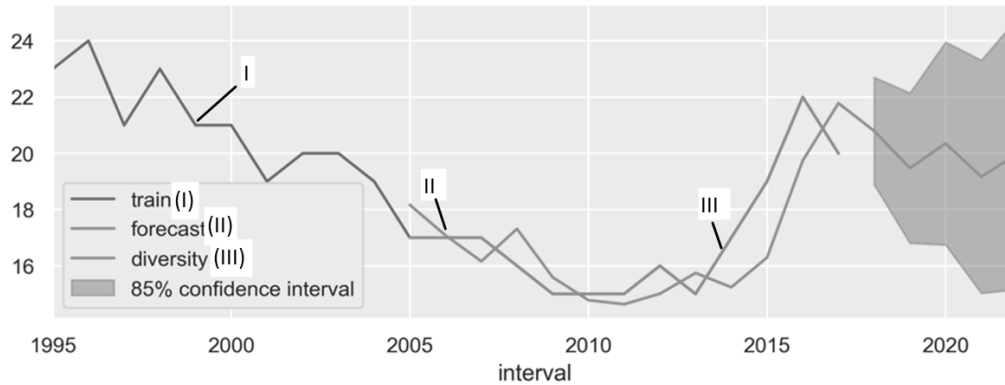
Source: Authoring

Рисунок 7

Моделирование показателя *Diversity* для России на период до 2022 г. методом ARIMA с порядком (2,1,1)

Figure 7

Diversity modeling for the period up to 2022 for Russia by ARIMA (2,1,1)



Примечание. Смоделировано авторами в среде Python с использованием библиотеки машинного обучения Scikit-learn и библиотеки визуализации данных Seaborn.

Источник: авторская разработка

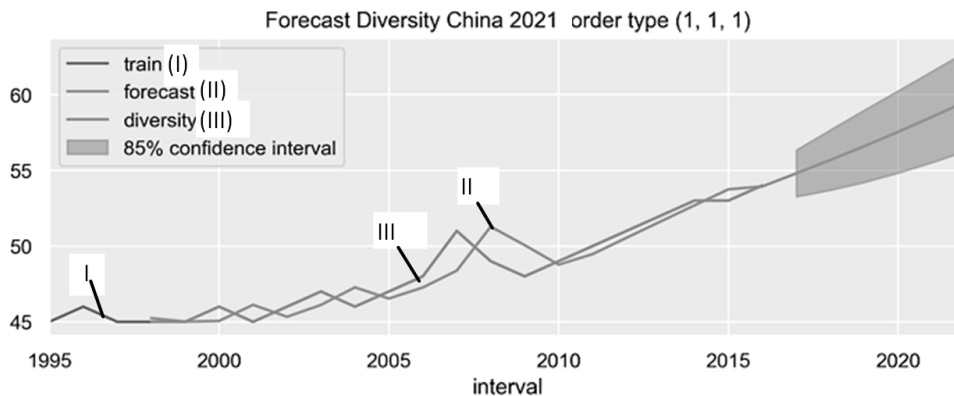
Source: Authoring

Рисунок 8

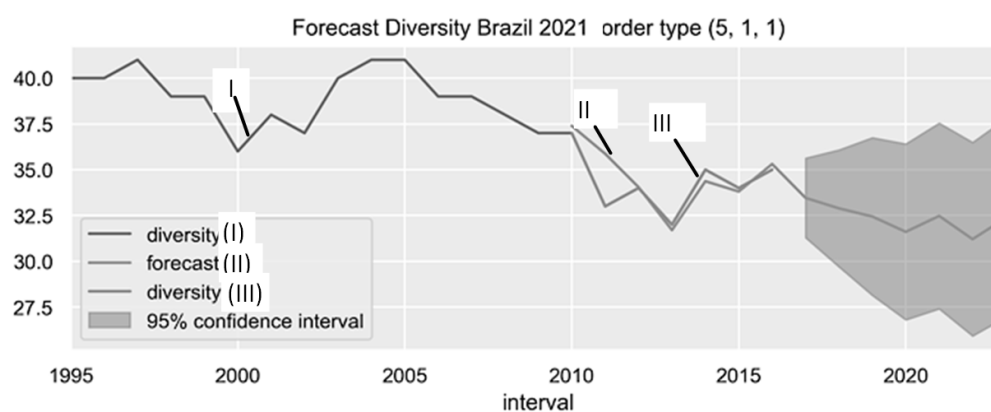
Моделирование показателя *Diversity* на период до 2022 года методом ARIMA с порядком (2,1,1): *a* – Китай; *b* – Бразилия; *c* – Индия; *d* – ЮАР

Figure 8

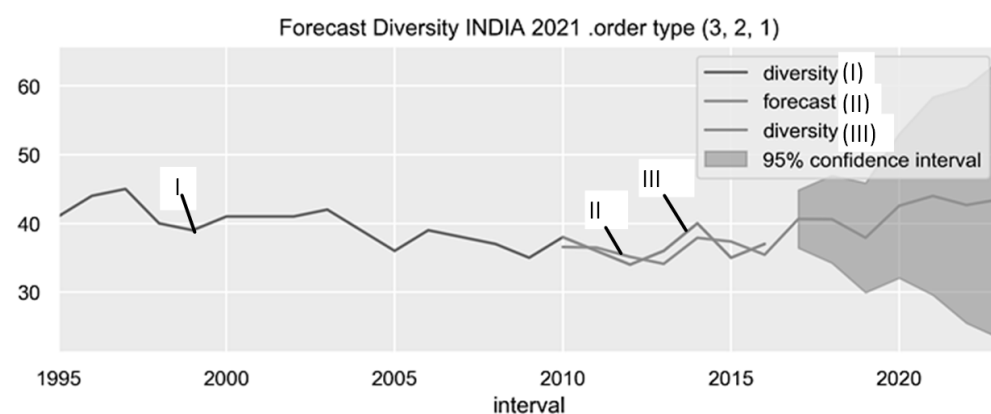
Diversity modeling for the period up to 2022 by ARIMA (2,1,1): *a* – China; *b* – Brazil; *c* – India; *d* – South Africa



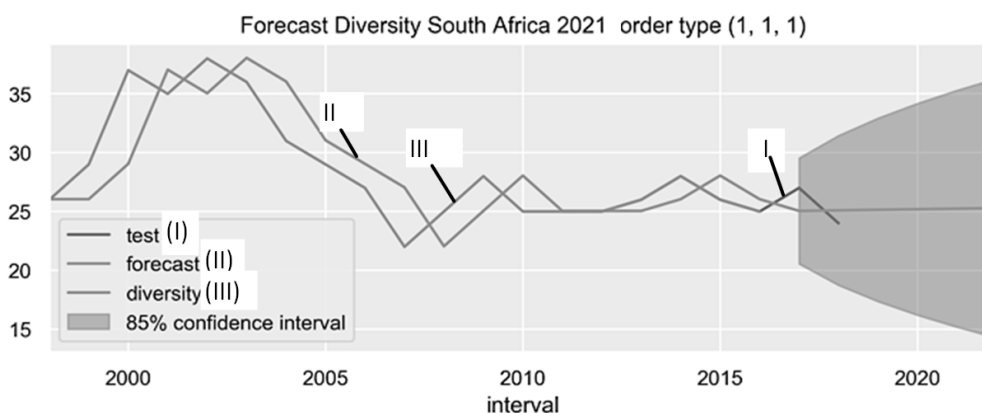
a



b



c



d

Примечание. Смоделировано авторами в среде Python с использованием библиотеки машинного обучения Scikit-learn и библиотеки визуализации данных Seaborn.

Источник: авторская разработка

Source: Authoring

Список литературы

1. Rivera-Batiz L.A., Romer P.M. Economic Integration and Endogenous Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, vol. 106, iss. 2, pp. 531–556.
URL: <https://doi.org/10.2307/2937946>
2. Fahim Al-Marhubi. Export diversification and growth: An empirical investigation. *Applied Economics Letters*, 2000, vol. 7, iss. 9, pp. 559–562.
URL: <https://doi.org/10.1080/13504850050059005>
3. Mudenda C., Choga I., Chigamba C. The Role of Export Diversification on Economic Growth in South Africa. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 2014, vol. 5, iss. 9, pp. 705–712. URL: <https://doi.org/10.5901/mjss.2014.v5n9p705>
4. Ferreira G.F.C., Harrison R.W. From Coffee Beans to Microchips: Export Diversification and Economic Growth in Costa Rica. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 2012, vol. 44, iss. 4, pp. 517–531.
URL: <https://doi.org/10.22004/ag.econ.47178>
5. Imbs J., Wacziarg R. Stages of Diversification. *The American Economic Review*, 2003, vol. 93, iss. 1, pp. 63–86. URL: <https://doi.org/10.1257/000282803321455160>
6. Klinger B., Lederman D. Diversification, Innovation, and Imitation inside the Global Technological Frontier. *The World Bank Policy Research Working Paper*, 2006, no. 3872. URL: <http://hdl.handle.net/10986/8735>
7. Hausmann R., Hidalgo C.A. The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2009, vol. 106, iss. 26, pp. 10570–10575. URL: <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
8. Hidalgo C.A., Klinger B., Barabási A.L., Hausmann R. The Product Space Conditions the Development of Nations. *Science*, 2007, vol. 317, iss. 5837, pp. 482–487.
URL: <https://doi.org/10.1126/science.1144581>
9. Hausmann R., Hwang J., Rodrik D. What you export matters. *Journal of Economic Growth*, 2007, vol. 12, pp. 1–25.
URL: <https://doi.org/10.1007/s10887-006-9009-4>
10. Balassa B. Trade Liberalisation and ‘Revealed’ Comparative Advantage. *The Manchester School*, 1965, vol. 33, pp. 99–123.
URL: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1965.tb00050.x>
11. Naudé W., Rossouw R. Export diversification and economic performance: Evidence from Brazil, China, India and South Africa. *Economic Change and Restructuring*, 2011, vol. 44, pp. 99–134. URL: <https://doi.org/10.1007/s10644-010-9089-1>

12. Pedregosa F., Cournapeau D. et al. Scikit-learn: Machine Learning in Python. *Journal of Machine Learning Research*, 2011, vol. 12, pp. 2825–2830.
URL: <https://arxiv.org/pdf/1201.0490.pdf>
13. Sadriev A.R., Gabdullin N.M., Kamaev B.N. Impact of innovative processes on Russia's economic growth under sanctions. *The Journal of Social Sciences Research*, 2018, iss. 5, pp. 415–420. URL: <https://doi.org/10.32861/jssr.spi5.415.420>
14. Krugman P.R. Is Free Trade Passe? *Journal of Economic Perspectives*, 1987, vol. 1, iss. 2, pp. 131–144. URL: <https://doi.org/10.1257/jep.1.2.131>
15. Jones R.W. Heckscher-Ohlin trade theory: Harry Flam and M. June Flanders, eds., (The MIT Press, Cambridge, MA, 1991). *Journal of International Economics*, 1993, vol. 35, iss. 1-2, pp. 197–199. URL: [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(93\)90016-Q](https://doi.org/10.1016/0022-1996(93)90016-Q)
16. Plumper T., Graff M. Export Specialization and Economic Growth. *Review of International Political Economy*, 2001, vol. 8, iss. 4, pp. 661–688.
URL: <https://doi.org/10.1080/09692290110077638>
17. Greenaway D., Morgan W., Wright P. Trade liberalization and growth in developing countries. *Journal of Development Economics*, 2002, vol. 67, iss. 1, pp. 229–244.
URL: [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(01\)00185-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00185-7)
18. Laursen K. Revealed comparative advantage and the alternatives as measures of international specialization. *Eurasian Business Review*, 2015, vol. 5, pp. 99–115. URL: <https://doi.org/10.1007/s40821-015-0017-1>
19. Amable B. International Specialisation and Growth. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2000, vol. 11, iss. 4, pp. 413–431.
URL: [https://doi.org/10.1016/S0954-349X\(00\)00026-6](https://doi.org/10.1016/S0954-349X(00)00026-6)
20. Peneder M. Industrial structure and aggregate growth. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2003, vol. 14, iss. 4, pp 427–448.
URL: [https://doi.org/10.1016/S0954-349X\(02\)00052-8](https://doi.org/10.1016/S0954-349X(02)00052-8)

Информация о конфликте интересов

Мы, авторы данной статьи, со всей ответственностью заявляем о частичном и полном отсутствии фактического или потенциального конфликта интересов с какой бы то ни было третьей стороной, который может возникнуть вследствие публикации данной статьи. Настоящее заявление относится к проведению научной работы, сбору и обработке данных, написанию и подготовке статьи, принятию решения о публикации рукописи.

MODELING THE DIRECTIONS OF EXPORT DIVERSIFICATION

Azat R. SADRIEV ^{a,*}, Bulat N. KAMAEV ^b

^a Kazan (Volga Region) Federal University (KFU),
Kazan, Russian Federation
a-sadriev@yandex.ru
<https://orcid.org/0000-0003-3336-4217>

^b Kazan (Volga Region) Federal University (KFU),
Kazan, Russian Federation
b.n.kamaev@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-5672-2251>

* Corresponding author

Article history:

Article No. 546/2020
Received 28 Sept 2020
Received in revised form
9 October 2020
Accepted 20 Oct 2020
Available online
27 November 2020

JEL classification: F14,
O24

Keywords: export,
product space,
diversification, multiple
linear regression, ARIMA

Abstract

Subject. We consider the impact of export diversification on economic growth rates.

Objectives. The study aims to develop a forecast for export diversification for the BRICS countries.

Methods. The research rests on the product space conceptual platform. The International Trade Data (HS, 92) serve as the information resource of the study.

Results. We developed a multiple regression model for export diversification of BRICS countries. The evaluation metrics for control samples of models are presented with a fairly strong functional link of factorial features, which confirms a high level of relevance of chosen predictors. The paper underpins the anticipated behavior of export diversification in Brazil, Russia, India, China, and South Africa.

Conclusions. Only China and India have an upward trend in the projected values of the analyzed indicator. However, in the model for India, this trend can not be called stable, as it contains numerous fluctuations with rather serious amplitude. The trend for China, by contrast, shows a strictly monotonic trajectory of growth. A similar trend for South Africa demonstrates a stagnation at the level of 25 points. The projected behavior of export diversification in Russia and Brazil has comparable features and is characterized by a certain decline with short periods of fluctuations.

© Publishing house FINANCE and CREDIT, 2020

Please cite this article as: Sadriev A.R., Kamaev B.N. Modeling the Directions of Export Diversification. *Economic Analysis: Theory and Practice*, 2020, vol. 19, iss. 11, pp. 2154–2182
<https://doi.org/10.24891/ea.19.11.2154>

Acknowledgments

The study was supported by the Russian Foundation for Basic Research (RFBR), as part of scientific project № 20-310-70023.

References

1. Rivera-Batiz L.A., Romer P.M. Economic Integration and Endogenous Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, vol. 106, iss. 2, pp. 531–556. URL: <https://doi.org/10.2307/2937946>
2. Fahim Al-Marhubi. Export diversification and growth: An empirical investigation. *Applied Economics Letters*, 2000, vol. 7, iss. 9, pp. 559–562. URL: <https://doi.org/10.1080/13504850050059005>
3. Mudenda C., Choga I., Chigamba C. The Role of Export Diversification on Economic Growth in South Africa. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 2014, vol. 5, iss. 9, pp. 705–712. URL: <https://doi.org/10.5901/mjss.2014.v5n9p705>
4. Ferreira G.F.C., Harrison R.W. From Coffee Beans to Microchips: Export Diversification and Economic Growth in Costa Rica. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 2012, vol. 44, iss. 4, pp. 517–531. URL: <https://doi.org/10.22004/ag.econ.47178>
5. Imbs J., Wacziarg R. Stages of Diversification. *The American Economic Review*, 2003, vol. 93, iss. 1, pp. 63–86. URL: <https://doi.org/10.1257/000282803321455160>
6. Klinger B., Lederman D. Diversification, Innovation, and Imitation inside the Global Technological Frontier. *The World Bank Policy Research Working Paper*, 2006, no. 3872. URL: <http://hdl.handle.net/10986/8735>
7. Hausmann R., Hidalgo C.A. The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2009, vol. 106, iss. 26, pp. 10570–10575. URL: <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
8. Hidalgo C.A., Klinger B., Barabási A.L., Hausmann R. The Product Space Conditions the Development of Nations. *Science*, 2007, vol. 317, iss. 5837, pp. 482–487. URL: <https://doi.org/10.1126/science.1144581>
9. Hausmann R., Hwang J., Rodrik D. What you export matters. *Journal of Economic Growth*, 2007, vol. 12, pp. 1–25. URL: <https://doi.org/10.1007/s10887-006-9009-4>
10. Balassa B. Trade Liberalisation and ‘Revealed’ Comparative Advantage. *The Manchester School*, 1965, vol. 33, pp. 99–123. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1965.tb00050.x>
11. Naudé W., Rossouw R. Export diversification and economic performance: Evidence from Brazil, China, India and South Africa. *Economic Change and Restructuring*, 2011, vol. 44, pp. 99–134. URL: <https://doi.org/10.1007/s10644-010-9089-1>

12. Pedregosa F., Cournapeau D. et al. Scikit-learn: Machine Learning in Python. *Journal of Machine Learning Research*, 2011, vol. 12, pp. 2825–2830.
URL: <https://arxiv.org/pdf/1201.0490.pdf>
13. Sadriev A.R., Gabdullin N.M., Kamaev B.N. Impact of innovative processes on Russia's economic growth under sanctions. *The Journal of Social Sciences Research*, 2018, iss. 5, pp. 415–420. URL: <https://doi.org/10.32861/jssr.spi5.415.420>
14. Krugman P.R. Is Free Trade Passe? *Journal of Economic Perspectives*, 1987, vol. 1, iss. 2, pp. 131–144. URL: <https://doi.org/10.1257/jep.1.2.131>
15. Jones R.W. Heckscher-Ohlin trade theory: Harry Flam and M. June Flanders, (Eds), (The MIT Press, Cambridge, MA, 1991). *Journal of International Economics*, 1993, vol. 35, iss. 1-2, pp. 197–199. URL: [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(93\)90016-Q](https://doi.org/10.1016/0022-1996(93)90016-Q)
16. Plumper T., Graff M. Export Specialization and Economic Growth. *Review of International Political Economy*, 2001, vol. 8, iss. 4, pp. 661–688.
URL: <https://doi.org/10.1080/09692290110077638>
17. Greenaway D., Morgan W., Wright P. Trade liberalization and growth in developing countries. *Journal of Development Economics*, 2002, vol. 67, iss. 1, pp. 229–244.
URL: [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(01\)00185-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00185-7)
18. Laursen K. Revealed comparative advantage and the alternatives as measures of international specialization. *Eurasian Business Review*, 2015, vol. 5, pp. 99–115. URL: <https://doi.org/10.1007/s40821-015-0017-1>
19. Amable B. International Specialisation and Growth. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2000, vol. 11, iss. 4, pp. 413–431.
URL: [https://doi.org/10.1016/S0954-349X\(00\)00026-6](https://doi.org/10.1016/S0954-349X(00)00026-6)
20. Peneder M. Industrial structure and aggregate growth. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2003, vol. 14, iss. 4, pp. 427–448. URL: [https://doi.org/10.1016/S0954-349X\(02\)00052-8](https://doi.org/10.1016/S0954-349X(02)00052-8)

Conflict-of-interest notification

We, the authors of this article, bindingly and explicitly declare of the partial and total lack of actual or potential conflict of interest with any other third party whatsoever, which may arise as a result of the publication of this article. This statement relates to the study, data collection and interpretation, writing and preparation of the article, and the decision to submit the manuscript for publication.