

ISSN 1813-8691 (Print)
ISSN 1813-8705 (Online)

ЭКОНОМИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ

Высшей школы экономики

*Higher School of Economics
Economic Journal*

Том 28, № 4 2024

В НОМЕРЕ:

- Неформальная занятость в периоды кризиса: анализ потоков рабочей силы на российском рынке труда **Зудина А.А.**
- Экономическая эффективность климатических проектов: традиционный и темпоральный подходы **Горбачева Н.В.**
- Informed Trading in Cryptocurrency Markets **Kuzmin G.,
Boulatov A.**
- The Influence of Public Spending on Private Investment in Developing Economies: Does Institutional Quality Matter? **Van Bon Nguyen**
- Тестирование на единичный корень в панельных данных: обзор **Скроботов А.А.**
- Российские экономические журналы в условиях меняющейся международной обстановки: текущие и прогнозные оценки **Третьякова О.В.**



ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

ЭКОНОМИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ ВШЭ

Том 28, № 4

2024

«Экономический журнал ВШЭ» является рецензируемым научным журналом, публикующим статьи на русском и английском языках. Со дня своего основания в 1997 г. «Экономический журнал ВШЭ» стремится к более глубокому пониманию рыночной, и особенно российской, экономики. Журнал публикует наиболее интересные работы в различных областях экономической теории и практики, по экономико-математическому моделированию и прикладным методам исследований. Редколлегия и Совет журнала состоят из известных российских и иностранных ученых, деятельность которых способствует интеграции мирового научного сообщества. Целевой аудиторией журнала являются исследователи, преподаватели вузов, аспиранты и студенты.

Принимаются статьи, соответствующие рубрикатору Journal of Economic Literature, посвященные исследованию широкого спектра вопросов, касающихся как мировой экономики в целом, так и отдельных стран, в области микро- или макроэкономики, экономической политики, эконометрики, рынка труда, социальной политики и др.

Наряду с содействием научным исследованиям, миссия журнала заключается в поиске новых авторов и новых научных идей.

Непременным условием для публикации является анонимное рецензирование представленных статей.

Журнал стремится соблюдать высокие стандарты публикации этической этики.

Редакционная коллегия

Главный редактор *Гавриленков Е.Е.*

Заместитель главного редактора *Бессонов В.А.*

Автономов В.С.

Авдашева С.Б.

Алескеров Ф.Т.

Белянин А.В.

Васильев С.А.

Гилман М.

Гимпельсон В.Е.

Замулин О.А.

Канторович Г.Г.

Косарев А.Е.

Кузнецов Б.В.

Кузьминов Я.И.

Левин М.И.

Лукьянова А.Л.

Макаров В.Л.

Пекарский С.Э.

Пильник Н.П.

Смирнов А.Д.

Уринсон Я.М.

Шохин А.Н.

Энтов Р.М.

Якобсон Л.И.

Редакционный совет

Велфенс П.

Вьюгин О.В.

Гринберг Р.С.

Домбровски М.

Дмитриев М.Э.

Дынкин А.А.

Кубонива М.

Макаров А.А.

Роузфилд С.

Табата Ш.

Хедлунд С.П.

Шаронов А.В.

Эстрин С.

Юргенс И.Ю.

Ответственный секретарь редакции *Осипова О.В.*

Компьютерная верстка и графика *Моисеенко Л.А.*

Журнал зарегистрирован 21 июля 2016 г. Федеральной службой по надзору в сфере связи, информационных технологий и массовых коммуникаций.

Свидетельство о регистрации средства массовой информации ПИ № ФС 77-66577

Журнал входит в перечень ведущих рецензируемых научных журналов и изданий ВАК, в которых должны быть опубликованы основные научные результаты диссертации на соискание ученой степени доктора и кандидата наук, и в международную базу данных публикаций на базе Web of Science – Russian Science Citation Index (RSCI), индексируется реферативной базой данных Scopus

Позиция Редакции необязательно совпадает с мнением авторов

Перепечатка материалов только по согласованию с Редакцией

Распространяется по подписке:
Объединенный каталог «Пресса России» – подписной индекс 79264

Адрес редакции:
101000, Москва, ул. Мясницкая, 20
Телефон: (495) 772-95-90 доб. 11874
e-mail: redact@hse.ru

Полнотекстовая электронная версия журнала доступна по адресу:
<http://ej.hse.ru>
Плата с авторов за публикацию рукописей не взимается
Рукописи не возвращаются

Адрес издателя и распространителя:
101000, Москва, ул. Мясницкая, 20
Издательский дом Высшей школы экономики
Телефон: (495) 772-95-90, доб. 15298, e-mail: id@hse.ru

В НОМЕРЕ:

	Стр.
• Зудина А.А. Неформальная занятость в периоды кризиса: анализ потоков рабочей силы на российском рынке труда.....	565
• Горбачева Н.В. Экономическая эффективность климатических проектов: традиционный и темпоральный подходы	587
• Kuzmin G., Boulatov A. Informed Trading in Cryptocurrency Markets	615
• Van Bon Nguyen. The Influence of Public Spending on Private Investment in Developing Economies: Does Institutional Quality Matter?.....	647
• Скроботов А.А. Тестирование на единичный корень в панельных данных: обзор	664
• Третьякова О.В. Российские экономические журналы в условиях меняющейся международной обстановки: текущие и прогнозные оценки	702

HSE Economic Journal

Volume 28, No 4

2024

The HSE Economic Journal publishes refereed papers both in Russian and English. It has perceived better understanding of the market economy, the Russian one in particular, since being established in 1997. It disseminated new and diverse ideas on economic theory and practice, economic modeling, applied mathematical and statistical methods. Its Editorial Board and Council consist of prominent Russian and foreign researchers whose activity has fostered integration of the world scientific community. The target audience comprises researches, university professors and graduate students.

Submitted papers should match JEL classification and can cover country specific or international economic issues, in various areas, such as micro- and macroeconomics, econometrics, economic policy, labor markets, social policy.

Apart from supporting high quality economic research and academic discussion the Editorial Board sees its mission in searching for the new authors with original ideas.

The journal follows international reviewing practices – at present submitted papers are subject to single blind review of two reviewers.

The journal stands for meeting the highest standards of publication ethics.

Editorial Board

Editor-in-chief *Gavrilenkov E.E.*

Deputy chief editor *Bessonov V.A.*

Avtonomov V.
Avdasheva S.
Aleskerov F.
Belianin A.
Vasiliev S.
Gilman M.
Gimpelson V.
Zamulin O.

Kantorovich G.
Kosarev A.
Kuznetsov B.
Kuzminov Ya.
Levin M.
Lukianova A.L.
Makarov V.
Pilnik N.P.

Pekarski S.
Smirnov A.
Urinson Ya.
Shokhin A.
Entov R.
Yakobson L.

Editorial Council

Dabrowski M.
Dmitriev M.
Dynkin A.
Estrin S.
Greenberg R.
Hedlund S.
Kuboniwa M.

Makarov A.
Rosefelde S.
Sharonov A.
Tabata S.
Vyugin O.
Welfens P.
Yurgens I.

Executive secretary *Osipova O.V.*
Design and Making-up *Moiseenko L.A.*

*The journal is registered July 21, 2016 in the Federal Service for Supervision in the Area of Telecom,
Information Technologies and Mass Communications.
Certificate of registration of mass media PI No. FS 77-66577*

*The journal is indexed by the Higher Attestation Commission (VAK), Web of Science – Russian Science
Citation Index (RSCI), Scopus.*

*Edition's position does not necessarily coincide with the views of the authors.
Reprinting of materials is permitted only with prior consultation with the Editors.*

Distributed by subscription:
United catalog «Russian Press» – subscription index 79264

Address:
*20, Myasnitskaya str.,
Moscow, 101000, Russian Federation
Tel.: +7 (495) 772-95-90 *11874
E-mail: redact@hse.ru*

*Full-text electronic version of the journal is available at:
<http://ej.hse.ru/en/>*

Publisher and Distributor Address:
*20, Myasnitskaya str.,
Moscow, 101000, Russian Federation
Publishing House of the Higher School of Economics
Tel.: +7 (495) 772-95-90, ext. 15298, E-mail: id @hse.ru*

Contents:

	Page
• Zudina A. Informal Employment during Crises: Analysis of Labour Force Flows in the Russian Labour Market.....	565
• Gorbacheva N. Economic Efficiency of Climatic Projects: Conventional and Temporal Approaches	587
• Kuzmin G., Boulatov A. Informed Trading in Cryptocurrency Markets	615
• Van Bon Nguyen. The Influence of Public Spending on Private Investment in Developing Economies: Does Institutional Quality Matter?.....	647
• Skrobotov A. Panel Data Unit Root Testing: An Overview	664
• Tretyakova O. Russian Economic Journals in the Changing International Situation: Current and Forecast Estimates.....	702

УДК 331.52, 331.55, 331.56

Неформальная занятость в периоды кризиса: анализ потоков рабочей силы на российском рынке труда¹

Зудина А.А.

В настоящей работе на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ впервые рассматриваются потоки рабочей силы, направленные в/из состояния неформальной занятости в 2007–2023 гг., позволяющие уточнить реакцию российской неформальной занятости на резкое ухудшение макроэкономической ситуации различного типа – мировой финансовый кризис 2008–2010 гг., введение санкций в 2014–2015 гг. и 2022–2023 гг., а также пандемию COVID-19 в 2020–2021 гг. Полученные результаты свидетельствуют о том, что неформальные работники теряют работу во время экономических кризисов чаще, чем формальные, однако неформальность может выступать и важным механизмом подстройки российского рынка труда. Так, первый санкционный шок 2014–2015 гг. и пандемия COVID-19 не привели к увеличению показателей ухода неформальных работников с рынка труда, в отличие от аналогичных показателей для формальных работников, а показатели неформального найма после безработицы или нахождения вне состава рабочей силы сократились в 2020 г. в гораздо меньшей степени, чем соответствующие потоки, направленные в формальную занятость. При этом второй санкционный шок 2022–2023 гг. сопровождался сокращением показателей потери работы вне зависимости от типа предшествующей занятости, увеличением вероятности трудоустройства на формальных рабочих местах после безработицы и сокращением показателей трудоустройства на неформальной основе, что, по всей видимости, отражает

¹ Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ. Автор выражает признательность за ценные замечания и комментарии Р.И. Капелюшникову и А.Л. Лукьяновой, а также всем участникам сессии «Занятость и безработица» XXIV Ясинской (Апрельской) международной научной конференции по проблемам развития экономики и общества (5 апреля 2023 г.), сессии «Labor Market» Шестой Международной конференции пользователей данными «Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (RLMS-HSE) (26 мая 2023 г.) и онлайн-семинара Центра трудовых исследований НИУ ВШЭ «Российский рынок труда в условиях санкционного давления» (24 октября 2023 г.).

Зудина Анна Алексеевна – к.соц.н., научный сотрудник, Центр трудовых исследований, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики». E-mail: azudina@hse.ru

Статья поступила: 10.10.2024/Статья принята: 07.11.2024.

возросшую конкуренцию за работников со стороны корпоративного сектора. Вместе с тем реакция потоков рабочей силы в период мирового финансового кризиса в России, напротив, демонстрирует значительное сокращение вероятности трудоустройства на неформальных рабочих местах, что согласуется с выводами предшествующих исследований о падении показателей найма неформальных работников в 2008–2010 гг. в неторгуемых секторах экономики.

Ключевые слова: неформальная занятость; рынок труда; Россия; COVID-19; санкции; мировой финансовый кризис; экономический цикл.

DOI: 10.17323/1813-8691-2024-28-4-565-586

Для цитирования: Зудина А.А. Неформальная занятость в периоды кризиса: анализ потоков рабочей силы на российском рынке труда. *Экономический журнал ВШЭ*. 2024; 28(4): 565–586.

For citation: Zudina A.A. Informal Employment during Crises: Analysis of Labour Force Flows in the Russian Labour Market. *HSE Economic Journal*. 2024; 28(4): 565–586. (In Russ.)

Введение

Многие экономические исследования посвящены тому, как изменения экономического цикла отражаются на занятости в официальной экономике, уровне безработицы и выбытии работающего населения из состава рабочей силы. Однако динамика показателей неформальной занятости, которая в общем виде может быть определена как трудовая деятельность, осуществляемая без официального трудового договора или контракта и потому (полностью или частично) оказывающаяся за пределами сферы социальной защиты и защиты занятости, становится объектом исследования значительно реже из-за сложностей сбора соответствующих данных. Вопреки широко распространенному представлению о неформальности как о страховочной сетке, сглаживающей падение найма и занятости в официальной экономике, существующие теоретические и эмпирические источники свидетельствуют о разнонаправленности возможного влияния на уровни неформальной занятости, которые могут как увеличиваться, так и сокращаться. Различия определяются степенью сегментации рынка труда, соотношением долей неформальных работников, занятых в торгуемых и неторгуемых секторах экономики, доминирующим типом неформальной занятости и конфигурацией институтов рынка труда. Как отмечают исследователи, колебания экономического цикла могут оказывать гораздо более выраженное воздействие на показатели безработицы и формальное/неформальное распределение работников на рынках труда, характеризующихся значительной долей неформальной занятости [Bosch, Esteban-Pretel, 2012] – среди них страны Латинской Америки, Южной Азии, Африки южнее Сахары.

Российский рынок труда также представляет собой важный объект для изучения в контексте данной темы из-за значительной доли неформальной занятости, которая стала активно развиваться еще в период перехода к рыночной системе [Барсукова, 2004; Гим-

пельсон, Зудина, 2011; Варшавская, Донова, 2013; Гимпельсон, Капелюшников, 2013а, Синявская и др., 2004; Синявская, 2005]. В настоящей работе на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ впервые рассмотрена динамика потоков рабочей силы, направленных в/из состояния неформальной занятости в 2007–2023 гг., позволяющая уточнить реакцию российской неформальной занятости на ухудшение макроэкономической ситуации различного типа – мировой финансовый кризис 2008–2010 гг., введение санкций в 2014–2015 и 2022–2023 гг., а также падение занятости из-за пандемии COVID-19 в торговле и услугах, отраслях, являющихся традиционным сосредоточением неформальности во многих странах, включая Россию.

Неформальная занятость и связь ее динамики с фазами экономического цикла

Анализ потоков рабочей силы между различными состояниями на рынке труда приобретает все большую популярность среди исследователей. Он позволяет получить информацию об особенностях динамики рынка труда и подстройки к фазам экономического цикла², выходящую за пределы статичных данных о количестве занятых, безработных и находящихся за пределами рабочей силы в отдельные периоды наблюдения [Perry et al., 2007; Bosch, Maloney, 2008; Bosch, Maloney, 2010]. В течение долгого времени из-за отсутствия необходимых данных в панельных обследованиях домохозяйств и предприятий вне фокуса исследовательского внимания оставались потоки, направленные в/из состояния неформальной занятости [Colombo et al., 2019]. Между тем, их изучение способно прояснить источники увеличения безработицы в периоды экономического спада, связанные как с ликвидацией существующих рабочих мест, так и с сокращением показателей найма.

В соответствии с исходными представлениями о неформальности на рынке труда, сформированными на основе исследований К. Харта, она выступает превращенной формой безработицы, т.е. вынужденным пристанищем для тех, кто не смог найти работу с официальным оформлением и потому соглашается на рабочие места низкого качества – с невысокой оплатой, плохими условиями работы, отсутствующими или ограниченными перспективами продвижения и возможностями накопления и развития человеческого капитала [Hart, 1973]. В периоды экономического спада или внешнего негативного макроэкономического шока неформальная занятость должна изменяться контрциклически и становиться своеобразной «страховочной сеткой» для предприятий и домохозяйств, абсорбируя «излишки» занятых [Perry et al., 2007]. В тех случаях, когда размер пособия по безработице невелик или оно по тем или иным причинам недоступно для большей части рабочей силы, неформальная занятость предоставляет возможность заработать средства к существованию вчерашним формальным работникам [Packard et al., 2012]. Из-за сокращения возможностей для получения прибыли предприниматели также могут перемещать свой бизнес и связанные с ним рабочие места из формального сегмента в неформальный. Потребители, в свою очередь, также могут предъявлять повышенный спрос на

² Целью настоящей работы является анализ динамики неформальной занятости, а не неформальной (или теневой) экономики как таковой, так как неформальная занятость не сосредоточена исключительно в неформальном сегменте экономики.

товары и услуги, произведенные на неформальных рабочих местах, так как они стоят дешевле [Owolabi et al., 2022]. Соответственно, в периоды экономического подъема, когда число формальных рабочих мест и доходы увеличиваются, показатели делового климата улучшаются и общий наем растет, должен расти и обратный поток занятых из неформального сегмента рынка труда в формальный [Bosch, Maloney, 2010].

В действительности эмпирические оценки показывают, что уровень неформальной занятости также может снижаться по мере того, как возрастает безработица. Подобная ситуация наблюдалась, к примеру, во многих европейских странах в 2000-е годы [Nazans, 2011], а анализ рынков труда Мексики и Бразилии за 1980-е – начало 2000-х годов показал, что вероятность перехода в безработицу из состояния неформальной занятости по найму в три раза превышает аналогичный показатель для формальной занятости, и именно рост потерявших неформальную работу по найму объясняет большую часть увеличения показателей безработицы. Это связано с тем, что неформальные работники, как правило, заняты на неквалифицированных рабочих местах, не предполагающих опыта или значительных инвестиций в обучение, на них не распространяется защита трудового законодательства, и потому их увольнение не предполагает каких-либо издержек. Помимо этого, неформальные наемные работники, как правило, работают в небольших фирмах, которым сложнее пережить периоды турбулентности и, уходя с рынка, они ликвидируют все соответствующие неформальные рабочие места [Perry et al., 2007].

Альтернативная точка зрения на природу неформальной занятости на рынке труда подчеркивает неоднородность самих неформальных рабочих мест по качеству [Fields, 1990; Maloney, 2004]. Попадание в более благополучный с точки зрения условий работы и оплаты труда сектор (высококвалифицированная самозанятость) осуществляется добровольно и соответствует предпочтениям самих работников по избеганию налоговых отчислений и более гибкому рабочему ритму, в то время как вынужденный сегмент неформальности на рынке труда преимущественно составляют наемные работники фирм и физических лиц [Perry et al., 2007]. В соответствии с этим рынки труда представляются относительно интегрированными [Bosch, Maloney, 2010]. Таким образом, период экономического роста будет характеризоваться более интенсивными встречными потоками занятых между формальными и неформальными рабочими местами, ведь неформальная занятость выступает не формой безработицы, а лишь иной формой занятости. Примером являются рынки труда Мексики и Бразилии в период 1980-х – начала 2000-х годов, на которых вероятности взаимонаправленных переходов между формальной и неформальной занятостью различных типов были скоррелированы с фазами экономического цикла, возрастая в период подъема и уменьшаясь в периоды спада [Perry et al., 2007]. При этом в периоды спада вынужденные неформальные работники (неформально занятые по найму) первыми теряют работу, а страховочной сеткой для вчерашних формальных работников выступает неформальная самозанятость [Packard et al., 2012].

Особую роль в адаптации рынка труда играют и различия в потоках, исходящих из состояния безработицы и направленных в формальную и неформальную занятость. Согласно анализу рынков труда стран Латинской Америки, показатели трудоустройства на формальных рабочих местах имеют выраженный проциклический характер, т.е. возрастают во времена подъема и значительно снижаются во время спада, в то время как соответствующие значения, характеризующие неформальные рабочие места, отличаются большей стабильностью. Несмотря на то, что в период спада неформальные работники

чаще формальных теряют работу, потоки рабочей силы из состояния безработицы в состояние неформальной занятости остаются положительными из-за значительной гибкости зарплат³ (не регулируемых законодательством о защите занятости и институтом минимальной зарплаты), благодаря которой издержки неформального найма остаются относительно небольшими [Perry et al., 2007].

В контексте настоящей работы интерес представляет и изучение динамики неформальной занятости в условиях экономических санкций. Соответствующие исследования в настоящий момент преимущественно представлены работами по иранскому рынку труда. Они показывают, что ужесточение торговых и финансовых санкций против Ирана в 2012–2014 гг. не привело к снижению вероятности занятости как таковой, однако структура рынка труда подверглась значительным изменениям. В результате доминирующее положение заняли низкопроизводительные рабочие места сектора услуг, при этом большая их часть являлась неформальной [Karimi Moughari, 2022], одновременно с этим увеличилась и вероятность смены формальной занятости на неформальную внутри корпоративного сектора [Moghaddasi Kelishomi, Nisticò, 2023].

Важную роль в динамике неформальной занятости играет и соотношение доли неформальных работников, занятых в торгуемых секторах экономики по сравнению с неторгуемыми. К примеру, в период восстановления мексиканской экономики 1987–1991 гг. основным источником проциклических изменений в неформальной занятости стал бум самозанятости в недвижимости и других неторгуемых секторах (услуги, транспорт), которые становились все более привлекательными для открытия неформального бизнеса [Fiess et al., 2006; Perry et al., 2007]. В большинстве европейских стран в 2000-е годы в периоды экономического подъема также наблюдался рост неформальной занятости. Так, между 2004 г. и 2007 г. доля неформальных наемных работников значительно возросла в Португалии, Дании, Эстонии и Испании, а в Дании и Испании одновременно увеличилась и доля неформальных самозанятых. Накануне мирового финансового кризиса доля неформальных трудовых контрактов в европейских странах преобладала, прежде всего, в неторгуемых секторах экономики (строительство и жилье), и именно там наблюдался наиболее активный рост, способствуя, тем самым, и экспансии неформальности [Packard et al., 2012].

Изучение особенностей динамики неформальной занятости в период пандемии COVID-19 также представляет особый интерес в контексте настоящей темы. Соответствующие результаты в настоящий момент преимущественно основаны на данных по странам Латинской Америки (см., например: [Leyva, Urrutia, 2021; Hoehn-Velasco et al., 2021]), где на неформальных рабочих местах устойчиво трудится более половины всех занятых. С одной стороны, неформальность зачастую оказывается сконцентрирована в отраслях, предполагающих личное общение продавцов и покупателей или клиентов – это торговля, общественное питание, гостиничный бизнес и разнообразные личные услуги (включая

³ Добровольный характер перехода между состояниями формальности и неформальности не означает полного отсутствия сегментации на рынке труда. Минимальная заработная плата и другие институциональные регуляторы стоимости труда сокращают возможности формального найма, приводя к асимметрии в потоках занятых и снижению доли добровольных переходов между формальным и неформальным типами занятости, в особенности, в период экономического спада [Perry et al., 2007].

уборку, приготовление пищи и уход за детьми, больными и престарелыми), а значит – в большей степени подверженных риску распространения заболевания, и потому их деятельность должна была жестко ограничиваться локальными санитарно-эпидемиологическими требованиями по ограничению или приостановке деятельности. С другой стороны, неформальность является основным источником дохода для тех, кто не смог найти наемную работу с официальным оформлением, ее представители полностью или частично находятся вне сферы мониторинга и поддержки со стороны государства, и на них не распространяются денежные и кредитные меры поддержки, принятые в период пандемии⁴. Неформальность, по определению, сопряжена с полным или частичным несоблюдением норм трудового законодательства, поэтому можно ожидать и несоблюдения эпидемиологических требований, что должно сдерживать падение показателей неформальной занятости [Leyva, Urrutia, 2021], и именно она может выступить локомотивом восстановления экономики⁵ в тех странах, где широко распространена.

Сравнение особенностей подстройки рынка труда во время пандемии с последствиями мирового финансового кризиса демонстрирует значительные различия по сравнению с исследовательскими ожиданиями.

В случае Мексики падение уровня общей занятости в первой половине 2020 г. на 11 п.п. было сопоставимо с соответствующими значениями начала 2008 г. Однако в период пандемии коронавируса значительный удар на себя приняла именно неформальная занятость – соответствующее сокращение ее уровня носило абсолютно беспрецедентный характер и составило 5 п.п. Тем самым, изменился и характер динамики неформальности. С середины 1990-х годов неформальность на мексиканском рынке труда увеличивалась в периоды экономического спада в результате стремительного сокращения формальной занятости и быстрого восстановления показателей занятости без оформления, однако в 2020 г. показатели неформальной занятости стремительно снижались одновременно с сокращением ВВП. Аналогичные процессы также характеризовали и рынок труда Бразилии в первой половине 2020 г. При этом высвободившиеся потоки рабочей силы покидали рынок труда, а не перемещались в безработицу, так как возможности поиска работы были жестко ограничены санитарной обстановкой. Тем не менее в первые месяцы 2021 г. именно неформальная занятость стала основным фактором восстановления экономики в обеих странах [Leyva, Urrutia, 2021].

Российский рынок труда также представляет собой интересный объект для изучения в данном контексте. Одним из основных факторов устойчивости неформальности на российском рынке труда являлся недостаточный спрос на труд в формальном сегменте рынка труда, т.е. сокращение рабочих мест на крупных и средних предприятиях. В результате на неформальных рабочих местах оказываются работники, вполне сходные по

⁴ Среди исключений – Бразилия, где было разработано специальное мобильное приложение для выявления работников неформального сектора, не зарегистрированных ни в одном реестре, для того чтобы обеспечить им право на получение помощи; Испания, где в программу поддержки были включены самозанятые; а также Филиппины, где работники неформального сектора, утратившие средства к существованию, могли воспользоваться программой временной занятости [ООН, 2020].

⁵ Подобный сценарий также сопряжен и с негативными последствиями для экономического роста – из-за невысокого качества товаров и услуг и низкой производительности труда, преимущественно характерной для неформальных рабочих мест [Leyva, Urrutia, 2021].

своей производительности труда и характеристикам человеческого капитала с формальными [Гимпельсон, Капелюшников, 2013а; Зудина, 2023], а разрыв в оплате труда связан, преимущественно, с различиями в механизмах зарплатообразования в разных сегментах рынка труда [Гимпельсон, Капелюшников, 2013b].

Существующие исследования показывают, что в период трансформации российской экономики неформальная занятость выступила одним из важных механизмов подстройки к кризисным явлениям – перемещение работников из формальной в неформальную занятость замедляло рост показателей безработицы, тем самым, позволяя поддерживать общий уровень занятости [Барсукова, 2004; Варшавская, Донова, 2013; Синявская и др., 2004; Синявская, 2005; Капелюшников 2023]. В 2000-е годы официальные данные Росстата, напротив, свидетельствовали о синхронном изменении роста ВВП и показателей доли неформальной занятости (сосредоточенной в неторгуемых секторах – торговля, строительство, бытовые и личные услуги) [Гимпельсон, Зудина, 2011]. В свою очередь, на первых этапах финансового кризиса 2008–2010 гг. и санкционного кризиса 2014–2015 гг. наблюдался кратковременный рост уровня неформальной занятости, а в период коронакризиса 2020 г. – резкое сокращение неформальности на рынке труда [Капелюшников, 2023]. Указанные результаты были получены на данных кросс-секционного Обследования рабочей силы (ОРС) Росстата, при этом анализ потоков рабочей силы, предполагающий наличие панельных данных, оставался вне фокуса специального исследовательского внимания, что обосновывает актуальность настоящей работы. Так, работы по динамике потоков рабочей силы в России либо не выделяют отдельно состояние неформальности [Гимпельсон, Шарунина, 2015], либо анализируют переходы в неформальную занятость исключительно в контексте молодежного рынка труда и не рассматривают влияние кризисов [Зудина, 2020], либо изучают факторы перехода между состояниями формальной и неформальной занятости, при прочих равных условиях [Slonimczyk, Gimpelson, 2015], или их последствия для производительности труда [Гимпельсон, Воскобойников, 2015], не обсуждая при этом эффекты экономических кризисов.

Эмпирическая база и методология исследования

Эмпирической базой настоящего исследования являлись панельные данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ НИУ ВШЭ) за 2007–2023 гг.

Для операционализации различных типов неформальной занятости в работе была адаптирована методология, разработанная Ф. Слонимчиком для анализа результатов обследования РМЭЗ НИУ ВШЭ [Slonimczyk, 2011], которая может считаться одной из наиболее полных с точки зрения разнообразия выделяемых типов неформальной занятости.

Так, в настоящей работе были выделены следующие категории неформальных работников: 1) неформальные наемные работники, занятые на предприятиях – определялись на основе вопроса регулярной анкеты РМЭЗ ВШЭ о наличии или отсутствии официального трудового договора или контракта на основной работе⁶ для работников пред-

⁶ Оригинальная методология Ф. Слонимчика предполагала выделение неформальной занятости как на основной, так и на дополнительной работе, однако в настоящей работе исследовательский интерес при анализе категорий 1) и 2) сосредоточен на характеристиках основной работы,

приятий и организаций; 2) занятые вне корпоративного сектора – те, кто заявил, что работает не на предприятии в рамках своей основной занятости (сюда относились 2а) неформальные предприниматели (самозанятые)⁷ и 2б) неформальные наемные работники, занятые у физических лиц или индивидуальных предпринимателей⁸); 3) случайные, или нерегулярные работники – в данную категорию были отнесены респонденты, которые не имели основной работы, но указали, что были заняты хотя бы раз за последние 30 дней (например, шили что-то на продажу или подвозили кого-то на машине) – подобные виды трудовой деятельности осуществляются вне предприятий и также, как правило, не сопряжены и с официальной регистрацией или уплатой налогов [Синявская, 2005; Slonimczyk, 2011].

Формальные работники определялись как занятые на предприятиях (т.е. в корпоративном секторе) и имеющие официальный трудовой договор или контракт. Безработные – как те, кто не имел работы, но искал ее и был готов к ней приступить в случае нахождения, а пребывающие вне состава рабочей силы – как те, кто не имели работы и не искали ее⁹.

Аналитическая часть исследования состоит из двух последовательных этапов.

На первом этапе рассматривалась динамика общего уровня неформальной занятости и ее различных типов в 2007–2023 гг.

На втором этапе анализировалась динамика безусловных вероятностей перехода между различными статусами на рынке труда, соотнесенная с изменением показателей

так как именно ее наличие или отсутствие определяет базовый статус человека на рынке труда (состояние занятости, безработицы или пребывания вне состава рабочей силы).

⁷ Отнесение занятых вне корпоративного сектора, включая самозанятых, к неформальной занятости соответствует как т.н. производственному [Husmanns, 2004], так и легалистскому подходу [Maloney, 2004] к определению неформальности на рынке труда. Согласно первому – ключевое значение имеет небольшой размер предприятия и отсутствие оформления в статусе юридического лица, согласно второму – полное или частичное выпадение работников такого типа из сферы социальных гарантий, предоставляемых формальным работникам. Несмотря на то, что индивидуальные предприниматели и самозанятые в современных условиях могут оформлять свой статус юридически, их трудовая деятельность, тем не менее, не предполагает равноценного доступа к системе социальной защиты и защиты занятости, а также пенсионному обеспечению.

⁸ До 2014 г. включительно данные РМЭЗ ВШЭ позволяли разделять в явном виде эти два типа занятости вне корпоративного сектора при помощи уточняющих вопросов. Однако на протяжении значительной части интересующего периода эти вопросы были исключены из анкеты РМЭЗ ВШЭ, и можно судить о структуре занятости вне корпоративного сектора лишь косвенно. Так, предпринимательская деятельность вне корпоративного сектора была операционализирована при помощи пересечения категории занятых за пределами предприятий и организаций с вопросом J90 анкеты об основном занятии респондента, один из вариантов ответа которого предполагает вариант «Предприниматель». В свою очередь, занятость по найму вне корпоративного сектора представляла собой остаточную категорию тех, кто ответил, что был занят не на предприятии и не в организации, но при этом не отметил предпринимательскую деятельность в качестве своего основного занятия.

⁹ В соответствии с обновленными рекомендациями Международной организации труда к находящимся вне состава рабочей силы также следует относить тех, кто не имеет работы, ищет ее, но не готов к ней приступить [ILOstat, 2019]. Однако, согласно данным РМЭЗ ВШЭ за анализируемый период, соответствующая категория составляла 0,5–0,7% от всех находящихся вне состава рабочей силы.

уровня безработицы. Это позволило отследить возможное изменение направлений потоков на российском рынке труда в зависимости от макроэкономической ситуации, и данный подход был ранее представлен в работе [Bosch, Maloney, 2010] о неформальной занятости в странах Латинской Америки. Значения вероятностей перемещения между статусами были получены на основе безусловных попарных матриц перехода, рассчитанных для каждой последовательной пары лет на данных несбалансированной панели за 2007–2023 гг.¹⁰

Обзор результатов эмпирических исследований изменений потоков рабочей силы между состояниями формальной и неформальной занятости, безработицы и нахождения вне состава рабочей силы в периоды негативных макроэкономических шоков позволяет сформулировать следующие базовые гипотезы исследования применительно к России в 2007–2023 гг.:

H1: В периоды негативных макроэкономических шоков неформальные работники чаще переходили в состояние безработицы, чем формальные (их увольнение не предполагает дополнительных издержек для работодателя).

H2: В периоды негативных макроэкономических шоков вероятность трудоустройства на формальных рабочих местах после состояния безработицы или пребывания вне состава рабочей силы сокращалась значительно сильнее, чем вероятность нахождения неформальной работы (неформальное рабочее место найти легче – неформальный найм обходится работодателю дешевле, не сопряжен с дополнительными обязательными налоговыми и социальными выплатами).

H3: В период пандемии COVID-19 увеличились потоки, направленные из формальной и неформальной занятости за пределы рынка труда (из-за эпидемиологических ограничений возможности поиска работы значительно сократились, и потерявшие работу чаще покидали рынок труда).

Несомненным достоинством используемых данных ежегодного обследования РМЭЗ ВШЭ в контексте настоящей темы является их панельный характер, позволяющий отслеживать перемещения одних и тех же людей между статусами на рынке труда. Тем не менее зарубежные исследования на сходную тему, как правило, проводятся на более подробных данных, собираемых с периодичностью раз в шесть месяцев либо ежеквартально. Также к ограничениям представленных результатов следует отнести и то, что они были получены на основе безусловных матриц перехода, т.е. не учитывают различий в структуре формальной и неформальной занятости. Однако в контексте настоящей темы основной интерес представляли изменения в «профилях» вероятностей перехода, происходящие в кризисные периоды, а также направление этих изменений. При этом более подробный анализ вероятностей перехода на основе уточненных оценок с учетом различий в структуре формальной и неформальной занятости представляет собой одно из важных направлений дальнейшей работы над темой.

¹⁰ Всего за период 2007–2023 гг. было рассчитано 16 матриц, и для составления одной матрицы была необходима информация о текущем положении респондента на рынке труда в году N и о его положении в следующем году $N + 1$. Если в условном году M или следующим за ним $M + 1$ необходимые данные по какому-либо респонденту отсутствовали, то он не принимал участия в расчете этой матрицы, и при этом в расчет включались новые респонденты, которые наблюдались как в году M , так и в году $M + 1$. Информация из матриц далее использовалась для построения временных рядов для анализа динамики вероятностей перехода, представленная на рис. 2–5.

Основные результаты

На рис. 1 представлено изменение общего уровня неформальной занятости и ее типов согласно данным РМЭЗ ВШЭ в 2007–2023 гг. Так, общий уровень занятости без оформления, который представляет собой суммирование уровней неформального найма на предприятиях, предпринимательской деятельности вне корпоративного сектора, занятости по найму вне корпоративного сектора, а также нерегулярной занятости, на протяжении большей части анализируемого периода устойчиво составлял около 20% или более от всех занятых.

Выделяются отдельные периоды подъема (например, в 2009 и 2021 гг.) и спада (2008, 2010, 2020 и 2022–2023 гг.), при этом наибольший вклад в волатильность показателя общей неформальности вносит изменение уровня вовлеченности в нерегулярную занятость, демонстрировавшего выраженную тенденцию к росту после первой волны санкций (с 6,5% в 2014 г. до 9,5% в 2021 г.) и значительно сократившегося во время второй волны санкций 2022–2023 гг. (до 6%). Уровень неформального найма вне корпоративного сектора преимущественно изменяется асимметрично динамике нерегулярной занятости – в периоды спада нерегулярной занятости наблюдается подъем неформального найма вне корпоративного сектора, и наоборот¹¹.



Рис. 1. Динамика уровня неформальной занятости и его структура, в % от всех занятых, РМЭЗ ВШЭ, 2007–2023 гг.

Источник: расчеты автора.

¹¹ Исключение составляет период мирового финансового кризиса и последующего восстановления (между 2008 г. и 2009 г. и 2010–2012 гг.), когда показатели уровней неформальной наемной занятости вне корпоративного сектора и нерегулярной занятости одновременно возрастали.

Уровень неформального найма в корпоративном секторе остается относительно стабильным и составляет около 5% от всей занятости. При этом можно отметить выраженный подъем в 2009 г., а также спад в 2020 г. (в обоих случаях на 1 п.п.). В свою очередь, уровень неформального предпринимательства вне корпоративного сектора в 2007–2020 гг. снизился с 2 до 1,4% от всей занятости, и наибольшее сокращение наблюдалось после 2014 г. Примечательно, что ужесточение экономических санкций в 2022 г. охарактеризовалось выраженным ростом показателей неформальной занятости различных типов (за исключением нерегулярной занятости) – соответствующая динамика по неформальной занятости, осуществляемой как внутри, так и за пределами корпоративного сектора, составила 0,4–0,5 п.п. Однако уже в 2023 г. показатели вовлеченности в неформальную занятость вновь стали снижаться. Можно предположить, что первоначальная реакция рынка труда была связана с перемещением занятых, потерявших работу из-за закрытия представительств зарубежных компаний, на неформальные рабочие места, в то время как последующая динамика может объясняться ростом спроса на труд со стороны официального отечественного корпоративного сектора.

Анализ, представленный выше, позволяет охарактеризовать общую картину занятости в изучаемый период. Однако он ничего не говорит о динамике, лежащей в основе описываемых изменений. Поэтому на следующем этапе исследования мы обращаемся к характеристикам потоков между различными состояниями на рынке труда.

На рис. 2 изображены безусловные вероятности переходов из занятости различных типов в безработицу на российском рынке труда в 2007–2023 гг. При этом под неформальной занятостью понимался агрегированный показатель, суммирующий уровень занятости по найму без оформления в корпоративном секторе, занятость (по найму и не по найму) вне корпоративного сектора и нерегулярную занятость.

Безусловная вероятность потери работы с официальным оформлением в следующем году в целом невелика – она не достигает 2% в течение практически всего периода наблюдения. Ожидаемо, что профиль имеет достаточно отчетливые участки подъема в 2008–2010, 2014–2015 гг., а также в 2020 г. Таким образом, формальные работники чаще переходили в состояние безработицы в период мирового финансового кризиса, первой волны экономических санкций и пандемии COVID-19. Для сравнения вероятность потери работы без официального оформления оказывается выше в течение всего периода наблюдения и варьируется от 1,8 до 5%.

С ростом уровня безработицы увеличиваются и вероятности перехода в состояние безработицы – как из формальной занятости, так и из неформальной. При этом вероятность потери работы среди неформальных работников оказывается гораздо чувствительнее к динамике уровня безработицы в целом, чем аналогичный показатель среди формальных работников. В соответствии с исследовательской гипотезой H1 в периоды негативных макроэкономических шоков неформальные работники теряют работу чаще, чем формальные – в 2009 г. и 2014 г. отмечается значительный рост показателя перехода в безработицу после неформальной занятости (в обоих случаях на +1 п.п.), и он достигает максимальных значений за весь период наблюдения – 5% и 4% соответственно.

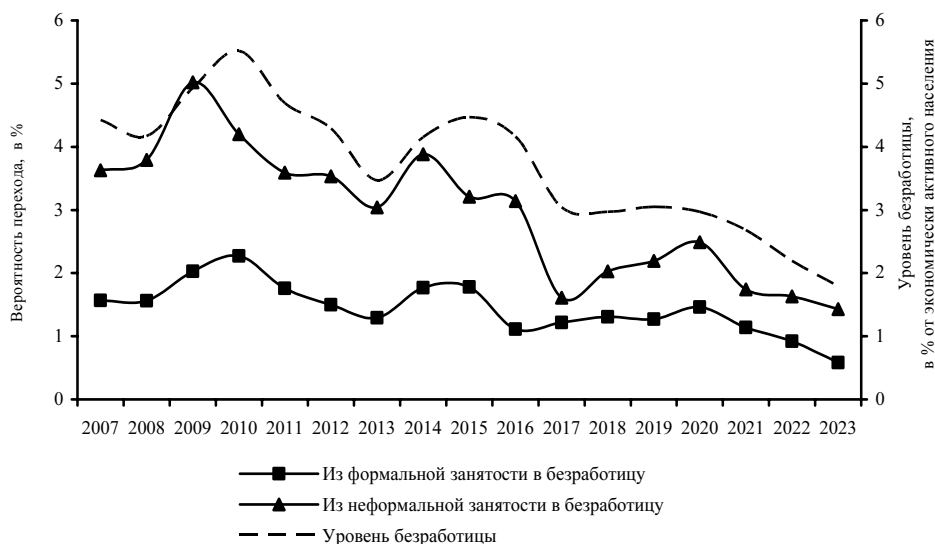


Рис. 2. Динамика безусловных вероятностей перехода из занятости в безработицу (основная левая ось ординат, в %) и уровня безработицы (вспомогательная правая ось, в % от рабочей силы), РМЭЗ ВШЭ, 2007–2023 гг.

Источник: расчеты автора.

На протяжении 2018–2020 гг. вероятность перейти в безработицу после неформальной занятости вновь возрастает, при этом наибольшее увеличение показателя приходится на первый год пандемии коронавируса в России – 2020 г. (+0,2 п.п.). В 2021 г. происходит уменьшение обоих показателей вероятности перехода в безработицу, при этом вероятность потери работы после неформальной занятости сокращается в большей степени (–0,7 п.п.), чем при потере работы после занятости с официальным оформлением (–0,2 п.п.). Примечательно, что вторая волна санкционных ограничений 2022–2023 гг. сопровождается как общим сокращением показателя безработицы, так и вероятности потери работы после формальной или неформальной занятости.

На рис. 3 представлены безусловные вероятности перехода из безработицы в занятость различных типов на российском рынке труда в 2007–2023 гг., соотнесенные с динамикой уровня безработицы.

Можно отметить, что вероятность нахождения формальной занятости в целом всегда выше, чем работы без оформления. На протяжении рассматриваемого периода соответствующие значения составляют 27–44% для перехода в формальную занятость и 14–28% для неформальной занятости. Изменение уровня безработицы, как правило, характеризуется и выраженной динамикой в вероятностях перехода из безработицы в формальную занятость – при росте уровня безработицы соответствующая вероятность сокращается (как это происходило, например, в 2008, 2015 и 2020 гг.), а при снижении увеличивается. Вероятность перехода из безработицы в неформальную занятость, напротив, остается более устойчивой¹², что соответствует гипотезе Н2.

¹² За исключением отчетливого подъема в 2017 г., который сменяется возвращением к прежним значениям в 2018 г. и, по всей видимости, является статистическим артефактом.

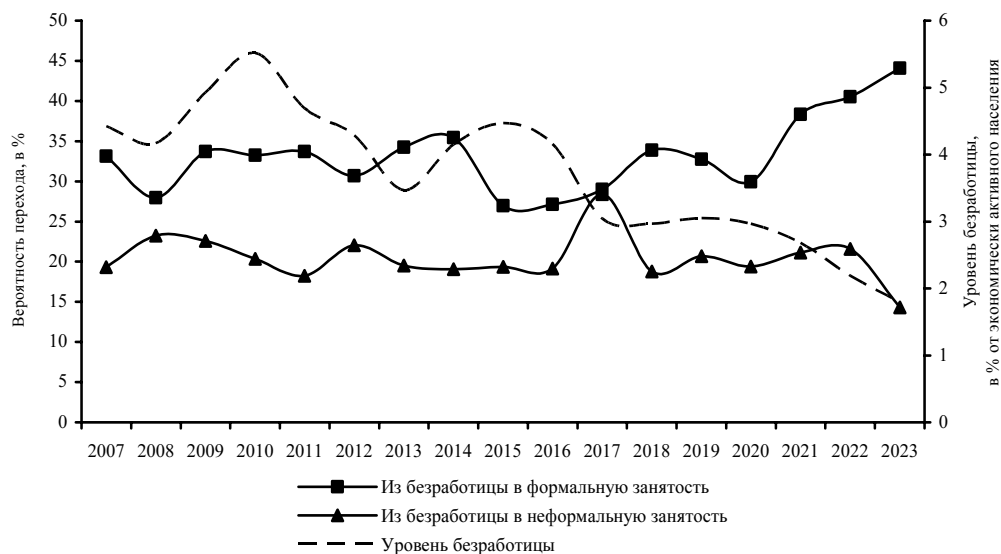


Рис. 3. Динамика безусловных вероятностей перехода из безработицы в занятость (основная левая ось ординат, в %) и уровня безработицы (вспомогательная правая ось, в % от рабочей силы), РМЭЗ ВШЭ, 2007–2023 гг.

Источник: расчеты автора.

Отдельно необходимо отметить период 2009–2011 гг., когда показатели нахождения работы с официальным оформлением, напротив, были относительно стабильными, в то время как вероятность устроиться на неформальную работу снижалась (–5 п.п.). Возможной причиной может быть то, что в тот период сокращались уровни неформальной занятости по найму в корпоративном секторе, отражая стратегии адаптации предприятий к мировому финансовому кризису (см. рис. 1). Данные результаты согласуются с более ранними исследованиями, которые выявили процикличность динамики неформальной занятости в период мирового финансового кризиса, связанную с концентрацией спроса на труд неформальных работников в наиболее пострадавших неторгуемых секторах (строительство, жилье, бытовые и личные услуги) [Fiess et al., 2006; Perry et al., 2007; Paskard et al., 2012; Гимпельсон, Зудина, 2011]. Между 2009 и 2010 гг. уменьшилась и доля нерегулярных работников в общей занятости (см. рис. 1), что, в свою очередь, может объясняться сокращением совокупных доходов населения, предъявляющих основной спрос на их товары и услуги, и также могло повлиять на снижение показателей перехода из безработицы в неформальную занятость.

В 2020 г. показатели перехода из безработицы как в формальную, так и в неформальную занятость снижаются, причем сокращение потока в формальную занятость имеет гораздо более выраженный характер (–3 п.п. против –1 п.п. при переходе в неформальную занятость). Одновременно с этим происходит и небольшое *снижение* фиксируемого по данным РМЭЗ ВШЭ уровня безработицы, что, по всей видимости, может являться отражением реакции рынка труда на связанные с пандемией ограничения ведения хозяйственной деятельности. Поиск работы был значительно осложнен закрытием или приос-

тановлением работы предприятий, поэтому потерявшие работу в большей степени перемещались за пределы рынка труда, что привело к сокращению уровня безработицы¹³.

Восстановление экономики в 2021 г., в свою очередь, сопровождается активным ростом вероятности перехода из безработицы в формальную занятость (+9 п.п.), увеличивается и вероятность найти работу без оформления (+2 п.п.), при этом сам уровень безработицы по сравнению с 2020 г. остается неизменным.

Вторая волна санкционных ограничений 2022 г. характеризуется значительным сокращением уровня безработицы (на -0,5 п.п. по сравнению с показателем 2021 г.), на фоне которого происходит рост вероятности трудоустройства как на формальных, так и на неформальных рабочих местах. При этом увеличение вероятности нахождения работы с официальным оформлением после предшествующей безработицы имеет более выраженный характер (+2 п.п. против +0,4 п.п.), и оно получает развитие и в 2023 г. (+3,5 п.п.), в то время как вероятность неформального найма, напротив, сокращается (-7 п.п.), что может свидетельствовать об ужесточении конкуренции между работодателями в условиях нехватки рабочей силы, предлагающими потенциальным соискателям более привлекательные официальные контракты.

Согласно результатам предшествующих исследований потоки между состояниями занятости и пребывания вне состава рабочей силы на российском рынке труда, как правило, значительнее, чем потоки между занятостью и безработицей. Невысокий размер пособия по безработице в России дестимулирует вчерашних занятых надолго задерживаться в состоянии поиска работы, и основные потоки рабочей силы минуют состояние безработицы как таковое. Тем самым, нахождение за пределами рынка труда выступает своеобразным пунктом «транзита» для потерявших работу, выполняя особую адаптационную роль [Гимпельсон, Шарунина, 2015].

На рис. 4 представлено изменение вероятностей перемещения из занятости различных типов за пределы рынка труда.

В рассматриваемый период неформальные работники значительно чаще покидали рынок труда по сравнению с работниками, имеющими официальный трудовой договор или контракт. При этом, аналогично представленным выше результатам по потокам из формальной занятости в безработицу, поток из состояния формальной занятости за пределы рынка труда оставался достаточно стабильным, а соответствующая безусловная вероятность не превышала 5%. Наиболее значительный прирост наблюдается только в 2011 г. (+0,6 п.п.), 2014 г. (+0,6 п.п.), 2020 г. (+1,2 п.п.) и 2022 г. (+0,4 п.п.).

Одновременно с этим потоки, направленные из неформальной занятости за пределы рынка труда, в целом отличаются меньшей устойчивостью, однако ни первая волна санкций 2014–2015 гг., ни введение ковидных ограничений не сопровождаются увели-

¹³ Отметим отличие динамики уровня безработицы, фиксируемое на данных РМЭЗ ВШЭ в период пандемии, от показателей Росстата, полученных в рамках регулярных Обследований рабочей силы (ОРС). Если первые демонстрируют сокращение безработицы в 2020 г., то вторые – обратную динамику. Можно предположить, что основная причина связана с различиями в структуре достигнутых выборок опрошенных респондентов в период коронавирусных ограничений. Различия в оценках могут быть вызваны и тем, что, согласно рекомендациям МОТ, из-за эпидемиологических ограничений ОРС проводилось методом телефонного (а не личного) опроса респондентов [Лайкам, 2021] с использованием измененной методологии и на сокращенной выборке [Капелюшников, 2020].

чением показателей ухода неформальных работников с рынка труда, что противоречит исследовательской гипотезе НЗ. В период восстановления экономики в 2021 г. вероятности ухода с рынка труда после формальной и неформальной занятости уменьшаются на –1,2 п.п. и –1 п.п. соответственно, отражая улучшение общей ситуации на рынке труда.

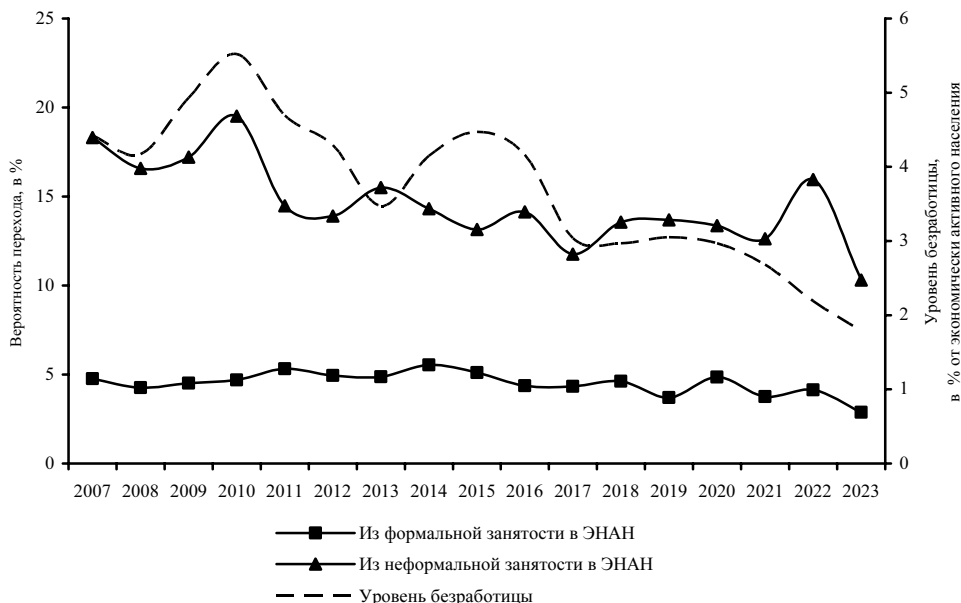


Рис. 4. Динамика безусловных вероятностей ухода из занятости за пределы рынка труда (основная левая ось ординат, в %) и уровня безработицы (вспомогательная правая ось, в % от рабочей силы), РМЭЗ ВШЭ, 2007–2023 гг.

Источник: расчеты автора.

Период мирового финансового кризиса вновь демонстрирует отличные от представленных выше результаты. Так, 2008–2010-е годы характеризуются ростом вероятности ухода с рынка труда после неформальной занятости (+3 п.п.) и формальной занятости (+0,5 п.п.). Примечательно, что сходная реакция наблюдается и во время второй волны санкционных ограничений в 2022 г., когда вероятность покинуть рынок труда после предшествующей неформальной занятости возрастает на +3,3 п.п., а после формальной занятости – на +0,4 п.п. При этом в 2023 г. показатели вновь снижаются (на –5,6 п.п. для неформальных работников и на –1,2 п.п. для формальных), что может свидетельствовать об активизации спроса на труд на российском рынке труда.

На рис. 5 представлены вероятности перехода в различные типы занятости после пребывания вне состава рабочей силы.

В анализируемый период вероятность трудоустройства с официальным оформлением после пребывания вне состава рабочей силы снизилась с 6% в 2008 г. до 3,6% в 2022 г. При этом выделяются участки профиля, характеризующиеся наиболее отчетливым сокращением показателя – это изменение между 2008 и 2009 гг. (–0,8 п.п.), 2014 и 2015 гг.

(–1 п.п.), 2019 и 2020 гг. (–0,6 п.п.), а также 2021 и 2022 гг. (–0,5 п.п.), т.е. периоды наиболее выраженных негативных макроэкономических шоков.

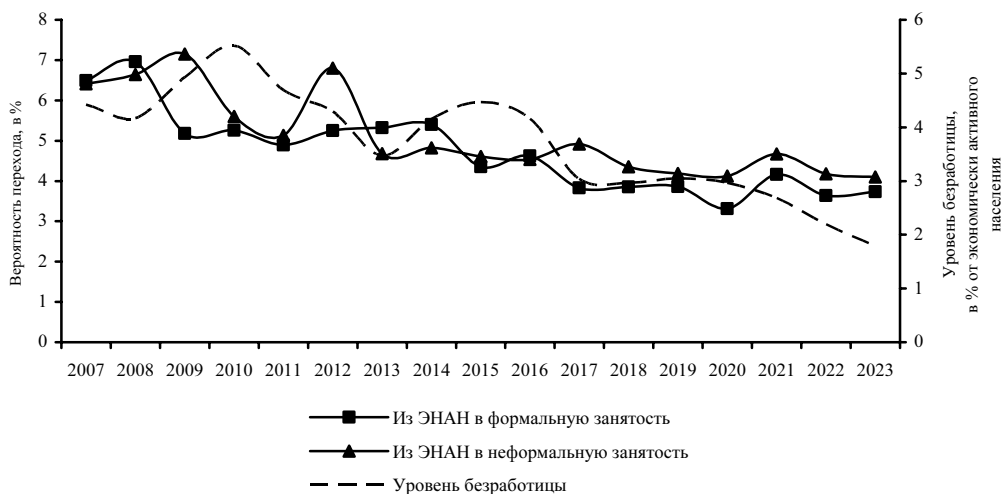


Рис. 5. Динамика безусловных вероятностей вхождения в состояние занятости после пребывания за пределами рынка труда (основная левая ось ординат, в %) и уровня безработицы (вспомогательная правая ось, в % от рабочей силы), РМЭЗ ВШЭ, 2007–2023 гг.

Источник: расчеты автора.

В свою очередь, изменения показателей перехода в неформальную занятость отличаются большей стабильностью в 2010-е годы, в целом зафиксировавшись на уровне 2015 г. Примечательно, что 2020 г. не характеризуется таким же выраженным уменьшением вероятности трудоустройства на неформальных рабочих местах (значение составило –0,07 п.п.), как в случае с переходом в формальную занятость (–0,55 п.п.), что согласуется с гипотезой Н2. В свою очередь, восстановление экономики в 2021 г. сопровождается ростом вероятности перехода в занятость, при этом вероятность перехода в формальную занятость увеличивается больше, чем вероятность перехода в неформальную занятость (+0,9 п.п. против +0,6 п.п.). Во время второй волны санкционных ограничений 2022 г. происходит сокращение вероятности нахождения работы любого типа после пребывания вне состава рабочей силы, однако в 2023 г. тенденция к росту вероятности формального трудоустройства возобновляется.

В период мирового финансового кризиса динамика потоков рабочей силы, направленных в занятость различных типов после пребывания за пределами рынка труда, вновь значительно отличается. Несмотря на снижение вероятности трудоустройства на неформальных рабочих местах после состояния безработицы, описанное выше, можно выделить два периода активного роста вероятности трудоустройства без оформления после состояния пребывания вне состава рабочей силы – между 2008 и 2009 гг. и между 2011 и 2012 гг. При этом, если последнее наблюдалось на фоне снижения уровня безработицы и увеличения (хотя и относительно скромного) вероятности трудоустройства на формальных рабочих местах, отражая общее изменение в макроэкономическом климате, то

позитивная динамика потоков, направленных в неформальную занятость в 2008–2009 гг., может быть связана с эффектом так называемого «дополнительного» работника [Lundberg, 1985]. Так, пребывавшие ранее за пределами рынка труда члены домохозяйства могут выходить на рынок труда, чтобы сгладить шок падения доходов семьи из-за сокращения зарплаты или потери работы основным «добытчиком».

Заключение

Настоящее исследование представляет собой первую попытку комплексного анализа динамики потоков рабочей силы между состояниями занятости различных типов, безработицы и пребывания вне рабочей силы на протяжении 2007–2023 гг. Устойчивое сосуществование формального и неформального сегментов рынка труда, а также значительный размер последнего, вне зависимости от используемого определения, традиционно являются важными атрибутами российского рынка труда. Неформальность выступала одним из ключевых механизмов адаптации к шоку перехода к рыночной системе в 1990-е годы и, несмотря на позитивную динамику ВВП в первой половине 2000-х годов, отнюдь не сократила свое присутствие на рынке труда. В то же время вопрос соотношения неформальной и формальной занятости и их совместной динамики по отношению к показателям безработицы в периоды негативных макроэкономических шоков остается открытым.

Проведенное исследование позволило уточнить исследовательские представления о природе неформальной занятости на российском рынке труда. Так, вне зависимости от изменений экономической конъюнктуры, доля неформальности в общей занятости на протяжении большей части анализируемого периода устойчиво составляла более 20%, при этом наибольший вклад в волатильность неформальности на рынке труда вносила динамика нерегулярной занятости.

В периоды негативных макроэкономических шоков российские неформальные работники теряли работу чаще, чем формальные, однако при этом вероятность нахождения работы без оформления после состояния безработицы или пребывания вне состава рабочей силы, как правило, не снижалась так же сильно, как соответствующая вероятность нахождения формальной работы. Первый «санкционный шок» 2014–2015 гг. также не привел к увеличению показателей ухода неформальных работников с рынка труда, а значения соответствующих потоков в 2020 г. вполне соответствовали допандемийным показателям. В свою очередь, восстановление экономики между 2020 и 2021 гг. сопровождалось значительным сокращением показателей вероятности перехода в безработицу из занятости, наиболее выраженное среди неформальных работников, активным ростом вероятности трудоустройства после состояния безработицы и пребывания вне состава рабочей силы (прежде всего, на рабочие места с официальным оформлением), а также уменьшением вероятности ухода с рынка труда после состояния формальной занятости. Указанные результаты анализа динамики потоков рабочей силы в целом согласуются с имеющимися исследованиями по странам Латинской Америки.

Вместе с тем реакции потоков рабочей силы отнюдь не были универсальными. Так, мировой финансовый кризис сопровождался сокращением показателей трудоустройства на неформальных рабочих местах после состояния безработицы, что объяснялось особенностями предшествующей проциклической динамики показателей ВВП и неформальной занятости и последовавшее в 2008–2010 гг. значительное падение спроса на не-

формальных наемных работников со стороны предпринимателей и физических лиц. Адаптация рынка труда ко второй волне санкционных ограничений 2022–2023 гг., в свою очередь, также имела свои особенности – сокращение рисков перехода в безработицу вне зависимости от типа предшествующей занятости, увеличение показателей трудоустройства на формальных рабочих местах после безработицы и сокращение показателей трудоустройства на неформальной основе, что отражало возросший спрос на труд со стороны корпоративного сектора в условиях обострения нехватки рабочей силы.

Дальнейшие направления анализа потоков рабочей силы могут быть сосредоточены на более подробном изучении динамики переходов на основе условных вероятностей, рассчитанных с учетом различий в структуре формальной и неформальной занятости, изучении особенностей переходов между формальной занятостью и отдельными типами неформальной занятости, а также на сравнении социально-демографического портрета «стабильных» и «мобильных» формальных и неформальных работников.

* *

*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Барсукова С.Ю. Неформальная экономика: экономико-социологический анализ. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2004.

Варшавская Е.Я., Донова И.В. Неформальный наем в корпоративном секторе (где и чем заняты те, кого не видно сверху) // Мир России. 2013. Т. 22. № 4. С. 148–173.

Гимпельсон В.Е., Воскобойников И.Б. Рост производительности труда, структурные сдвиги и неформальная занятость в российской экономике // Вопросы экономики. 2015. № 11. С. 30–61. (<https://doi.org/10.32609/0042-8736-2015-11-30-61>)

Гимпельсон В.Е., Зудина А.А. «Неформалы» в российской экономике: сколько их и кто они? // Вопросы экономики. 2011. № 10. С. 53–76. (<https://doi.org/10.32609/0042-8736-2011-10-53-76>)

Гимпельсон В.Е., Капельюшников Р.И. Жить «в тени» или умереть «на свету»: неформальность на российском рынке труда // Вопросы экономики. 2013а. № 11. С. 65–88. (<https://doi.org/10.32609/0042-8736-2013-11-65-88>)

Гимпельсон В.Е., Капельюшников Р.И. Нормально ли быть неформальным? // Экономический журнал ВШЭ. 2013. Т. 17. № 1. С. 3–43.

Гимпельсон В.Е., Шарунина А.В. Потоки на российском рынке труда: 2000–2012 гг. // Экономический журнал ВШЭ. 2015. Т. 19. № 3. С. 313–348.

Зудина А.А. Есть ли в России молодежь НЕЕТ? Траектории входа и выхода // Российский рынок труда через призму демографии / Под общ. ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капельюшникова. М.: Изд. дом НИУ ВШЭ, 2020. С. 245–292.

Зудина А.А. Человеческий капитал неформальных работников в России: о чем говорят некогнитивные навыки // Мир России: Социология, этнология. 2023. Т. 32. № 1. С. 37–60. (<https://doi.org/10.17323/1811-038X-2023-32-1-37-60>)

Капельюшников Р.И. Взрывной рост безработицы: правда или вымысел? // ЭКОНС: экономический разговор. 2020. 4 августа 2020. (<https://econs.online/articles/opinions/vzryvnoy-rost-bezrabotitsy-pravda-ili-vumysel/>) (Дата обращения 1.10.2024).

Капельюшников Р.И. Российский рынок труда: статистический портрет на фоне кризисов // Вопросы экономики. 2023. № 8. С. 5–37. (<http://doi.org/10.32609/0042-8736-2023-8-5-37>)

Лайкам К.Э. Российский рынок труда в условиях пандемии коронавируса // Вопросы статистики. 2021. Т. 28. № 5. С. 49–57. (<https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-5-49-57>)

ООН. Аналитическая записка: сфера труда и COVID-19. ООН, 2020. (https://www.un.org/sites/un2.un.org/files/sg_policy_brief_world_of_work_and_covid_19_russian.pdf) (Дата обращения 1.10.2024).

Синяевская О.В., Малева Т.М., Попова Д.О. Неформальная занятость в России: методологические подходы и эмпирические оценки. Научные доклады НИСП, 2004.

Синяевская О.В. Неформальная занятость в современной России: измерение, масштабы, динамика // Экономическая социология. 2005. Т. 6. № 2. С. 12–28.

Bosch M., Esteban-Pretel J. Job Creation and Job Destruction in the Presence of Informal Markets // Journal of Development Economics. 2012. Vol. 98. P. 270–286. (<http://doi.org/10.1016/j.jdevco.2011.08.004>)

Bosch M., Maloney W. Cyclical Movements in Unemployment and Informality in Developing Countries // IZA Discussion Paper Series. 2008. IZA DP № 3514. (<https://docs.iza.org/dp3514.pdf>) (Accessed 01.10.2024).

Bosch M., Maloney W. Comparative Analysis of Labor Market Dynamics Using Markov Processes: An Application to Informality // Labour Economics. 2010. Vol. 17. № 4. P. 621–631. (<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.01.005>)

Colombo E., Menna L., Tirelli P. Informality and the Labor Market Effects of Financial Crises // World Development. 2019. Vol. 119. P. 1–22. (<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.03.001>)

Fields G.S. Labour Market Modeling and the Urban Informal Sector: Theory and Evidence // D. Turnham, B. Salomé, A. Schwarz (eds.). The Informal Sector Revisited. Paris: Development Centre of the Organization for Economic Co-Operation and Development, 1990. P. 49–69.

Fiess N.M., Fugazza M., Maloney W. Informal Labor Markets and Macroeconomic Fluctuations // University of Glasgow Working Papers. 2006. Working Paper 2006_17. Business School – Economics, University of Glasgow. (https://www.gla.ac.uk/media/Media_22188_smx.pdf) (Accessed 01.10.2024).

Hart K. Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana // The Journal of Modern African Studies. 1973. Vol. 11. № 1. P. 61–89. (<https://www.jstor.org/stable/159873>) (Accessed 01.10.2024).

Hazans M. Informal Workers across Europe: Evidence from 30 Countries // IZA Discussion Paper Series. 2011. IZA DP № 5871. (<https://docs.iza.org/dp5871.pdf>) (Accessed 01.10.2024).

Hoehn-Velasco L., Silverio-Murillo A., Balmori de la Miyar J.R. The Long Downturn: The Impact of the Great Lockdown on Formal Employment // Journal of Economics and Business. 2021. Vol. 115. (<https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2021.105983>)

Hussmanns R. Defining and Measuring Informal Employment // International Labour Office Working Paper. Geneva, 2004.

ILOstat. Persons Outside the Labour Force: How Inactive Are they Really? Delving into the Potential Labour Force with ILO Harmonized Estimates // ILOstat Spotlight on Work Statistics. 2019. № 8. (<https://www.ilo.org/publications/persons-outside-labour-force-how-inactive-are-they-really-delving-potential>) (Accessed 01.10.2024).

Karimi Moughari Z. Iran Labour Market under the Sanctions // International Journal of New Political Economy. 2022. Vol. 3. Iss. 1. P. 183–202. (https://jep.sbu.ac.ir/article_102365_22c7c8158db91f1d59b0e5f49e492927.pdf) (Accessed 01.10.2024).

Leyva G., Urrutia C. Informal Labor Markets in Times of Pandemic: Evidence for Latin America and Policy Options // Working Papers. 2021. № 2021-21. Banco de México, Ciudad de México. (<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/251292/1/1786051419.pdf>) (Accessed 01.10.2024).

Lundberg S. The Added Worker Effect // Journal of Labor Economics. 1985. Vol. 3. № 1. P. 11–37. (<http://www.jstor.org/stable/2535048>) (Accessed 1.10.2024).

Maloney W.F. Informality Revisited // World Development. 2004. Vol. 32. № 7. P. 1159–1178. (<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.01.008>)

Moghaddasi Kelishomi A., Nisticò R. Economic Sanctions and Informal Employment // IZA Discussion Paper Series. 2023. IZA DP № 16589. (<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4630807>)

Owolabia A.O., Berdiev A.N., Saunoris J.W. Is the Shadow Economy Procyclical or Countercyclical over the Business Cycle? International Evidence // The Quarterly Review of Economics and Finance. 2022. Vol. 84. P. 257–270. (<https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.01.017>)

Packard T., Koettl J., Montenegro C. In *From the Shadows: Integrating Europe's Informal Labor*. Washington DC: World Bank, 2012. (<http://documents.worldbank.org/curated/en/458701468035954123/In-from-the-shadow-integrating-Europes-informal-labor>) (Accessed 01.10.2024).

Perry G.E., Maloney W.F., Arias O.S., Fajnzylber P., Mason A.D., Saavedra-Chanduvi J. *Informality: Exit and Exclusion. Latin America and the Caribbean Studies Report*, Washington, DC: The World Bank, 2007.

Slonimczyk F. *The Effect of Taxation on Informal Employment: Evidence from the Russian Flat Tax Reform* // HSE University Working Paper Series. 2011. № WP3/2011/05. M.: HSE.

Slonimczyk F., Gimpelson V.E. *Informality and Mobility: Evidence from Russian Panel Data* // *Economics of Transition and Institutional Change*. 2015. Vol. 23. № 2. P. 299–341. (<http://doi.org/10.1111/ecot.12064>)

Webb A., McQuaid R., Rand S. *Employment in the Informal Economy: Implications of the COVID-19 Pandemic* // *International Journal of Sociology and Social Policy*. 2020. Vol. 40. № 9/10. P. 1005–1019. (<http://doi.org/10.1108/IJSSP-08-2020-0371>)

Informal Employment during Crises: Analysis of Labour Force Flows in the Russian Labour Market

Anna Zudina

National Research University Higher School of Economics,
11, Pokrovsky Bulvar, Moscow, 109028, Russian Federation.
E-mail: azudina@hse.ru

This article for the first time addresses the issue of labour flows in the Russian labour market directed to and from the state of informal employment in 2007–2023, allowing to clarify the reaction of informal employment to the deterioration of the macroeconomic context of various types – global financial crisis in 2008–2010, the introduction of foreign sanctions in 2014 and 2022, as well as COVID-19 pandemic in 2020–2021. The results obtained indicate that informal workers do lose their jobs more often than formal workers during economic crises, but informality can also act as an important adjustment mechanism for Russian labour market. Neither the first “sanctions shock” of 2014–2015 nor the COVID-19 pandemic led to an increase in the rate of transition of informal workers to out of labour force state. The rates of transition from unemployment and out of labour force state to informal employment also fell much less in 2020 than corresponding flows from unemployment/out of labour force state to formal employment. At the same time, the second “sanctions shock” of 2022–2023 was accompanied by a reduction in the rates of transition to unemployment regardless of the type of previous employment, an increase in the rates of formal employment after unemployment, and a reduction in the rates of informal employment, which, apparently, reflects increased demand for labour from the corporate sector. The response of labour flows during the world financial crisis, on the contrary, demonstrates a significant reduction in the likelihood of employment in informal jobs. It corresponds with the findings of previous studies on the Russian labour market, which revealed significant drop in the hiring rates of informal workers in 2008–2010 in the non-tradable sectors of the economy.

Key words: informal employment; labour market; Russia; COVID-19; sanctions; world financial crisis; economic cycle.

JEL Classification: J46, E32.

* *

*

References

- Barsukova S.Yu. (2004) *Informal Employment: Economic Sociology Analysis*. Moscow: HSE. (in Russ.)
- Bosch M., Esteban-Pretel J. (2012) Job Creation and Job Destruction in the Presence of Informal Markets. *Journal of Development Economics*, 98, pp. 270–286. Available at: <http://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2011.08.004>
- Bosch M., Maloney W. (2008) *Cyclical Movements in Unemployment and Informality in Developing Countries*. IZA Discussion Paper Series, IZA DP no 3514. Available at: <https://docs.iza.org/dp3514.pdf> (Accessed 01.10.2024).
- Bosch M., Maloney W. (2010) Comparative Analysis of Labor Market Dynamics Using Markov Processes: An Application to Informality. *Labour Economics*, 17, 4, pp. 621–631. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.01.005>
- Colombo E., Menna L., Tirelli P. (2019) Informality and the Labor Market Effects of Financial Crises. *World Development*, 119, pp. 1–22. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.03.001>
- Fields G.S. (1990) Labour Market Modeling and the Urban Informal Sector: Theory and Evidence. *The Informal Sector Revisited* (eds. D. Turnham, B. Salomé, A. Schwarz). Paris: Development Centre of the Organization for Economic Co-Operation and Development, pp. 49–69.
- Fiess N.M., Fugazza M., Maloney W. (2006) *Informal Labor Markets and Macroeconomic Fluctuations*. University of Glasgow Working Papers. Working Paper 2006, 17. Business School – Economics, University of Glasgow. Available at: https://www.gla.ac.uk/media/Media_22188_smxx.pdf (Accessed 01.10.2024).
- Gimpelson V., Kapeliushnikov R. (2013a) To Live in the Shadows or to Die in the Light: Informality in the Russian Labor Market. *Voprosy Ekonomiki*, 11, pp. 65–88. (in Russ.) Available at: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2013-11-65-88>
- Gimpelson V., Kapeliushnikov R. (2013) Is it Normal to be Informal? *HSE Economic Journal*, 17, 1, pp. 3–43. (in Russ.)
- Gimpelson V., Sharunina A. (2015) Flows in the Russian Labor Market: 2000–2012. *HSE Economic Journal*, 19, 3, pp. 313–348. (in Russ.)
- Gimpelson V., Voskoboinikov I. (2015) Productivity Growth, Structural Change and Informality: The Case of Russia. *Voprosy Ekonomiki*, 11, pp. 30–61. (in Russ.) Available at: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2015-11-30-61>
- Gimpelson V., Zudina A. (2011) Informal Workers in the Russian Economy: Who Are They and How Many? *Voprosy Ekonomiki*, 10, pp. 53–76. (in Russ.) Available at: <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2011-10-53-76>
- Hart K. (1973) Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana. *The Journal of Modern African Studies*, 11, 1, pp. 61–89. Available at: <https://www.jstor.org/stable/159873> (Accessed 01.10.2024).
- Hazans M. (2011) *Informal Workers across Europe: Evidence from 30 Countries*. IZA Discussion Paper Series, IZA DP no 5871. Available at: <https://docs.iza.org/dp5871.pdf> (Accessed 01.10.2024).
- Hoehn-Velasco L., Silverio-Murillo A., Balmori de la Miyar J.R. (2021) The Long Downturn: The Impact of the Great Lockdown on Formal Employment. *Journal of Economics and Business*, 115. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2021.105983>
- Hussmanns R. (2004) *Defining and Measuring Informal Employment*. International Labour Office Working Paper. Geneva.
- ILOstat. (2019) Persons Outside the Labour Force: How Inactive Are they Really? Delving into the Potential Labour Force with ILO Harmonized Estimates. *ILOstat Spotlight on Work Statistics*. no 8. Available at: <https://www.ilo.org/publications/persons-outside-labour-force-how-inactive-are-they-really-delving-potential> (Accessed 01.10.2024).

- Kapeliushnikov R. (2020) Explosive Growth in Unemployment: Fact or Fiction? *Ekons: Ekonomicheskiy Razgovor*. 4 August. (in Russ.) Available at: <https://econs.online/articles/opinions/vzryvnoy-rost-bezrabotitsy-pravda-ili-vymysel/> (Accessed 01.10.2024).
- Kapeliushnikov R.I. (2023) The Russian Labor Market: A Statistical Portrait on the Crises Background. *Voprosy Ekonomiki*, 8, pp. 5–37. Available at: <http://doi.org/10.32609/0042-8736-2023-8-5-37>
- Karimi Moughari Z. (2022) Iran Labour Market under the Sanctions. *International Journal of New Political Economy*, 3, 1, pp. 183–202. Available at: https://jep.sbu.ac.ir/article_102365_22c7c8158db91f1d59b0e5f49e492927.pdf (Accessed 01.10.2024).
- Laykam K.E. (2021) Russian Labour Market Amidst Coronavirus Pandemic. *Voprosy Statistiki*, 28, 5, pp. 49–57. (In Russ.) Available at: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2021-28-5-49-57>
- Leyva G., Urrutia C. (2021) *Informal Labor Markets in Times of Pandemic: Evidence for Latin America and Policy Options*. Working Papers, no 2021-21. Banco de México, Ciudad de México. Available at: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/251292/1/1786051419.pdf> (Accessed 01.10.2024).
- Lundberg S. (1985) The Added Worker Effect. *Journal of Labor Economics*, 3, 1, pp. 11–37. Available at: <http://www.jstor.org/stable/2535048> (Accessed 1.10.2024).
- Maloney W.F. (2004) Informality Revisited. *World Development*, 32, 7, pp. 1159–1178. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.01.008>
- Moghaddasi Kelishomi A., Nisticò R. (2023) *Economic Sanctions and Informal Employment*. IZA Discussion Paper Series, IZA DP no 16589. Available at: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4630807>
- Owolabia A.O., Berdievb A.N., Saunorisa J.W. (2022) Is the Shadow Economy Procyclical or Countercyclical over the Business Cycle? International Evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 84, pp. 257–270. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.01.017>
- Packard T., Koettl J., Montenegro C. (2012) *In From the Shadows: Integrating Europe's Informal Labor*. Washington DC: World Bank. Available at: <http://documents.worldbank.org/curated/en/458701468035954123/In-from-the-shadow-integrating-Europes-informal-labor> (Accessed 01.10.2024).
- Perry G.E., Maloney W.F., Arias O.S., Fajnzylber P., Mason A.D., Saavedra-Chanduvi J. (2007) *Informality: Exit and Exclusion*. Latin America and the Caribbean Studies Report, Washington, DC: The World Bank.
- Sinyavskaya O.V., Maleva T.M., Popova D.O. (2004) *Informal Employment in Russia: Methodological Approaches and Empirical Estimates*. IISP Working Papers. (in Russ.)
- Sinyavskaya O.V. (2005) Informal Employment in Modern Russia: Estimation, Scale, Dynamics. *Economic Sociology*, 6, 2, pp. 12–28. (in Russ.)
- Slonimczyk F. (2011) *The Effect of Taxation on Informal Employment: Evidence from the Russian Flat Tax Reform*. HSE University Working Paper Series. no WP3/2011/05. Moscow: HSE.
- Slonimczyk F., Gimpelson V.E. (2015) Informality and Mobility: Evidence from Russian Panel Data. *Economics of Transition and Institutional Change*, 23, 2, pp. 299–341. Available at: <http://doi.org/10.1111/ecot.12064>
- UN (2020) *Policy Brief: Labour and COVID-19*. UN. (in Russ.) Available at: https://www.un.org/sites/un2.un.org/files/sg_policy_brief_world_of_work_and_covid_19_russian.pdf (Accessed 01.10.2024).
- Varshavskaya E.Ya., Donova I.V. (2013) Informal Employment in the Corporate Sector. *Universe of Russia*, 22, 4, pp.148–173. (in Russ.)
- Webb A., McQuaid R., Rand S. (2020) Employment in the Informal Economy: Implications of the COVID-19 Pandemic. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 40, 9/10, pp. 1005–1019. Available at: <http://doi.org/10.1108/IJSSP-08-2020-0371>
- Zudina A. (2020) Are there NEETs in Russia? Trajectories of Entry and Exit. *Russian Labour Market through the Prism of Demography* (eds. V.E. Gimpelson, R.I. Kapeliushnikov). Moscow: HSE Publishing House, pp.245–292. (in Russ.)
- Zudina A. (2023) The Human Capital of Russian Informal Workers: A Non-Cognitive Skills Perspective. *Universe of Russia*, 32, 1, pp. 37–60 (in Russ.) Available at: <https://doi.org/10.17323/1811-038X-2023-32-1-37-60>

УДК 336.67

Экономическая эффективность климатических проектов: традиционный и темпоральный подходы¹

Горбачева Н.В.

Природные офсеты широко используются в мировой практике для выпуска углеродных единиц, позволяющих эмитентам компенсировать величину выбросов парниковых газов в рамках добровольного и обязательного углеродного регулирования. Несмотря на их популярность, цены остаются весьма волатильными из-за несовершенств этого инструмента: непостоянства поглощения, непродолжительности аккумуляции, высоких рисков двойного учета и перепродаж, низкой достоверности верификации, занижения базовой линии и завышения эффектов дополненности. Совершенствование методологий оценки климатических проектов призвано восполнить эти недостатки. Цель статьи – апробировать темпоральный подход к экономической оценке климатических проектов на основе использования физического концепта жизненного цикла эмиссии тонны двуокиси углерода и экономического концепта дисконтирования. Темпоральный подход апробирован на примере оценки пилотных проектов карбоновых полигонов России. Результаты исследования показали, что в теоретическом плане имеются противоречия между традиционным и темпоральными подходами, некоторые из которых можно снять корректировкой расчетных способов, но фундаментальные разногласия требуют нормативного обоснования. На практике значимость краткосрочных природных офсетов сохраняется, хотя для нового поколения углеродных рынков требуется разработка гибридных подходов на основе синтеза традиционных и темпоральных способов оценки климатических инициатив.

¹ Автор выражает благодарность чл.-кор. РАН С.К. Гулеву за инициативу проведения предварительного экономического анализа пилотных «карбоновых ферм». Этот анализ послужил важным фактором для начала полноценного научного исследования, положенного в основу данной статьи, в частности выполнения работ по Государственному заданию 5.6.3.2. (FWZF-2024-0001) «Экспертно-аналитические, организационные и методические составляющие системы индикативного планирования научно-технологического и сбалансированного пространственного развития России при реализации крупных инвестиционных проектов». Автор признателен рецензенту статьи, при ответе на комментарии которого удалось прояснить важные положения.

Горбачева Наталья Викторовна – к.э.н., ведущий научный сотрудник Института экономики и организации промышленного производства СО РАН, доцент Сибирского института управления – филиала РАНХиГС. E-mail: gorbacheva-nv@ranepa.ru

Статья поступила: 12.02.2024/Статья принята: 07.11.2024.

Ключевые слова: изменение климата; углеродные офсеты; климатические проекты; методология; темпоральный подход; дисконтирование; карбоновые полигоны России.

DOI: 10.17323/1813-8691-2024-28-4-587-614

Для цитирования: Горбачева Н.В. Экономическая эффективность климатических проектов: традиционный и темпоральный подходы. *Экономический журнал ВШЭ*. 2024; 28(4): 587–614.

For citation: Gorbacheva N.V. Economic Efficiency of Climatic Projects: Conventional and Temporal Approaches. *HSE Economic Journal*. 2024; 28(4): 587–614. (In Russ.)

1. Введение

Углеродное ценообразование признается эффективным механизмом экономической борьбы с изменением климата, при этом *природные офсеты*², согласно данным Всемирного банка, остаются самым популярным в мире инструментом для выпуска сертифицированных углеродных единиц (УЕ) [Carbon Pricing Dashboard, 2024]. Их важность продиктована, по крайней мере, двумя обстоятельствами. Во-первых, несмотря на антропогенную причину современного климатического кризиса, природные перетоки составляют 95% годового углеродного цикла, от которого зависит достижение стабилизации температурного режима. При незначительном вмешательстве в природу можно добиться масштабных эффектов. Во-вторых, природа обладает колоссальным запасом углерода (океан – 38000 Гт, биосфера – 2300 Гт), и выброс в атмосферу даже его небольшого объема, например вследствие пожаров, таяния вечной мерзлоты, может быстро перекрыть «тепловой эффект» ежегодной антропогенной эмиссии (11,9 Гт).

Природные офсеты преимущественно обращаются на добровольных углеродных рынках, хотя иногда используются в рамках обязательного углеродного регулирования, например в США (Калифорния), Южной Кореи, Сингапуре.

Добровольные углеродные рынки не регулируются государством, а организованы международными институтами (например, REDD+ под эгидой Межправительственной группы экспертов по изменению климата), неправительственными организациями (Gold Standard, Plan Vivo и др.), которые разрабатывают свои методологии оценки климатических проектов и программ, ведут реестры выпуска и зачета углеродных единиц. Помимо природных офсетов на этих рынках обращаются так называемые авиационные офсеты, выпущенные для компенсации углеродного следа авиаперевозок в рамках международной программы CORSIA, а также разнообразные технологические офсеты (например, проекты ВИЭ по предотвращению эмиссии парниковых газов (ПГ), низкоуглеродные технологии в строительстве и др.). Несмотря на еще незначительную емкость, это динамичный, быстроразвивающийся рынок с ежегодным удвоением темпа роста торговли. Размер этих рынков сильно варьируется из-за разницы в методологии и охвате их оценки. Так, сог-

² В статье понятия «углеродный кредит» и «углеродный офсет» используются как синонимы. Но их следует различать, поскольку углеродные кредиты могут быть использованы для отличных от целей компенсации охвата 1, 2, 3 эмиссии парниковых газов компании; в то же время углеродные офсеты могут быть реализованы не только в рамках обращения углеродных кредитов.

ласно [Institute of International Finance, 2024] добровольные рынки покрывают 9% ежегодной эмиссии корпораций, в то же время Ecosystem Marketplace³ оценивает этот рынок в размере кумулятивного выпуска 2,4 Gt CO₂e в 2023 г. Вероятно, подлинный масштаб добровольных рынков гораздо скромнее, поскольку далеко не весь объем выпущенных УЕ направляется на погашение взятых на себя обязательств компаний с целью компенсации выбросов ПГ. Часть покупателей приобретают и удерживают УЕ в качестве актива без списания для компенсации выбросов ПГ. Наиболее близки к реальности, пожалуй, оценки MSCI⁴, которые фиксируют кумулятивный объем прямых продаж, т.е. без учета перепродаж посредников и вторичного обращения УЕ, в размере около 0,4 Gt CO₂e в 2023 г. По мере того как все больше частных компаний будут внедрять корпоративные стратегии «чистых нулевых выбросов» или «углеродной нейтральности», объем добровольного рынка, по прогнозам [Institute of International Finance, 2024], вырастет до 23–28% ежегодной эмиссии парниковых газов, а его капитализация превысит 3 трлн долл. к 2030 г.

Цена углеродного кредита, долл.

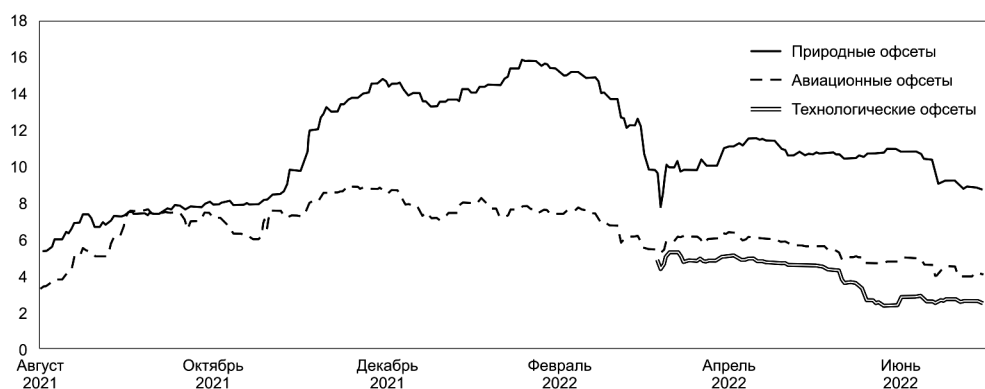


Рис. 1. Средневзвешенная цена 1 т CO₂e на добровольных углеродных рынках в 2021–2022 гг., долл. США

Источник: Institute of International Finance, 2024.

Обязательные углеродные рынки охватывают около 20% ежегодной эмиссии ПГ (или 9,9 Gt CO₂e⁵), и по мере того как все больше государств будут внедрять углеродный налог и систему торговли квотами, объем этих рынков, по прогнозам [Institute of International Finance, 2024], также возрастет до 47% ежегодной эмиссии парниковых газов к 2030 г.

Стоит отметить, размер обязательных и добровольных углеродных рынков, строго говоря, напрямую нельзя сопоставлять, поскольку они имеют разные метрики. Масштаб обязательных рынков определяется совокупным объемом эмиссии ПГ всех компаний, попадающих под действие закона об углеродном регулировании. Масштаб добровольных

³ State of the Voluntary Carbon Market 2024. (<https://www.ecosystemmarketplace.com/publications/2024-state-of-the-voluntary-carbon-markets-sovcml/>)

⁴ Trove Research, 2024. (<https://www.msci.com/our-solutions/climate-investing/carbon-markets>)

⁵ ICAP, 2024. Emissions Trading Worldwide: Status Report 2024. Berlin: International Carbon Action Partnership. (https://icapcarbonaction.com/system/files/document/240522_report_final.pdf)

рынков измеряется первичными продажами углеродных кредитов, которые фиксируют только сальдо сокращенного или поглощенного объема ПГ, а не совокупный объем эмиссии кредитующего предприятия.

В обоих случаях природные офсеты позволяют эмитентам уравновесить величину выбросов парниковых газов, хотя и для разных целей. В первом случае это добровольное стремление предприятий к нейтрализации углеродного следа своей продукции или услуг, а в рамках обязательного углеродного регулирования офсеты востребованы для компенсации доли эмиссии сверх установленных государством квот.

Основная экономическая проблема при доминировании природных офсетов состоит в высокой неопределенности цен из-за непостоянства аккумуляирования углерода в природных экосистемах (лес, почва, водно-болотные угодья и др.).

За последние два года цена природных офсетов значительно снизилась: например, на торговой площадке Xpansive спотовые цены упали с 15 долл. за тонну CO₂ в 2021 г. до 10 центов в 2023 г. [VCMi, 2023]. Более того, в 2023 г. впервые за двадцатилетнюю историю существования углеродных рынков произошла крупная дискредитация мегапроекта «Кариба» международного верификатора Verra, что, вероятно, приведет к списанию «некачественных углеродных единиц» и соответствующего изъятия до 38–51% страхового покрытия верификатора. Если число таких неудач возрастет, то наличие буферного пула уже не спасет от банкротства. Несовершенства этого инструмента – непостоянство поглощения, непродолжительность аккумуляции, высокие риски двойного учета и перепродаж, низкая достоверность верификации, занижение «базовой линии» и завышение эффектов дополнительности и др. – хорошо известны экономистам. Эти недостатки вызывают справедливые сомнения в обоснованности их экономической эффективности в борьбе с изменением климата. Становятся востребованными разработка и тестирование альтернативных подходов к оценке климатических проектов для определения справедливой стоимости природных офсетов.

Для России эта проблема особенно актуальна. Россия, обладая пространственными и уникальными экосистемами [Эдельгериев и др., 2021; Сафонов и др., 2022], отдает приоритет реализации природно-климатических решений в рамках принятой в 2021 г. Стратегии низкоуглеродного развития⁶, согласно которой планируется нарастить поглощение парниковых газов с 535 до 1200 млн т CO₂e к 2050 г., чтобы уже к 2060 г. достичь углеродной нейтральности. В помощь субъектам климатических проектов для инвесторов подготовлены специальные калькуляторы в «лесоклиматические единицы» [Кузнецов, Стеценко, Никишова, 2022]; выпущены карты регионов России с экономической оценкой потенциала для реализации лесоклиматических проектов [Ваганов, Пыжев, Курбатова, 2023; Оценка потоков парниковых газов, 2023]; созданы методики на основе принятой в РФ системы подходов и методического обеспечения реализации климатических проектов [ГОСТ Р ИСО 14080-2021; Сорокина, Птичников, Романовская, 2023]; разработаны детализированные методологии их оценки⁷, которые прошли общественное обсуждение.

⁶ Распоряжение Правительства РФ от 29 октября 2021 № 3052-р. Официальный интернет-портал правовой информации. (<http://publication.pravo.gov.ru/Document/View/0001202111010022>) (Дата обращения: 11.01.2024).

⁷ Реестр углеродных единиц Российской Федерации. Методологии климатических проектов. (https://carbonreg.ru/ru/methodology/accepted_methodologies/) (Дата обращения: 11.01.2024).

Центры валидации и верификации (табл. 1), зарегистрированные в Федеральной службе по аккредитации (Росаккредитации), уже провели валидацию первых климатических проектов. Так, проект Поронайского лесничества Сахалинской области, предполагающий выпуск 1,5 млн УЕ до 2102 г., получил положительное заключение⁸. Периодически на Московской бирже (Мосбирже) проводятся товарные аукционы по продаже УЕ, цены на которые пока снижаются. В сентябре 2022 г. на Мосбирже был проведен первый товарный аукцион по продаже 20 УЕ на общую сумму 20 тыс. руб., а в ноябре 2023 г. было реализовано 2735 УЕ на 1914,5 тыс. руб. [Информация об общем количестве договоров, 2022–2023].

Таблица 1.

**Реестр аккредитованных организаций по валидации
и верификации парниковых газов в России, 2022–2023 гг.**

Организация	Регион	2022 г.	2023 г.	Область аккредитации
Санкт-Петербургский научно-исследовательский институт лесного хозяйства	Санкт-Петербург	+	+	Верификация. Лесохозяйственная деятельность
Русатом Инфраструктурные решения	Москва	+	+	Валидация. Энергетика
Федеральный центр анализа и оценки техногенного воздействия	Москва	+	+	Верификация. Энергетика
Атомэнергoproject	Москва	+	+	Верификация. Животноводство
НЭС Профэксперт	Татарстан	+	+	Верификация. Энергетика
Наносертифика	Москва	+	–	Верификация. Промышленность
ПРОММАШ ТЕСТ Экология	Санкт-Петербург	+	–	Верификация. Промышленность
Институт глобального климата и экологии им. академика Ю.А. Израэля	Москва	+	–	Верификация. Растениеводство и животноводство
Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана	Москва	+	+	Верификация. Сельское хозяйство
Университет Иннополис	Татарстан	+	+	Валидация. Энергетика
Центр лабораторного анализа и технических измерений по Сибирскому федеральному округу	Новосибирск	+	+	Верификация. Растениеводство и животноводство

⁸ Отчет о валидации Исследовательского центра «Карбоновый полигон НГУ». (<https://carbonreg.ru/ru/projects/8/>) (Дата обращения: 11.01.2024).

Окончание табл. 1.

Организация	Регион	2022 г.	2023 г.	Область аккредитации
Российский университет дружбы народов	Москва	+	+	Верификация. Металлургия
ВНИИГАЗ-Сертификат	Московская обл.	+	+	Валидация. Энергетика
Уфимский государственный нефтяной технический университет	Республика Башкортостан	–	+	Валидация и верификация
Национальный центр валидации и верификации экологической информации Института глобального климата и экологии им. академика Ю.А. Израэля	Москва	–	+	Валидация и верификация
РЭА Минэнерго России	Москва	–	+	Валидация и верификация
Союзэкспертиза Торгово-промышленной палаты РФ	Москва	–	+	Валидация и верификация (добыча нефти и попутного газа)
Российский университет транспорта (МИИТ)	Москва	–	+	Валидация и верификация (деятельность железнодорожного транспорта)
Новосибирский государственный университет	Новосибирск	–	+	Валидация (сельское хозяйство, лесоводство, лесозаготовка)
Координационно-информационный центр государств-участников СНГ по сближению регуляторных практик	Москва	–	+	Валидация и верификация (производство органических и неорганических химических веществ)
Союз защиты экологических прав населения Московской обл.	Московская обл.	–	+	Валидация и верификация

Примечание: + обозначает активный статус; – обозначает прекращение деятельности организации.

Источник: Национальная система аккредитации, реестр аккредитованных лиц, 2023 г.

Несмотря на многообразие, все инициативы при оценке климатических проектов используют, как правило, традиционный подход, предполагающий осреднение дополнительного поглощения за 100 лет, которое было бы невозможно без дополнительных финансовых и управленческих усилий по реализации климатического проекта.

Цель статьи: апробировать альтернативный – темпоральный – подход к экономической оценке эффективности климатических проектов. Предлагается использовать физический концепт жизненного цикла эмиссии одной тонны двуокиси углерода и экономический концепт дисконтирования, учитывающий фактор времени при оценке стоимости поглощения и аккумуляции тонны двуокиси углерода благодаря реализации природно-климатических проектов. Новизна темпорального подхода состоит в учете разновременности проявления выгод и издержек, а также эффектов поглощения и эмиссии CO₂. Апробация методологии оценки проведена на примере функционирования экспериментальных площадок – карбоновых полигонов Российской Федерации⁹.

2. Традиционный подход в оценке экономической эффективности климатических проектов

Экономический результат реализации климатических проектов состоит, прежде всего, в выпуске углеродных кредитов или углеродных офсетов, представляющих торгуемые объемы предотвращения или сокращения эмиссии, а также увеличения поглощения тонн CO₂, когда один контрагент может приобрести их у другого для компенсации своих «чистых»¹⁰ выбросов двуокиси углерода для достижения углеродной нейтральности.

Ключевая особенность традиционного подхода состоит в обосновании дополненности климатических проектов. Концепт дополненности предполагает, что инициатору климатического проекта не нужно вносить экстраплатежи за результат, который был бы достигнут в любом случае, т.е. при осуществлении привычной экономической деятельности (базовый сценарий, BAU – business as usual), а цель выпуска углеродных кредитов состоит именно в поддержке инициатив, продуцирующих эффекты сверх «базовой линии» климатического проекта. Согласно ГОСТ Р ИСО 14080-2021, базовый сценарий – это «сценарий развития ситуации, при котором рост населения и промышленного производства, а также выбросов парниковых газов осуществляется теми же темпами, как и сейчас». Эффекты дополненности в соответствии с российской методологией реализации климатических проектов должны быть продемонстрированы «с помощью достоверной оценки, которая показывает, что деятельность не была бы осуществлена в отсутствие стимулов со стороны проекта, с учетом всех соответствующих национальных нормативных и законодательных актов» [Руководство № 001, 2023].

В действительности определение дополненности во многом зависит от характера климатического проекта и методического подхода к его оценке [Gillenwater, 2012]. Например, для проекта лесонасаждений (afforestation) базовый сценарий определяется весьма просто: это ситуация, когда участок не покрыт и не будет покрыт лесным массивом без целенаправленного вмешательства. Хотя для проекта снижения воздействия лесозаготовок (harvest deferral) дополненность возникает «за счет перехода от обычного ведения лесозаготовок к сниженному воздействию во время заготовки древесины. Запасы углерода могут быть увеличены за счет методов, приводящих к уменьшению нарушений подроста, почвенного покрова и подстилки» [Методология реализации климатиче-

⁹ Карбоновые полигоны Российской Федерации. (<https://carbon-polygons.ru/>) (Дата обращения: 11.01.2024).

¹⁰ Чистые выбросы (net emission) представляют собой сальдо эмиссии за вычетом поглощения ПГ.

ского проекта № 0012, 2023]. С точки зрения другого подхода дополнительность при лесозаготовке будет определяться продлением отсрочки вырубки леса, выросшего в результате вмешательства [Scandinavian Forest Economics, 2020].

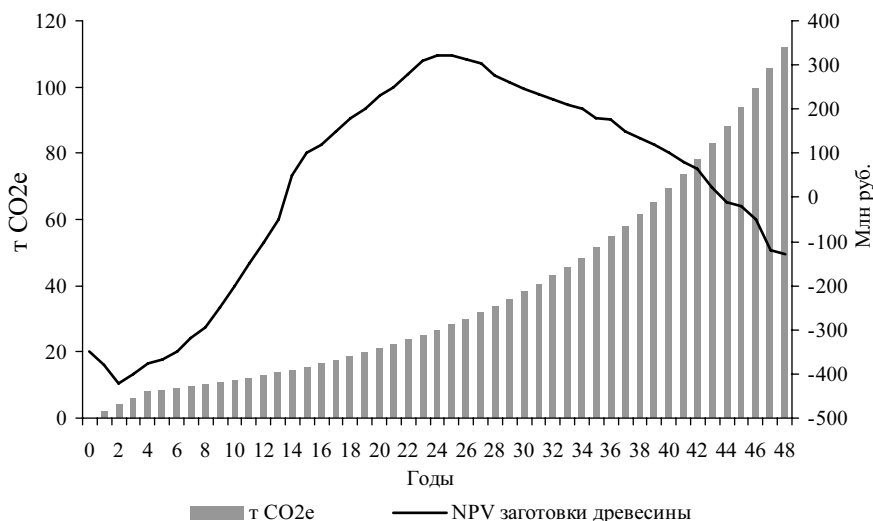


Рис. 2. Динамика доходности лесозаготовки и накопленных тонн CO₂e на участке (условный пример)

Для лесозаготовителя не возникает эффект дополнительности в течение первых 25 лет, по мере роста деревьев и объема древесины (рис. 2). Лесозаготовитель, при прочих равных условиях, заинтересован в реализации без эстраплатежей лесоклиматического проекта до момента максимизации рыночной стоимости выращенной древесины (NPV максимальный), а вот с 25-го года у него возникает эффект дополнительности в результате секвестрации и аккумуляции накопленного углерода в биомассе взамен отсрочки рубки. Для того чтобы компенсировать инициатору лесоклиматического проекта упущенные выгоды из-за снижения доходности заготовки древесины, начиная с 25-го года целесообразно вводить углеродный офсет в размере выпадающих доходов.

Традиционный подход (*ex ante*) предполагает оценку долгосрочного, т.е. столетнего, периода приращения секвестрации CO₂, которая была бы невозможна без дополнительных финансовых и управленческих усилий по реализации климатического проекта. Сравнение характеристик проекта для двух сценариев – с учетом и без учета проектной деятельности на участке – позволяет оценить дополнительность.

$$(1) \quad \Delta = \rho(1-u) \sum_{n=1}^N (\Delta_{base,i} - \Delta_{project,i}),$$

где Δ – приращение УЕ (т CO₂); $\Delta_{base,i}$ – изменение эмиссии согласно базовому сценарию, т.е. без учета проектной деятельности, (т CO₂) для i -го участка; $\Delta_{project,i}$ – изменение

эмиссии согласно проектному сценарию ($t \text{ CO}_2$) для i -го участка; u – фактор «углеродной утечки» (как правило, 20%); ρ – фактор неопределенности.

Согласно традиционному подходу происходит предварительная (*ex ante*) проекция изменений эмиссии и поглощения на период в 100 лет ($t \text{ CO}_2e$), валидация референтных характеристик в начале реализации проекта; затем каждые 5–10–15 лет – верификация для подтверждения сертифицированных тонн CO_2e , подлежащих продаже на добровольных углеродных рынках. Неопределенность, связанная с возможными потерями и углеродными утечками (например, вследствие пожаров, нецелевого использования участка), учитывается благодаря созданию страхового покрытия и буферных пулов, которые не могут быть проданы. Выпуск углеродных кредитов предполагает, что участок должен быть законтрактован, т.е. должен измеряться, мониториться и верифицироваться (так называемые MRV) на протяжении 100 лет. В России, например по проектам лесовосстановления, необходимо предоставить гарантии, что «результаты проекта сохраняются в течение 100 лет» для минимизации рисков непостоянства [Методология реализации климатического проекта № 0010, 2023]; в противном случае предлагается вводить дисконт в размере 3–15% объема «выписанных» углеродных единиц. Чтобы снизить риск двойного учета и перепродаж, вводится заверение, что результаты проекта «не будут отчуждены третьим лицам и не будут обременены правами третьих лиц в течение срока реализации климатического проекта»¹¹.

Помимо верхнеуровневого формирования норм и стандартов оценки отдельные методологии разрабатываются конкретными верификаторами с учетом нюансов расчетов, региональных особенностей, специфики конкретных проектов. За десятилетия в помощь инициаторам проектов разработаны разнообразные методички и всевозможные «карбоновые калькуляторы» в виде Excel-таблиц. Так, для лесоклиматических проектов распространенная в России зарубежная методология международной компании *Verra* базируется на предварительной оценке изменений ПГ в течение 100 лет в рамках базового сценария и изменений ПГ в случае продления жизненного цикла лесной плантации, и сальдо двух потоков ПГ служит основой для выпуска офсетов [VM0003 Methodology, 2023]. Для небольших агроклиматических проектов (ежегодное поглощение менее 10000 $t \text{ CO}_2/\text{год}$) международный верификатор *Plan Vivo* разработал специальную методичку для организации опосредованной валидации и верификации эффекта дополнительной [SHAMBA Tool, 2023]. Для первой в мире аквафермы *Mikoko Ramoja* в бухте Гази (Кения) *Plan Vivo* подготовили методичку для разработки дизайн-проекта подобного рода инициатив [Plan Vivo, 2020]. При оценке восстановления болотных систем и торфяников другой международный верификатор *Peatland Code* делает акцент на выполнении финансовой дополнительной¹² проекта за счет грантов, региональных субсидий, правительственных субвенций, которые обеспечивают стартовую поддержку проекта (до 30–40% первоначальных инвестиций), а выпуск углеродных офсетов призван повысить коммерческую привлекатель-

¹¹ Проект постановления Правительства Российской Федерации о правилах создания и ведения реестра углеродных единиц. Дата 20.10.2023. (<https://regulation.gov.ru/projects#npa=142902>)

¹² Финансовая дополнительность определяется при сравнении проекта с учетом выпуска УЕ и без учета этих продаж. На практике это сводится к расчету хорошо известного показателя – чистого дисконтированного дохода (NPV); если без выпуска углеродных единиц $NPV < 0$, а с учетом их продажи NPV проекта меняет свой знак и становится положительным, $NPV > 0$, то возникает финансовая дополнительность от реализации углеродных кредитов.

ность долгосрочного поддержания функционирования болотных систем [Peatland Code, 2022].

Традиционный подход оценки дополнительной весьма затратен. По оценкам Организации экономического сотрудничества и развития, транзакционные издержки, связанные с подготовкой дизайна проекта, верификацией, валидацией, страховкой, регулярным аудитом, достигают 41–89% от общих затрат проекта [Grafton et al., 2021]. Расходы на услуги по дистанционному мониторингу и верификации УЕ могут достигать до 7–10 тыс. руб. в месяц: например, в Дании верификатор Agreena запрашивает до 100 евро в месяц для проведения цифровых MRV-процедур и до 15% от суммы сделки при продаже углеродных офсетов.

При этом качество углеродных офсетов, как результат реализации этих климатических проектов, неуклонно снижается [Hahn, Richards, 2013; Chagas et al., 2020], в том числе за счет несовершенства традиционной практики оценки дополнительной:

- завышаются первоначальные затраты по климатическому проекту из-за высоких транзакционных издержек;
- снижается рентабельность климатических проектов и ликвидность добровольных углеродных рынков за счет изъятия (в некоторых случаях до 60%) секвестрационного объема для создания буферных пулов и страхового покрытия, не участвующих в торговле;
- девальвируются небольшие (менее 5 га) участки из-за высоких первоначальных затрат и страховых платежей;
- не принимается во внимание фактор времени, т.е. не учитывается разновременность эмиссии и поглощения ПГ, что приводит к недооценке краткосрочных поглощающих возможностей и переоценке долгосрочной, на «утопическом» горизонте 100 лет, аккумуляции т CO₂.

3. Темпоральный подход оценки экономической эффективности климатических проектов

Темпоральный подход (ex post) предполагает оценивать краткосрочное (за определенный период) приращение поглощения т CO₂ [Kollmuss, Lazarus, Smith, 2011; Brazee, 2018; Belfiori, 2017]. Используется концепт жизненного цикла эмиссии 1 т CO₂, деградация которой в атмосфере происходит постепенно, и за 100 лет аккумулируется 52,85 CO₂ тонн-лет или с учетом фактора времени ($r = 3\%$)¹³ 19,92 CO₂ тонн-лет (рис. 3). Метод дисконтирования широко дискутируется в экономической литературе в рамках нормативного и позитивистского подходов, хотя, как правило, он используется в финансовом менеджменте для конвертации стоимости, ожидаемой в будущем периоде (т.е. через 1, 10 или 100 лет), в эквивалент стоимости, полученной в настоящий момент времени (т.е. сейчас).

¹³ Мы применяем в своих расчетах ставку дисконтирования 3%, поскольку такая же ставка используется в модели GIVE2023 для оценки именно социальной стоимости углерода в размере 81 долл./т CO₂е, которая задействована также в наших расчетах. Более того, уровень 3% широко используется в экономических исследованиях (например, работы [Greenstone, 2021; Stern, 2021]). Нордхаус также, несмотря на вариативность своих сценарных расчетов, как правило, итоговые значения SCC приводит именно для ставки дисконтирования $r = 3\%$ [Nordhaus, 2017].

В данном исследовании этот метод используется именно в нормативном подходе для учета априорных социальных временных предпочтений относительно эмиссии и поглощения CO_2 тонн-лет. Исходя из этических оснований, процедура дисконтирования позволяет учесть, что не будущая, а текущая тонна CO_2 е представляет большую ценность для решения социоэкономических проблем глобального изменения климата. Поскольку, по оценкам Межправительственной группы экспертов по изменению климата [Climate Change, 2022], ущерб от неблагоприятных погодных явлений нарастает стремительно с течением времени и теперешний вклад в секвестрации или аккумуляции 1 т CO_2 е представляется более значимым в достижении непревышения потепления более чем на 1,5–2 градуса по сравнению с доиндустриальным уровнем.

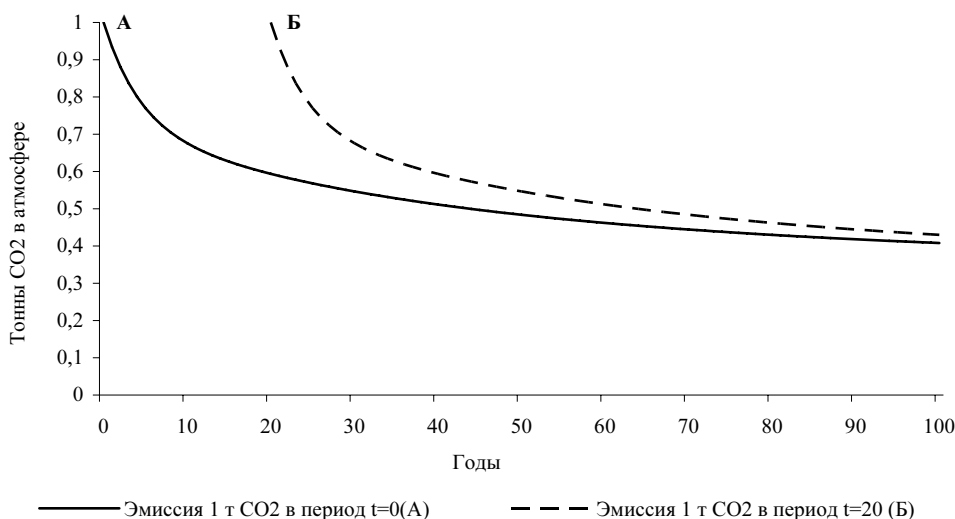


Рис. 3. Деградация эмиссии 1 т CO_2 в атмосфере в течение 100 лет

Таким образом, признается неравноценность эмиссии и поглощения одного и того же объема двуокиси углерода, поскольку одномоментная эмиссии 1 т CO_2 сопоставима по силе воздействия на климат с постоянной аккумуляцией в атмосфере 52,85 т CO_2 в течение 100 лет (или 19,92 тонн-лет с учетом дисконтирования). Иными словами, полноценная компенсация ущерба от эмиссии 1 т CO_2 эквивалентна элиминированию из атмосферы 52,85 т CO_2 в течение 100 лет. Тогда справедливо и обратное¹⁴: одномоментное поглощение 52,85 т CO_2 (19,92 с учетом дисконтирования) равноценно предотвращению эмиссии 1 т CO_2 за 100 лет. Темпоральный подход позволяет деноминировать «постоянное» воздействие эмиссии 1 т CO_2 е в краткосрочное аккумуляирование CO_2 тон-

¹⁴ В действительности незначительно, но различается физическое воздействие на климат эмиссии 1 т CO_2 и ее поглощение. Согласно климатическим моделям [Елисеев, 2023; Семенов, 2022 и др.], эмиссия двуокиси углерода чуть более эффективно повышает его концентрацию в атмосфере, нежели поглощение его снижает.

ны-лет и перейти от долгосрочных контрактов по углеродным кредитам (как правило, на 100 лет) к краткосрочным договорам (1–5–10 лет) и ежегодным выплатам по факту осуществления климатических проектов.

В общем виде конвертация краткосрочного, в течение t -лет (кредитный период), поглощения и аккумуляции t CO_2 в эквивалентное количество полноценных, т.е. эквивалентных по силе воздействия на климат на протяжении 100 лет, тонн эмиссии двуокиси углерода происходит по формуле:

$$(2) \quad \text{Краткосрочное поглощение 1 т } \text{CO}_2 = \text{Стоимость отсрочки эмиссии в } \tau \text{ лет} = \int_0^{100} \text{CO}_{2-\text{лет}}(t) e^{-rt} - \int_0^{100} \text{CO}_{2-\text{лет}}(t) e^{-r(t-\tau)},$$

$$(3) \quad \text{CO}_{2-\text{лет}} = 21,73 + 22,4e^{\frac{t}{394,4}} + 28,24e^{\frac{t}{36,54}} + 27,63e^{\frac{t}{4,304}},$$

где $\text{CO}_{2-\text{лет}}$ – оставшиеся в атмосфере тонны CO_2 в результате одномоментной эмиссии 1 т CO_2 (модель Bern Simple Climate Model¹⁵) за период 100 лет (статичный горизонт¹⁶); e^{-rt} – экспоненциальный коэффициент дисконтирования¹⁷; r – ставка дисконтирования (как правило, 3%); τ – кредитный период (годы отсрочки эмиссии), т.е. продолжительность депонирования тонн CO_2 в рамках климатического проекта.

Если происходит поглощение 1 т CO_2 и надежное ее хранение, например в течение 5 лет (кредитный период), то происходит отсрочка эмиссии на 5 лет и на этот срок сокращается жизненный цикл этой эмиссии в атмосфере. За 95 лет аккумулируется в атмосфере уже чуть меньше 50,8 CO_2 тонн-лет или с учетом фактора времени ($r = 3\%$) 17,05 CO_2 тонн-лет. Тогда отсрочка эмиссии на 5 лет позволяет сократить на 2,86 CO_2 тонн-лет (19,92–17,05) жизненный цикл «вредной эмиссии», что эквивалентно 1/6,95 части постоянного воздействия эмиссии 1 т CO_2 (19,92/2,86) на протяжении 100 лет. Таким образом, краткосрочное поглощение 1 т CO_2 в течение 5 лет эквивалентно компенсации 1/6,95 части долгосрочной, в течение 100 лет, аккумуляции 1 т CO_2 , так называемой «постоянной» 1 т CO_2 в атмосфере.

¹⁵ Geoscientific Model Development, 11, 1887–1908, 2018. (<https://doi.org/10.5194/gmd-11-1887-2018>) (Accessed 11.01.2024).

¹⁶ Статичный горизонт не предполагает продление интеграла эмиссии за пределы 100 лет, в рамках которых аккумулируется 52,85 CO_2 тонн-лет. Хотя в действительности, с точки зрения физических процессов в атмосфере, жизненный цикл 1 тонны CO_2 в атмосфере продлевается и до 1000 лет, и математически при вычислении интеграла можно уйти в период $[0; 1000]$

¹⁷ Ставка дисконтирования принята в виде экспоненциальной функции, поскольку с учетом интересов будущих поколений и долгосрочного характера климатических проектов рекомендуется убывающий характер ставки дисконтирования, которая варьируется в диапазоне 3–5% и с течением времени стремится к нулю.

Таблица 2.

Деноминация краткосрочных CO₂ тонн-лет в долгосрочные т CO₂e

Год (т)	Дисконтированное количество CO ₂ тонн-лет, накопленных за [0;100]	Дисконтированное количество CO ₂ тонн-лет, накопленных за [т;100]	Изменение количе- ства CO ₂ тонн-лет в результате депонирования т-лет	Коэффициент конвертации краткосрочных CO ₂ тонн-лет в «постоянные» т CO ₂ e
1	19,92	19,31	0,61	32,74
2	19,92	18,72	1,19	16,62
...				
5	19,92	17,05	2,87	6,95
...				
10	19,92	14,58	5,34	3,73
...				
20	19,92	10,75	9,16	2,17

Примечание: при вычислениях возможно несовпадение в долях в связи с округлением. Ставка дисконтирования $r = 3\%$.

Источник: расчеты автора.

4. Карбоновые полигоны России: апробация темпорального подхода

В контексте принятой Стратегии низкоуглеродного развития в России реализуется федеральная инициатива Министерства науки и высшего образования РФ (Минобрнауки)¹⁸ по карбоновым полигонам, в рамках которой создается сеть разнообразных «карбоновых ферм» (лесо-агро-акваферм) с перспективой выпуска природных и технологических офсетов. Инициатива ставит акцент на исследовании поглощающих способностей природных экосистем, углеродный потенциал которых востребован для достижения не только углеродной нейтральности российскими регулируемыми организациями¹⁹, но и возможного международного трансфера углеродных кредитов в рамках ст. 6 Парижского соглашения с учетом их ценных побочных эффектов в виде биоразнообразия, диверсификации доходов, создания рабочих мест и др.

¹⁸ Приказ Минобрнауки РФ от 05.02.2021 г. № 74 «О полигонах для разработки и испытаний технологий контроля углеродного баланса».

¹⁹ Приказ Минэкономразвития России от 06.05.2022 г. № 247 (ред. от 30.06.2023 г.) «Об утверждении порядка отнесения юридических лиц и индивидуальных предпринимателей к региональным регулируемым организациям в рамках проведения эксперимента по ограничению выбросов парниковых газов в отдельных субъектах Российской Федерации» (Зарегистрировано в Минюсте России 27.05.2022 г. № 68621).

Сравнение традиционного и темпорального подходов проведем на примере лесофермы Воронежского государственного лесотехнического университета им. Г.Ф. Морозова (ВГЛТУ), поскольку традиционный подход здесь уже апробирован и экономические оценки легко сопоставить.

Суть лесоклиматического проекта состоит в воссоздании смешанного леса (сосна обыкновенная, селекционный сорт березы повислой, тополь) площадью 750 га на землях лесного фонда в местах, пострадавших от пожара. По сравнению с базовым сценарием естественного восстановления древесной растительности на участках гарей (2,54 т CO₂ га/год) проектный сценарий предполагает увеличение поглощения до 15 т CO₂ га/год с учетом кредитного периода 20 лет. Если оценочное приращение наземной биомассы составляет 12,46 т CO₂/га в год, то с площади 750 га происходит отсрочка эмиссии 9345 т CO₂ в течение одного года, что эквивалентно 1/32,74 доли постоянного воздействия эмиссии двуокси углерода на протяжении 100 лет. Если принять во внимание, что социальная стоимость углерода (SCC), т.е. стоимость долгосрочного ущерба в результате эмиссии 1 т CO₂, равна 81 долл./т CO₂e [GIVE Model, 2022] или 2442 руб./т CO₂e (по ППС²⁰), то стоимость компенсации ущерба эмиссии 285 т CO₂ составляет $\frac{9345}{32,74} \cdot 2442 = 697022$ руб.

Тогда стоимость одного природного офсета (кредитный период 1 год) равна $\frac{697022}{9345} = 75$ руб. за УЕ.

Здесь стоит оговориться о целесообразности использования в расчетах обменного курса по паритету покупательной способности, т.е. ППС (PPP exchange rates). Существуют разные подходы к монетарной оценке социоэкономического ущерба в разных страновых контекстах. Действительно, в более ранних экономических моделях и оценках (например, Третий оценочный доклад МГЭИК и др.) широко использовался рыночный обменный курс валют. Но в результате основательных дискуссий [Castles, Henderson, 2002; Pedersen et al., 2022] международное экономическое сообщество пришло к консенсусу о том, что корректно все-таки использовать курс по паритету покупательной способности. Так, Нордхаус [Nordhaus, 2013], результаты модельных расчетов которого (GIVE model) мы используем в данной статье, рекомендует, что «наиболее удовлетворительным является использование обменного курса по ППС в различных регионах». В отличие от ранних, сделанных в 2010-х годах, последние оценки SCC выражены в международных долларах на основе ППС²¹. Эта практика также не противоречит рекомендациям МВФ [Sarno, Taylor, 2002; Callen, 2024], который подчеркивает, что «ППС, в общем, рассматривается как лучшая мера оценки всеобщего благосостояния», в то время как «рыночный обменный курс является логическим выбором, где вовлечены финансовые потоки». Последствия изменения климата долгосрочны, а эффекты пролонгированы, поэтому более постоянный, менее подверженный волатильности, курс по ППС представляется предпочтительным для оценки как благосостояния, так и его потери. Кроме того, рыночный обменный курс применим только для товаров и услуг, торгуемых на мировых рынках, хотя из-за потепления

²⁰ Конвертация в рубли проведена по обменному курсу долл. США по ППС (2023): 1 international dollar = 30,123 руб. URL: OECD Purchasing power parities. (<https://data.oecd.org/conversion/purchasing-power-parities-ppp.htm>)

²¹ См.: <https://www.pnas.org/doi/abs/10.1073/pnas.2312030121>

климата стоимость социоэкономического ущерба формируется, как правило, за счет широкого спектра местных, так называемых «неторгуемых», товаров и услуг (затраты на строительство, издержки амбулаторного лечения, ремонтные работы и др.). Все это говорит в пользу применения курса валют по ППС при конвертации социальной стоимости углерода как квинтэссенции оценки социоэкономического ущерба в различных валютах мира²².

Данный результат расчета можно получить альтернативным способом. Если социоэкономический ущерб (SCC) в результате эмиссии 1 т CO₂ оценивается в 2442 руб., то поглощение 9345 т CO₂ и хранение в пуле биомассы в течение года обеспечивает предотвращение эмиссии в этом же объеме на год. Тогда вероятные социоэкономические потери откладываются как минимум на год, а стоимость ущерба с учетом фактора времени девальвируется на 72 руб. и снижается с 2442 до 2370 руб.:

$$\begin{aligned} \text{стоимость поглощения 9345 т CO}_2 \text{ аккумуляция в течение года} &= \\ &= 9345 \times (2442 - 2442 \times e^{-0,03 \times 1}) = 674447 \text{ руб.} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{стоимость одного природного офсета (кредитный период 1 год)} &= \\ &= \frac{674447}{9345} = 72 \text{ руб. за УЕ.} \end{aligned}$$

Как можно заметить, два способа дают приблизительно одинаковый результат (75 ≈ 72 руб. за УЕ). Тогда за весь кредитный период 20 лет, благодаря деятельности лесофермы, возможно компенсировать негативное воздействие 49753 т CO₂ эмиссии (рис. 4).

Годовое поглощение, т CO ₂	Депонирование в течение 20 лет																			Эквивалент т CO ₂ эмиссии
	1	2	3															19	20	
9345																				285
9345																				563
9345																				832
...																				...
9345																				4064
9345																				4303
Совокупный объем отсроченной эмиссии																				49753

Рис. 4. Соотношение объемов поглощения и компенсации эмиссии

в рамках реализации лесоклиматического проекта в Воронежской области (темпоральный подход)

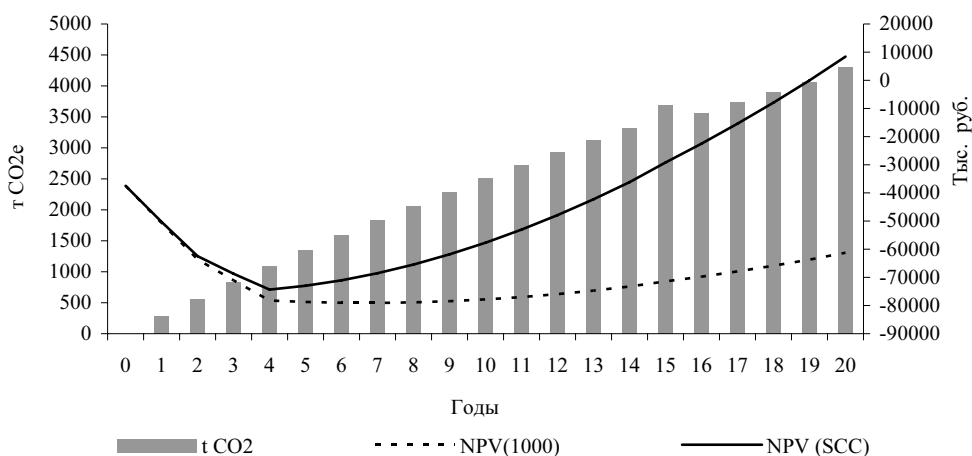
Источник: расчеты автора.

Таким образом, стоимость услуг инициатора лесофермы за проведение действий по дополнительному ежегодному поглощению 9345 т CO₂ на участке 750 га и их аккумуля-

²² Если бы в статье речь шла о ценовых котировках и спотовых сделках по продаже природных офсетов на торговых биржах (например, Xpansive, Bluenext, etc.), то в этом контексте, конечно, уместно было бы применить рыночный обменный курс для сравнения.

ляции в пуле биомассы в течение 20 лет составляет 121 млн руб. (49753×2442), что соответствует компенсации негативного социальноэкономического ущерба от эмиссии 49753 т CO_2 в атмосферу.

Традиционный подход оценки экономического потенциала лесофермы Воронежской области реализован специалистами ВГЛУ [Концепция реализации природно-климатических проектов, 2022], согласно расчетам которых доход от продажи УЕ по цене 1 УЕ = 1000 руб. составляет 595 тыс. руб. на 1 га за 20 лет. Видно, что традиционный подход, при прочих равных²³, завышает более чем в 3 раза доходность лесофермы, чем оценки темпорального подхода, согласно которым доход не превышает 162 тыс. руб. на 1 га за 20 лет (121 млн руб./750га). Разрыв в оценке выпуска УЕ сказывается на общих показателях инвестиционной привлекательности. Как видно на рис. 5, в рамках темпорального подхода проект не окупается при цене 1 УЕ = 1000 руб. и может выйти в зону безубыточности через 20 лет, только если цена природного офсета приблизится к уровню социальной стоимости углерода (SCC).



Примечание: NPV (1000) означает сценарий реализации природных офсетов по цене 1000 руб. за сертифицированную УЕ; NPV (SCC) означает сценарий реализации природных офсетов по цене, соответствующей стоимости социальноэкономического ущерба эмиссии 1 т двуокиси углерода, равной 81 долл. или 2442 руб. (по ППС).

Рис. 5. Динамика выпуска природных офсетов и накопленного финансового денежного потока от реализации лесоклиматического проекта в Воронежской области (темпоральный подход)

Тем не менее производительность этой лесофермы, согласно даже темпоральному подходу с возможным выпуском для продажи 49753 УЕ на 750 га земли за 20 лет, превосходит мировые аналоги. Так, лесоферма Glenlochay native woodland (Пертшир, Великобритания) задействует 588 га новых лесонасаждений на бывших сельскохозяйственных землях и планирует выпустить для продажи 177954 УЕ за 100 лет реализации проекта, оставив при этом 31404 т CO_2 е в буферной зоне.

²³ Приняты идентичными затраты, площадь 750 га, ежегодная поглощающая способность (12,46 т CO_2 /га/год), динамика ее прироста, ставка дисконтирования 3% и другие базовые параметры проекта.

В целом темпоральный подход был использован для оценки всех 8 пилотных «карбоновых ферм» на основе базисных данных [Гулев, Дурманов, Шашкин, 2022] и заявленных программ карбоновых полигонов (табл. 3).

Таблица 3.

**Предварительная экономическая оценка выпуска природных офсетов
в рамках пилотных проектов федеральной программы Минобрнауки РФ
по карбоновым полигонам**

Природно-климатический проект	Площадь, га	Оценочное приращение поглощения, т CO ₂ /га/год	Период реализации, лет	Выпуск природных офсетов* (сертифицированные УЕ)
Лесоклиматические проекты				
Лесоферма Воронежского государственного лесотехнического университета им. Г.Ф. Морозова	750	12,46	20	49753
Лесоферма Грозненского государственного нефтяного технического университета им. академика М.Д. Миллионщикова	23,5	7,3	15	204
Лесоферма «Чашниково-лес» Московского государственного университета им. М.В. Ломоносова	1	2	45	60
Водно-болотные климатические проекты				
Акваферма Балтийского федерального университета им. И. Канта	112	4,8	30	7169
Фитопланктонная акваферма «Микроводоросли Черного моря» Института океанологии Российской академии наук	40	0,54	30	1269
Акваферма залива Анива Сахалинского государственного университета	5	1,8	5	360
Агроклиматические проекты				
Агроферма «Чашниково-агропроект» Московского государственного университета им. М.В. Ломоносова	2,5	8	5	23
Агроферма «Уральская» Уральского государственного аграрного университета	25	15	5	540

Примечание: * – оценочный показатель, представлен на основе расчетов авторов с использованием темпорального подхода, $r = 3\%$.

Как показывают результаты расчетов, все российские пилотные проекты, несмотря на различия в масштабе, видовой структуре, биологических характеристиках, обладают определенным потенциалом для выпуска природных офсетов, сопоставимым с мировыми аналогами. Важен выбор методического подхода для оценки дополнительной. Если приоритет будет отдан экстенсивной стратегии увеличения поглощения, например расширению площади лесовосстановления, то традиционный подход позволит увеличить выпуск УЕ за счет акцента на совокупном объеме поглощения лесонасаждений. Если предпочесть ускорение поглощения и аккумуляцию углерода лесными плантациями, то более адекватным будет темпоральный подход, который учитывает скорость наращивания и динамику депонирования углерода.

Если в сфере реализации агроклиматических проектов уделить большее внимание совокупному объему секвестрации ($t\ CO_2e/ga$), то значимость приобретают проекты агролесоводства, так как при низкой интенсивности поглощения они дают большой кумулятивный эффект. Если же будет сделан акцент на интенсификации поглощения, то необходимо ввести дополнительный параметр для оценки агроферм – $kg\ CO_2e/kg$ урожая.

Что касается акваферм²⁴, то, как показывает мировой опыт, они рассчитаны на долгосрочную реализацию за счет высокой капиталоемкости и исследовательского бюджета и их экономическая стоимость только частично верифицируется потенциалом поглощения парниковых газов. В действительности их ценность определяется крупными социально-экономическими эффектами (как в случае с торфяниками снижается ущерб от пожаров) и экосистемными выгодами (как в случае с фитопланктонной фермой повышается питательность среды и продуктивность морских рыбных ресурсов).

В целом темпоральный подход в наших расчетах дает значительное увеличение объема выпуска природных офсетов именно в долгосрочном периоде, тем самым поэтапно стимулируя инициаторов к пролонгации климатических проектов.

5. Обсуждение результатов

1. Темпоральный подход позволяет учесть фактор времени в стоимости природных офсетов. Климатические проекты долгосрочны, а их эффекты пролонгированы. Фактор времени приобретает особое значение не только для инвестиционной оценки денежных потоков, но и для соизмерения вклада текущих и будущих тонн CO_2 в достижение стабилизации температурного режима. Согласно временной стоимости, чем больше мы ценим настоящее, тем больше мы обесцениваем будущие последствия, и явная экономия, полученная сейчас, ценится нынешним поколением, как правило, выше потенциальных выгод, которые возможны через несколько десятков лет и важны для будущих поколений. Поэтому при равных монетарных измерениях текущая экономия и краткосрочное депонирование $1\ t\ CO_2e$ оценивается выше, чем потенциальные выгоды от долгосрочного аккумулярования $1\ t\ CO_2$ в течение гипотетических 100 лет.

²⁴ Для оценки дополнительной акваферм темпоральный подход также требует модификации, поскольку деградация $1\ t\ CO_2$ в водной среде отличается от темпов и динамики жизненного цикла $1\ t\ CO_2$ в атмосфере, которая заложена в процедуре конвертации краткосрочных (годовых) в долгосрочные (постоянные) тонны CO_2e .

В табл. 4 представлена зависимость от временных предпочтений конвертации краткосрочного потока поглощения т CO₂ в эквивалентный объем эмиссии, соответствующий их воздействию на климат в течение 100 лет. Чем выше ставка дисконтирования, тем ниже коэффициент конвертации и тем меньшее количество тонн CO₂ требуется сократить или изъять из атмосферы за год, чтобы добиться эквивалентного обмена. Другими словами, чем выше ставка дисконтирования, тем выше стоимость краткосрочных природных офсетов, позволяющих быстро наращивать поглощающую способность.

Таблица 4.

**Влияние ставки дисконтирования
на стоимость углеродных офсетов**

Год (τ)	Коэффициент конвертации краткосрочных CO ₂ тонн-лет в «постоянные» т CO ₂ e при ставке дисконтирования			
	r = 0%	r = 3%	r = 10%	r = 25%
1	129,51	32,74	10,5	4,52
2	64,68	16,62	5,52	2,54
...				
5	25,78	6,95	2,54	1,4
...				
10	12,81	3,73	1,58	1,08

Источник: расчеты автора.

2. При темпоральном подходе не требуется создание буферных пулов и страхового покрытия, не задействованных в торговле, поскольку если деструктивные процессы произошли (пожары, вырубка и др.), то по факту (ex post), в результате дистанционного мониторинга, дополнительное приращение поглощения на этих участках не фиксируется. Это повышает ликвидность добровольных углеродных рынков и снижает риски банкротства. Новые цифровые MRV-протоколы разрабатывают верификаторы в Скандинавии (Agreena), Великобритании (The Woodland Carbon Code), США (CarbonPlan), странах Юго-Восточной Азии и Китае. В то же время возможны углеродные утечки за рамки климатических проектов: учитывая смежность экосистем и сопряженность территорий, в этом случае в формуле (1) можно предусмотреть соответствующее сокращение выпуска УЕ на величину Ω.

3. Темпоральный подход ставит акцент на предельных ежегодных, а не осредненных за сто лет изменениях парниковых газов и оценивает только реальное, состоявшееся приращение поглощения. Согласно модельным расчетам климатологов [Семенов, 2012], чем быстрее происходит прямое сокращение парниковых газов в атмосфере, тем меньший период необходим для стабилизации температуры и востребованным становится более краткосрочное хранение углерода. Так, для сценария потепления менее 1,5 градуса необходимо уже к 2050 г. достичь «чистых» нулевых выбросов, а для сценария в 3 градуса углеродная нейтральность может наступить после 2100 г. [Мурашев, Елисеев, Мохов, 2021]. Хотя это справедливо только в случае, если не произойдет раннего высвобождения нако-

пленного углерода. Это соответствует более прогрессивной климатической стратегии разных стран, амбициозность которых должна расти согласно Парижскому соглашению²⁵, и темпоральный подход как раз ориентирован на повышение амбициозности политики декарбонизации для стабилизации температурного режима.

Вместе с тем темпоральный подход отягощен рядом важных ограничений, которые активно обсуждаются в научной литературе.

- Концепт жизненного цикла деградации двуокиси углерода не принимает во внимание эффект альбеда, вызванный обратными биофизическими процессами, которые приводят не к росту температуры, а к охлаждению поверхности в результате накопления углерода в атмосфере [Корнева, Семенов, 2016]. Игнорирование альбеда может привести к избыточному выпуску природных офсетов и «перегреву» добровольного углеродного рынка, т.е. к реализации большего количества УЕ, чем необходимо для стабилизации температурного режима. Более предпочтительным считается построение региональных климатических моделей, на основе которых определяются специфические для данной территории коэффициенты конвертации краткосрочных т CO₂ в «постоянные».

- Даже если коэффициенты конвертации определены корректно для эквивалентного обмена, концепт дисконтирования изначально задает неравноценность текущих и будущих потоков парниковых газов, тем самым игнорируя ущерб эмиссии за горизонтом 100 лет (более 50% воздействия остается за этим рамками) и отдавая конкурентное преимущество краткосрочным, интенсивно поглощающим, молодым биоплантациям. Однако биологическая продуктивность лесных насаждений зависит не только от видового, но и от гендерного разнообразия, когда важность приобретают старовозрастные леса, а ценность биоплантаций только частично определяется стоимостью древесины и углеродных офсетов [Farmer, 2022; Мамкин и др., 2019]. С этой точки зрения природно-климатические проекты в большей степени подходят для выпуска биокредитов, которые, в отличие от углеродных офсетов, делают акцент на количественной оценке биоразнообразия, нежели только поглощению парниковых газов [Zynobia, Steele, Ducros, 2023].

- Происходит молчаливое допущение оптимизации выпуска природных офсетов на основе соизмерения предельных выгод и издержек осуществления климатического проекта. За основу берется экономический расчет социальной стоимости углерода, которая представляет quintessence анализа выгод и издержек эмиссии парниковых газов [Горбачева, 2020]. Но с точки зрения климатологии и биологии природа ценна сама по себе как таковая, а не благодаря приращению дополнительных эффектов [Dasgupta, 2021], когда стабилизация температурного режима около 1,5–2 градусов представляется самоцелью [Володин, Грицун, 2021], для достижения которой неважны темпы падения ВВП, рабочие места, нефтегазовые поступления в казну и другие социоэкономические последствия. В то же время краткосрочное интенсивное поглощение не означает элиминирование совокупного ущерба эмиссии, но помогает избежать пиковых температур в обозримой перспективе. В этом отношении природные офсеты можно использовать не в качестве компенсации прямых выбросов или нейтрализации углеродного следа продукции, а рассматривать на комплементарной основе в портфеле климатических проектов.

²⁵ Пункт 3 статьи 4 Парижского соглашения гласит: «Каждый последующий определяемый на национальном уровне вклад Стороны будет представлять собой продвижение *вперед* сверх текущего определяемого на национальном уровне вклада и отражает ее как можно *более высокую амбициозность*».

6. Заключение

В результате сравнительного анализа традиционного и темпорального подходов к оценке климатических проектов для выпуска природных офсетов можно сделать теоретический и прикладной выводы.

В теоретическом плане междисциплинарное сочетание физического и экономического концептов – жизненного цикла деградации двуокиси углерода и дисконтирования – требует дальнейшего совершенствования темпорального подхода. Разработка региональных климатических моделей, построение региональных функций ущерба может отчасти снять определенные противоречия. Но фундаментальные разногласия нельзя снять лишь корректировкой расчетных способов, для этого требуется обоснованный выбор между достижением стабилизации температурного режима любой ценой или же с учетом оптимизации «чистых» выгод для общества.

На практике значимость краткосрочных природных офсетов сохраняется, поскольку:

- они позволяют выиграть время для разработки действительно надежных безуглеродных технологий, промышленные образцы которых пока отсутствуют;
- объективно трудоемкие для декарбонизации отрасли нуждаются в углеродных кредитах для нейтрализации углеродного следа, например при производстве цемента, удобрений, цветных металлов;
- будучи рыночным феноменом, углеродные офсеты позволяют перенаправить финансовые ресурсы эмитентов на инновационные разработки инициаторов климатических проектов, тем самым поощряя конкуренцию с целью снижения издержек декарбонизации экономики.

Набирающий популярность в мировой практике темпоральный подход представляет лишь один из кластеров методологий, совершенствование которых важно не только с точки зрения частных коммерческих интересов, но имеет национальное и международное значение. Углеродные кредиты могут быть использованы не только российскими предприятиями, но и контрагентами других юрисдикций для достижения углеродной нейтральности в рамках статьи 6 Парижского соглашения. Согласно руководящим указаниям Рамочной конвенции ООН во избежание проблем двойного учета, национальные обязательства по сокращению парниковых газов²⁶ «страны-хозяйки» увеличиваются на величину международного трансфера углеродных кредитов. Некорректность методологий и переоценка выпуска природных офсетов «на местах» может привести к завышению национальных обязательств и рискам недоучета эффектов дополненности в национальном кадастре парниковых газов. Поэтому разработка современных научно обоснованных методологий оценки, соответствующих передовым практикам и новому поколению углеродных рынков, остается востребованной.

В целом темпоральный подход и природные офсеты представляют собой два глобальных тренда, имеющих как преимущества, так и ограничения. Далеко не «все уже решено», и важно продолжить научную дискуссию, от которой во многом зависит совершенствование различных методологий и методик оценки климатических инициатив.

²⁶ Определяемый на национальном уровне вклад РФ в реализацию Парижского соглашения (NDC).

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Ваганов Е.А., Пыжжев А.И., Курбатова М.В. Перспективы реализации лесоклиматических проектов: потенциал регионов Енисейской Сибири: флагманский аналитический доклад. Красноярск: Сибирский федеральный университет, 2023. (<https://www.sfu-kras.ru/files/NOC-doklad.pdf>) (Дата обращения: 11.01.2024).

Володин Е.М., Грицуц А.С. Воспроизведение возможных будущих изменений климата в XXI веке с помощью модели климата INM-CM5 // Известия Российской академии наук. Физика атмосферы и океана. 2020. Т. 56. № 3. С. 255–266. DOI 10.31857/S0002351520030128

Горбачева Н.В. Действительная стоимость электроэнергии в Сибири: анализ выгод и издержек // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2020. Т. 24. № 3. С. 340–371. DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-3-340-371

Гулев С.К., Дурманов Н.Д., Шашкин А.П. Информационный проспект «Карбоновые полигоны Российской Федерации». М.: Минобрнауки России, 2022. (<https://carbon-polygons.ru/assets/Carbon-polygons-handout-2022.pdf>)

Информация об общем количестве договоров и общем стоимостном объеме договоров, заключенных на товарных аукционах АО НТБ. Сентябрь, 2022, Октябрь, 2023. (<https://www.namex.org/ru/commodityauctions/realtimeCA/monthCA>) (Дата обращения: 11.01.2024).

Концепция реализации природно-климатических проектов в Российской Федерации. (<https://carbon-polygons.ru/news/uchenyie-ocenili-investiczionnuyu-privlekatelnost-lesnyix-klimaticheskix-proektov>) (Дата обращения: 11.01.2024).

Корнева И.А., Семенов С.М. Чувствительность температуры земной поверхности к изменению альбедо атмосферы: оценка радиационного эффекта // Метеорология и гидрология. 2016. № 5. С. 5–11.

Кузнецов М.Е., Стеценко А.В., Никишова М.И. Перспективы инвестирования в лесоклиматические проекты в России // Экономическая политика. 2022. Т. 17. № 5. С. 26–53.

Мамкин В.В., Авилов В.К., Иванов Д.Г., Ольчев А.В., Курбатова Ю.А. Потоки CO₂ на сплошной вырубке в Южной тайге Европейской территории России // Сибирский экологический журнал. 2019. Т. 26. № 5. С. 598–611. DOI 10.15372/SEJ20190509

Методология реализации климатического проекта № 0012 «Улучшенное управление лесным хозяйством, в том числе снижение воздействия лесозаготовок». (https://carbonreg.ru/pdf/methodology/accepted/CPM%20%E2%84%960012_rus.pdf) (Дата обращения: 11.01.2024).

Методология реализации климатического проекта № 0010 «Лесовосстановление». Версия 2.0. (https://carbonreg.ru/pdf/methodology/accepted/CPM%20%E2%84%960010_rus.pdf) (Дата обращения: 11.01.2024).

Мурашев К.Е., Елисеев А.В., Мохов И.И. Влияние нелинейных процессов на временной лаг между изменениями глобальной температуры и содержанием углекислого газа в атмосфере // Доклады Российской академии наук. Науки о Земле. 2021. Т. 501. № 1. С. 62–68. DOI 10.31857/S2686739721110116.

Национальный стандарт Российской Федерации. ГОСТ Р ИСО 14080-2021 Управление парниковыми газами и связанные виды деятельности. Система подходов и методическое обеспечение реализации климатических проектов. Электронный фонд правовых и нормативно-технических документов. (<https://docs.cntd.ru/document/1200181057>) (Дата обращения: 11.01.2024).

Оценка потоков парниковых газов в экосистемах регионов Российской Федерации. М.: Институт глобального климата и экологии имени академика Ю.А. Израэля, 2023.

Руководство № 001. Обоснование дополнительности проектной деятельности. (https://carbonreg.ru/pdf/methodology/accepted/%D0%A1%D0%A0%D0%9C%20Guidelines%20%E2%84%96001_rus.pdf) (Дата обращения: 11.01.2024).

Сафонов Г.В., Поташиников В.Ю., Сафонов М.Г. и др. Перспективы экологической модернизации экономики России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2022. № 4(56). С. 195–201. DOI 10.31737/2221-2264-2022-56-4-9

Семенов С.М. Парниковый эффект и его антропогенное усиление // Солнечно-земная физика. 2012. № 21(134). С. 10–17.

Сорокина Д.Д., Птичников А.В., Романовская А.А. Сравнительный анализ и оценка методик расчета поглощения парниковых газов лесными экосистемами, применяемых в Российской Федерации // Известия Российской академии наук. Серия географическая. 2023. Т. 87. № 4. С. 497–511. DOI 10.31857/S2587556623040131

Эдельгериев Р.С.Х., Иванов А.Л., Донник И.М. и др. Глобальный климат и почвенный покров России: проявления засухи, меры предупреждения, борьбы, ликвидация последствий и адаптационные мероприятия (сельское и лесное хозяйство). Т. 3. М.: Изд. МБА, 2021. DOI 10.52479/978-5-6045103-9-1

Brazee R.J. Impacts of Declining Discount Rates on Optimal Harvest Age and Land Expectation Values // Journal of Forest Economics. 2018. Vol. 31. № 1. P. 27–38. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfe.2017.06.002>

Belfiori M.E. Carbon Pricing, Carbon Sequestration and Social Discounting // European Economic Review. 2017. Vol. 96. P. 1–17. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2017.03.015>

Callen T. Purchasing Power Parity: Weights Matter. 2024. (<https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/Fandd/Back-to-Basics/callen-purchasing-power-parity.ashx>)

Castles I., Henderson D. Letters to Dr Pachauri, IPCC Chairman, 2002. (<http://www.economist.com/media/text/efhpdoc1.pdf>)

Carbon Pricing Dashboard. World Bank. (<https://carbonpricingdashboard.worldbank.org/>) (Accessed 11.01.2024).

Climate Change 2022: Impacts, Adaptation, and Vulnerability: Summary for Policymakers. Working Group II Contribution of to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change / drafting authors: H.-O. Pörtner, D. C. Roberts, H. Adams et al. IPCC, 2022. (https://www.ipcc.ch/report/ar6/wg2/downloads/report/IPCC_AR6_WGII_FinalDraft_FullReport.pdf) (Accessed 11.01.2024).

Chagas T., Galt H., Lee D., Neeff T., Streck C. A Close Look at the Quality of REDD+ Carbon Credits. 2020. (<https://climatefocus.com/wp-content/uploads/2022/06/A-close-look-at-the-quality-of-REDD-carbon-credits-2020-V2.0.pdf>) (Accessed 11.01.2024).

Dasgupta P. The Economics of Biodiversity: The Dasgupta review. HM Treasury, 2021. (https://assets.publishing.service.gov.uk/media/602e92b2e90e07660f807b47/The_Economics_of_Biodiversity_The_Dasgupta_Review_Full_Report.pdf) (Accessed 11.01.2024).

Farmer J. Elderflora: A Modern History of Ancient Trees. N.Y.: Basic Books, 2022.

Gibbs S. (ed.) Voluntary Carbon Markets Monitor: Record Demand for Carbon Credits. Institute of International Finance, 2024. (<https://www.iif.com/Publications/Members-Only-Content>)

Gillenwater M. What Is Additionality? Part 1. A Long Standing Problem: Discussion Paper. № 001. January 2012. Version 3. GHG Management Inst. (https://ghginstitute.org/wp-content/uploads/2015/04/AdditionalityPaper_Part-1ver3FINAL.pdf) (Accessed 11.01.2024).

GIVE Model. Resources for the Future. (<https://www.rff.org/publications/data-tools/scc-explorer/>) (Accessed 11.01.2024).

Grafton R.Q., Hoang Long Chu, Nelson H., Bonnis G. A Global Analysis of the Cost-Efficiency of Forest Carbon Sequestration: OECD Environment Working Papers. № 185. Paris: OECD Publ., 2021. DOI: <https://doi.org/10.1787/e4d45973-en>

Hahn R., Richards K. Understanding the Effectiveness of Environmental Offset Policies // Journal of Regulatory Economics. 2013. Vol. 44. № 1. P. 103–119. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11149-013-9211-1>.

Forest Trends' Ecosystem Marketplace. 2023. "All in on Climate: The Role of Carbon Credits in Corporate Climate Strategies". Washington DC: Forest Trends Association, 2023.

Kollmuss A., Lazarus M., Smith G. Discounting Offsets: Issues and Options // Carbon Management. 2011. Vol. 2. № 5. P. 539–549. DOI: 10.4155/cmt.11.49/

Nordhaus W.D. Revisiting the Social Cost of Carbon // PNAS. 2017. February 14. Vol. 114. № 7. P. 1518–1523.

Nordhaus W.D. Chapter 16. Integrated Economic and Climate Modeling // Handbook of Computable General Equilibrium Modeling / Eds. P.B. Dixon, D.W. Jorgenson. Elsevier. Vol. 1. 2013. P. 1069–1131. (<https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59568-3.00016-X>)

Peatland Code: Guidance. Version 1.2. April 2022. (<https://www.iucn-uk-peatlandprogramme.org/sites/default/files/header-images/Peatland%20Code/Peatland%20Code%20v1.2%20Guidance%20Document.pdf>) (Accessed 11.01.2024).

Plan Vivo Project Design Document (PDD). MIKOKO PAMOJA. Mangrove Conservation for Community Benefit: 2020 Revision. (<https://www.planvivo.org/Handlers/Download.ashx?IDMF=3faf7087-dec2-41ca-8a67-42a98e21c59d>) (Accessed 11.01.2024).

Sarno L., Taylor M.P. Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate // IMF Staff Papers. Vol. 49. № 1. 2002.

Scandinavian Forest Economics. № 49. 2020. Proceedings of the IUFRO WG 5.10.00 & Scandinavian Society of Forest Economics (SSFE): online conf., 28–30 Sept. 2020 / eds. T. Hujala et al. (https://www.ssfe-network.org/wp-content/uploads/2020/12/Scandinavian_Forest_Economics_No_49.pdf) (Accessed 11.01.2024).

SHAMBA Tool. Smallholder Agriculture Monitoring and Baseline Assessment. (<https://shambatool.wordpress.com/>) (Accessed 11.01.2024).

Shifting Voluntary Climate Finance to the High Hanging Fruit of Climate Action // New Climate Institute: site. (https://newclimate.org/sites/default/files/2023-07/newclimate_shiftingvoluntaryclimatefinance-tohighhangingfruitofclimateaction_jul23.pdf) (Accessed 14.01.2024).

VCMI Claims Code of Practice. The Voluntary Carbon Markets Integrity Initiative, 2023: site. (<https://vcmintegrity.org/wp-content/uploads/2023/11/VCMI-Claims-Code-of-Practice-November-2023.pdf>) (Accessed 11.01.2024).

VM0003 Methodology for Improved Forest Management through Extension of Rotation Age, v1.2. VERRA: site. (<https://verra.org/methodologies/vm0003-methodology-for-improved-forest-management-through-extension-of-rotation-age-v1-2/>) (Accessed 11.01.2024).

Zynobia E., Steele P., Ducros A. Biocredit Catalogue: A Collection of Biocredit Developers and Schemes. London: IIED, 2023. (<https://www.iied.org/22201iied>) (Accessed 11.01.2024).

Economic Efficiency of Climatic Projects: Conventional and Temporal Approaches

Natalya Gorbacheva

Institute of Economics and Industrial Engineering,
Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences,
17, Academician Lavrentyev Avenue, Novosibirsk, 630090, Russian Federation.
Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (RANEPA)
6, Nizhegorodskaya Str., Novosibirsk, 630102, Russian Federation
E-mail: gorbacheva-nv@ranepa.ru

Nature-based carbon offsets are worldwide used for issuing certificated carbon units that allow emitters compensate their GHG emissions within voluntary and compliance carbon markets. Despite of their widespread, prices remain to be volatile due to imperfection of these tools: unreliable removal, short-term accumulation, high risks of double accounting and overcrediting, low trustworthy verification, not realistic the baseline emissions and overestimated additionality. Mastering the methodology for assessing climatic projects could rid of these shortcomings. In this article temporal approach is proposed for economic estimation of climatic projects on the basis of applying the physics concept of the atmospheric lifetime of CO₂ emission and the economic concept of discounting. Temporal approach has been examined by assessing pilot climatic project of carbon supersites in Russia. Our research results demonstrate the controversy between conventional and temporal approaches, and some of these disparities can be softened by improving calculation methods, but fundamental contradictions demand the normative justification. By practice short-termed nature-based carbon offsets remain valid, thou for new generation carbon markets it is necessary to produce hybrid approach on the basis converging conventional and temporal approaches for assessing climatic initiatives.

Key words: climate change; carbon offset; nature-based solution; methodology; temporal approach; discounting; carbon supersites of Russia.

JEL Classification: Q54; H43; B41.

* *
*

References

- Assessment of Greenhouse Gas Fluxes in Ecosystems of the Russian Federation Regions* (2023) Moscow: Institute of Global Climate and Ecology named after Academician Y.A. Izrael. (in Russ.)
- Brazee R.J. (2018) Impacts of Declining Discount Rates on Optimal Harvest Age and Land Expectation Values. *Journal of Forest Economics*, 31, 1, pp. 27–38. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jfe.2017.06.002>

- Belfiori M.E. (2017) Carbon Pricing, Carbon Sequestration and Social Discounting. *European Economic Review*, 96, pp. 1–17. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2017.03.015>
- Callen T. (2024) *Purchasing Power Parity: Weights Matter*. Available at: <https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/Fandd/Back-to-Basics/callen-purchasing-power-parity.ashx>
- Castles I., Henderson D. (2002) *Letters to Dr Pachauri*. IPCC Chairman. Available at: <http://www.economist.com/media/text/efhpdoc1.pdf>
- Carbon Pricing Dashboard*. World Bank. Available at: <https://carbonpricingdashboard.worldbank.org/> (Accessed 11.01.2024).
- Climate Change 2022: Impacts, Adaptation, and Vulnerability: Summary for Policymakers* (2022) Working Group II Contribution of to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Drafting authors: H.-O. Pörtner, D. C. Roberts, H. Adams et al. IPCC. Available at: https://www.ipcc.ch/report/ar6/wg2/downloads/report/IPCC_AR6_WGII_FinalDraft_FullReport.pdf (Accessed 11.01.2024).
- Chagas T., Galt H., Lee D., Neeff T., Streck C. (2020) *A Close Look at the Quality of REDD+ Carbon Credits*. Available at: <https://climatefocus.com/wp-content/uploads/2022/06/A-close-look-at-the-quality-of-REDD-carbon-credits-2020-V2.0.pdf> (Accessed 11.01.2024).
- Concept of Realization of Natural-Climatic Projects in the Russian Federation*. Available at: <https://carbon-polygons.ru/news/uchenyie-ocenili-investiczionnuyu-privlekatelnost-lesnyix-klimaticheskix-proektov> (in Russ.)
- Dasgupta P. (2021) *The Economics of Biodiversity: The Dasgupta review*. HM Treasury. Available at: https://assets.publishing.service.gov.uk/media/602e92b2e90e07660f807b47/The_Economics_of_Biodiversity_The_Dasgupta_Review_Full_Report.pdf (Accessed 11.01.2024).
- Edelgeriev R.A., Ivanov A.L., Donnik I.M. et al. (2021) *Global Climate and Soil Cover of Russia: Manifestations of Drought, Measures of Prevention, Control, Elimination of Consequences and Adaptation Measures (agriculture and forestry)*. Vol. 3. Moscow: IBA Publishing House. DOI 10.52479/978-5-6045103-9-1 (in Russ.)
- Farmer J. (2022) *Elderflora: A Modern History of Ancient Trees*. N.Y.: Basic Books.
- Forest Trends' Ecosystem Marketplace (2023) *All in on Climate: The Role of Carbon Credits in Corporate Climate Strategies*. Washington DC: Forest Trends Association.
- Gorbacheva N.V. (2020) True Value of Electricity in Siberia: Cost-Benefit Analysis. *HSE Economic Journal*, 24, 3, pp. 340–371. DOI: 10.17323/1813-8691-2020-24-3-340-371 (in Russ.)
- Gulev S.K., Durmanov N.D., Shashkin A.P. (2022) *Information Prospectus "Carbon Polygons of the Russian Federation"*. Moscow: Ministry of Education and Science of Russia. Available at: <https://carbon-polygons.ru/assets/Carbon-polygons-handout-2022.pdf> (in Russ.)
- Gibbs S. (ed.) (2024) *Voluntary Carbon Markets Monitor: Record Demand for Carbon Credits*. Institute of International Finance. Available at: <https://www.iif.com/Publications/Members-Only-Content>
- Gillenwater M. (2012) *What Is Additionality? Part 1. A Long Standing Problem*. Discussion Paper. no 001. January, Version 3. GHG Management Inst. Available at: https://ghginstitute.org/wp-content/uploads/2015/04/AdditionalityPaper_Part-1ver3FINAL.pdf (Accessed 11.01.2024).
- GIVE Model. Resources for the Future*. Available at: <https://www.rff.org/publications/data-tools/scc-explorer/> (Accessed 11.01.2024).
- Grafton R.Q., Hoang Long Chu, Nelson H., Bonniss G. (2021) *A Global Analysis of the Cost-Efficiency of Forest Carbon Sequestration*. OECD Environment Working Papers. no 185. Paris: OECD Publ. DOI: <https://doi.org/10.1787/e4d45973-en>
- Guideline no 0010. Justification of Additionality of Project Activities*. Available at: https://carbonreg.ru/pdf/methodology/accepted/%D0%A1%D0%A0%D0%9C%20Guidelines%20%E2%84%96001_rus.pdf (in Russ.).
- Hahn R., Richards K. (2013) Understanding the Effectiveness of Environmental Offset Policies. *Journal of Regulatory Economics*, 44, 1, pp. 103–119. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11149-013-9211-1>.
- Information on the Total Number of Contracts and Total Value of Contracts Concluded at Commodity Auctions at National Mercantile Exchange (NAMEX)*, September, 2022, October, 2023. Available at: <https://www.namex.org/ru/commodityauctions/realtimeCA/monthCA> (in Russ.)

- Kollmuss A., Lazarus M., Smith G. (2011) Discounting Offsets: Issues and Options. *Carbon Management*, 2, 5, pp. 539–549. DOI: 10.4155/cmt.11.49/
- Korneva I.A., Semenov S.M. (2016) Surface Temperature Response to Variations in Atmospheric Albedo: Estimating the Radiation Effect. *Russian Meteorology and Hydrology*, 41, 5, pp. 307–311 (in Russ.)
- Kuznetsov M., Nikishova M., Stetsenko A. (2022) Prospects for Investing in Forest Climate Projects in Russia. *Ekonomicheskaya Politika*, 17, 5, pp. 26–53. DOI: 10.18288/1994-5124-2022-5-26-53 (in Russ.)
- Mamkin V., Kurbatova J., Avilov V., Ivanov D., Kuricheva O., Varlagin A., Yaseneva I., Olchev A. (2019) Energy and CO₂ Exchange in an Undisturbed Spruce Forest and Clear-Cut in the Southern Taiga. *Agricultural and Forest Meteorology*, 265, pp. 252–268. DOI 10.15372/SEJ20190509 (in Russ.)
- Methodology for Implementation of Climate Project no 0012* “Improved Forest Management, Including Reduced Impact of Logging”. Available at: https://carbonreg.ru/pdf/methodology/accepted/CPM%20%E2%84%960012_rus.pdf (in Russ.)
- Methodology for Implementation of Climate Project no 0010* “Reforestation”. Version 2.0. Available at: https://carbonreg.ru/pdf/methodology/accepted/CPM%20%E2%84%960010_rus.pdf (in Russ.)
- Muryshv K.E., Eliseev A.V., Mokhov I.I., Timazhev A.V., Arzhanov M.M., Denisov S.N. (2021) *Influence of Nonlinear Processes on the Time Lag between Changes in the Global Temperature and the Carbon Dioxide Content in the Atmosphere*. Doklady Earth Sciences, vol. 501, no 1, pp. 949–954. DOI 10.31857/S2686739721110116. (in Russ.)
- National Standard of the Russian Federation. GOST R ISO 14080-2021 *Greenhouse Gas Management and Related Activities*. System of approaches and methodological support for the implementation of climate projects. Electronic fund of legal and normative-technical documents. Available at: <https://docs.cntd.ru/document/1200181057> (in Russ.)
- Nordhaus W.D. (2017) Revisiting the Social Cost of Carbon. *PNAS*. February 14, 114, 7, pp. 1518–1523.
- Nordhaus W.D. (2013) Chapter 16. Integrated Economic and Climate Modeling. *Handbook of Computable General Equilibrium Modeling* (eds. P.B. Dixon, D.W. Jorgenson). Elsevier, 1, pp. 1069–1131. Available at: <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59568-3.00016-X>
- Peatland Code: Guidance* (2022) Version 1.2. April. Available at: <https://www.iucn-uk-peatlandprogramme.org/sites/default/files/header-images/Peatland%20Code/Peatland%20Code%201.2%20Guidance%20Document.pdf> (Accessed 11.01.2024).
- Plan Vivo Project Design Document (PDD). MIKOKO PAMOJA (2020) *Mangrove Conservation for Community Benefit: Revision*. Available at: <https://www.planvivo.org/Handlers/Download.ashx?IDMF=3faf7087-dec2-41ca-8a67-42a98e21c59d> (Accessed 11.01.2024).
- Sarno L., Taylor M.P. (2002) *Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate*. IMF Staff Papers, 49, 1.
- Safonov G. V., Potashnikov V. Yu., Safonov M. G. et al. (2022) The Prospects for Ecological Modernization of Russian Economy. *Journal of the New Economic Association*, 4, 56, pp. 195–201. DOI: 10.31737/2221-2264-2022-56-4-9 (in Russ.)
- Scandinavian Forest Economics*. no 49 (2020) Proceedings of the IUFRO WG 5.10.00 & Scandinavian Society of Forest Economics (SSFE) (eds. T. Hujala et al.): online conf., 28–30 Sept. 2020. Available at: https://www.ssfe-network.org/wp-content/uploads/2020/12/Scandinavian_Forest_Economics_No_49.pdf (Accessed 11.01.2024).
- Semenov S.M. (2012) Greenhouse Effect and its Anthropogenic Enhancement. *Solar-Terrestrial Physics*, 12, 134, pp. 10–12. (in Russ.)
- SHAMBA Tool. *Smallholder Agriculture Monitoring and Baseline Assessment*. Available at: <https://shambatool.wordpress.com/> (Accessed 11.01.2024).
- Shifting Voluntary Climate Finance to the High Hanging Fruit of Climate Action*. New Climate Institute: site. Available at: https://newclimate.org/sites/default/files/2023-07/newclimate_shiftingvoluntaryclimatefinance_tohighhangingfruitofclimateaction_jul23.pdf (Accessed 14.01.2024).

Sorokina D.D., Ptichnikov A.V., Romanovskaya A.A. (2023) Comparative Analysis and Assessment of Methods for Calculating Greenhouse Gas Uptake by Forest Ecosystems Used in the Russian Federation. *Regional Research of Russia*, 87, 4, pp. 497–511. DOI 10.31857/S2587556623040131 (in Russ.)

Vaganov E.A., Pyzhev A.I., Kurbatova M.V. (2023) *Prospects for the Realization of Forest-Climatic Projects: the Potential of the Regions of Yenisei Siberia*: flagship analytical report. Krasnoyarsk: Sib. Feder. University. Available at: <https://www.sfu-kras.ru/files/NOC-doklad.pdf> (in Russ.)

VCMI Claims Code of Practice (2023) *The Voluntary Carbon Markets Integrity Initiative*. Available at: <https://vcmintegrity.org/wp-content/uploads/2023/11/VCMI-Claims-Code-of-Practice-November-2023.pdf> (Accessed 11.01.2024).

VM0003 *Methodology for Improved Forest Management through Extension of Rotation Age*, v1.2. VERRA: site. Available at: <https://verra.org/methodologies/vm0003-methodology-for-improved-forest-management-through-extension-of-rotation-age-v1-2/> (Accessed 11.01.2024).

Volodin E.M., Gritsun A.S. (2020) Simulation of Possible Climate Changes in the 21st Century in the INM-CM5 Climate Model. *Izvestiya, Atmospheric and Oceanic Physics*, 56, 3, pp. 218–228. DOI 10.31857/S0002351520030128 (in Russ.)

Zynobia E., Steele P., Ducros A. (2023) *Biocredit Catalogue: A Collection of Biocredit Developers and Schemes*. London: IIED. Available at: <https://www.iied.org/22201iied> (Accessed 11.01.2024)

УДК 336.76, 519.246

Informed Trading in Cryptocurrency Markets

Grigorii Kuzmin¹, Alexei Boulatov²

¹ National Research University Higher School of Economics,
11, Pokrovsky Bulvar, Moscow, 109028, Russian Federation.
E-mail: gikuzmin@hse.ru

² National Research University Higher School of Economics,
11, Pokrovsky Bulvar, Moscow, 109028, Russian Federation.
E-mail: aboulatov@hse.ru

This paper empirically estimates information asymmetry in cryptocurrency markets using the Probability of Informed Trading (PIN) and Adjusted PIN metrics. These markets, characterized by a high proportion of algorithmic trading and large volumes of high-frequency data, present a promising environment for analyzing informed trading behavior. We introduce a modified estimation procedure for Adjusted PIN, addressing floating-point errors and issues with local extrema, thereby improving its accuracy compared to the traditional naive approaches commonly used in the literature. Additionally, we propose an alternative trade aggregation method at higher frequencies than the conventional daily aggregation to enhance the efficiency of both PIN and Adjusted PIN models. Through analysis of both simulated and real data, we demonstrate that aggregating total buy and sell trades on a daily basis results in less meaningful estimates due to noisy input data, making it difficult to capture informed trader activity. The true optimal trade aggregation frequency is still to be further investigated, as increasing the frequency introduces heterogeneity in order imbalances, and the specific frequencies at which informed traders operate are still unknown. Finally, several empirical studies are conducted to evaluate the behavior of the metrics, revealing that illiquid cryptocurrencies exhibit relatively higher estimated probabilities of informed trading. This finding aligns with similar results observed in equity markets.

Key words: PIN; Adjusted PIN; probability of informed trading; cryptocurrency markets; information asymmetry.

JEL Classification: G12, G14, D53, C13.

Grigorii Kuzmin – Phd Student, Doctoral School of Economics HSE.

Alexei Boulatov – Tenured Professor.

The article was received: 14.05.2024/The article is accepted for publication: 07.11.2024.

DOI: 10.17323/1813-8691-2024-28-4-615-646

For citation: Kuzmin G., Boulatov A. Informed Trading in Cryptocurrency Markets. *HSE Economic Journal*. 2024; 28(4): 615–646.

1. Introduction

Cryptocurrency markets gave additional impetus to the development of trading as well as market making in high frequency environments. Alongside, cryptocurrencies have emerged as a favored asset class for algorithmic trading and various quantitative strategies. These sophisticated trading algorithms often integrate exclusive information and market forecasts beyond the reach of ordinary investors, and if distinguished in the order flow, can reveal the information asymmetry. This in turn makes cryptocurrency markets topical to reconsider a specific class of models, identifying informed trading. A popular approach is PIN measure, proposed by Easley, Kiefer, O'Hara, and Paperman (1996), which uses Glosten and Milgrom (1985) setting to estimate the probability of informed trading. There was a debate whether PIN is a measure of liquidity rather than of informed trading activity as well as its critics that it mathematically fails to explain empirical positive correlation between buy and sell trades. To account for PIN model's limitations, its nested version was introduced Adjusted PIN (APIN) [Duarte, Young, 2007], which is more computationally extensive, but promised to be more accurate. Both models proved to be widely used in equity research and corporate finance as some proxies for insider trading before public events such as mergers and acquisitions and others. The emergence of cryptocurrency trading has revitalized the relevance of these metrics, expanding their scope of interpretation. However, up to date, the literature on their application in this context remains relatively sparse.

The ability to accurately identify informed trading is quite a topical issue which could be potentially applied for trading purposes and market regulation. The latter, combined with the fact, that cryptocurrency markets are still regulated to much lower extent than stock markets, makes such analysis even more crucial. Informed trading includes both insider trading (unlawful acquisition of privileged information by insiders), and informed trading, based on information asymmetry arising from the capacity to access new information ahead of the majority of other market participants. In other words, the informed trading involves one's ability to outpace the majority of the market in finding information. This is crucial for cryptocurrency markets with a wide range of algorithmic funds, trading high volumes, which appear to have much higher computational power and are superior and faster in analyzing numerous market variables than average traders.

Thus, this research extends the application of the informed trading metrics and introduces some novel modifications to their estimation, testing them on both real and simulated data, which in turn leads to the following objectives and results. Firstly, we compare the empirical evidence of informed trading metrics on the cryptocurrency market to the existing ones of the stock market. We find that as in case of stocks less liquid cryptocurrencies tend to have higher probability of informed trading. Secondly, we introduce a modified approach to estimation of APIN model, which substantially improves its theoretical accuracy. Finally, we propose a new technique of trades aggregation for estimation of daily PIN and APIN and try to identify the most efficient frequency to combine trades. Using simulated data we determine that for frequencies higher than 15 minutes the improvement in accuracy is not proportional to increasing computational diffi-

culty. Empirical series of both PIN and APIN prove that using higher frequency aggregation that one day provides more meaningful output, however, the behavior of the metrics at higher frequencies can vary due to potentially arising heterogeneity in the order flow and inability to determine at which exact frequency sophisticated algorithms are more likely to trade. We sidestep discussions regarding the PIN's theoretical drawbacks and the ongoing theoretical discourse on whether solely analyzing order imbalance suffices is enough to detect informed trading, as well as the usage of alternative methodologies.

The remainder is organised in the following way: Section 2 is devoted to literature review, Section 3 describes the models used, Section 4 discusses the estimation novelty of APIN model, Section 5 describes trades bucketing and optimal aggregation frequency to enhance efficiency of metrics, Section 6 presents data overview, while Sections 7 and 8 provide main results and conclusion.

2. Literature Review

Constructing a good metric of informed trading has become a topical question in financial microstructure literature. Hasbrouk (2007) claims it to be one of the integral aims to identify information asymmetry in financial markets. Information asymmetry occurs when information is not delivered to all investors identically in terms of time and costs. This allows for some agents, who are relatively more informed, to benefit from market operations, also affecting other investors. Informed trading has long been pervasive in equity markets, often observed surrounding numerous M&A and takeover transactions [Brennan, Huh, Subrahmanyam, 2017]. Furthermore, its presence is intricately linked to the concept of price stability.

This problem becomes even more topical in the context of the cryptocurrency markets. In traditional equity markets there is a range of tools, smoothing the presence of private information such as regulatory frameworks, under which companies should disclose and update information publicly, to different trading rules, that guarantee punishment for unethical operations. As for crypto markets, they still lack regulation and in the absence of disclosure systems ordinary investors are left with very limited sources of information, which enhances information asymmetry. The latter is further expanded since cryptocurrency systems, blockchain technology and other related issues are still too complicated and not quite transparent to typical users. European Central Bank (2012) argues on the complexity of cryptocurrency frameworks, which combined with availability and accessibility of the software, might lead to high risks. Agents, who do not understand how such systems work, will still download the applications and will conduct operations.

This paper extends the application of most widely used structural models to the cryptocurrency markets with some new modifications, enhancing their efficiency. Current literature counts a limited number of research papers, evaluating information asymmetry and even less via structural models. Feng et al. (2017) use their own version of volume imbalance indicator to identify informed trading, associated with bitcoin (BTC). They estimate the metric around some important public announcements and find evidence of informed trading activity prior to events, associated with both negative and positive news. Felez-Vinas et al. (2022) finds informed trading before 10–25% of cryptocurrency exchange listings, while Westland (2021) identifies trade informativeness as a principal driving force of liquidity in the BTC markets. Regarding structural approaches, Park and Chai (2020) applied PIN metric on several cryptocurrency tickers and concluded that cryptocurrency markets exhibit similar levels of information asymmetry as traditional equity markets.

There exist several structural approaches to measuring information asymmetry. Easley et al. (1996) proposed one of the most popular metrics – Probability of Informed Trading (PIN) which captures the posterior probability of informed trading. PIN model is based on the Glosten and Milgrom (1985) framework and uses the observed order imbalance to identify information asymmetry. By order imbalance in this case we understand the difference between buyer and seller initiated trades. Easley et al. (1996) observe that less liquid stocks have larger bid-ask spreads than more liquid ones, which among other reasons, can be also explained by private information, leading to higher risks and wider spreads. This is confirmed by the empirical results of PIN model which showed higher values, on average, for less frequently traded stocks. In this paper we conduct similar analysis, but for cryptocurrencies.

However, original version of PIN was found to have some disadvantages, both technical and empirical. As for technical ones, it performed poorly on the data with large trading volumes, leading to floating point error (FPE). The likelihood function in the model contains factorials (trades are assumed to have Poisson distribution) which cannot be computed for some large numbers. Another problem is related to computer optimisation procedure in general. Modern optimization algorithms suffer from the problem of obtaining local maximum instead of the global one, thus, applying original PIN model without any further modification could lead to biased results. These two inefficiencies were tackled by Lin and Ke (2011) and Yan and Zhang (2012) that introduced modified likelihood and initial parameters algorithm, based on the method of moments conditions, implied by the PIN model. The usage of these two sub-models in PIN estimation substantially increases the computational complexity, but, on the other hand, significantly improves the accuracy. Considering empirical disadvantages, Collin-Dufresne and Fos (2012) and Aktas et al. (2007) show that PIN provides contradictory low values when the detected presence of insider trading was high. This creates an issue similar to joint hypothesis problem since we cannot distinguish between the model itself fails or rather order imbalance itself is not sufficient to reveal informed trading.

Still, the most important flaw of the PIN model was revealed by Duarte and Young (2009). They showed that empirically buyer and seller initiated trades have positive correlation in the stock market, which PIN fails to capture, since this correlation can only be negative theoretically. Thus, they introduced a modified version Adjusted PIN (APIN) which allows for positive correlation. By comparing the results of these two models, they introduce the hypothesis that original PIN model might be a liquidity measure rather than a metric of informed trading. APIN, being the nested model of PIN, inherits both FPE and local maximum problems. We propose the solution in the fashion of Lin and Ke (2011) and Yan and Zhang (2012) for PIN. There is a similar attempt to tackle these issues, outlined in the preprint paper of Ersan and Grachem (2023), who introduced the same modification to the likelihood function, but different version of initial parameters algorithm.

Among other models, not considered in this paper, the most prominent were VPIN [Easley, López de Prado, O'Hara, 2012] and OWR [Odders-White, Ready, 2008]. The first was proved to converge to PIN and, thus, was considered as its approximation due to simple estimation procedure that does not involve estimation of intermediate parameters. As for OWR, in contrast to PIN and APIN, it is based on Kyle (1985) and takes as additional inputs intraday and overnight returns besides order imbalance (only input for PIN and APIN). However, it fails to estimate directly the proportion of informed trading, forecasting only the value the probability of the private signal in the market. This, on the one hand, limits its comparison to PIN and APIN, while still enables to

check the hypothesis whether order imbalance alone is enough to identify informed trading. Unfortunately, OWR is hardly applicable on the cryptocurrency markets since crypto exchanges accepts trades 24 hours and overnight returns, implied by the model, lose their tractability.

3. Theoretical Review (PIN and APIN)

3.1. PIN

This section describes the underlyings of the PIN model applied in further sections. We moved away from the traditional set-up (EKOP) [Easley et al., 1996] to its updated version (EHO) [Easley et al., 2002].

Model outline. There are two types of traders: informed traders who obtain private information and use it for speculative trading and noise traders, trading for liquidity or other exogenous purposes. Moreover, there is a market maker, setting bids and ask quotes according to buy and sell orders flow and estimating the probability of receiving orders from informed traders. At the beginning of each day there is an independent private information event which occurs with probability α . This event can be bad (negative signal) with probability δ and good (positive signal) with probability $1 - \delta$. Defining the arrival rates of uninformed buyers and sellers and informed traders are distributed by Poisson process as ϵ_B , ϵ_S and μ respectively, on the day with positive signal the total *buy order flow* is $\mu + \epsilon_B$ and the total *sell order flow* is ϵ_S . On the day with negative signal everything is vice versa (see the Fig. 1).

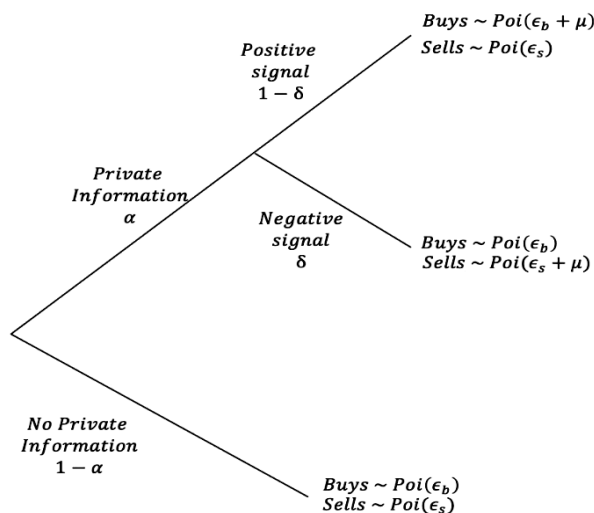


Fig. 1. Trading process tree¹

¹ This diagram represents the trading mechanics, described on the previous page, where $\alpha, \delta, \epsilon_B, \epsilon_S$ and μ stay for probability of private information event, probability of negative signal, rate of uninformed buy and sell operations rates and informed trade arrival respectively.

Using homogenous Poisson processes, the following Likelihood function is derived:

$$\begin{aligned}
 L(\Theta|B,S) = & (1-\alpha) \cdot e^{-\varepsilon_b} \cdot \frac{\varepsilon_b^B}{B!} \cdot e^{-\varepsilon_s} \cdot \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \\
 (1) \quad & + \alpha \cdot \delta \cdot e^{-\varepsilon_b} \cdot \frac{\varepsilon_b^B}{B!} \cdot e^{-(\mu+\varepsilon_s)} \cdot \frac{(\mu+\varepsilon_s)^S}{S!} + \\
 & + \alpha \cdot (1-\delta) \cdot e^{-(\mu+\varepsilon_b)} \cdot \frac{(\mu+\varepsilon_b)^B}{B!} \cdot e^{-\varepsilon_s} \cdot \frac{\varepsilon_s^S}{S!},
 \end{aligned}$$

where $\Theta = (\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ is a vector of parameters and $(1-\alpha)$, $\alpha \cdot \delta$, $\alpha \cdot (1-\delta)$ are no news, bad news, good news trading days respectively, while B and S are total Buy and Sell operations per day.

Formulating the maximization problem for t trading days is similar to the product of daily Likelihoods functions. Taking *log* (monotonic transformation) makes this equivalent to the sum of daily Log Likelihood functions:

$$(2) \quad V = \prod L(\Theta|M) = \sum \log L(\Theta|M),$$

where $M = ((B_1, S_1), \dots, (B_n, S_n))$ is vector of Buy and Sell orders.

Finally, having solved the maximization problem, we obtain the optimal parameters values which are used for PIN calculation. PIN (*probability of informed trading*) is calculated as ratio of expected informed arrival rate to expected total arrival rate:

$$(3) \quad PIN = \frac{\alpha \cdot \mu}{\alpha \cdot \mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s}.$$

Formula 3 takes into account both insider and noise trading and beliefs of liquidity provider. For instance, if there are only informed trades, based on private information, ($\varepsilon_s = \varepsilon_b = 0$) then $PIN = 1$ and there is a wide bid-ask spread. Considering the case without private signal or no insider trading ($\mu = 0$ or $\alpha = 0$) the $PIN = 0$ is obtained and there is no spread. Here we can observe the main distinction in the approach in the EHO model presented above and the original EKOP. In the EKOP model there is no differentiation between uninformed buyers and sellers, they are assumed to act at the same rate $\varepsilon_s = \varepsilon_b = \varepsilon$. However, in considered EHO specification, liquidity buyers and seller participate with unique rates ε_b and ε_s , respectively.

3.1.1. Factorization techniques and initial parameters

PIN model estimation procedure has two technical inefficiencies that affect its output: *floating point error (FPE)* and *false boundary solutions*. The first one appears due to factorials in the likelihood functions which cannot be computed for some large numbers, while the latter is

related to the computer estimation problem, where the optimization algorithm stops at local maximum.

These two problems were solved by modified likelihood and initial parameters algorithm, introduced by Lin and Ke (2011) and Yan and Zhang (2012), respectively. We will return to these submodels in further sections when consider APIN, which being the nested model, suffers from the same issues. However, these two algorithms were not modified, so this paper contributes by provided new versions of initial parameters and likelihood, but for APIN, in Section 4.

3.2. Why should not we stop at PIN?

The main caveat of PIN is that it theoretically does not allow *positive* correlation between Buy and Sell trades In terms of the model, the mathematical expression is always negative, while the empirical correlation appears to be positive (see Table 1). Thus, there is a need for an extension, solving this puzzle – Adjusted PIN.

Table 1.

**Correlations between buyer and seller initiated trades
(year 2022)**

Ticker	Mean	Median	Max	Min
XBT	0.907	0.929	0.996	0.47
XRP	0.825	0.874	0.999	0.107
DOGE	0.692	0.752	0.999	-0.724
SOL	0.701	0.738	0.998	0.019
ADA	0.564	0.634	0.993	-0.297
LINK	0.647	0.67	0.999	-0.067
LTC	0.636	0.735	0.999	-0.164
AXS	0.499	0.573	0.988	-0.340
AVAX	0.526	0.561	0.996	-0.166
BCH	0.525	0.592	0.991	-0.471

3.3. APIN

This model, introduced by Duarte and Young (2007) is an extension of PIN (EHO) model. As in the original model, there are two types of traders (insiders and noise), and with probability α there is a private information event, which can be either positive or negative with underlying probabilities δ and $(1 - \delta)$, respectively. However, we allow informed traders to be heterogeneous and perform Buy/Sell trades at different rates: μ_b and μ_s . Moreover, we introduce an event of symmetric order flow, leading to additional Sell (Δ_s) and Buy (Δ_b) orders at the same time. This modification enables the model to match the empirically observed positive correlation between Buy and Sell orders, which the traditional PIN model fails to do.

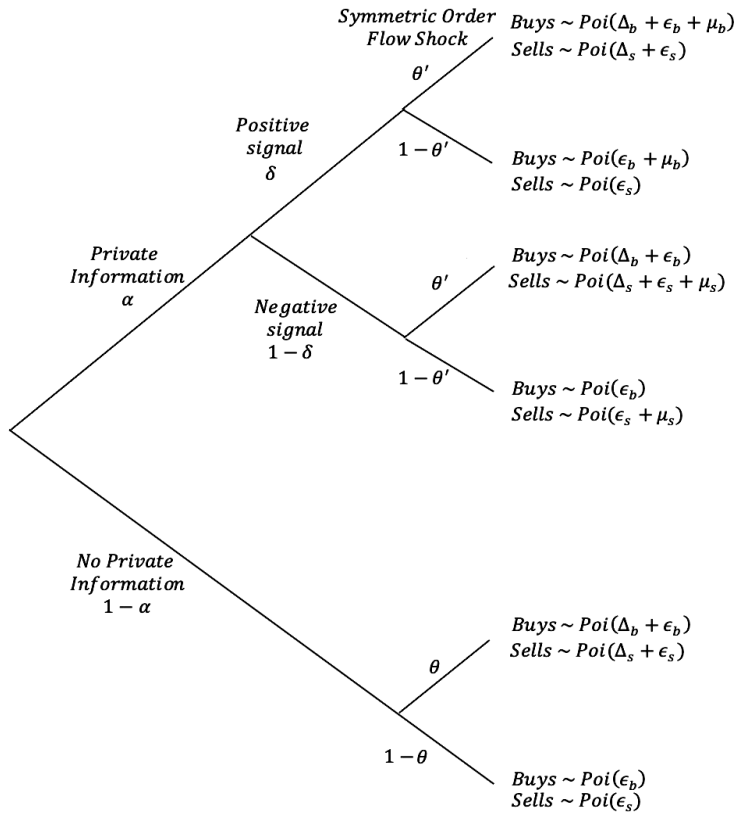


Fig. 2. Adjusted PIN model Prob. Tree²

Using the Poisson distribution assumption, we arrive at the following Likelihood function:

$$\begin{aligned}
 L(\Theta|B_i, S_i) = \ln & \left[(1 - \alpha)(1 - \theta) \exp(-\epsilon_b - \epsilon_s) \frac{\epsilon_b^{B_i} \epsilon_s^{S_i}}{B_i! S_i!} + \right. \\
 (4) \quad & + (1 - \alpha)\theta \exp(-\epsilon_b - \epsilon_s - \Delta_b - \Delta_s) \frac{(\epsilon_b + \Delta_b)^{B_i} (\epsilon_s + \Delta_s)^{S_i}}{B_i! S_i!} + \\
 & \left. + \alpha(1 - \theta')(1 - \delta) \exp(-\epsilon_b - \mu_s - \epsilon_s) \frac{\epsilon_b^{B_i} (\mu_s + \epsilon_s)^{S_i}}{B_i! S_i!} + \right]
 \end{aligned}$$

² Adjusted trading process tree. This diagram represents the trading mechanics, where $\alpha, \delta, \theta, \theta', \mu_b, \mu_s, \epsilon_b, \epsilon_s, \Delta_b$ and Δ_s stay for probabilities of private information event, of positive signal and of symmetric order flow in case of private event and its absence, rate of informed buy and sell operations, rates of noisy buy and sell operations and symmetric buy and sell rates, respectively.

$$\begin{aligned}
& + \alpha \theta' (1 - \delta) \exp(-\varepsilon_b - \varepsilon_s - \mu_s - \Delta_b - \Delta_s) \frac{(\varepsilon_b + \Delta_b)^{B_i} (\mu_s + \varepsilon_s + \Delta_s)^{S_i}}{B_i! S_i!} + \\
& + \alpha (1 - \theta') \delta \exp(-\mu_b - \varepsilon_b - \varepsilon_s) \frac{(\mu_b + \varepsilon_b)^{B_i} \varepsilon_s^{S_i}}{B_i! S_i!} + \\
& + \alpha \theta' \delta \exp(-\mu_b - \varepsilon_b - \varepsilon_s - \Delta_b - \Delta_s) \frac{(\mu_b + \varepsilon_b + \Delta_b)^{B_i} (\varepsilon_s + \Delta_s)^{S_i}}{B_i! S_i!} \Bigg],
\end{aligned}$$

where $\Theta = (\alpha, \delta, \theta, \theta', \mu_b, \mu_s, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \Delta_b, \Delta_s)$ are probability of news, probability of good news, probability of symmetric buy and sell trades, given there is NO private signal, probability of symmetric buy and sell trades, given there is private signal, insider's buy and sell trading rates, noise traders' buy and sell trading rates, additional buy and sell trading rates in case of symmetric trading event, respectively, while B and S are total Buy and Sell operations per day.

In order to tackle factorials, which cannot be computed for large numbers, Duarte et al.

(2007) modifies the Likelihood, using $e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} \sim e^{-\varepsilon_b + B \cdot \ln(\varepsilon_b) - \sum_{i=1}^B \ln(i)}$ trick.

Given independence of information signals for each particular day, we can reformulate the maximization problem for t periods as:

$$(5) \quad V = \prod \{L(\Theta|B, S)\} = \sum \log L(\Theta|B, S).$$

Formula for Adjusted PIN is the ratio of expected insider trading order flow to total order flow (nested PIN formula):

$$(6) \quad Adj\ PIN = \frac{\alpha(\delta \cdot \mu_s + (1 - \delta) \cdot \mu_b)}{\alpha((1 - \delta) \cdot \mu_b + \delta \cdot \mu_s) + (\Delta_b + \Delta_s) \cdot (\alpha \cdot \theta' + (1 - \alpha) \cdot \theta) + \varepsilon_s + \varepsilon_b}.$$

4. Two New Algorithms to Enhance APIN Estimation

Being nested version of PIN model, APIN inherits FPE and local maximum problems, described in the Subsection 3.1.1. However, to our best knowledge, although these problems were solved for PIN, this issue was not widely reconsidered for APIN.

We propose a new algorithm of initial parameters and new modified likelihood for APIN, based on ideas of Yan and Zhang (2012) and Lin and Ke (2011), which demonstrates a significant boost in accuracy on a simulated data sample.

4.1. New factorization technique and initial parameters algorithm for Adjusted PIN

Using the intuition and ideas from Lin and Ke (2011) and Yang and Zhang (2012) models for PIN, in the following two subsections we derive their modified versions for Adjusted PIN framework.

New factorization technique

As in Lin and Ke (2011), we base our derivation on two main ideas:

1. Computer provides more stable estimates for e^{x+y} rather than for $e^x e^y$.
2. We should avoid plugging too large inputs into $\exp()$ and too low ones into $\ln()$. For

instance, if we want to estimate $\ln(e^{x+y} + e^z)$ we should better rewrite as:

$$(7) \quad \ln \left[\frac{(e^{x+y} + e^z) e^k}{e^k} \right] = \ln \left(e^{(x+y)-k} + e^{(z-k)} \right) + k,$$

where $k = \max(x + y, z)$.

This trick guarantees the expression inside logarithm is always greater than one and we do not obtain $ex, x > 710$, leading to overflow.

Applying these two principles on the initial Likelihood function, we get the more accurate expression:

$$(8) \quad \begin{aligned} L(\Theta | B_i, S_i) = & \ln \left[(1 - \alpha)(1 - \theta) \exp(-e_{maxi}) + (1 - \alpha)\theta \exp(e_{li} - e_{maxi}) + \right. \\ & + \alpha(1 - \theta')(1 - \delta) \exp(e_{2i} - e_{maxi}) + \alpha\theta'(1 - \delta) \exp(e_{3i} - e_{maxi}) + \\ & + \alpha(1 - \theta')\delta \exp(e_{4i} - e_{maxi}) + \alpha\theta'\delta \exp(e_{5i} - e_{maxi}) \left. \right] - (\varepsilon_b + \varepsilon_s) + \\ & + S_i \ln(\varepsilon_s) + B_i \ln(\varepsilon_b) + e_{maxi} - \ln(B_i! S_i!), \end{aligned}$$

where $e_{li} = -\Delta_b - \Delta_s + B_i \ln(1 + \Delta_b/\varepsilon_b) + S_i \ln(1 + \Delta_s/\varepsilon_s)$,

$$e_{2i} = -\mu_s + S_i \ln(1 + \mu_s/\varepsilon_s),$$

$$e_{3i} = -\mu_s - \Delta_b - \Delta_s + B_i \ln(1 + \Delta_b/\varepsilon_b) + S_i \ln(1 + [\mu_s + \Delta_s]/\varepsilon_s),$$

$$e_{4i} = -\mu_b + B_i \ln(1 + \mu_b/\varepsilon_b),$$

$$e_{5i} = -\mu_b - \Delta_b - \Delta_s + B_i \ln(1 + [\mu_b + \Delta_b]/\varepsilon_b) + S_i \ln(1 + \Delta_s/\varepsilon_s),$$

$$e_{maxi} = \max(e_{li}, e_{2i}, e_{3i}, e_{4i}, e_{5i}).$$

New initial parameters algorithm

We will use a more parsimonious specification with 10 parameters to estimate (setting $\theta = \theta'$):

$$\Theta = (\alpha, \delta, \theta, \mu_s, \mu_b, \varepsilon_s, \varepsilon_b, \Delta_s, \Delta_b).$$

We use 1-st and 2-nd moment conditions:

$$(9) \quad E(B) = \varepsilon_b + \theta \Delta_b + \alpha \delta \mu_b,$$

$$(10) \quad E(S) = \varepsilon_s + \theta \Delta_s + \alpha(1 - \delta)\mu_s,$$

$$(11) \quad E(B^2) = \varepsilon_b^2 + \alpha\delta\mu_b^2 + \theta(\Delta_b^2 + 2\varepsilon_b\Delta_b) + 2\alpha\delta\mu_b(\varepsilon_b + \theta\Delta_b),$$

$$(12) \quad E(S^2) = \varepsilon_s^2 + \alpha(1 - \delta)\mu_s^2 + \theta(\Delta_s^2 + 2\varepsilon_s\Delta_s) + 2\alpha(1 - \delta)\mu_s(\varepsilon_s + \theta\Delta_s).$$

As $E(B)$ is always greater than ε_b , so we set the latter to be proportion of the sample analogue $\varepsilon_b = \gamma\bar{B}$, where $\gamma = \{0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9\}$. In the same fashion we set, $\varepsilon_s = \gamma'\bar{S}$, where $\gamma' = \{0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9\}$.

As for probabilities of signal, positive signal and symmetric order flow shock we assign the following set of potential values to them:

$$\alpha = \{0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9\},$$

$$\delta = \{0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9\},$$

$$\theta = \{0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9\}.$$

As a result, we have $5^5 = 3125$ initial values to estimate, which makes the algorithm extremely computationally intensive. Thus, in further analysis and testing we set $\gamma = \gamma'$ which decreases the number of points to 625. Moreover, we will also exclude some of them due to elimination of negative roots.

4.2. Monte Carlo simulation

In order to test the increase in accuracy we simulate the order flow, based on theoretical parameters:

Parameter	Description	Value
α	prob. of signal	$U[0,1]$
δ	prob. positive signal	$U[0,1]$
θ	prob. symmetric order flow	$U[0,1]$
I	total trade intensity	2500
p_μ	proportion of informed traders as proportion of I	$U[0,1]$
p_{μ_b}	informed who buy	$U[0,1]$
p	proportion of noise traders	$U[0,1]$
p_{ε_b}	noise who buy	$U[0,1]$
$p\Delta_b$	additional buy trades under symmetric order flow	$U[0,1]$

Thus, we get the following theoretical rates:

$$(13) \quad \mu_b = p_\mu \cdot p_{\mu_b} \cdot I,$$

$$(14) \quad \mu_s = p_\mu \cdot (1 - p_{\mu_b}) \cdot I,$$

$$(15) \quad \varepsilon_b = (1 - p_\mu) \cdot p_\varepsilon \cdot p_{\varepsilon_b} \cdot I,$$

$$(16) \quad \varepsilon_s = (1 - p_\mu) \cdot p_\varepsilon \cdot (1 - p_{\varepsilon_b}) \cdot I,$$

$$(17) \quad \Delta_b = (1 - p_\mu) \cdot (1 - p_\varepsilon) \cdot p_{\Delta_b} \cdot I,$$

$$(18) \quad \Delta_s = (1 - p_\mu) \cdot (1 - p_\varepsilon) \cdot (1 - p_{\Delta_b}) \cdot I.$$

As we know the theoretical rates, we can estimate the implied true value of APIN:

$$(19) \quad Adj\ PIN = \frac{\alpha \cdot (\delta \cdot \mu_s + (1 - \delta) \cdot \mu_b)}{\alpha \cdot ((1 - \delta) \cdot \mu_b + \delta \cdot \mu_s) + (\Delta_b + \Delta_s) \cdot (\alpha \cdot \theta' + (1 - \alpha) \cdot \theta) + \varepsilon_s + \varepsilon_b}.$$

Finally, using Poisson distribution, we generate the Buy and Sell trades:

$$Buy \sim Poisson(\varepsilon_b, \mu_b, \Delta_b | \Theta),$$

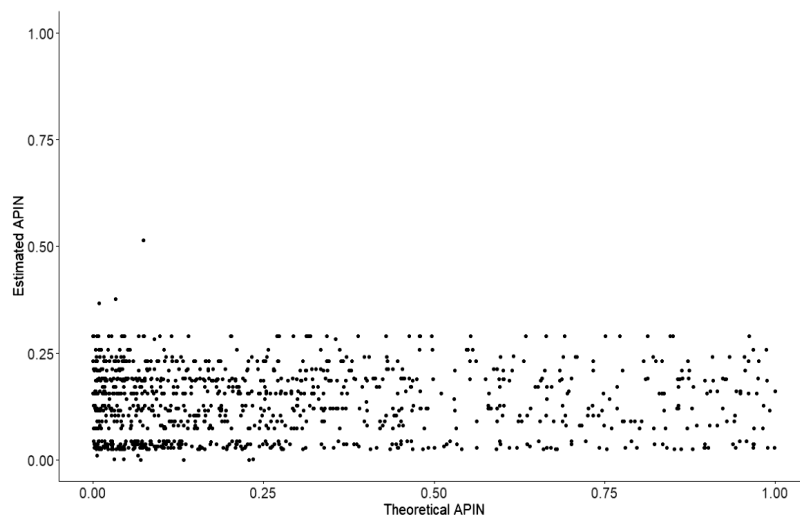
$$Sell \sim Poisson(\varepsilon_s, \mu_s, \Delta_s | \Theta).$$

If there is no signal ($\alpha = 0$) then there are only noise traders in the market, $Buy \sim Poisson(\varepsilon_b)$ and $Sell \sim Poisson(\varepsilon_s)$ or if there is a positive signal with event of symmetric order flow then $Buy \sim Poisson(\varepsilon_b + \mu_b + \Delta_b)$, and $Sell \sim Poisson(\varepsilon_s + \mu_s + \Delta_s)$. Finally, we utilize the generated order flow to obtain an estimate of theoretical APIN.

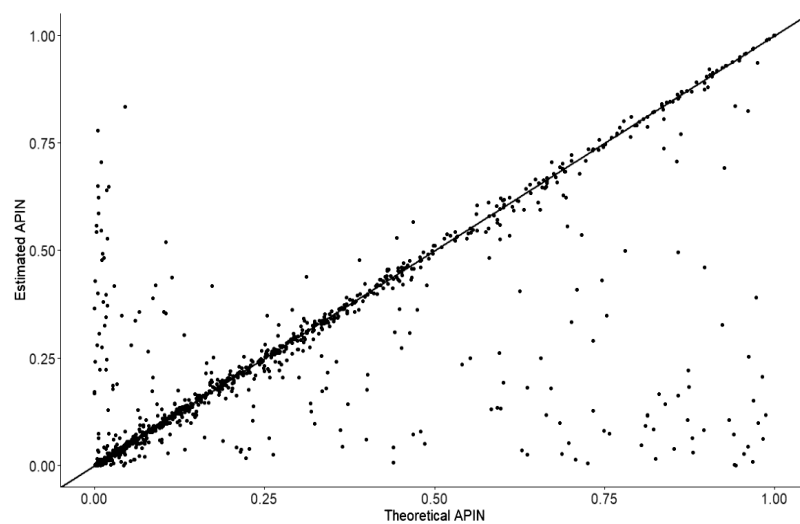
We use this Monte Carlo setting to show that our two estimation procedures for APIN substantially improves the accuracy of model's predictions. To show this we compare two specifications:

1. "Naive APIN" (Used by Duarte and Young):
 - Duarte Likelihood function;
 - Ten random initial points for optimization'
2. Modified APIN (Our version):
 - New likelihood (Section 4.1);
 - New initial parameters algorithm (Section 4.1).

We find that APIN estimates with our proposed algorithms (Modified APIN) are much more precise than the original version (Naive APIN), derived and applied empirically by Duarte and Young.

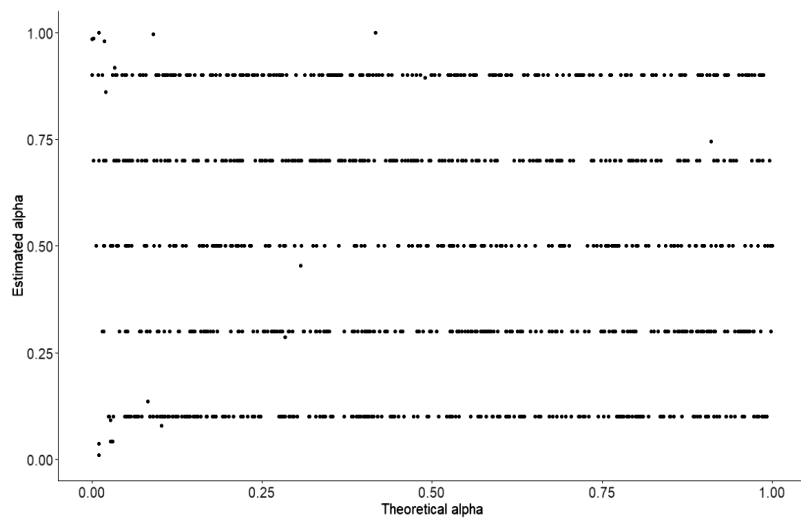


(a) APIN estimate vs theoretical value (Naive APIN)

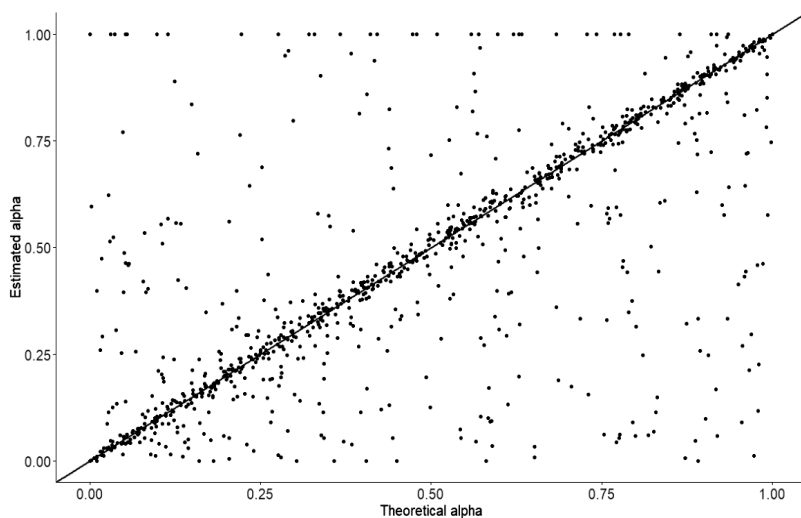


(b) APIN estimate vs theoretical value (Modified APIN)

Fig. 3. Naive APIN vs Modified APIN

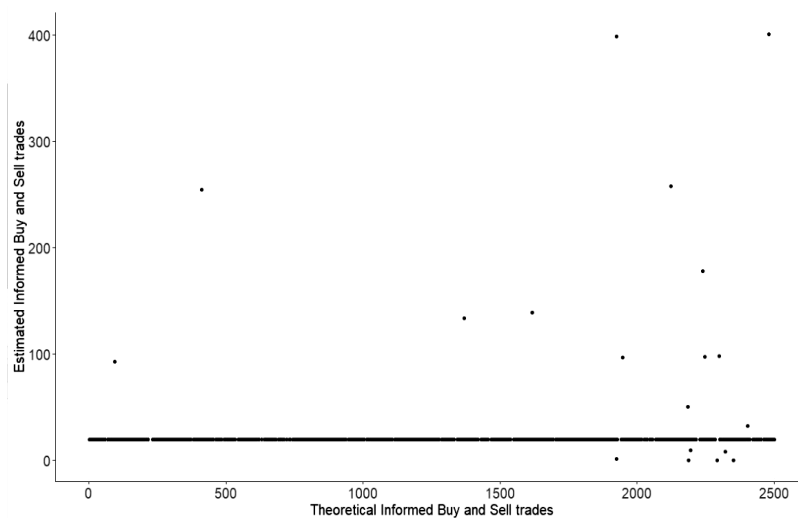


(a) α estimate vs theoretical value (Naive APIN)

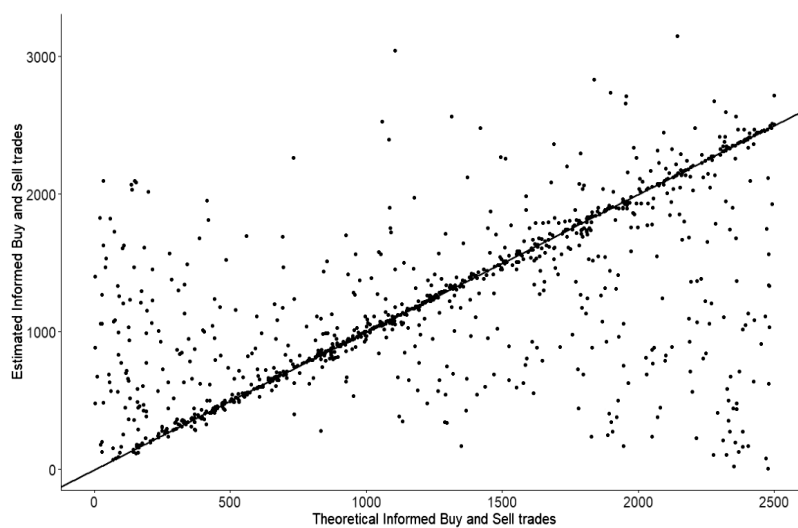


(b) α estimate vs theoretical value (Modified APIN)

Fig. 4. Naive APIN vs Modified APIN (Cont'd)



(a) $\mu_s + \mu_b$ estimate vs theoretical value (Naive APIN)



(b) $\mu_s + \mu_b$ estimate vs theoretical value (Modified APIN)

Fig. 5. Naive APIN vs Modified APIN (Cont'd)

From the figures above we can infer a large difference in the results. Naive APIN fails and cannot predict the true value of the metric. However, it is not due to the model being bad itself, but because of estimating inefficiencies that were solved by our approach. Modified APIN has a very high precision and we observe 45 degree line between estimates and theoretical values of metric and underlying parameters almost in all graphs.

5. Identifying Optimal Aggregation Frequency

Previous empirical studies on stock markets typically estimated daily PIN and APIN, using order imbalance, calculated as a difference between buyer and seller initiated trades, which are in turn aggregated for the whole trading day. However, we find this approach not effective, since it uses only vector of two data points for the maximum likelihood optimization which is likely to provide false solutions. Some other papers, such as Cepoi et al. (2023), estimate PIN for some given period, that is taking as set of daily aggregated trades and use it to estimate the value of parameters for several days, weeks or even months, assuming parameters are identically distributed for each day.

Thus, using the idea of period estimation, in this paper we try to mitigate the inefficiencies of previous researches, estimating daily PIN and APIN, by aggregating trades at higher frequencies rather than day, i.e. 2 hours, hour, 30 minutes, and other. Figure 5 illustrates this approach of bucketing trades within the day, which if summed will provide the aggregate daily order imbalance. This approach allows to significantly increase the number of data points used, however, at the cost of assumption that all these trades come from the same distribution, which is still more natural in our setting of daily metric estimation rather than weekly or monthly alternatives.

This assumption is additionally supported by two other arguments. Informed trading implies not only some illegal activity before public events but also cyclical activity of sophisticated algorithms that outperform the market due to increased ability of finding and analysing information. Thus, the assumption that with the same probability there is a signal every hour within one day is not as unrealistic. Another supporting idea is the notion of strategic trading. To avoid large effect on the price, informed traders might trade several times instead of executing the whole order immediately, thus, considering several order imbalances, by aggregating trades frequencies higher than by day, is expected to provide more relevant outcomes.

In order to assess the validity and improvement in accuracy, we apply two Monte Carlo simulations similar to the one described in the previous subsection to generate theoretical order flows for PIN and APIN set-ups and evaluate performance of the models with different frequencies of trades aggregation as inputs. In Section 4 we have shown that our introduced modification for APIN estimation procedure provides more efficient results theoretically, so we use this modified APIN specification in the current and all further sections.

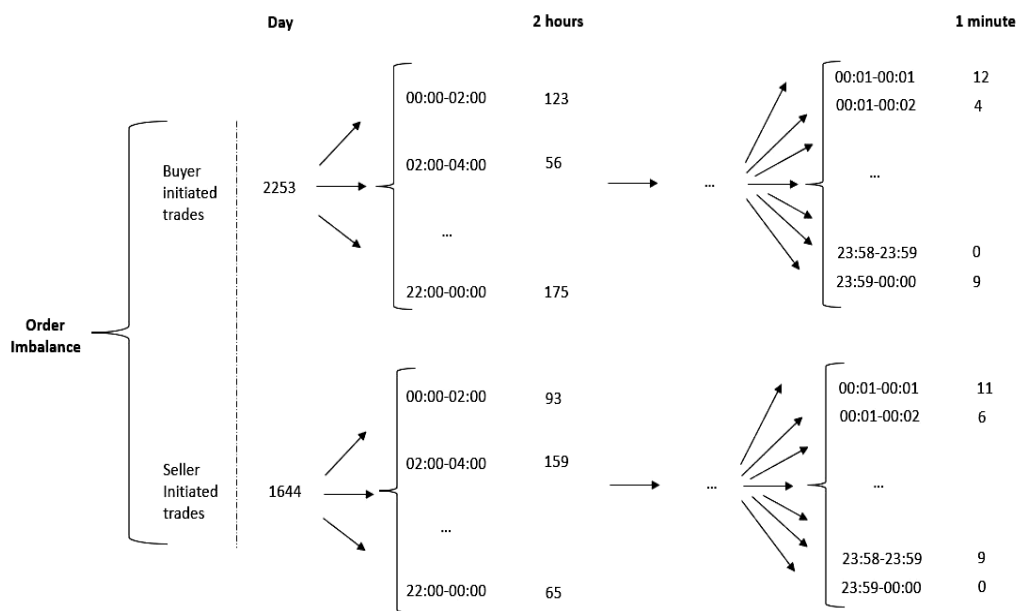


Fig. 6. Aggregation of trades (different levels)

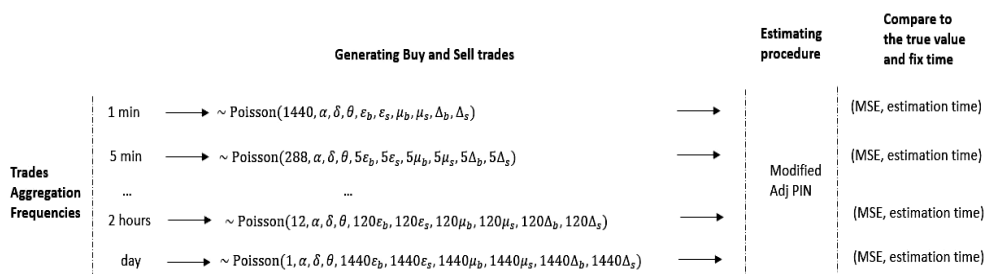


Fig. 7. APIN Monte Carlo simulation scheme for optimal frequency testing

The identification of the potentially optimal aggregation frequency is based on the tradeoff between accuracy and estimation time. By increasing number of data points, we might obtain a more accurate estimate, however, more time to run optimization is needed. Thus, we suppose that after some frequency the improvement in accuracy is so small that it does not offset the increase in the computation time, implying the existence of "optimal" frequency. If estimation *time* increases at higher rate than decrease in the Mean Squared Error (*MSE*) between theoretical value and the predicted one, then the choice of higher frequency to increase data points might be sub-optimal.

Initially we generate 1440 buyer and seller initiated trades that represent the trading frequency of 1 minute within 24 hours. Then we aggregate them on the levels of 5 minutes, 15 minutes up to the daily volume. Since our approach implies that the underlying distribution is

the same, for all frequencies we have the same parameters α, δ, θ , the only thing that changes is the rates of trading which due to additive nature of Poisson distribution increase proportionally with the increase of the respective time interval. For PIN model we generate a separate order flow in the same fashion as for APIN, but with the reduced vector of parameters that correspond to PIN only: $\Theta = (\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$.

Based on our simulations, we obtained the following results:

Table 2.

**APIN and PIN
(estimation time vs accuracy)**

Agg. Freq	APIN MSE	APIN time	PIN MSE	PIN time
Day	0.13	0.00	0.20	0.00
2h	0.09	0.02	0.01	0.01
1h	0.09	0.03	0.01	0.02
30 min	0.08	0.04	0.00	0.04
15 min	0.08	0.08	0.00	0.08
5 min	0.08	0.21	0.00	0.23
1min	0.04	1.00	0.00	1.00

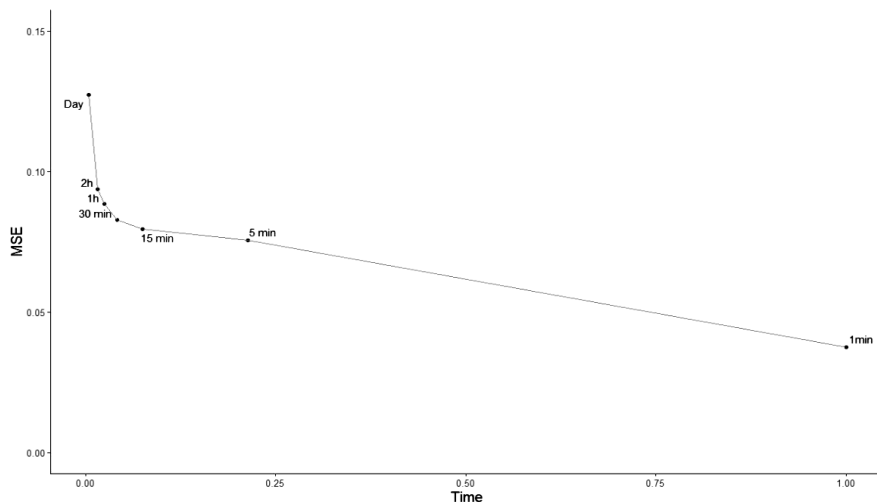


Fig. 8. APIN Optimal Frequency

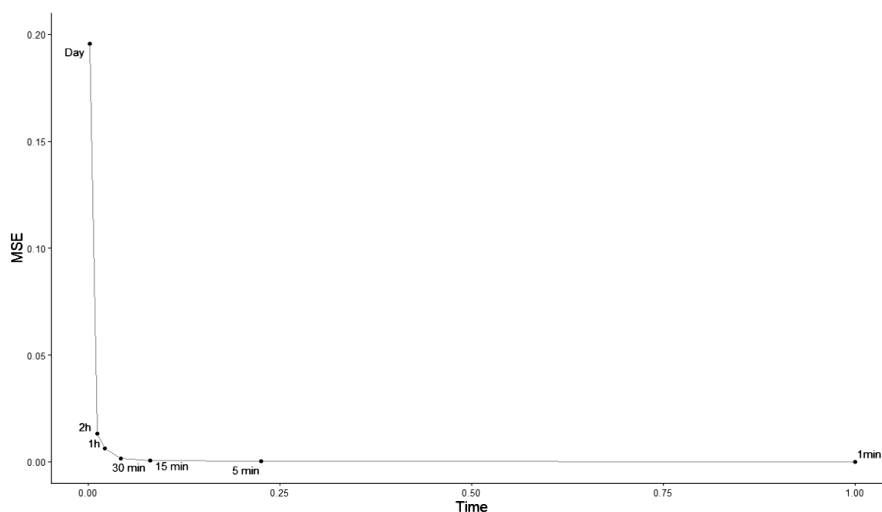


Fig. 9. PIN Optimal Frequency

According to the figures above, for both PIN and APIN, we can detect convergence: at some frequencies the decrease in MSE is relatively much smaller compared to the increase in estimation time (normalised to be between 0 and 1). As for APIN, aggregation of trades at 15 and 5 minutes gives almost the same precision level, while estimation duration increases almost in 3 times. Even sharp decrease in mse at 1 min does not offset higher estimation time. Considering PIN this convergence is even higher and we obtain similar MSE estimates at even lower frequencies.

Thus, based on model's accuracy and estimation complexity trade-off, we find it optimal to evaluate both models, using data aggregation frequencies not higher than 15 minutes. Taking higher frequencies substantially increases the computation time without providing the proportional improvement in precision. Moreover, such conclusion is only valid if we assume the same distribution of information signal and of the parameters within the same trading day. The analysis of optimal frequency could also be further improved by taking into account liquidity issues that could theoretically affect the order flow distribution.

6. Data

This paper considers 10 cryptocurrencies, analyzed over year 2022. The number might seem limited due to high computational intensity, however, these tickers account for the major part of the total market volume. The data was taken from BitMex exchange which is considered one of the largest and focuses on professional investors, by offering leveraged products and derivatives. The latter makes it a good candidate for searching for informed trading activity of HFT funds and sophisticated traders. As already mentioned above, on ordinary computers some model specification may take ages to run, thus, main part of results is obtained using HSE supercomputer Charisma with parallel computing on 48 cores.

In order to contrast some empirical conclusions about stocks markets, we also divide the cryptocurrencies into two groups in terms of liquidity, using Amihud Liquidity measure by Amihud (2002).

Table 3.

**Liquid group:
averaged daily statistics summary**

Symbol	ADV	Daily volatility	Daily turnover	Daily number of trades
XBTUSD	20,443	0.03	578,098,937	105,580
XRPUSD	16,490,744	0.04	9,766,290	12,230
SOLUSD	154,058	0.06	7,162,003	10,704
DOGEUSD	45,645,322	0.05	5,287,247	5,781
LTCUSD	47,551	0.04	4,272,178	6,760

Table 4.

**Illiquid group:
averaged daily statistics summary**

Symbol	ADV	Daily volatility	Daily turnover	Daily number of trades
ADAUSD	5,407,374	0.05	3,540,267	5,336
BCHUSD	11,182	0.04	2,194,354	3,748
LINKUSD	205,863	0.05	2,332,850	3,944
AVAXUSD	31,044	0.06	1,166,538	1,322
AXSUSD	12,497	0.06	380,240	593

Note: Average Daily Volume (ADV) is estimated based on units of each cryptocurrency, while Daily Turnover is measured in USD.

7. Main Results

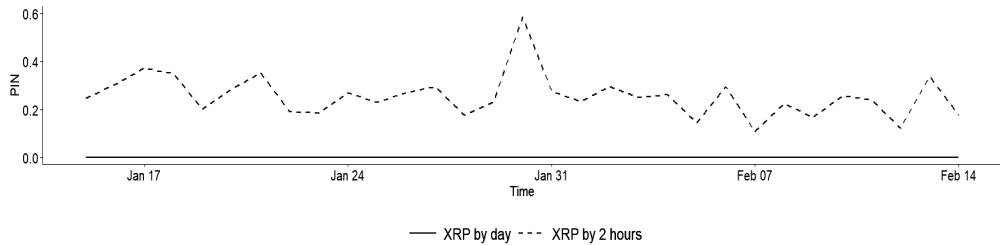
7.1. Different aggregation frequencies

7.1.1. Aggregation of trades by Day vs Higher aggregation frequencies

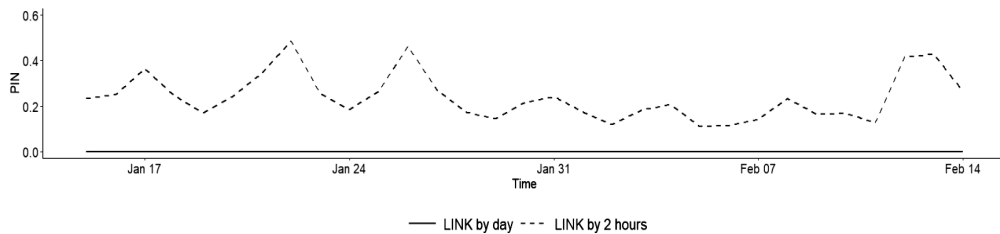
As it was shown in the previous subsections, the lowest type of trades aggregation *by Day* is hardly likely to be efficient and provide meaningful results on large volumes. Empirical data support this idea and it can be inferred from Fig. 10 that PIN takes value of zero for XRP and LINK, which is also true for other cryptocurrencies. This is quite intuitive since daily aggregated trades contain a lot of noise and are unable to capture informed trading activity. On the contrary, unifying trades even every two hours, provides much more information about order imbalance dynamics within the day and results into much smoother non-zero series.

From Tables 5 to 8 we can infer that Illiquid cryptocurrencies, on average, have higher PIN values which is consistent with results for stocks by Easley et al. (1996), however, the average

probabilities of signal (α) and whether it is negative (δ) are approximately the same. The higher PIN value illustrates the fact of higher information asymmetry, compared to liquid cryptos, that results into higher probability of informed trades which investors incorporate into risks and spreads.



(a) Aggregation by Day (Liquid)



(b) Aggregation by 2 hours (Illiquid)

Fig. 10. PIN (Aggregation of trades by Day vs 2 hours)

Table 5.

(PIN day) Mean values for 2022 (Liquid Group)

Ticker	α	δ	μ	ε_b	ε_s	PIN
XBT	0.77	0.39	1,628,523,555.11	288,366,367.48	284,193,731.31	0.01
XRP	0.95	0.39	1.65	1,375,244.04	1,475,855.48	0.00
DOGE	0.96	0.34	1.00	750,952.08	813,102.24	0.00
SOL	0.94	0.39	4.75	3,272,167.48	3,474,144.79	0.00
LTC	0.95	0.36	0.51	414,825.29	426,370.17	0.00

Table 6.

(PIN 2h) Mean values for 2022 (Liquid Group)

Ticker	α	δ	μ	ε_b	ε_s	PIN
XBT	0.33	0.56	32,224,410.10	20,098,959.30	18,896,418.32	0.18
XRP	0.31	0.65	240,970.23	94,715.38	86,625.47	0.24
DOGE	0.37	0.58	128,192.90	47,079.93	49,645.83	0.26
SOL	0.34	0.56	521,216.93	213,391.47	203,714.50	0.24
LTC	0.37	0.55	55,568.65	28,080.93	26,368.23	0.22

Table 7.

(PIN day) Mean values for 2022 (Illiquid Group)

Ticker	α	δ	μ	ε_b	ε_s	PIN
LINK	0.94	0.39	0.40	362,753.11	366,862.86	0.00
ADA	0.97	0.36	1.21	1,034,714.10	1,069,847.69	0.00
AXS	0.94	0.32	0.22	229,249.37	230,249.46	0.00
AVAX	0.92	0.36	0.07	60,732.26	63,513.44	0.00
BCH	0.95	0.37	0.27	219,845.93	223,297.79	0.00

Table 8.

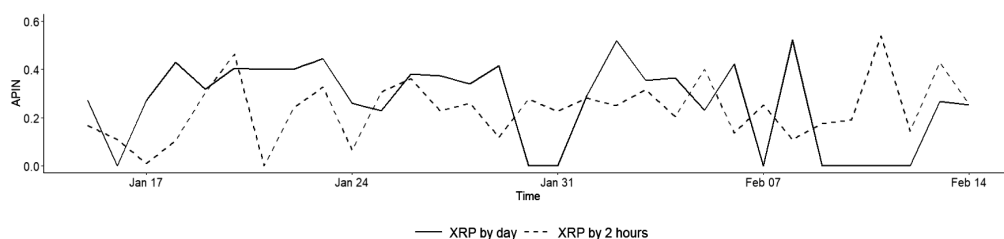
(PIN 2h) Mean values for 2022 (Illiquid Group)

Ticker	α	δ	μ	ε_b	ε_s	PIN
LINK	0.38	0.51	61,992.57	21,418.35	22,997.43	0.26
ADA	0.36	0.55	200,742.19	64,032.58	63,801.74	0.26
AXS	0.33	0.53	76,825.21	11,356.58	10,266.97	0.48
AVAX	0.36	0.54	13,672.18	3,452.49	3,369.22	0.40
BCH	0.39	0.57	30,879.36	14,373.89	13,416.71	0.25

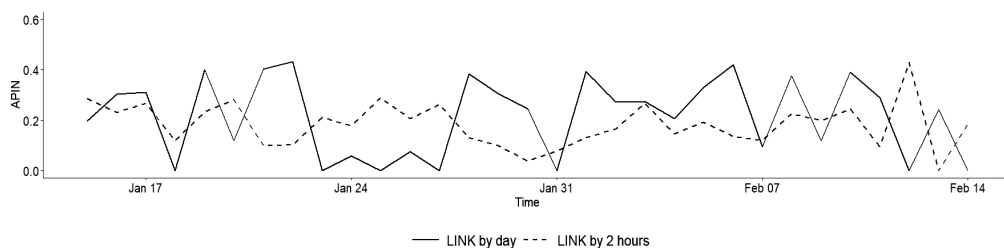
As for APIN, we observe a different behavior. Even at the lowest trade aggregation frequency of one day (Fig. 11), they show non-zero pattern in contrast to PIN. This might be considered as an additional confirmation that PIN model fails due to its theoretical inefficiencies especially in a high trading volume environment. Still, the behavior at daily aggregation is quite volatile, constantly jumping from zero to higher values and although APIN-s are mainly non-zero, we can observe that parameters α , δ , θ tend to have boundary values of 1 (Tables 9 and 11).

Higher aggregation frequency at 2 hours, results into much smoother and ergodic behavior and provides lower values for APIN with parameters being far from boundary solutions. Combined with other facts considered, this provides another argument for confirming that aggregation at low frequencies such as one day might not be efficient.

Interestingly, the phenomenon of higher informed trading for not liquid cryptocurrencies does not exist at daily trades aggregation rather than at higher frequencies such as 2 hours (Tables 9–12). We can attribute this to the fact that daily order imbalance is too noisy and does not provide meaningful insight into informed trading activity, so the APIN tends to be affected by large absolute values of trading volume (volume for liquid cryptos is much higher), leading to a higher metric's value for liquid groups. Trades aggregation at higher frequencies decreases the absolute value of individual order imbalances and provides more information about their dynamics throughout the trading day.



(a) Aggregation by Day (Liquid)



(b) Aggregation by 2 hours (Illiquid)

Fig. 11. APIN (Aggregation of trades by Day vs 2 hours)

Table 9.

(APIN day) Mean values for 2022 (Liquid group)

Ticker	α	$1 - \delta$	θ	APIN
XBT	1.00	0.50	1.00	0.36
XRP	0.82	0.48	0.81	0.27
DOGE	0.78	0.44	0.78	0.25
SOL	0.82	0.47	0.81	0.27
LTC	0.81	0.45	0.82	0.27

Table 10.**(APIN 2h) Mean values for 2022 (Liquid group)**

Ticker	α	$1 - \delta$	θ	APIN
XBT	0.69	0.50	0.44	0.17
XRP	0.69	0.51	0.42	0.19
DOGE	0.70	0.50	0.44	0.21
SOL	0.71	0.47	0.45	0.2
LTC	0.69	0.48	0.45	0.19

Table 11.**(APIN day) Mean values for 2022 (Illiquid group)**

Ticker	α	$1 - \delta$	θ	APIN
LINK	0.77	0.49	0.75	0.24
ADA	0.82	0.48	0.78	0.26
AXS	0.82	0.42	0.71	0.29
AVAX	0.79	0.48	0.62	0.25
BCH	0.85	0.44	0.76	0.28

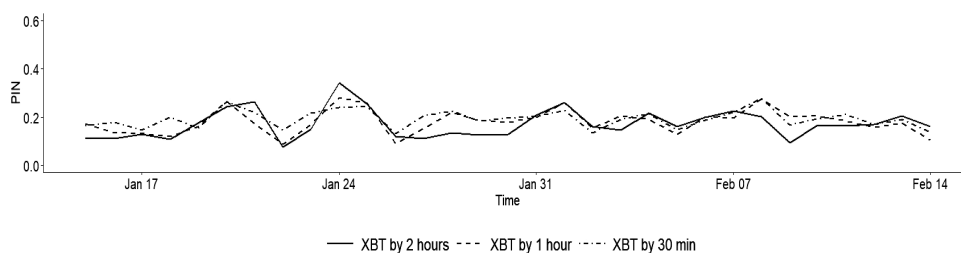
Table 12.**(APIN 2h) Mean values for 2022 (Illiquid group)**

Ticker	α	$1 - \delta$	θ	APIN
LINK	0.69	0.51	0.44	0.20
ADA	0.71	0.51	0.47	0.20
AXS	0.67	0.48	0.38	0.26
AVAX	0.61	0.52	0.38	0.25
BCH	0.68	0.51	0.41	0.19

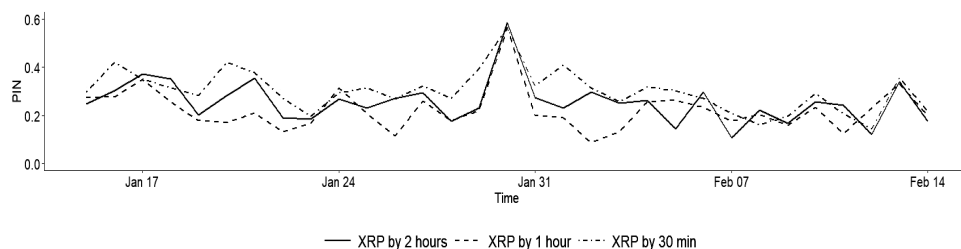
7.2. Theoretically optimal higher aggregation frequency in practice

From Monte Carlo simulation in Section 5, we found that it is not optimal to go higher aggregating frequency than 15 minutes for both PIN and APIN models. According to our theoretical results, we expect to obtain more or less the same outputs for "medium" frequencies (2 hours to 15–30 min), which means we can use lower frequency to decrease estimation time without sacrificing much in accuracy.

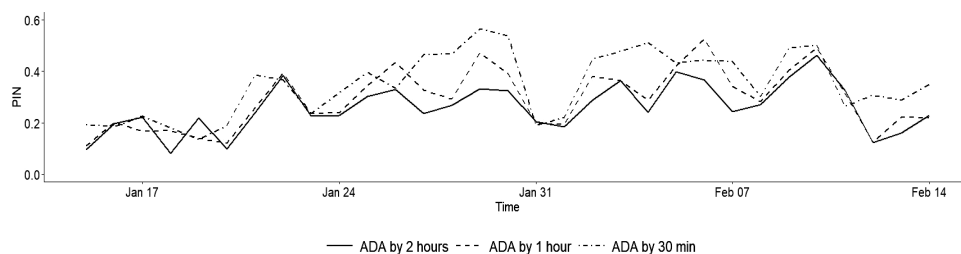
Figure 12 confirms our hypothesis and shows that trades aggregation at 2, 1 and 0.5 hours provide very similar PIN series. Even when the lines do not coincide they appear to have similar peaks and troughs and similar shape. However, it is worth noting 2 hours aggregation, on average, provides lower PIN values, while 30 minutes – higher. This provides empirical difficulty of selecting optimal aggregation frequency since such pattern is either a sign of potential difference in trading volumes, e.g. trading algorithms trade on higher frequency intervals such as every 30 minutes rather than 2 hours or an indication of increasing heterogeneity in order imbalances that the model considers to be the sign of informed trading activity.



(a) XBT (Liquid Group)



(b) LTC (Liquid Group)



(c) ADA (Illiquid Group)

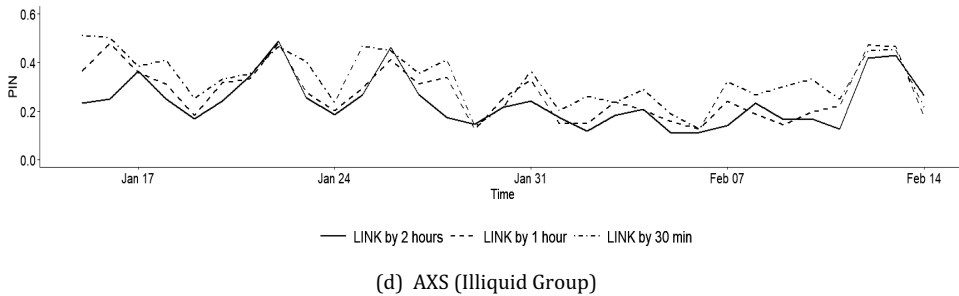
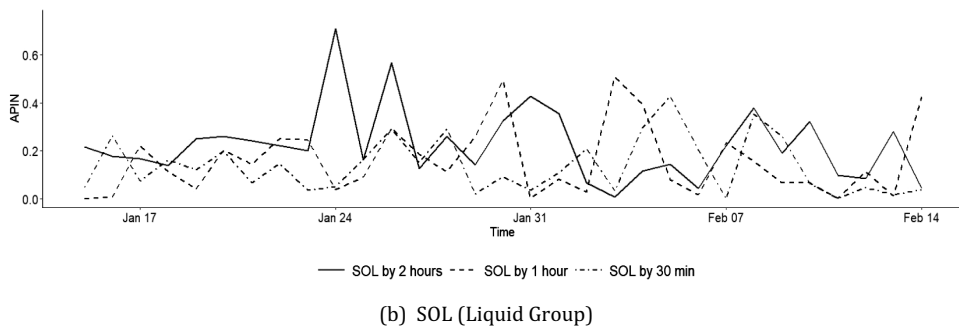
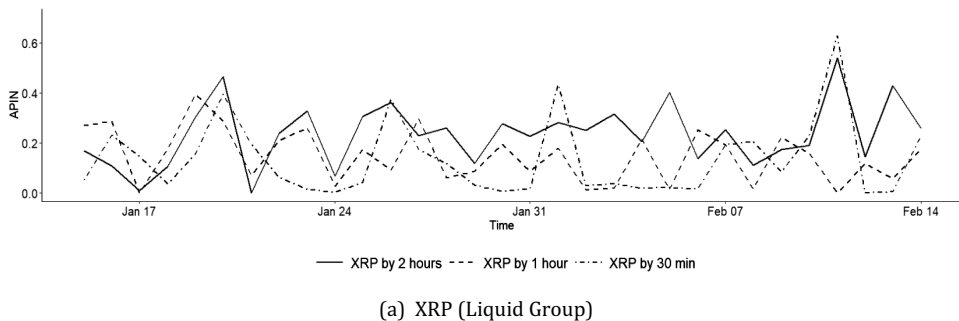
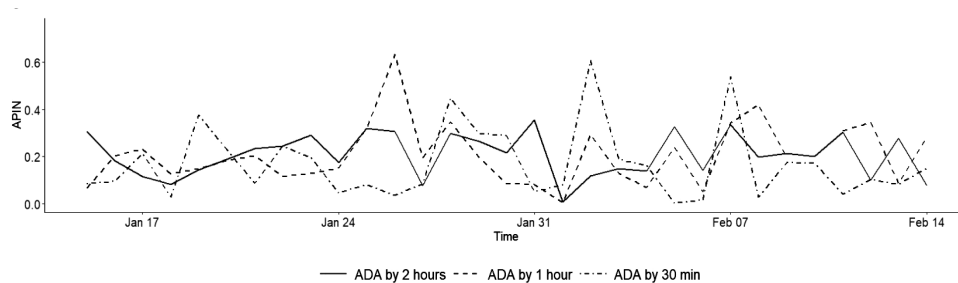


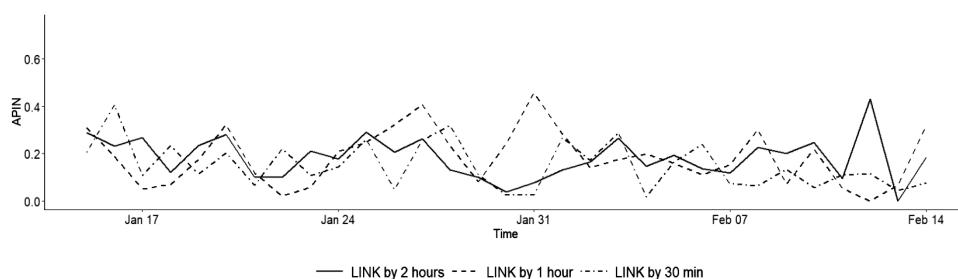
Fig. 12. PIN (Aggregation of trades by 2 hours vs 1 hour vs 30 minutes)

As for APIN, from Fig. 13 we can infer that the notion of medium frequencies of data aggregation being similar still holds, however, to a lower extent. There is some degree of prevailing similarity in behavior, while at different moments of time series diverge from each other. This further proves the frequency puzzle we described before. Various aggregation frequencies might make the resulting order imbalance more or less heterogeneous and ex ante we do not know at which frequencies informed trades are executed: they might be every hour or every 5 minutes. That it is why, 1 hour trades aggregation could be slightly different from 2 hour and 30 minutes aggregation, since informed activity might happen at the first frequency and not at the latter ones. We will elaborate further on this discussion in further sections.





(c) ADA (Illiquid Group)



(d) LINK (Illiquid Group)

Fig. 13. APIN (Aggregation of trades by 2 hours vs 1 hour vs 30 minutes)

7.2.1. Potential implications of frequency aggregation technique

Although PIN and APIN have approximately similar behavior at medium frequencies up to 30 minutes, that does not mean they have a similar shape at higher frequencies such as 1 or 5 minutes. Figure 14 shows that PIN estimates, based on 1 minute (blue dash dotted) and 15 minutes (black dashed) trades aggregation frequencies are different from the ones, based on 30 minutes (green). They are more volatile and have higher amplitude, on average. One may claim that this proves higher frequencies of trades bucketing may be more efficient and accurate, however, higher accuracy on the simulated data does not automatically imply the same on the real one. This difference more probably shows that after some frequencies the model simply breaks and starts to behave weirdly. The potential reason behind this issue is that at higher frequencies an increasing number of considered order imbalances becomes more and more heterogeneous, thus, the assumption of the same underlying theoretical parameters appears to be less valid. Another explanation is that trading activity at different frequencies is also different. This argument is supported by the mean values and standard deviations of different specifications actually divide them into two groups: they are approximately the same for 2 hours, 1 hour and 30 minutes (medium frequencies) and also similar for 15 minutes, 5 minutes, and 1 minute (high frequencies), respectively.

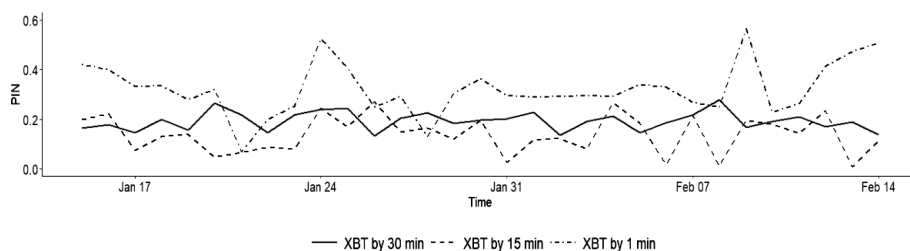


Fig. 14. PIN XBT (30 min Aggr vs 5 and 1 min Aggr)

Table 13.

PIN BTC Averages (Different data)

Ticker	Avg(α)	Avg(δ)	Avg(PIN)	sd(α)	sd(δ)	sd(PIN)
XBT day	0.77	0.39	0.01	0.28	0.35	0.06
XBT 2 hours	0.33	0.56	0.18	0.15	0.4	0.06
XBT 1 hour	0.27	0.55	0.20	0.12	0.35	0.05
XBT 30 min	0.23	0.53	0.21	0.09	0.29	0.05
XBT 15 min	0.12	0.49	0.15	0.09	0.49	0.08
XBT 5 min	0.12	0.5	0.21	0.07	0.49	0.09
XBT 1 min	0.11	0.47	0.33	0.05	0.49	0.10

Similar pattern we observe for APIN, where 15 minutes trades bucketing leads to different shape, compared to 30 minutes and 1 hour, which are quite alike. However, in contrast to PIN, in terms of average values parameter and metric itself there is a convergence. On average, all frequencies from 2 hours to 15 minutes give similar first and second moments values, while 15 minutes results into distinct behavior than medium frequencies that mimic each other. The increased heterogeneity in order imbalance with increased frequency, discussed above, in this model averages, since agents that create heterogeneity come randomly at different time intervals and throughout time offset each other. That is why, if we are interested in the metric as an overall average market indicator there might be no need to consider super high aggregation frequencies. However, the arguments for the model, breaking after some frequency still applies.

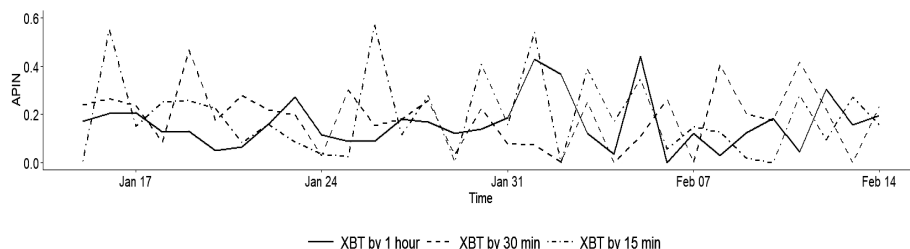


Fig. 15. APIN XBT

Table 14.**APIN BTC Averages (Different data)**

Ticker	Avg(α)	Avg(δ)	Avg(PIN)	sd(α)	sd(δ)	sd(θ)	sd(PIN)
XBT day	1.00	0.50	1.00	0	0.5	0.05	0.1
XBT 2 hours	0.69	0.50	0.44	0.19	0.31	0.21	0.08
XBT 1 hour	0.66	0.48	0.45	0.26	0.34	0.26	0.1
XBT 30 min	0.66	0.52	0.41	0.35	0.42	0.32	0.14
XBT 15 min	0.63	0.5	0.46	0.38	0.42	0.37	0.17
XBT 5 min	1.00	0.50	1.00	0	0.5	0.05	0.1
XBT 1 min	0.69	0.50	0.44	0.19	0.31	0.21	0.08

7.3. Crypto Empirics vs Stocks Empirics

Table 15 summarizes empirical results of this paper and compares them to the existing ones in the literature. Primarily, we are interested in comparison of stocks and cryptocurrencies and our results indicate that, on average, cryptocurrencies tend to have higher and more volatile informed trading activity than stocks. In terms of methodology used, the most intriguing comparison is with the Duarte and Young (2018) which adopts APIN in their paper. They obtain much higher values for stocks than our research identifies for cryptos. We consider that difference comes from the methodology and the simplified estimation procedure utilized by Duarte and Young. They use only 10 random starting points for optimization and make almost no changes to the likelihood. In subsection 4.2 we actually compare their approach to our modified one on simulated data and conclude that our new estimation procedure provides more accurate results. Thus, they might get biased estimates, making our outputs less comparable. Moreover, the majority of the papers does not have data about the seller and buyer initiated trades for the stock markets, which is directly available for the cryptocurrencies. To solve this issue they have to apply Lee and Ready (1991) algorithm which makes their results less sound. According to K. Ellis et al. (2000) and E. Theissen (2001), the Lee and Ready algorithm proves to have an accuracy of 72.8% and 81.05%, respectively, in their tests. Such level of precision in turn provides additional noise to the model's input, leading to a less valid output.

Table 15.**Cryptocurrencies vs Stocks**

Asset	Nº tickers	Exchange	Year	Paper	Metric	Avg Value	Std dev
Crypto	10	BitMex	2022	Authors	PIN (day)	0.0011	0.02
Crypto	10	BitMex	2022	Authors	PIN (2h)	0.2917	0.14
Crypto	10	BitMex	2022	Authors	PIN (1h)	0.3190	0.15
Crypto	10	BitMex	2022	Authors	PIN (30 min)	0.3758	0.15
Crypto	10	BitMex	2022	Authors	APIN (day)	0.2740	0.16
Crypto	10	BitMex	2022	Authors	APIN (2h)	0.2081	0.13

Continuation							
Asset	Nº tickers	Exchange	Year	Paper	Metric	Avg Value	Std dev
Crypto	10	BitMex	2022	Authors	APIN (1h)	0.2018	0.15
Crypto	10	BitMex	2022	Authors	APIN (30 min)	0.2017	0.16
Stocks	243	NYSE	2012	Duarte, Hu and Young (2018)	PIN (day)	0.382	0.135
Stocks	243	NYSE	2012	Duarte, Hu and Young (2018)	APIN (day)	0.455	0.092
Stocks	10	NYSE	Nov. 1990 – Jan. 1991	Dey and Radhakrishna (2015)	PIN (day)	0.209	0.048
Stocks	15	SIBE	2009	Abad and Yague (2012)	PIN (day)	0.172	0.029
Stocks	12	BSE	Feb. 2020 – Oct. 2020	Cepoi et al (2023)	PIN (week)	0.227	NA

From subsection 7.1 we inferred that illiquid cryptocurrencies tend to have higher metrics' values than more liquid ones. This is consistent with stocks markets – results of Easley et al. (1996) about US stocks and of Abad and Yague (2012) about Spanish equities.

8. Conclusion

This paper presents the new methodology to estimation of APIN and makes an empirical study of PIN and APIN behavior in the cryptocurrency markets. We show that our method of initial parameters and modified likelihood may substantially increase the accuracy of the model, compared to its simplified procedure currently applied in the literature. Moreover, new estimation procedure for both PIN and APIN was introduced by aggregating buyer and seller trades at higher frequencies than day to estimate metrics' daily values. It was shown that theoretically and empirically it is optimal to use medium frequencies for trades bucketing not higher than 15–30 minutes as the models may become more volatile due to more heterogeneous order imbalances.

Availability of high frequency trading data as well as large proportion of sophisticated traders and algorithmic funds make cryptocurrency markets a promising alternative for informed trading analysis. We find that as in the stocks markets both metrics indicate that less liquid cryptocurrencies tend to have higher probability of informed trading. However, cryptocurrencies as an asset class have higher PIN values than stocks in different regions.

We also conduct several event studies and conclude that at medium aggregation frequencies PIN and APIN provide some meaningful results, however, there is no single consistent pattern, making it ambiguous whether models really work and can detect the presence of informed trading precisely.

This work could be modified by considering several alternative issues that would make the analysis even more profound. Firstly, it is worth considering more cryptocurrencies and wider time horizon. Secondly, this work does not cover the topical debate whether PIN model measures

informed trading or it is rather a liquidity measure, that would make its comparison to APIN more solid. Thirdly, it is work extending optimal frequency analysis by incorporating the liquidity consideration which might affect the order flow distribution. Fourthly, one could look at metrics' behaviour not on the daily basis, but within trading day, that is apply our aggregation technique to conduct trading bucketing within, for instance, one hour to predict hourly PIN and APIN. Finally, it is worth analyzing in terms of cryptocurrency markets whether order imbalance alone is enough to detect informed trading or we should consider alternative models that take into consideration more input variables. One of the potential approaches is OWR model [Odders-White, Ready, 2008], based on Kyle (1985) framework. However, it is hardly applicable since it implies the usage of overnight returns the notion of which does not exist in the cryptocurrency markets as they accept trades 24 hours.

* *
*

References

- Abad D., Yagüe J. (2012) From PIN to VPIN: An Introduction to Order Flow Toxicity. *The Spanish Review of Financial Economics*, 10, pp. 74–83.
- Aktas N., de Bodt E., Declerck F., Van Oppens H. (2007) The PIN Anomaly around M & A Announcements. *Journal of Financial Markets*, 10, pp. 169–191.
- Amihud Y. (2002) Illiquidity and Stock Returns: Cross Section and Time-Series Effects. *Journal of Financial Markets*, 5, pp. 31–56.
- Andersen T.G., Bondarenko O. (2014) VPIN and the Flash Crash. *Journal of Financial Markets*, 17, pp. 1–46.
- Brennan M., Huh SW, Subrahmanyam A. (2016) Asymmetric Effects of Informed Trading on the Cost of Equity Capital. *Management Science*, 62, pp. 2460–2480.
- Cepoi C.O., Dragot'a V., Trifan R. et al. (2023) Probability of Informed Trading during the COVID-19 Pandemic: The Case of the Romanian Stock Market. *Financial Innovation*, 9, 34.
- Collin-Dufresne P., Fos V. (2012) Do Prices Reveal the Presence of Informed Trading? *Journal of Finance Forthcoming*.
- Dey M.K., Radhakrishna B. (2015) Informed Trading, Institutional Trading, and Spread. *Journal of Economics and Finance*, 39, pp. 288–307.
- Duarte J., Young L. (2009) Why Is PIN Priced? *Journal of Financial Economics*, 91, pp. 119–138.
- Easley D., Hvidkjaer S., O'Hara M. (2010) Factoring Information into Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- Easley D., Kiefer N., O'Hara M., Paperman J. (1996) Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks. *Journal of Finance*, 51, pp. 1405–1436.
- Easley D., López de Prado M., O'Hara M. (2012) Flow Toxicity and Liquidity in a High-Frequency World. *Review of Financial Studies*, 25, pp. 1457–1493.
- Easley D., O'Hara M. (1987) Price, Trade Size, and Information in Securities Markets. *Journal of Financial Economics*, 19, pp. 69–90.
- Easley D., Engle R., O'Hara M., Wu L. (2002) Time-Varying Arrival Rates of Informed and Uninformed Trades, Working Paper. *Journal of Financial Econometrics*, 6.
- Ellis K., Michaely R., O'Hara M. (2000) The Accuracy of Trade Classification Rules: Evidence from NASDAQ. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 4, 529551.

- Ersan O., Grachem M. (2023) *A Methodological Approach to the Computational Problems in the Estimation of Adjusted PIN Mode*. Pre-print paper.
- European Central Bank (2012) *Virtual Currency Schemes*.
- Felez-Vinas E., Johnson L., Putnins T.J. (2022) *Insider Trading in Cryptocurrency Markets*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4184367> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4184367>
- Feng W., Wang Y., Zhang Z. (2017) Informed Trading in the Bitcoin Market. *Finance Research Letters*, 26, pp. 63–70.
- Gan Q., Wei W.C., Johnstone D. (2015) A Faster Estimation Method for the Probability of Informed Trading Using Hierarchical Agglomerative Clustering. *Quantitative Finance*, 15, 11, pp. 1805–1821.
- Glosten L., Milgrom P. (1985) Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders. *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 71–100.
- Hasbrouck J. (2007) *Empirical Market Microstructure: The Institutions, Economics, and Econometrics of Securities Trading*. OUP Catalogue, Oxford University Press.
- Hellwig M. (1980) On the Aggregation of Information in Competitive Markets. *Journal of Economic Theory*, 22, pp. 477–498.
- Lee Charles M.C., Ready M.J. (1991) Inferring Trade Direction from Intraday Data. *The Journal of Finance*, 46, pp. 733–746.
- Kyle A.S. (1985) Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53, pp. 1315–1335.
- Lin H.-W.W., Ke W.-C. (2011) A Computing Bias in Estimating the Probability of Informed Trading. *Journal of Financial Markets*, 14, 4, pp. 625–640.
- Odders-White E.R., Ready M.J. (2008) The Probability and Magnitude of Information Events. *Journal of Financial Economics*, 87, pp. 227–248.
- Park M., Chai S. (2020) *The Effect of Information Asymmetry on Investment Behavior in Cryptocurrency Market*. 10.24251/HICSS.2020.494.
- Theissen E. (2001) A Test of the Accuracy of the Lee/Ready Trade Classification Algorithm. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Elsevier, 11, 2, pp. 147–165.
- Westland J.C. (2021) Trade Informativeness and Liquidity in Bitcoin Markets. *PLOS ONE*, 16, 8.
- Yan Y., Zhang S. (2012) An Improved Estimation Method and Empirical Properties of the Probability of Informed Trading. *Journal of Banking & Finance*, 36, pp. 454–467.

Информированная торговля на рынках криптовалют

Кузьмин Григорий Иванович¹, Булатов Алексей Эрикович²

¹ Аспирант, Аспирантская школа по экономике,
Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»,
11, Покровский б-р, Москва, 109028, Россия.
E-mail: gikuzmin@hse.ru

² Ординарный профессор,
Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»,
11, Покровский б-р, Москва, 109028, Россия.
E-mail: aboulatov@hse.ru

В данной работе эмпирически оценивается асимметрия информации на рынках криптовалют с использованием метрик вероятности информированного трейдинга (PIN) и Adjusted PIN. Эти рынки, характеризующиеся высоким уровнем алгоритмической торговли и большими объемами данных высокой частоты, представляют собой перспективную среду для анализа информированной торговой активности. Мы вводим модифицированную процедуру оценки для Adjusted PIN, устраняя ошибки с плавающей запятой и проблемы с локальными экстремумами, что повышает точность модели по сравнению с традиционными подходами, широко применяемыми в литературе. Кроме того, мы предлагаем альтернативный метод агрегации сделок на более высоких частотах, чем традиционное ежедневное агрегирование, с целью повышения эффективности как моделей PIN, так и Adjusted PIN. На основе анализа как симулированных, так и реальных данных мы показываем, что агрегирование общего числа покупок и продаж за день приводит к менее значимым оценкам из-за шумности входных данных, что затрудняет выявление активности информированных трейдеров. Истинную оптимальную частоту агрегирования сделок еще предстоит исследовать, так как с увеличением частоты возрастает гетерогенность дисбалансов ордеров, а конкретные частоты, на которых действуют информированные трейдеры, пока не установлены. Наконец, в ходе ряда эмпирических исследований мы оцениваем поведение метрик, выявляя, что неликвидные криптовалюты демонстрируют относительно более высокие вероятности информированного трейдинга. Этот вывод соответствует аналогичным результатам, полученным на рынках акций.

Ключевые слова: PIN; Adjusted PIN; вероятность информированной торговли; рынки криптовалют; асимметрия информации.

JEL Classification: G12, G14, D53, C13.

УДК 336.5, 330.322, 316.334.2

The Influence of Public Spending on Private Investment in Developing Economies: Does Institutional Quality Matter?¹

Van Bon Nguyen

¹ Ho Chi Minh University of Banking (HUB),
36, Ton That Dam Street, District 1, Ho Chi Minh City, Vietnam.
E-mail: boninguyen@gmail.com

The role of institutional quality in the relationship between public spending and private investment is a controversial theme because institutional quality can mitigate the crowding-out impact of government expenditure on the private sector's investment. Does institutional quality contribute to public spending – private investment nexus in developing countries? This paper provides the answer by studying the role of governance quality in government spending – private investment nexus for a panel dataset of 98 developing countries over the period 2002–2020. It uses the system/difference GMM estimators for robustness checks and estimation. The empirical results seem counter-intuitive. Institutional quality and public spending increase private investment, while interaction decreases. The paper looks at some arguments to explain and suggests policy implications to improve institutional quality and enhance private investment.

Key words: public spending; private investment; developing economies, GMM Arellano – Bond estimators.

JEL Classification: E62, H32.

DOI: 10.17323/1813-8691-2024-28-4-647-663

For citation: Van Bon Nguyen. The Influence of Public Spending on Private Investment in Developing Economies: Does Institutional Quality Matter? *HSE Economic Journal*. 2024; 28(4): 647–663.

¹ This research work is supported by Ho Chi Minh University of Banking (HUB).

Van Bon Nguyen – Associate Professor, Faculty of Finance.

The article was received: 20.09.2023/The article is accepted for publication: 07.11.2024.

1. Introduction

One of the crucial instruments in the effective management of an economy is public spending. In addition to tax policy, fiscal policy plays an active role in economic development and growth as it helps the government deal with the cyclicity of the economy. Governments cut spending for a fast-growing economy with a high inflation rate (i.e., contractionary policy on the side of decreased spending). By contrast, they increase it for a recessed economy with a high level of unemployment rate (i.e., expansionary policy on the side of increased spending). Meanwhile, the private sector creates dynamic economic activities for the economy. It represents its importance in the growth models as it provides most jobs, and its investment mainly contributes to economic growth. Despite the significant contributions of the private and public sectors to economic activities, the influence of public spending/expenditure on private capital spending is still one of the controversial themes among economists and policymakers. This effect in some related studies is complementary, while that in others is substitutionary. Notably, institutional quality is a fundamental engine of economic growth and development [Acemoglu et al., 2005]. Li & Filer (2007) note that the impact of institutional settings on investment investors' behavior is set up through the institutional mechanism of business activities. Therefore, institutional quality may play a crucial role in government expenditure/spending – private investment nexus. However, no existing studies examine its role in this relationship. Does institutional quality affect this relationship in developing economies? This paper looks for the answer to contribute academically to the literature.

Regarding the relevance, Wang (2005) shows that the arguments by the neoclassical schools and the Keynesian thought demonstrate the mechanisms through which public spending differently affects private investment. The Keynesian lines note that increasing government spending mainly financed by borrowing leads to high interest rates in financial markets. Because of this, private investment will be decreased (the crowding-out hypothesis). By contrast, the view by the principle of accelerator suggests that public spending promotes economic growth (GDP per capita), which, in turn, stimulates the private sector's investment as the private sector will invest more due to high savings from high-income (the crowding-in hypothesis) [Barro, 1974; Kormendi, 1983]. Meanwhile, the neoclassical views focus on the complementary or substitutionary nexus between public spending/expenditure and the private sector's investment. Government spending on human capital and infrastructure promotes the marginal productivity of the private sector's capital, which enhances private investment (complementarity hypothesis). By contrast, public spending on investment capital stimulates the capital accumulation rate higher than the optimal level, which makes the private sector decrease their investment to set up the optimal capital accumulation rate in the economy (the substitutability hypothesis). Notably, several economies with bad institutional quality often design, issue, and pursue arbitrarily and non-transparently policies and regulations. The policies on government spending regulate and control interest rates on loans and deposits of banks. Hence, government spending through loans will not take over available funds for the private sector, which, by contrast, promotes the private sector's investment due to low levels of interest rates. Based on these arguments, institutional quality in developing economies fosters private investment and establishes a complementary relationship between the public and private sectors. Then why does the interaction between public spending and institutional quality impede private investment? Poor institutional quality leads to rent-seeking and corruption of public officials in public spending projects. The institutional im-

provement is to control and limit rent-seeking and corruption, which leads to a decline in public spending, especially in public projects financed by borrowing. Therefore, an interaction between government spending and institutional quality reduces private investment.

An official work by Ortiz-Ospina & Roser (2016) notes that government spending is heterogeneous among regions worldwide. Advanced countries, especially European ones, manage and control a larger ratio of public expenditure to GDP than developing countries. For instance, the public spending ratio in France accounts for over 50%, while this ratio in Nigeria captures nearly 6%. More importantly, developed economies use more resources than developing economies, both per capita and as a ratio to GDP. Developed economies have a much higher percentage of social spending in total expenses than developing economies, particularly in social transfers. In particular, advanced economies specifically devote a large ratio of public spending to GDP for transfers. Low-income sub-Saharan African economies have a much lower ratio of government spending to GDP for social transfers to support the poor social groups, which plays a less meaningful role. Worldwide governments often look at the importance of the private sector in managing and producing services and goods. Procurement in the public sector is a legal procedure through which central and local governments purchase works, services, and goods from companies. In advanced countries, the private sector's supplies for government purchases are considered significant. For example, public procurement in the Netherlands makes up nearly 45% of total government expenditure, at 20% of GDP. Public procurement in Greece accounts for approximately 20% of public spending, but its size is significant at 10% GDP.

In summary, public spending can affect (increase or decrease) private investments, and institutional quality may influence public expenditures – private investment nexus. Given these facts, this paper studies the influences of public spending, governance quality, and their interaction on private investment for the panel dataset of 98 developing economies between 2002 and 2020. It employs the difference/system GMM (Generalized Method of Moments) estimators for robustness check and estimation.

The paper describes its structure in the following way. Section 1 shows a theoretical framework. Section 2 reports the literature which notes the influence of public expenditure/spending on private investment. Meanwhile, Section 3 provides the empirical model and research data, and Section 4 reports the estimated results along with a discussion. Section 5 is the final one with a conclusion and some implications.

2. Literature Review

Although the research topic is mentioned quite early, the number of studies on the public spending – private investment nexus is not available in abundance. Several studies report that this relationship is substitutionary, while some note it is complementary. Besides, a few studies suggest mixed results.

Regarding the substitutionary relationship, Kim & Nguyen (2020), Şen & Kaya (2014), Furceri & Sousa (2011), and Argimon et al. (1997) report that public spending decreases the private sector's investment. Accordingly, Argimon et al. (1997) employed fixed effects models, random effects models, and instrumental variable regression in fourteen OECD economies between 1979 and 1988. Meanwhile, Furceri & Sousa (2011) used a pooled OLS regression, random effects models, fixed effects models, and one-step GMM Arellano – Bond estimator from 1960 to 2007 for 145 countries. In the same vein, Şen & Kaya (2014) applied a VECM model for Turkey between

1975 and 2011, while Sinevičienė (2015) used the Granger causality tests for Bulgaria, Estonia, Lithuania, Latvia, and Slovenia between 1996 and 2012. Besides, Kim & Nguyen (2020) manipulate a first-stage regression to the time series of the United States during the period 1980–2008, whereas Mwakalila (2020) employs the Autoregressive Distributed Lag model for a time series dataset of Tanzania (from 2004Q1 to 2018Q4). Recent research by Bedhiye & Singh (2021) applied the ARDL (Autoregressive Distributed Lag) model for Ethiopia from 1984 to 2019. All such studies conclude that government spending causes domestic enterprises not to receive more investment opportunities. These studies suggest that the efficient distribution of government spending will maximize its potential benefits.

Regarding the complementary relationship, Idowu et al. (2020) and Omitogun (2018) note that government spending in Nigeria increased the private sector's investment for the same research time from 1981 through 2016 and the same methodology. Omitogun (2018) recommends that governments think of the crucial role of the private sector in public expenditure projects, while Idowu et al. (2020) suggest that policymakers should promote government capital expenditure. Similarly, Marattin & Salotti (2011) apply a panel VAR model for panel data of 14 EU economies from 1970 through 2006.

Regarding mixed results, Wang (2005) employs a VECM model for a time series dataset of Canada between 1961 and 2000. He discovers that public spending on health and education increases the private sector's investment, but public spending on infrastructure and investment capital reduces it. In addition, Ahmed & Qayyum (2007) use a VECM model for a time series dataset of Pakistan from 1980 to 2002. He reports that government investment crowds in the private sector's investment, while government current expenditure crowds out it.

Unlike the above studies, Wu & Zhang (2009) use an ECM model for a time series dataset of China from 1978 to 2004. They note that public capital expenditure increases the private sector's investment in the long run and decreases in the short run. In particular, public consumption and transfer expenditure do not affect the private sector's investment much. However, Akinlo & Oyeleke (2018) didn't find the influence of public spending on private investment by applying a VECM model for a time series dataset of Nigeria from 1980 to 2016. In particular, some papers use public spending as the variable of interest in the empirical models [Gnangoin et al., 2019; Oseni et al., 2020]. Besides, they apply the difference and system GMM estimators for estimation.

From the literature review, no existing papers introduce institutional quality/governance into the public spending – private investment nexus. Notably, no papers consider this issue for the large group of developing countries. This paper will focus on this issue as a little contribution to the literature. Therefore, the hypotheses are expressed as follows:

(1) H1: Public spending positively affects private investment for a group of developing countries from 2002 to 2020.

(2) H2: Institutional quality/governance positively affects private investment for a group of developing countries from 2002 to 2020.

(3) H3: Interaction between public spending and institutional quality positively affects private investment for a group of developing countries from 2002 to 2020.

3. Empirical Model and Research Data

3.1. Empirical model

From Şen & Kaya (2014), this paper presents the empirical model as follows:

$$(1) \quad PIN_{it} = \tau_0 + \tau_1 PIN_{it-1} + \tau_2 SPE_{it} + \tau_3 INS_{it} + \tau_4 (SPE \cdot INS)_{it} + Y_{it} \tau' + \sigma_i + \Psi_{it},$$

where subscript t denotes the time index, while subscript i presents the country index. PIN_{it} is gross fixed capital formation (% GDP), a proxy for the private sector's investment, PIN_{it-1} is the initial investment level of the private sector, SPE_{it} is public spending, INS_{it} is one of the six dimensions of governance, a proxy for institutional quality, and $(SPE \cdot INS)_{it}$ is the interaction between public spending and institutional quality. Y_{it} consists of some control variables such as economic growth, trade openness, and inflation; σ_i is a country-specific, time-invariant, unobserved effect, and Ψ_{it} is an error term; $\tau_0, \tau_1, \tau_2, \tau_3, \tau_4$, and τ' are estimated parameters. From the related studies in the literature such as Akinlo & Oyeleke (2018), Ahmed & Qayyum (2007), Idowu et al. (2020), Şen & Kaya (2014), and Furceri & Sousa (2011), we use some variables like inflation and economic growth in the empirical equations. Besides, we also introduce trade openness into the empirical models as this variable can enhance the private sector's investment by making the private sector access more capital inflows from other economies. The neoclassical investment framework developed by Jorgenson (1963) argues that the desired amount of capital stock is conditional on output level. The increase in output (economic growth) helps the private sector increase the capital accumulation for investment. In the same vein, Keynes (1936) notes the importance of uncertainty in investment decisions. He argues that the private sector's investment is subject to volatility due to uncertain return to investment. In particular, the economy will have less capital accumulation under a highly uncertain economic environment. Some indicators can be used to capture economic instability, such as stock market volatility, commodity price deviation, inflation, and exchange rate variability. Therefore, economic growth and inflation are crucial factors in the private sector's investment. Notably, trade openness (liberalization) is also a determinant of private investment. A highly integrated economy will set up good conditions for the private sector to receive more investment capital from other economies or international stock markets. Furthermore, The highly open-door policy also encourages the private sector to expand production to export goods to other countries.

According to Feng (2001), Aysan et al. (2007), and Munemo (2012), institutional quality/governance contributes significantly to private sector investment decisions. The six governance indicators are designed based on the opinions of firms and individuals, in particular, to facilitate the development of the private sector [World Bank, 2021]. We show the effects of these indicators on private-sector investment as follows:

(1) Corruption often leads to adverse influences on the economy. It is also a constraint facing companies in developing economies [World Bank, 2021]. Gupta et al. (2002) highlight that corruption boosts income and wealth inequality and poverty in several developing economies. In particular, it enhances the transaction costs of private investors, which leads to a decline in profit and investment.

(2) Government Effectiveness measures the quality of civil services, public services, and policy issues and enforcement, and captures the credibility of commitments by governments to

such policies. It helps governments design, formulate, and implement proper policies in which citizens are centric [Duho, 2020]. Government effectiveness reduces the transaction costs in private sector operations and increases profit, so it promotes private investment.

(3) Political Stability scores the likelihood of politically-motivated violence and political instability [World Bank, 2021]. Political instability leads to uncertainty in the economy and impedes the private sector's investment. In particular, it discourages private investors who are willing to invest in the business and withdraw from previous investment projects.

(4) Regulatory Quality measures the capability of governments to design, formulate, and enforce sound regulations and policies that allow and enhance the development and investment of the private sector [World Bank, 2021].

(5) Rule of Law measures the extent to which enterprises and individuals trust and obey social rules; Notably, it captures the independence and functioning of the judiciary, including contract enforcement quality, property rights protection, the police, the likelihood of violence and crime [World Bank, 2021]. It supports enterprises in economic transactions as well as promotes investment and production in the belief that disputes will be properly adjudicated by the state.

(6) Voice & Accountability is the guarantee of transparency and stability of information and policies built by governments. It holds policy-makers responsible for failures in enforcing regulations and policies. Investment decisions by the private sector are subject to the credibility of these regulations and policies [Aysan et al., 2007]. Open elections and freedom of the press express the citizens' voice in the government's decision-making process. Therefore, Voice & Accountability can increase private investment.

The study uses (1) to examine the influences of public spending, institutional quality, and their interaction on the investment of the private sector for a sample of 98 developing economies. Some severe issues in econometrics stem from estimating (1). The first issue is that economic growth, trade openness, and inflation could be endogenous. In particular, they may correlate with σ_i , which results in endogenous phenomena. The second issue is that some unobserved fixed effects like customs, anthropology, geography, and culture may correlate with some regressors. These effects can exist in σ_i . Besides, a high serial autocorrelation comes from the lagged variable PIN_{it-1} . Finally, the dataset contains a large country unit ($M = 98$) but a short length of observation ($L = 19$). These issues can make the OLS regression biased. The REM and FEM do not handle endogenous phenomena and serial autocorrelation. Meanwhile, the IV-2SLS regression requires proper instruments out of all regressors in models. For these reasons, the paper employs the GMM estimators for robustness check and estimation as suggested by Judson & Owen (1999).

The GMM Arellano & Bond (1991) estimators were first proposed by Holtz-Eakin et al. (1988). Two kinds of GMM Arellano-Bond estimators are developed: the difference and the system. The past values of persistent regressors in the empirical models do not provide information for their changes, making their lags become weak instrumental variables in the difference estimation. Therefore, the SGMM (system) is better than the DGMM (difference) [Arellano & Bover, 1995].

The two-step DGMM/SGMM (2DGMM/2SGMM) can be better than the one-step DGMM/SGMM (1DGMM/1SGMM) in efficiency for estimation. However, employing the two-step 2DGMM/2SGMM in small research samples like our sample has a severe issue [Roodman, 2009]. Accordingly, the proliferation in instrumental variables quadratically rises as the time dimension increases, which causes the number of instruments to be larger than the number of countries. The solution is to employ the thumb rule to keep the number of countries more than or equal to the number of instruments [Roodman, 2009]. The paper employs Arellano – Bond, Hansen, and Sargan statis-

tics to test the instruments' validity in the DGMM/SGMM. Hansen and Sargan tests discover endogenous phenomena. Meanwhile, Arellano-Bond tests detect the serial correlation of errors in the first difference. Because of this, the paper ignores the first serial correlation test AR(1), and keeps the second serial correlation test AR(2). Indeed, this paper uses AR(2) to search for the phenomenon of AR(1).

3.2. Research data

The dataset contains gross fixed capital formation, public spending, six dimensions of the governance index, real GDP per capita, inflation, and trade openness. The paper extracts data from World Bank and International Monetary Fund databases. Following the classification of the International Monetary Fund, we use 98 developing countries² from 2002 to 2020 in the research sample. Appendix (Table 5–9) shows the descriptive statistics and definitions. Table 6 indicates that developing economies have poor institutional quality. It is in line with the arguments by Li & Filer (2007) that developing countries have relation-based governance (bad institutional quality). Table 7 illustrates that trade openness, economic growth, and public spending are positively associated with private investment. Similarly, Table 8 shows that values of the correlation coefficient among governance indicators are very high; therefore, the paper employs them separately. Meanwhile, the stationary tests in Table 9 report that public spending, economic growth, private investment, inflation, trade openness, and six governance dimensions should be significantly stationary at below 5%, meaning these variables have a similar integration of the zero-order $I(0)$.

4. Results and Discussion

4.1. 2SGMM/1SGMM estimates

The paper reports the 2SGMM and 1SGMM estimates in Table 1 and Table 2, respectively. Every column is the empirical model corresponding with one dimension of governance indicators. Inflation is a proxy for macroeconomic instability. An increase in inflation reduces business confidence, impeding private investment. Furthermore, inflation increases transaction costs and lowers profits, which reduces private investment. Private investment, on the contrary, promotes the output of goods and services supplied to the economy, which in turn reduces inflation. Thus, the relationship between private investment and inflation is bidirectional. Indeed, the paper detects

² Angola, Algeria, Argentina, Azerbaijan, Armenia, Bahrain, Bahamas, Barbados, Bangladesh, Benin, Belarus, Bhutan, Belize, Brazil, Bolivia, Burkina Faso, Bulgaria, Burundi, Côte d'Ivoire, Cameroon, Cabo Verde, China, Central Africa, Chile, Chad, Colombia, Comoros, Cambodia, Democrate Republic of the Congo, Costa Rica, Congo Republic, Croatia, Dominican Republic, Egypt, Ecuador, Eswatini, Ethiopia, Equatorial Guinea, Fiji, Gambia, Guinea, Ghana, Georgia, Hungary, Honduras, Iran, India, Jordan, Jamaica, Kuwait, Kazakhstan, Kyrgyz Republic, Kenya, Lesotho, Mali, Malaysia, Mexico, Madagascar, Mauritius, Mongolia, Mauritania, Moldova, Myanmar, Mozambique, Montenegro, Morocco, Namibia, Nepal, Nigeria, Nicaragua, North Macedonia, Niger, Oman, Peru, Philippines, Paraguay, Pakistan, Romania, Poland, Rwanda, Russian Federation, Solomon Islands, Saudi Arabia, Serbia, Senegal, Sri Lanka, Sierra Leone, Thailand, Tajikistan, Tunisia, Togo, Turkey, Uganda, Uzbekistan, Ukraine, Vietnam, Zambia.

that inflation is endogenous in all estimation procedures. Therefore, it uses inflation as an instrumented variable in *gmm* style and public spending, institutional quality, private investment, trade openness, and economic growth as instruments in *iv* style.

The results in Table 1 and Table 2 indicate that public spending and institutional quality increase private investments while interaction crowds out. It is likely to be counter-intuitive. In addition, trade openness, economic growth, and inflation promote private-sector investment. The impacts of public spending and institutional quality on private investment are consistent with stated hypotheses H1 and H2. However, the effect of interaction is contrary to the hypothesis H3.

According to Li & Filer (2007), developing economies have relation-based governance ('bad' governance). These economies often design, issue, and enforce policies and regulations non-transparently and arbitrarily. The policies on public spending regulate and control interest rates on loans and deposits of banks. Because of this, public spending by loans does not compete with the private sector for available funds, which, by contrast, enhances the private sector's investment through low interest rates on loans controlled by governments. Omitogun (2018) and Idowu et al. (2020) report the crowding-in impact of government spending on the private sector's investment in an African country (Nigeria – a developing economy). Aysan et al. (2007) find that governance quality promotes private investment in a group of 31 developing countries in the MENA region. Thus, poor institutional quality in developing economies enhances private investment and establishes a complementary relationship between the public and private sectors. However, it is also the cause of rent-seeking and corruption of public officials in government spending projects. Improvement in institutional settings leads to monitoring and limiting rent-seeking and corruption, which reduces public spending, especially in government projects financed by loans. Therefore, the interaction between public expenditures and institutional quality impedes private investment. Does institutional improvement lead to adverse effects on economic activities in developing economies in the future? We believe that it does not. The development starts at a low level through a cooperative regime between the private and public sectors for coexistence (in developing economies, as in this paper). Over time, however, along with a shift in the governance environment from bad governance (relation-based) to good governance (rule-based), competition between the private sector and public sector for loans (available resources) emerges. This shift will change developing economies with a complementary nexus (public spending – private investment relationship) to advanced economies with a substitutionary nexus. In particular, competition in the market-based economy will result in better use of available resources as shown in the development status in advanced economies that developing economies aim to become.

A rise in inflation increases savings – investments, which supply available loans for the development of the private sector. Idowu et al. (2020) note that inflation promotes private investment in Nigeria. However, due to the adverse effect of inflation on economic activities, governments in developing economies should keep and control price levels. Meanwhile, the open trade policy will facilitate private economic activities like access to international capital markets, exports, and access to foreign inflows. De Mendonça & Brito (2021) show the beneficial contribution of trade openness to private investment in a group of 24 emerging markets. Likewise, economic growth boosts private capital accumulation by retained earnings. Moreover, economic growth encourages businesses to invest and expand production because they sell more goods and earn more profits. Aysan et al. (2007) report a positive contribution from economic growth to private investment in a panel dataset of 31 developing economies in the MENA region, while De Mendonça & Brito (2021) note it in 24 emerging markets.

Table 1.**Institutional quality and public spending – private investment: 2SGMM**

Dependent regressor: Private investment

Variables	Regulatory quality	Rule of law	Voice and accountability	Control of corruption	Government effectiveness	Political stability
Private investment (–1)	0.856*** (0.017)	0.847*** (0.017)	0.868*** (0.018)	0.843*** (0.017)	0.851*** (0.018)	0.851*** (0.018)
Public spending	0.025** (0.009)	0.022*** (0.008)	0.010 (0.013)	0.024*** (0.008)	0.023*** (0.009)	0.027*** (0.008)
Institutional quality	1.036*** (0.456)	1.151*** (0.437)	1.211** (0.322)	0.957*** (0.376)	1.123*** (0.361)	1.332*** (0.377)
Public spending × Institutional quality	–0.051*** (0.019)	–0.067*** (0.017)	–0.059*** (0.013)	–0.057*** (0.013)	–0.059*** (0.014)	–0.059*** (0.013)
Economic growth	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Trade openness	0.004* (0.002)	0.045* (0.002)	0.008*** (0.003)	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)	0.006** (0.002)
Inflation	0.053*** (0.014)	0.048*** (0.014)	0.041*** (0.013)	0.047*** (0.014)	0.038*** (0.013)	0.054*** (0.016)
Instrument	42	44	42	44	42	42
Country/Observation	98/1666	98/1666	98/1666	98/1666	98/1666	98/1666
AR(2) test	0.933	0.904	0.914	0.920	0.927	0.949
Sargan test	0.146	0.125	0.104	0.236	0.118	0.149
Hansen test	0.447	0.456	0.130	0.472	0.386	0.342

Note: ***, **, * are the significant levels at 1%, 5%, 10%.

Table 2.**Institutional quality and public spending – private investment: 1SGMM**

Dependent regressor: Private investment

Variables	Regulatory quality	Rule of law	Voice and accountability	Control of corruption	Government effectiveness	Political stability
Private investment (–1)	0.848*** (0.014)	0.845*** (0.014)	0.843*** (0.014)	0.836*** (0.015)	0.841*** (0.014)	0.841*** (0.014)
Public spending	0.024** (0.012)	0.023* (0.013)	0.033*** (0.012)	0.024** (0.012)	0.023* (0.013)	0.031*** (0.011)

Continuation

Variables	Regulatory quality	Rule of law	Voice and accountability	Control of corruption	Government effectiveness	Political stability
Institutional quality	1.199*** (0.401)	1.089** (0.547)	1.321** (0.679)	0.958** (0.478)	1.229*** (0.525)	1.003** (0.463)
Public spending × Institutional quality	-0.052*** (0.014)	-0.058*** (0.020)	-0.054** (0.026)	-0.056*** (0.016)	-0.053*** (0.018)	-0.045*** (0.015)
Economic growth	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Trade openness	0.012*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.012*** (0.003)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)
Inflation	0.057*** (0.023)	0.050** (0.023)	0.092** (0.040)	0.044* (0.023)	0.086** (0.040)	0.053** (0.023)
Instrument	43	46	41	46	43	42
Country/Observation	98/1666	98/1666	98/1666	98/1666	98/1666	98/1666
AR(2) test	0.889	0.844	0.863	0.860	0.892	0.901
Sargan test	0.173	0.109	0.177	0.112	0.161	0.214
Hansen test	0.848*** (0.014)	0.845*** (0.014)	0.843*** (0.014)	0.836*** (0.015)	0.841*** (0.014)	0.841*** (0.014)

Note: ***, **, * are the significant levels at 1%, 5%, 10%.

4.2. Robustness check

The paper applies 2DGMM and 1DGMM to examine the robustness of 2SGMM and 1SGMM estimates. It presents 2DGMM and 1DGMM estimates in Table 3 and Table 4, respectively. Each column is the empirical model corresponding to one dimension of governance. Likewise, the paper finds endogeneity of inflation in all estimation procedures, therefore it uses inflation as an instrumented variable in gmm style while the remaining variables as instruments in iv style.

In line with 2SGMM and 1SGMM estimates, the results by 2DGMM and 1DGMM across the models in Table 3 and Table 4 show that public spending and institutional quality promote private investment, while interaction reduces it. Furthermore, trade openness and economic growth promote private investment.

Table 3.**Institutional quality and public spending – private investment: 2DGMM**

Dependent regressor: Private investment

Variables	Regulatory quality	Rule of law	Voice and accountability	Control of corruption	Government effectiveness	Political stability
Private investment (–1)	0.055* (0.029)	0.068*** (0.025)	0.086*** (0.027)	0.061** (0.026)	0.060** (0.028)	0.054* (0.028)
Public spending	0.211*** (0.039)	0.193*** (0.032)	0.183*** (0.054)	0.214*** (0.035)	0.172*** (0.035)	0.211*** (0.038)
Institutional quality	4.548*** (1.694)	4.151*** (1.562)	7.290** (3.702)	4.504*** (1.837)	4.007*** (1.699)	3.923*** (1.500)
Public spending × Institutional quality	–0.158*** (0.060)	–0.131** (0.059)	–0.237* (0.139)	–0.145** (0.065)	–0.146*** (0.056)	–0.106** (0.051)
Economic growth	0.072*** (0.023)	0.083*** (0.020)	0.076*** (0.024)	0.077*** (0.022)	0.079*** (0.023)	0.071*** (0.023)
Trade openness	0.086*** (0.017)	0.075*** (0.014)	0.083*** (0.015)	0.086*** (0.016)	0.070*** (0.015)	0.077*** (0.015)
Inflation	–0.021 (0.021)	0.030 (0.032)	–0.007 (0.036)	–0.024 (0.021)	0.014 (0.030)	0.020 (0.031)
Instrument	23	28	28	24	25	25
Country/Observation	98/1666	98/1568	98/1470	98/1568	98/1666	98/1568
AR(2) test	0.120	0.108	0.107	0.133	0.120	0.129
Sargan test	0.611	0.379	0.692	0.732	0.468	0.398
Hansen test	0.561	0.578	0.901	0.590	0.628	0.920

Note: ***, **, * are the significant levels at 1%, 5%, 10%.

Table 4.**Institutional quality and public spending – private investment: 1DGMM**

Dependent regressor: Private investment

Variables	Regulatory quality	Rule of law	Voice and accountability	Control of corruption	Government effectiveness	Political stability
Private investment (–1)	0.614*** (0.182)	0.509*** (0.121)	0.580*** (0.136)	0.621*** (0.179)	0.586*** (0.134)	0.680*** (0.148)
Public spending	0.210*** (0.051)	0.191*** (0.049)	0.266*** (0.053)	0.214*** (0.050)	0.210*** (0.050)	0.199*** (0.052)

Continuation

Variables	Regulatory quality	Rule of law	Voice and accountability	Control of corruption	Government effectiveness	Political stability
Institutional quality	7.057*** (1.817)	6.935*** (1.811)	10.078** (5.303)	7.123*** (1.915)	6.481*** (1.859)	7.026*** (1.676)
Public spending × Institutional quality	-0.215*** (0.053)	-0.245*** (0.053)	-0.345* (0.200)	-0.208*** (0.055)	-0.214*** (0.055)	-0.202*** (0.049)
Economic growth	0.039** (0.017)	0.048** (0.022)	0.043*** (0.017)	0.039** (0.017)	0.040** (0.017)	0.037** (0.018)
Trade openness	0.121*** (0.014)	0.117*** (0.013)	0.122*** (0.014)	0.120*** (0.014)	0.120*** (0.014)	0.124*** (0.014)
Inflation	0.007 (0.035)	0.003 (0.036)	0.013 (0.036)	-0.002 (0.035)	0.004 (0.035)	0.007 (0.036)
Instrument	21	28	27	23	24	24
Country/Observation	98/1470	98/1470	98/1470	98/1470	98/1470	98/1470
AR(2) test	0.681	0.421	0.556	0.713	0.680	0.935
Sargan test	0.187	0.152	0.479	0.311	0.353	0.474
Hansen test	0.614*** (0.182)	0.509*** (0.121)	0.580*** (0.136)	0.621*** (0.179)	0.586*** (0.134)	0.680*** (0.148)

Note: ***, **, * are the significant levels at 1%, 5%, 10%.

5. Conclusion and Implications

Government spending can play a significant role in economic development and growth as it is an active instrument of fiscal policy to help worldwide governments manage the economy and tackle its cyclicalities. However, it can increase/decrease private investment. Meanwhile, governance quality can contribute positively to the influence of public expenditure/spending on private investment. From these facts, the paper studies the influences of public spending, governance quality, and interaction on private investment for a sample of 98 developing countries over the period of 2002 and 2020. It employs SGMM and DGMM for robustness checks and estimation. The estimated results seem counter-intuitive. Public spending and governance quality promote private investment, while interaction reduces. Furthermore, trade openness, economic growth, and inflation are significant determinants of the private sector's investment in these economies.

The counter-intuitive result does not imply an unusual problem. It notes a low level of development status with a complementary relationship between public expenditure/spending and private investment in developing economies (relation-based institutional settings). Over time, however, this form will shift to a high level with a substitutionary relationship (in advanced economies with rule-based institutional settings). As a result, the findings suggest that governments in these developing economies should reform institutional settings continuously. Accordingly,

these economies will become advanced ones in the future, and the corresponding effect of government expenditure/spending on private investment can transform from a crowding-in effect to a crowding-out effect. This phenomenon is usual because competition in the market-based economy will encourage more proper use of available resources as found in the development status in advanced economies that developing economies are efforting to become. Furthermore, governments in developing economies should rule out unnecessary public projects and leave them to private sectors.

Future studies should think of (i) the distinct roles of the governance quality in government spending – private investment nexus between advanced and developing economies, (ii) the influence of the institutional setting on the government spending – private investment nexus by sector/industry in advanced/developing economies.

Appendix

Table 5.

Data description

Variable	Definition	Type	Source
Private investment (PIN)	Gross fixed capital formation (% GDP)	%	IMF
Public spending (SPE)	Total expenditure consists of total expense and the net acquisition of nonfinancial assets	%	IMF
Economic growth (GDP)	GDP per capita (constant 2015 US\$)	log	World Bank
Trade openness (OPE)	Trade is the sum of imports and exports of services and goods (% GDP)	%	World Bank
Inflation (INF)	Inflation, consumer prices (annual %)	%	World Bank
Regulatory Quality (IN1)	Governance indicator	value	World Bank
Rule of Law (IN2)	Governance indicator	value	World Bank
Voice and Accountability (IN3)	Governance indicator	value	World Bank
Control of Corruption (IN4)	Governance indicator	value	World Bank
Government Effectiveness (IN5)	Governance indicator	value	World Bank
Political Stability (IN6)	Governance indicator	value	World Bank

Table 6.**Descriptive statistics**

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Private investment	1,862	23.196	8.331	4.179	80.817
Public spending	1,862	27.130	10.002	4.173	65.856
Economic growth	1,862	5150.06	6418.99	194.873	49578.36
Trade openness	1,862	78.700	34.445	0.167	210.400
Inflation	1,862	6.193	7.155	-7.44	108.893
Regulatory quality	1,862	-0.427	0.636	-1.826	1.724
Rule of law	1,862	-0.375	0.640	-2.270	1.572
Voice and accountability	1,862	-0.386	0.812	-2.810	1.384
Control of corruption	1,862	-0.331	0.644	-2.625	1.538
Government effectiveness	1,862	-0.428	0.628	-1.816	1.555
Political stability	1,862	-0.394	0.767	-2.233	1.292

Table 7.**Matrix of correlation coefficients among variables**

	PIN	SPE	GDP	OPE	INF
PIN	1				
SPE	0.176***	1			
GDP	0.113**	0.468**	1		
OPE	0.202***	0.359***	0.285***	1	
INF	-0.024	-0.057***	-0.137***	-0.084***	1

Note: ***, **, * are the significant levels at 1%, 5%, 10%.

Table 8.

Matrix of correlation coefficients among six governance indicators

	IN1	IN2	IN3	IN4	IN5	IN6
IN1	1					
IN2	0.822***	1				
IN3	0.627***	0.530***	1			
IN4	0.717***	0.849***	0.477***	1		
IN5	0.892***	0.876***	0.637***	0.824***	1	
IN6	0.614***	0.540***	0.503***	0.605***	0.626***	1

Note: ***, **, * are the significant levels at 1%, 5%, 10%.

Table 9.

Fisher type unit root tests: 2002–2020

Variables	Augmented Dickey – Fuller test		Phillips – Perron test	
	Prob > chi2		Prob > chi2	
	Without trend	With trend	Without trend	With trend
Private investment	315.77***	257.369***	250.887***	198.598
Public expenditure	196.686	222.038*	232.102**	280.529***
Economic growth	278.607***	174.999	388.989***	117.918
Trade openness	296.997***	284.597***	235.216**	232.399**
Inflation	630.691***	684.337***	847.628***	770.086***
Regulatory quality	283.634***	271.949***	360.511***	329.362***
Rule of law	428.170***	382.623***	382.902***	352.834***
Voice and accountability	373.317***	328.515***	436.315***	411.846***
Control of corruption	336.384***	311.901***	326.770***	311.930***
Government effectiveness	263.847***	290.878***	254.255***	298.238***
Political stability	255.762***	329.424***	315.018***	324.406***

Note: ***, **, * are the significant levels at 1%, 5%, 10%.

* *
*

References

- Acemoglu D., Johnson S., Robinson J.A. (2005) Institutions As a Fundamental Cause of Long-Run Growth. *Handbook of Economic Growth*, 1, pp. 85–472.
- Ahmed I., Qayyum A. (2007) Do Public Expenditure and Macroeconomic Uncertainty Matter to Private Investment? Evidence from Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 46, 2, pp. 145–161.
- Akinlo T., Oyeleke O.J. (2018) Effects of Government Expenditure on Private Investment in Nigerian Economy (1980–2016). *Emerging Economy Studies*, 4, 2, pp. 147–156.
- Arellano M., Bond S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58, 2, pp. 277–297.
- Argimon I., Gonzalez-Paramo J.M., Roldan J.M. (1997) Evidence of Public Spending Crowding-out from a Panel of OECD Countries. *Applied Economics*, 29, 8, pp. 1001–1010.
- Aysan A.F., Nabli M.K., Véganzonès-Varoudakis M.A. (2007) Governance Institutions and Private Investment: An Application to the Middle East and North Africa. *The Developing Economies*, 45, 3, pp. 339–377.
- Barro R.J. (1974) Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82, 6, pp. 1095–1117.
- Baum C.F., Schaffer M.E., Stillman S. (2003) XTIVREG2: Stata Module to Perform Extended iv/2sls, gmm and ac/hac, liml and k-class regression for panel data models. *Stata Journal*, 3.
- Bedhiye F.M., Singh L. (2021) Fiscal Policy and Private Investment in Developing Economies: Evidence from Ethiopia. *African Journal of Science, Technology, Innovation and Development*, 14, 7, pp.1–15.
- De Mendonça H.F., Brito Y. (2021) The Link between Public Debt and Investment: An Empirical Assessment from Emerging Markets. *Applied Economics*, 53, 28, pp. 1–13.
- Duho K.C., Amankwa M.O., Musah-Surugu J.I. (2020) Determinants and Convergence of Government Effectiveness in Africa and Asia. *Public Administration and Policy*, 23, 2, pp. 199–215.
- Feng Y. (2001) Political Freedom, Political Instability, and Policy Uncertainty: A Study of Political Institutions and Private Investment in Developing Countries. *International Studies Quarterly*, 45, 2, pp. 271–294.
- Furceri D., Sousa R.M. (2011) The Impact of Government Spending on the Private Sector: Crowding-out versus Crowding-in Effects. *Kyklos*, 64, 4, pp. 516–533.
- Gnangoin Y.T.B., Du L., Assamoi G., Edjoukou A.J., Kassi D.F. (2019) Public Spending, Income Inequality and Economic Growth in Asian Countries: A panel GMM approach. *Economies*, 7, 4, 115.
- Gupta S., Davoodi H., Alonso-Terme R. (2002) Does Corruption affect Income Inequality and Poverty? *Economics of Governance*, 3, 1, pp. 23–45.
- Holtz-Eakin D., Newey W., Rosen H.S. (1988) Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 56, iss. 6, pp. 1371–1395.
- Idowu O.F., Okiri I.J., Olarewaju H.I. (2020) Revisiting Government Expenditure and Private Investment Nexus: An ARDL Approach. *Journal Ekonomi Malaysia*, 54, 1, pp. 181–192.
- Jorgenson D.W. (1963) Capital Theory and Investment Behavior. *The American Economic Review*, 53, 2, pp. 247–259.
- Judson R.A., Owen A.L. (1999) Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists. *Economics Letters*, 65, 1, pp. 9–15.
- Keynes J.M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London, UK: Macmillan.
- Kim T., Nguyen Q.H. (2020) The Effect of Public Spending on Private Investment. *Review of Finance*, 24, 2, pp. 415–451.
- Kormendi R.C. (1983) Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior. *The American Economic Review*, 73, 5, pp. 994–1010.

- Li S., Filer L. (2007) The Effects of the Governance Environment on the Choice of Investment Mode and the Strategic Implications. *Journal of World Business*, 42, 1, pp. 80–98.
- Marattin L., Salotti S. (2011) On the Usefulness of Government Spending in the EU Area. *The Journal of Socio-Economics*, 40, 6, pp. 780–795.
- Munemo J. (2012) Business Regulations and Private Domestic Investment in Africa. *Journal of African Business*, 13, 2, pp. 157–164.
- Mwakalila E. (2020) Crowding Out of Private Sector in Tanzania: Government Expenditure, Domestic Borrowing, and Lending Rates. *Emerging Economy Studies*, 6, 1, pp. 123–135.
- Omitogun O. (2018) Investigating the Crowding Out Effect of Government Expenditure on Private Investment. *Journal of Competitiveness*, 10, 4, pp. 136–150.
- Ortiz-Ospina E., Roser M. (2016) *Government Spending*. Published online at OurWorldInData.org. Retrieved from: <https://ourworldindata.org/government-spending> [Online Resource].
- Oseni I.O., Akinbode S.O., Babalola D.A., Adegboyega S.B. (2020) Government Spending and School Enrolment in Sub-Saharan Africa: A System GMM Approach. *Journal of Economics & Management*, 40, pp. 91–108.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.P. (1999) Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 446, pp. 621–634.
- Roodman D. (2009) How to Do XTABOND2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9, 1, pp. 86–136.
- Şen H., Kaya A. (2014) Crowding-out or Crowding-in? Analyzing the Effects of Government Spending on Private Investment in Turkey. *Panoeconomicus*, 61, 6, pp. 631–651.
- Sinevičienė L. (2015) Testing the Relationship between Government Expenditure and Private Investment: The Case of Small open Economies. *Journal of Economics, Business and Management*, 3, 6, pp. 628–632.
- Wang B. (2005) Effects of Government Expenditure on Private Investment: Canadian Empirical Evidence. *Empirical Economics*, 30, 2, pp. 493–504.
- World Bank (2021) *Worldwide Governance Indicators*. Available at: <https://info.worldbank.org/governance/wgi/> [Accessed online 9 February 2022].
- Wu D., Zhang Z. (2009) Effects of Government Expenditure on Private Investment-China Empirical Evidence. *2009 First International Workshop on Education Technology and Computer Science*, vol. 3, pp. 86–89. IEEE.

Влияние государственных расходов на частные инвестиции в развивающихся экономиках: имеет ли значение институциональное качество?

Ван Бон Нгуен

¹ Доцент, Факультет финансов, Университет банковского дела Хошимина (HUB),
36, район 1, ул. Тон Тхат Дам, г. Хошимин, Вьетнам.
E-mail: boninguyen@gmail.com

Роль институционального качества в отношениях между государственными расходами и частными инвестициями является спорной темой, поскольку институциональное качество может смягчить вытесняющее воздействие государственных расходов на инвестиции частного сектора. Способствует ли институциональное качество взаимодействию государственных расходов и частных инвестиций в развивающихся странах? В этой статье дается ответ путем изучения роли качества управления во взаимосвязи государственных расходов и частных инвестиций для панельного набора данных из 98 развивающихся стран за период с 2002 г. по 2020 г. В ней используются системные/разностные оценки GMM для проверки надежности и оценки. Эмпирические результаты кажутся противоречащими интуиции. Институциональное качество и государственные расходы увеличивают частные инвестиции, в то время как взаимодействие уменьшается. В статье рассматриваются некоторые аргументы для объяснения и предлагаются политические последствия для улучшения институционального качества и увеличения частных инвестиций.

Ключевые слова: государственные расходы, частные инвестиции, развивающиеся экономики, оценки GMM Ареллано – Бонда.

JEL Classification: E62, H32.

УДК 330.43

Тестирование на единичный корень в панельных данных: обзор¹

Скроботов А.А.

В данном обзоре рассматриваются методы тестирования на единичный корень в панельных данных. Обсуждается вопрос о предпочтительности рассмотрения нескольких временных рядов совместно вместо анализа каждого по отдельности и мотивация тестирования на панельный единичный корень. Обзор начинается с рассмотрения простейших тестов на панельный единичный корень с независимыми ошибками и двух типов альтернативной гипотезы: однородной и неоднородной. Для простейших тестов описывается их асимптотическое поведение при различных типах сходимости числа объектов и временного горизонта. После рассматривается вопрос включения детерминированной компоненты и изменение асимптотических результатов, а также методы учета слабой зависимости ошибок. Завершается первый раздел методами на основе p -значений.

Следующий раздел посвящен важной проблеме учета пространственной корреляции в панелях и ее влиянию на классические тесты на панельный единичный корень. Пространственная корреляция имеет место согласно некоторым макроэкономическим теориям, которые утверждают, что существуют некоторые общие факторы (например, технологические шоки), которые влияют не на одну, а на некоторое множество переменных. Описываются модификации классических тестов, основанные на факторизации, когда пространственная корреляция аппроксимируется (возможно нестационарными) общими факторами на основе метода главных компонент и на основе аппроксимации факторов при помощи кросс-секционных средних. Рассматриваются альтернативные методы, основанные на методах ресемплинга. Завершается раздел сравнительным анализом различных тестов, которые были описаны в обзоре, на основе симуляций Монте-Карло. Обсуждается проб-

¹ Статья подготовлена в рамках выполнения научно-исследовательской работы государственного задания РАНХиГС. Автор выражает благодарность А.А. Пересецкому, а также анонимному рецензенту за ценные замечания и предложения. Более полная версия данного обзора с дополнительными результатами доступна на <https://arxiv.org/submit/5789164/>

Скроботов Антон Андреевич – д.э.н., с.н.с. лаборатории макроэкономического прогнозирования Института прикладных экономических исследований РАНХиГС. E-mail: antonskrobotov@gmail.com

Статья поступила: 16.08.2024/Статья принята: 07.11.2024.

лема, связанная с несбалансированностью панелей. В заключении приводятся ссылки на существующие пакеты, которые позволяют реализовать некоторые из описанных методов.

Ключевые слова: тестирование на панельный единичный корень; тестирование на стационарность панели; детрендирование; общие факторы; пространственная корреляция.

DOI: 10.17323/1813-8691-2024-28-4-664-701

Для цитирования: Скроботов А.А. Тестирование на единичный корень в панельных данных: обзор. *Экономический журнал ВШЭ*. 2024; 28(4): 664–701.

For citation: Skrobotov A.A. Panel Data Unit Root Testing: An Overview. *HSE Economic Journal*. 2024; 28(4): 664–701. (In Russ.)

1. Введение

Тестирование наличия единичных корней в данных имеет большое значение для эмпирического анализа. Практически ни одно макроэкономическое исследование не обходится без тестирования того, является ли конкретный временный ряд стационарным относительно тренда (trend stationary, TS) или является стационарным в первых разностях (difference stationary, DS). В первом случае, если ряд является стационарным относительно тренда, то моделировать ряд необходимо в уровнях. В противном случае нужно перейти к первым разностям временного ряда, если моделируется именно этот конкретный ряд по отдельности, или переходить к анализу коинтеграции нескольких временных рядов, каждый из которых является нестационарным. Наличие коинтеграции позволяет дать экономическое обоснование долгосрочных зависимостей и краткосрочной корректировке к долгосрочным состояниям равновесия. См. [Скроботов, 2020, 2021a, б] в качестве недавних обзоров.

Однако если рассматривать не отдельные временные ряды для конкретного субъекта (например, одной конкретной страны или одного конкретного региона), а группу (панель) временных рядов по каждому субъекту, то могут возникнуть некоторые проблемы. Существует феномен, который заключается в том, что если оценить регрессию одного нестационарного ряда на другие нестационарные ряды, то оценки OLS-коэффициентов будут часто значимы, даже когда фактически зависимости между рядами нет. Этот феномен называется ложной регрессией. Аналогичный вывод можно получить, рассматривая нестационарные временные ряды, у которых ошибки будут зависимыми. Существует необоснованное заблуждение, что для панельных данных ложная регрессия не наблюдается, особенно при малом количестве наблюдений по времени. Однако эффект ложной регрессии для панельных данных намного более существенен, чем для отдельных временных рядов. Хотя оценка в панельной регрессии для нестационарных (независимых в долгосрочном смысле) временных рядов и будет состоятельной (из-за того, что мы оцениваем модель в виде пула и усредняем все оценки по временным рядам), соответствующая ей t -статистика будет расходиться к бесконечности, что означает почти стопро-

центное отвержение нулевой гипотезы на больших выборках. Таким образом, выводы на основе этой t -статистики будут необоснованными, и необходимо проверять наличие коинтеграции между всеми временными рядами в панели, предполагая, что долгосрочная зависимость между различными показателями одинаковая. Однако до проверки наличия коинтеграции между панелями временных рядов необходимо проверить наличие единичного корня в панелях, и проверка коинтеграции происходит, если гипотеза о наличии панельного единичного корня не была отвергнута. Кроме этого, одна из причин перехода к панелям – низкая мощность классических тестов на наличие единичного корня, и объединение нескольких временных рядов в панели может позволить найти свидетельство стационарности определенного числа временных рядов в этой панели. Соответственно в данном обзоре мы акцентируем внимание на проблемах тестирования наличия панельного единичного корня в данных, тем самым дополняя более ранний обзор на русском языке [Ратникова, Фурманов, 2014, с. 125–130], в частности, тестами, учитывающими кросс-секционную корреляцию (см. также более раннюю версию в статье [Ратникова, 2006]).

Тесты на панельный единичный корень широко используются на практике. Среди примеров использования таких тестов можно привести исследования по тестированию паритета покупательской способности [Chortareas, Kapetanios, 2009] (двухсторонние реальные обменные курсы тестируются на стационарность), сходимости выпуска [Deckers, Hansk, 2013] (проверка на стационарность разрыва в выпусках между двумя экономиками или регионами), [Pesaran, 2007a], динамики доходов [Ng, 2008] (жизненный цикл и наблюдаемые эффекты неоднородности устраняются путем регрессии логарифмических доходов на возраст, квадрат возраста и дамми-переменные, связанные с образованием, а остатки, которые мы называем доходом, используются для анализа нестационарности), международные перетоки инвестиционных потоков в НИОКР (R&D) [Kao, Chiang, Chen, 1999] (исследуются отстатки от регрессии полной факторной производительности, TFP, на внешние и внутренние запасы капитала на НИОКР) и др. См. также [Baltagi, Kao, 2001; Choi, 2006a] с обзором приложений тестов на панельный единичный корень.

Данная работа состоит из следующих разделов. В разделе 2 обсуждаются как классические тесты на панельный единичный корень, так и недавно разработанные тесты. Гипотеза панельного единичного корня заключается в том, что все временные ряды в панели имеют единичный корень. Тестироваться эта гипотеза может, однако против разных альтернатив: однородной и неоднородной. Однородная альтернатива заключается в том, что все временные ряды в панели являются стационарными. Для тестирования гипотезы о панельном единичном корне против этой альтернативы используются t -статистики на основе модели пула. С другой стороны, при неоднородной альтернативе предполагается, что существует как доля стационарных временных рядов в панели, так и доля нестационарных временных рядов в панели, и эти доли не равны нулю (т.е. они должны быть значимы).

В разделе 3 обсуждается проблема кросс-секционной корреляции между ошибками в панели. Наличие такой корреляции может сильно исказить статистические выводы относительно наличия панельного единичного корня. Пространственная корреляция имеет место согласно некоторым макроэкономическим теориям, которые утверждают, что существуют некоторые общие факторы (например, технологические шоки), которые влияют не на одну, а на некоторое множество переменных. Наличие общих факторов, которые

дополнительно могут быть нестационарными, предполагает наличие пространственной коинтеграции между субъектами, которая также часто может иметь место. Также источником кросс-секционной корреляции может быть пространственная (spatial) корреляция, которая основана на пространственных взаимосвязях и пространственной неоднородности.

В разделе 4 приводятся ссылки на пакеты и программы, позволяющие реализовать часть методов, описанных в обзоре.

Более полная версия данного обзора с дополнительными результатами доступна на <https://arxiv.org/submit/5789164/>. В частности, в дополнение рассматриваются тесты на стационарность, тесты при фиксированной временной размерности и другие тесты на единичный корень в панели, которые нельзя однозначно отнести к определенной категории. Также обсуждаются методы оценивания доли стационарных временных рядов в панели.

2. Тесты на единичный корень для независимых панелей

2.1. LLC и IPS тесты

Рассмотрим простейший случай, в котором временные ряды $\{y_{i0}, \dots, y_{iT}\}$ для кросс-секционных субъектов $i = 1, 2, \dots, N$ порождаются для каждого i простой авторегрессией первого порядка

$$(1) \quad y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it},$$

где начальное значение y_{i0} является фиксированной константой², ошибки ε_{it} являются независимыми и одинаково распределенными (i.i.d.) по всем i и t с $E(\varepsilon_{it}) = 0$, $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2 < \infty$ и $E(\varepsilon_{it}^4) < \infty$. Эти процессы можно эквивалентно записать следующим образом, по аналогии с простой регрессией Дики – Фуллера:

$$(2) \quad \Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it},$$

где $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$, $\phi_i = \rho_i - 1$. Нас интересует тестирование нулевой гипотезы

$$(3) \quad H_0 : \phi_1 = \dots \phi_N = 0,$$

т.е. гипотезы о том, что все временные ряды имеют единичный корень (являются независимыми случайными блужданиями), против одной из следующих альтернатив, H_{1a} и H_{1b} :

² Авторы работ [Harris et al., 2010; Westerlund, 2016b] анализировали влияние начального значения на тесты, описываемые ниже, получая противоположные выводы относительно мощности по сравнению с временными рядами. Вестерлунд [Westerlund, 2016b], среди прочего, указывает на отсутствие необходимости разработки робастной тестовой стратегии для различных амплитуд начального значения, рекомендуя просто игнорировать его влияние.

$$(4) \quad H_{1a} : \phi_1 = \dots = \phi_N \equiv \phi < 0,$$

$$(5) \quad H_{1b} : \phi_1 < 0, \dots, \phi_{N_0} < 0, N_0 \leq N.$$

При первой альтернативе, H_{1a} , авторегрессионный параметр одинаковый для всех кросс-секционных субъектов. Эта альтернатива была рассмотрена в работе [Levin et al., 2002] (далее LLC, см. также более раннюю версию работы [Levin, Lin, 1993]) и была названа однородной альтернативой (homogeneous alternative). При второй альтернативе предполагается, что все N_0 кросс-секционных объектов ($0 < N_0 \leq N$) являются стационарными с индивидуальными авторегрессионными коэффициентами. Эта альтернатива была рассмотрена в работе [Im et al., 2003] (далее IPS) и была названа неоднородной альтернативой (heterogeneous alternative).

Ченг и Сонг [Chang, Song, 2009] рассматривают также гипотезу о том, что $\phi_i = 0$ для некоторых i против альтернативы о том, что $\phi_i < 0$ для всех i . Для тестирования такой гипотезы они предлагают брать максимум из всех индивидуальных левосторонних статистик (т.е. ту статистику, которая показывает наименьшее отвержение нулевой гипотезы).

Для состоятельности тестовых статистик здесь предполагается, что доля стационарных временных рядов в панели сходится к фиксированной константе, т.е. $N_0/N \rightarrow \kappa$ при $N \rightarrow \infty$. Отвержение нулевой гипотезы в пользу неоднородной альтернативы не обязательно говорит о том, что наличие единичного корня отвергается для всех i , а только о том, что гипотеза отвергается для доли $N_0 < N$, и тест не дает каких-либо рекомендаций о величине κ или о тех элементах панели, для которых гипотеза отвергается. С другой стороны, отвержение гипотезы единичного корня против однородной альтернативы необязательно означает, что все панельные субъекты являются стационарными, поскольку тест, построенный таким образом, чтобы иметь мощность против однородной альтернативы, также будет иметь мощность и при неоднородной альтернативе.

Авторы работы [Karlsson, Löthgren, 2000] провели симуляции Монте-Карло в зависимости от доли стационарных временных рядов в панели и получили достаточно логичный результат, что мощность всех тестов увеличивается при увеличении пропорции стационарных временных рядов в панели. Также мощность увеличивается сильнее при росте T , чем при росте N . Следствием этого является то, что при больших T и достаточно малых пропорциях стационарных временных рядов в панели мы будем часто отвергать нулевую гипотезу о наличии единичного корня, в то время как при малых T даже при достаточно высокой пропорции стационарных временных рядов в панели из-за низкой мощности мы будем редко не отвергать нулевую гипотезу, после этого некорректно моделируя все временные ряды как нестационарные. Поэтому авторы рекомендуют не накладывать однородные ограничения на все временные ряды в панели, а анализировать эти временные ряды индивидуально.

2.1.1. LLC-тест

Тест LLC основан на t -статистике для ϕ в регрессии пула

$$\Delta y_{it} = \phi y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

или, используя матричные обозначения,

$$\Delta \mathbf{y}_i = \phi \mathbf{y}_{i,-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_i,$$

где $\Delta \mathbf{y}_i = [\Delta y_{i1}, \dots, \Delta y_{iT}]'$, $\mathbf{y}_{i,-1} = [y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{iT-1}]'$ и $\boldsymbol{\varepsilon}_i = [\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT}]'$.

На первом шаге оценивается $\hat{\sigma}_i^2$ для каждого панельного временного ряда:

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{M}_i \Delta \mathbf{y}_i}{T-2},$$

где $\mathbf{M}_i = \mathbf{I}_T - \mathbf{X}_i (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i'$ и $\mathbf{X}_i = (\mathbf{y}_{i,-1})$. Тогда t -статистика для проверки гипотезы (3) принимает вид

$$(6) \quad \tau_\phi = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{y}_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \mathbf{y}_{i,-1}' \mathbf{y}_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}}.$$

Как отмечает Брейтунг [Breitung, 2000], в LLC предлагается дополнительно делить эту статистику на $\hat{\sigma}_{NT}$, общее (по всем N и T) стандартное отклонение остатков, но эти остатки уже скорректированы на свои стандартные отклонения, поэтому это стандартное отклонение можно опустить.

2.1.2. IPS-тест

В отличие от LLC, рассматривая неоднородную альтернативу H_{1b} , состоящую из множества неравенств, IPS предлагают тест, основанный на среднем индивидуальных t -статистик,

$$(7) \quad \bar{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i,$$

где

$$(8) \quad \tau_i = \frac{\Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{y}_{i,-1}}{\hat{\sigma}_i \sqrt{\mathbf{y}_{i,-1}' \mathbf{y}_{i,-1}}}$$

является t -статистикой Дики – Фуллера для i -го кросс-секционного субъекта.

Ченг и Сонг [Chang, Song, 2009] предлагают вместо усреднения тестовых статистик брать минимум из всех статистик, что позволяет получить более высокую мощность при очень малом количестве стационарных временных рядов в панели.

2.1.3. Асимптотика тестов на единичный корень в панельных данных

Рассмотрим получение предельного распределения для статистики LLC. Используя FCLT и CMT, можно показать, что при $T \rightarrow \infty$

$$(9) \quad \tau_{\phi} = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta y_i' y_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}{\sqrt{\sum_{i=1}^N y_{i,-1}' y_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}} \Rightarrow_{T \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^N \int_0^1 W_i(r) dW_i(r)}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \int_0^1 W_i(r)^2 dr}} \equiv \zeta,$$

где $W_i(r)$, $i = 1, \dots, N$ – независимые винеровские процессы, а $\Rightarrow$ обозначает слабую сходимость. Применяя закон больших чисел, числитель (9) (деленный на N) сходится по вероятности к нулю, а знаменатель (деленный на N) сходится к $\frac{1}{2}$. Поэтому t -статистика на основе регрессии пула (по центральной предельной теореме) имеет стандартное нормальное распределение.

Рассмотрим получение предельного распределения для статистики IPS. Понятно, что при $T \rightarrow \infty$ каждая статистика τ_i в (8) сходится к обычному распределению Дики – Фуллера,

$$\tau_i \Rightarrow \eta_i \equiv \frac{\int_0^1 W_i(r) dW_i(r)}{\int_0^1 W_i^{\mu}(r)^2 dr}.$$

Поскольку статистика

$$\bar{\tau} \Rightarrow \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \eta_i$$

при фиксированном N и $T \rightarrow \infty$, то при $N \rightarrow \infty$ статистика $\sqrt{N} \bar{\tau}$ имеет стандартное нормальное предельное распределение, аналогично LLC.

Результаты выше были основаны на том, что сначала применяется асимптотика при $T \rightarrow \infty$, а затем при $N \rightarrow \infty$. Можно рассмотреть альтернативный подход, когда одновременно $T, N \rightarrow \infty$ (IPS доказывают, что асимптотические результаты остаются неизменными по сравнению с последовательной асимптотикой) или когда N является функцией от T , следуя работе [Phillips, Moon, 1999]³. Филлипс и Мун [Phillips, Moon, 1999]

³ Последний подход может принимать вид, например, $T(N) = cN$ для $c \neq 0$. Этот подход в работе [Phillips, Moon, 1999] называется асимптотикой диагональной траектории (diagonal path).

вводят понятия последовательной и совместной сходимости по вероятности и слабой сходимости и устанавливают соотношения между этими типами сходимости. Авторы заключают, что последовательная асимптотика не предполагает совместную, так что в некоторых ситуациях совместная асимптотика может не выполняться. Хотя подходы, связанные с совместной асимптотикой, являются интересными с теоретической точки зрения и иногда дают полезные следствия, предельные результаты по существу такие же, как и в последовательной асимптотике, но требуют более сильных условий. С практической точки зрения последовательная асимптотика является достаточной для большинства случаев.

2.2. Наличие детерминированной компоненты

Более подробно остановимся на вопросе наличия детерминированных компонент в данных, а именно на спецификации детерминированной компоненты. Обычно нас интересуют два наиболее распространенных случая:

$$(10) \quad \Delta y_{it} = \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (\text{Случай 1}),$$

$$(11) \quad \Delta y_{it} = \mu_i + \beta_i t + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (\text{Случай 2}),$$

где уравнение (10) соответствует случаю индивидуально-специфических констант (фиксированных эффектов), а (11) соответствует случаю индивидуально-специфических трендов («случайных трендов», incidental trends в терминологии [Phillips, Moon, 1999]).

Отметим, что многие тесты требуют условия, что $N/T \rightarrow \infty$ для контроля размера, так как в противном случае ошибка, вызванная детрендированием, будет возрастать с ростом N ; см. [Westerlund, Breitung, 2013, Fact 3].

2.2.1. Тест LLC

Для простоты рассмотрим Случай 1 с фиксированными эффектами. Тест LLC основан на t -статистике для ϕ в регрессии с фиксированными эффектами

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \phi y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

или, используя матричные обозначения,

$$\Delta \mathbf{y}_i = \mathbf{1} \alpha_i + \phi \mathbf{y}_{i,-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_i,$$

где $\Delta \mathbf{y}_i = [\Delta y_{i1}, \dots, \Delta y_{iT}]'$, $\mathbf{y}_{i,-1} = [y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{i,T-1}]'$, $\boldsymbol{\varepsilon}_i = [\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT}]'$ и $\mathbf{1} = [1, \dots, 1]'$.

Недостатком этого подхода является то, что он сильно специфичен и не дает соответствующей аппроксимации для заданных T и N , а также зависит от конкретной функциональной формы зависимости $T = T(N)$.

На первом шаге оценивается σ_i^2 для каждого временного ряда:

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{M}_i \Delta \mathbf{y}_i}{T-2},$$

где $\mathbf{M}_i = \mathbf{I}_T - \mathbf{X}_i (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i'$ и $\mathbf{X}_i = (\mathbf{1}, \mathbf{y}_{i,-1})$. Тогда t -статистика для проверки гипотезы (3) принимает вид

$$(12) \quad \tau_\phi = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \mathbf{y}_{i,-1}' \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}},$$

где $\mathbf{M}_1 = \mathbf{I}_T - \mathbf{1}(\mathbf{1}'\mathbf{1})^{-1} \mathbf{1}'$.

Оценивание коэффициента ϕ эквивалентно оцениванию коэффициента ϕ в центрированной регрессии

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \phi \tilde{y}_{i,t-1} + e_{it},$$

где $\tilde{y}_{it} = y_{it} - T^{-1} \sum_{j=0}^T y_{i,j}$. При нулевой гипотезе мы получим

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it} \tilde{y}_{i,t-1} = -\sigma_i^2/2,$$

и

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1} \tilde{y}_{i,t-1}' = \sigma_i^2/6,$$

так что $\sqrt{NT}(\hat{\phi} - 1) + 3\sqrt{N} \Rightarrow N(0, 51/5)$, т.е. $T(\hat{\phi} - 1) \xrightarrow{p} -3$. Следовательно, оценка $\hat{\phi}$ является асимптотически смещенной, и t -статистика для проверки $\phi = 0$ расходится к $-\infty$ при росте T и N (из-за коррелированности регрессора и ошибки). Это смещение называется смещением Никелла (Nickell bias), см. [Nickell, 1981].

Этот результат можно получить иначе следующим образом. Заметим, что при $T \rightarrow \infty$

$$(13) \quad \tau_\phi = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \mathbf{y}_{i,-1}' \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}} \Rightarrow_{T \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^N \int_0^1 W_i^\mu(r) dW_i(r)}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \int_0^1 W_i^\mu(r)^2 dr}} \equiv \zeta,$$

где $W_i^\mu(r) = W_i(r) - \int_0^1 W_i(s) ds$ – центрированный винеровский процесс, $W_i(r)$, $i = 1, \dots, N$ – независимые винеровские процессы. Применяя закон больших чисел, числитель (13) (деленный на N) сходится по вероятности к $-\frac{1}{2}$, а знаменатель (деленный на $\sqrt{N}$) сходится к $\frac{1}{\sqrt{6}}$. Поэтому t -статистика на основе регрессии пула расходится.

Имея значения для математических ожиданий и дисперсий функционалов от винеровских процессов, представленные в табл. 1 (см. [Levin, Lin, 1993], можно получить, что в Случае 1

$$\tau_\phi \Rightarrow N\left(-\sqrt{1,875N}, 1,25\right),$$

а в Случае 2

$$\sqrt{\frac{448}{277}}\tau_\phi \Rightarrow N\left(-\sqrt{3,75N}, 1\right).$$

Таблица 1.
Значения для математических ожиданий и дисперсий функционалов
от винеровских процессов

	$E\left(\int W_i^j dW_i\right)$	$Var\left(\int W_i^j dW_i\right)$	$E\left(\int (W_i^j)^2\right)$	$Var\left(\int (W_i^j)^2\right)$
$\mu_i \ (j = \mu)$	$-\frac{1}{2}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{45}$
$(\mu_i, t) \ (j = \tau)$	$-\frac{1}{2}$	$\frac{1}{60}$	$\frac{1}{15}$	$\frac{11}{6300}$

После этого можно также получить, что статистика

$$(14) \quad Z_{LLC} = \frac{\sum_{i=1}^N \left(\Delta y_i' \mathbf{M}_1 y_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2 + \frac{1}{2} T \right)}{\sqrt{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N y_{i,-1}' \mathbf{M}_1 y_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}} = \frac{\tau_\phi}{\sqrt{\frac{1}{2}}} - \frac{-\frac{1}{2} TN}{\sqrt{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N y_{i,-1}' \mathbf{M}_1 y_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}}$$

будет иметь стандартное нормальное предельное распределение. Отметим, что при $\mu_i = 0$ статистика Z_{LLC} совпадает с τ_ϕ . Также следует заметить, что скорость сходимости для оценки $\hat{\phi}$ будет равна $T\sqrt{N}$ (т.е. $T\sqrt{N}(\hat{\phi} - 1) = O_p(1)$), таким образом, сходимость происходит быстрее при $T \rightarrow \infty$ (суперсостоятельность), чем при $N \rightarrow \infty$. Также из скорости сходимости следует более высокая мощность панельных тестов, поскольку она увеличивается не только с ростом T , но и с ростом N .

2.2.2. Коррекция числителя оценки коэффициента

Вспомним, что $T(\hat{\phi} - 1) \xrightarrow{P} -3$, и статистика (14) основана на коррекции оценки $\hat{\phi}$, $\hat{\phi}^+ \equiv \hat{\phi} + 3/T$. Можно, однако, скорректировать не саму оценку коэффициента $\hat{\phi}$, а только ее числитель:

$$(15) \quad \hat{\phi}^{\#} = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta y_i' \mathbf{M}_1 y_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2 + \frac{NT}{2} \hat{\sigma}_i^2}{\sum_{i=1}^N y_{i,-1}' \mathbf{M}_1 y_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}$$

(см. [Hahn, Kuersteiner, 2002; Moon, Perron, 2004]). Тогда (в случае фиксированных эффектов) $\sqrt{NT}(\hat{\phi}^{\#} - 1) \Rightarrow N(0, 3)$ и соответствующая t -статистика будет иметь стандартное нормальное распределение. Но в случае коррекции оценки коэффициента, как в LLC, $\sqrt{NT}(\hat{\phi}^+ - 1) \Rightarrow N(0, 51/5)$, так что последняя оценка для ϕ будет менее эффективна в смысле дисперсии, но обе t -статистики будут асимптотически эквивалентны.

2.2.3. Детрендрование, устраняющее смещение

Альтернативный способ исключить смещение при оценивании был рассмотрен в [Breitung, Meyer, 1994]. Авторы в качестве оценки константы использовали начальное значение y_{i0} , так что регрессионная модель для Случая 1 (против однородной альтернативы H_{1a}) принимает вид

$$(16) \quad \Delta y_{it} = \phi(y_{i,t-1} - y_{i0}) + \varepsilon_{it}.$$

При нулевой гипотезе величина $E[(y_{i,t-1} - y_{i0})\varepsilon_{it}] = 0$, так что t -статистика для ϕ в регрессии (16) не будет смещенной и будет иметь асимптотическое стандартное нормальное распределение. Полученный тест, являющийся t -статистикой в регрессии для преобразованных рядов, называем UB_{NT} .

В случае наличия линейного тренда, чтобы получить несмещенную тестовую статистику, имеющую стандартное нормальное распределение, Брейтунг [Breitung, 2000] предложил рассмотреть следующую регрессию:

$$(17) \quad \Delta y_{it}^* = \phi y_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it}^*,$$

где

$$\Delta y_{it}^* = s_t \left[\Delta y_{it} - \frac{1}{T-t} (\Delta y_{it} + \dots + \Delta y_{iT}) \right],$$

$$s_t^2 = (T - t) / (T - t + 1),$$

$$y_{i,t-1}^* = y_{i,t-1} - y_{i0} - \frac{t-1}{T}(y_{iT} - y_{i0}).$$

Это преобразование называется преобразованием Гельмерта (Helmert transformation). В данном преобразовании вычитание y_{i0} удаляет константу, а $(y_{iT} - y_{i0})/T = (\Delta y_{i0} + \dots + \Delta y_{iT})/T$ является оценкой коэффициента при тренде. Смещения не возникает из-за ортогональности преобразованных регрессора и ошибки.

2.2.4. Тест IPS

Для тестов IPS коррекция связана только с конкретными детерминированными компонентами для каждого i , т.е. каждая статистика τ_i в (8) корректируется на некоторые средние и дисперсию, заданные в IPS, Table 3 (средние и дисперсии распределений Дики – Фуллера).

2.2.5. Коррекция на основе GMM

Другая возможность устранения смещения из-за детрендирования – использование альтернативных методов оценивания, таких как обобщенный метод моментов (Generalized Methods of Moments, GMM). Брейтунг [Breitung, 1997] применяет вторые моменты для получения теста на единственный корень без корректировки смещения, используя соответствующую GMM-оценку.

2.3. Наличие слабой зависимости ошибок

Как и в случае временных рядов, логично было бы предположить, что ошибки ε_{it} в (1) могут быть слабо зависимыми. Тогда, аналогично расширенному тесту Дики – Фуллера, можно аппроксимировать краткосрочную динамику добавлением запаздывающих разностей:

$$(18) \quad \Delta y_{it} = d_{it} + \phi_{i1} y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{i,p_i} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it},$$

где d_{it} – некоторая детерминированная компонента.

В случае однородных альтернатив в LLC рекомендуется сначала очистить переменные от краткосрочной динамики, получая остатки e_{it} (v_{it}) от регрессии Δy_{it} (y_{it}) на $\Delta y_{i,t-j}$, $j = 1, \dots, p_i$, и d_{it} . Затем общий параметр ϕ можно оценить по регрессии пула

$$(19) \quad (e_{it} / \hat{\sigma}_i) = \phi (v_{i,t-1} / \hat{\sigma}_i) + v_{it},$$

где $\hat{\sigma}_i^2$ – оцененная дисперсия e_{it} . Однако регрессия на первом шаге не удаляет всю зависимость в ошибках, поскольку

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E \left[\frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T e_{it} v_{i,t-1} / \sigma_i^2 \right] = \frac{\omega_i}{\sigma_i} \mu_\infty^*,$$

где ω_i^2 – долгосрочная дисперсия e_{it} . В LLC предлагается оценить ω_i^2 непараметрически, используя ряды в первых разностях:

$$\hat{\omega}_i^2 = \frac{1}{T} \left[\sum_{t=1}^T \hat{\Delta y}_{it}^2 + 2 \sum_{l=1}^K \left(\frac{K+1-l}{K+1} \right) \left(\sum_{t=l+1}^T \hat{\Delta y}_{it} \hat{\Delta y}_{i,t-l} \right) \right],$$

где $\hat{\Delta y}_{it} = \Delta y_{it} - T^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{it}$ – центрированный ряд разности; K – параметр усечения. Тогда статистика LLC принимает вид

$$(20) \quad Z_{LLC} = \frac{\sum_{i=1}^N (\Delta y_i' \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2 - \mu_T^* T \hat{\sigma}_i / \hat{\omega}_i)}{\sigma_T^* \sqrt{\sum_{i=1}^N \Delta y_i' \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}} = \frac{\tau_\phi}{\sigma_T^*} - \frac{\mu_T^* T}{\sigma_T^* \sqrt{\sum_{i=1}^N \Delta y_i' \mathbf{M}_1 \mathbf{y}_{i,-1} / \hat{\sigma}_i^2}} \cdot \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\sigma}_i}{\hat{\omega}_i}.$$

Снова отметим, что в контексте временных рядов данная оценка, основанная на первых разностях, не была бы состоятельной, поскольку при стационарной альтернативе сходится к нулю по вероятности. В панелях, однако, данная оценка улучшает мощность теста, поскольку корректирующая компонента пропадает, и статистика стремится к $-\infty$.

Чтобы избежать непараметрического оценивания долгосрочной дисперсии можно использовать подход [Breitung, Das, 2005]. На первом шаге предлагается оценить регрессию Δy_{it} на детерминированную компоненту и лаги $\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p_i}$. При нулевой гипотезе очищенный от краткосрочной динамики ряд $\hat{\psi}_i y_{it}$ является случайным блужданием с некоррелированными приращениями. Этот подход также можно использовать для модификации несмещенной статистики UB_{NT} , так что асимптотическая стандартная нормальность сохраняется.

Отметим, что статистика, основанная на рекурсивном детрендровании, $t-REC$, предложенная работе [Westerlund, 2015], не требует коррекции статистики на смещение, а требует простой очистки переменных от серийной корреляции после выполнения рекурсивного детрендрования.

Статистика IPS при наличии серийной корреляции строится точно так же, как и в случае ее отсутствия, основываясь на статистиках расширенного (а не обычного) теста Дики – Фуллера, используя количество запаздывающих разностей, равное p_i , для каж-

дого i -го временного ряда. Для построения статистики IPS можно использовать средние и дисперсии, соответствующие каждому значению p_i .

2.4. Тесты, основанные на комбинации p -значений

Отметим некоторые недостатки наиболее популярных тестов LLC и IPS. Во-первых, данные тесты требуют, чтобы число временных рядов в панели было бесконечным, но в то же время чтобы число групп должно было быть достаточно мало относительно временного интервала (формально $N/T \rightarrow 0$). В противном случае тесты не будут иметь корректный размер и в случае очень малых N , и в случае очень больших N . Во-вторых, для каждой группы требуется тот же самый тип детерминированной компоненты. В-третьих, предполагается одинаковый временной интервал для каждой группы (для IPS допускается ослабление этого предположения, но возникает проблема вычисления моментов для тестовой статистики). Кроме этого, хотя IPS утверждают, что их тест превосходит тест LLC, эти два типа тестов не совсем корректно сравнивать между собой, поскольку тест IPS является просто способом комбинирования свидетельства наличия единичного корня N тестов на единичный корень, примененных к N группам. Также с точки зрения асимптотической локальной мощности тест LLC более мощный, чем тест IPS (см.: [Westerlund, Breitung, 2013, Fact 2]).

Авторы работ [Choi, 2001; Maddala, Wu, 1999] независимо предлагают подход для решения данных проблем. В работе [Maddala, Wu, 1999] предлагается тест против неоднородной альтернативы H_{1b} , основанный на p -значениях статистик, индивидуальных для каждого временного ряда, используя подход [Fisher, 1932]. Обозначим некоторый тест на единичный корень для i -го временного ряда как G_i , тогда $p_i = F(G_i)$ – p -значение для этого теста, где $F(\cdot)$ – его функция распределения. Тогда предложенная авторами (правосторонняя) тестовая статистика будет иметь вид

$$(21) \quad P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i).$$

Альтернативная возможность скомбинировать тесты была предложена в работе [Choi, 2001], в ней использовался обратный нормальный (левосторонний) тест, определенный как

$$(22) \quad Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i),$$

где $\Phi(\cdot)$ является функцией стандартного нормального распределения.

При нулевой гипотезе и при фиксированном N статистика P имеет распределение χ^2 с $2N$ степенями свободы, а Z имеет стандартное нормальное распределение. При $N \rightarrow \infty$ тест P расходится к бесконечности и его необходимо модифицировать следующим образом:

$$(23) \quad P^* = \frac{\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2 \ln(p_i) - 2)}{2},$$

поскольку $E(-2 \ln(p_i)) = 2$ и $Var(-2 \ln(p_i)) = 4$. Однако при $N \rightarrow \infty$ тест Z все еще имеет стандартное нормальное распределение, т.е. его можно использовать как при малых, так и при больших N .

Хенк [Hanck, 2008] дает объяснение контринтуитивного феномена, что у тестов, основанных на комбинации p -значений, увеличиваются искажения размера при росте N . Пусть мы получаем N p -значений для последующей их комбинации. Однако для конечных T_i тесты не будут иметь размер, равный номинальному. Это приводит к тому, что p -значения не будут равномерно распределены на единичном интервале. Фактически p -значения будут равномерно распределены на интервале $[a, b]$, где $a \geq 0$ и $b \leq 1$. Автор рекомендует использовать выборочное распределение статистик, например, при помощи критических значений для конечных выборок.

3. Тесты на единичный корень для пространственно-коррелированных панелей

Предположение об отсутствии пространственной корреляции в ошибках является достаточно сильным и, вероятно, не выполняется во многих приложениях. Многие макроэкономические теории утверждают, что существуют одни и те же ненаблюдаемые общие факторы (такие как шоки технологии, привычки и фискальная политика). Соответственно, логично ожидать, что эти общие факторы влияют на многие макроэкономические переменные, такие как процентные ставки, инфляция, выпуск и другие. Как отмечают исследователи [Pesaran et al., 2013], например, при тестировании на наличие единичного корня в панели реальных выпусков можно было бы ожидать ненаблюдаемый общий шок выпуска (происходящий из-за технологии), который также проявляется в занятости, потреблении и инвестициях. При тестировании на наличие единичного корня в межстрановых данных по инфляции можно было бы ожидать ненаблюдаемые общие факторы, которые коррелированы с темпами инфляции среди стран, которые также влияют на краткосрочные и долгосрочные процентные ставки среди различных рынков и экономик.

Авторы работ [O'Connell, 1998; Maddala, Wu, 1999] показали, что в пространственно коррелированных панелях наблюдаются сильные искажения размера для панельных тестов на наличие единичного корня. Strauss, Yigit (2003) демонстрируют, что степень искажений размера вследствие одновременной корреляции увеличивается при увеличении величины коэффициента этой кросс-корреляции и ее вариабельностью. Скорректированные на размер критические значения, соответственно, становятся более отрицательными. Авторы показывают, что усреднение, согласно IPS (вычитание кросс-секционного среднего для устранения общего временного или агрегированного эффекта), не устраняет проблему искажений размера, вызванного вариацией кросс-корреляций, оно только частично уменьшает корреляцию. Кроме того, мощность не увеличивается при росте $\sqrt{N}$, и панели с большим значением N показывают более серьезные искажения размера.

Авторы работ [Banerjee et al., 2004, 2005] анализируют наличие коинтеграции между кросс-секционными объектами (cross-unit cointegration), которая увеличивает размер теста, так что отвержение гипотезы о наличии панельного единичного корня не является следствием более высокой мощности по сравнению с одномерными тестами, а лишь следствием наличия мешающих параметров.

Это привело к разработке множеств тестов, учитывающих пространственную корреляцию в панелях. Такие тесты принято называть тестами на панельный единичный корень второго поколения. Хотя корреляционная структура ошибок в общем случае неизвестна, и ее оценивание в общем случае недоступно вследствие ограничений на степени свободы, упрощенное задание некоторой формы зависимости является обычной практикой в теоретических работах.

Исследователи [Baltagi et al., 2007] обсуждают еще один источник кросс-секционной корреляции – пространственную (spatial) корреляцию, популярную в региональных исследованиях и в экономике города, которая основана на пространственных взаимосвязях и пространственной неоднородности. Здесь термин «пространственный» относится к географии субъектов, входящих в панель, к их местоположению, географическому расстоянию между ними, а также расстоянию в экономическом и социально-сетевом смысле.

3.1. Тесты, основанные на дефакторизации

Одним из самых удобных способов упрощения структуры зависимости является включение общей временной дамми-переменной (common time effects, CTE) в панельную регрессию. Обоснованием этого является то, что некоторое содвижение в многомерных временных рядах может происходить из-за общего фактора (common factor). Например, в страновых панелях временная дамми представляет собой общий международный эффект (например, глобальный шок или общий фактор делового цикла) или валюту, используемую в качестве меры стоимости (numeraire currency), в исследованиях паритета покупательской способности.

В модели, исследуемой в работе [Phillips, Sul, 2003], ошибка регрессии u_{it} имеет вид

$$(24) \quad u_{it} = \lambda_i f_t + \varepsilon_{it}, \quad f_t \sim i.i.d.N(0,1) \text{ по всем } t,$$

где f_t является общим временным эффектом, дисперсия которого нормализована равной единице для идентификации, а коэффициенты λ_i , предполагающиеся неслучайными, можно рассматривать как параметры «идиосинкразической доли», которые измеряют вклад общего временного эффекта на временной ряд i . Ошибки ε_{it} предполагаются взаимно независимыми и не зависящими от θ_s для всех s . В такой постановке источником пространственной корреляции является общий стохастический временной ряд f_t и степень зависимости измеряется коэффициентами λ_i . В частности, ковариация между u_{it} и u_{jt} ($i \neq j$) задается как $E(u_{it}u_{jt}) = \lambda_i \lambda_j$. Если $\lambda_i = 0$ для всех i , то пространственной корреляции нет в данных, а если $\lambda_i = \lambda_j = \lambda_0$ для всех i и j , то пространственная корреляция одинакова. Таким образом, пространственная корреляция контроли-

руется компонентами $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_N)$. Полагая $\mathbf{u}_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$, мы можем определить условную ковариационную матрицу

$$(25) \quad \mathbf{V}_u = E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t' | \sigma_1^2, \dots, \sigma_N^2) = \Sigma + \lambda \lambda', \Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_N^2).$$

О модели (24) можно думать как о простой факторной модели, в которой f_t является общим фактором, а λ_i является факторной нагрузкой для ряда i . Филлипс и Сул [Phillips, Sul, 2003] предлагают исключить общий фактор f_t и построить тесты на единственный корень на основе очищенных переменных.

Авторы работы [Bai, Ng, 2004] рассматривали более общую модель, нежели (24), и предложили так называемый подход PANIC (Panel Analysis of Nonstationary in the Idiosyncratic and Common components, панельный анализ нестационарности в общей и идиосинкразической компонентах). Их модель имеет вид

$$(26) \quad Y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \lambda_i' F_t + \varepsilon_{it},$$

$$(27) \quad (I - L)F_t = C(L)u_t,$$

$$(28) \quad (1 - \rho_i L)\varepsilon_{it} = D_i(L)e_{it},$$

где $C(L)$ и $D_i(L)$ – матричные полиномы. Идиосинкразическая ошибка ε_{it} является $I(1)$, если $\rho_i = 1$, и является стационарной, если $|\rho_i| < 1$. Факторы также могут быть как стационарными, так и интегрированными первого порядка (ранг матрицы $C(1)$ равен количеству общих трендов). Аналогичный процесс порождения данных (DGP) использовался в работах [Phillips, Sul, 2003; Choi, 2006b]. В исследованиях [Moon, Perron, 2004; Moon et al., 2007] использовался DGP вида

$$(29) \quad Y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \varepsilon_{it},$$

$$(30) \quad \varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{it},$$

$$(31) \quad u_{it} = \lambda_i' f_t + e_{it},$$

где f_t и e_{it} являются стационарными линейными процессами, и e_{it} пространственно независима. Данный DGP отличается от рассмотренного в работе [Bai, Ng, 2004] в том смысле, что он специфицирует динамику наблюдаемых переменных, в то время как процесс в [Bai, Ng, 2004] специфицирует динамику ненаблюдаемых компонент. Как показано в работе [Bai, Ng, 2010], при $\varepsilon_{i0} = 0$ и $\rho_i = \rho$ для всех i последний процесс можно выразить через первый, так что фактор и идиосинкразическая компонента имеют один и тот же порядок интегрированности. Первая модель является более общей, чем вторая при нулевой гипотезе, что $\rho_i = 1$ для всех i . Модель, рассмотренная в статье [Pesaran, 2007b], идентична модели в работе [Moon, Perron, 2004], за исключением того, что детерминированная компонента явно включена в регрессию:

$$(32) \quad Y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \rho_i Y_{i,t-1} + u_{it},$$

$$(33) \quad u_{it} = \lambda'_i f_t + e_{it},$$

Вернемся к модели (26)–(28). Оценить факторы можно методом главных компонент. Если ошибки ε_{it} являются $I(0)$, то оценивая методом главных компонент, мы получаем состоятельные оценки F_t и λ_i , когда все факторы являются $I(0)$ или некоторые из них $I(1)$. Но в случае, когда ε_{it} являются $I(1)$, регрессия Y_{it} на F_t будет ложной, даже если бы факторы являлись наблюдаемыми. Для получения состоятельных оценок авторы предлагают сначала привести данные к стационарному виду: в случае $\beta_i = 0$ в (26) (случай отсутствия трендов) определим $y_{it} = \Delta Y_{it}$, $f_t = \Delta F_t$ и $z_{it} = \Delta \varepsilon_{it}$. Тогда мы можем оценить модель

$$(34) \quad y_{it} = \lambda'_i f_t + z_{it}$$

методом главных компонент. Затем можно выполнить обратное преобразование $\hat{\varepsilon}_{it} = \sum_{s=2}^t \hat{z}_{is}$ и $\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s$, получая состоятельные оценки факторов. Отметим, что хотя z_{it} может быть передифференцированным, если исходные данные ε_{it} были стационарными, оценки факторов все равно будут состоятельными, хотя и неэффективными. После оценивания мы можем использовать ряды $\hat{\varepsilon}_{it}$ для тестирования панельного единичного корня, поскольку эти ряды являются некоррелированными. Исследователи [Bai, Ng, 2004] также предлагают тестировать общие факторы на наличие единичного корня на основе процедуры Стока и Ватсона [Stock, Watson, 1988]. Единичный корень может наблюдаться или в идиосинкразической ошибке, или в общих факторах, или в обоих. Если только общий фактор содержит единичный корень, то мы не сможем выиграть в мощности относительно одномерных тестов, поскольку используется только информация относительно временного ряда $\{F_t\}$.

Кроме метода главных компонент Капетаниос [Kapetanios, 2005] рассматривает другие варианты дефакторизации, такие как динамический метод главных компонент и метод, основанный на оценивании подпространства факторов. Кроме этого он доказывает асимптотическую эквивалентность тестовых статистик, основанных на дефакторизованных данных и статистик при условии отсутствия кросс-секционной зависимости (в смысле сходимости по вероятности) для любого метода дефакторизации, удовлетворяющего некоторым стандартным условиям.

При наличии трендов ($\beta_i \neq 0$ в (26)) взятие первой разности приводит к

$$\Delta Y_{it} = \beta_i + \lambda'_i \Delta F_t + \Delta \varepsilon_{it}.$$

Усредняя по t , получим модель

$$\Delta Y_{it} - \overline{\Delta Y_i} = \lambda'_i (\Delta F_t - \overline{\Delta F}) + (\Delta \varepsilon_{it} - \overline{\Delta \varepsilon_i}),$$

которую можно оценить методом главных компонент.

Отметим, что количество факторов выбирается согласно информационным критериям, предложенным в работе [Bai, Ng, 2002], в которых штрафная функция зависит и от N , и от T . Другими словами, количество факторов r выбирается согласно

$$\hat{r} = \arg \min_{k=0, \dots, k_{\max}} IC_1(k),$$

где

$$IC_1(k) = \log \hat{\sigma}^2(k) + k \log \left(\frac{NT}{N+T} \right) \frac{N+T}{NT},$$

$\hat{\sigma}^2(k) = N^{-1}T^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{z}_{it}^2$. Максимальное количество факторов $k_{\max}$ предлагается выбирать равным 6.

Исследователи [Bai, Ng, 2002] акцентировали внимание на тесте, описанном в уравнении (22) [Choi, 2001]:

$$(35) \quad P_{\varepsilon} = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) - 2N}{\sqrt{4N}},$$

где p_i , $i = 1, \dots, N$ являются p -значениями ADF-теста без детерминированной компоненты для i -го субъекта, используя очищенные от факторов остатки. Напомним, что данный тест является асимптотически стандартным нормальным.

Авторы работы [Bai, Ng, 2010] предлагают дополнительные тесты, основанные на очистке от факторов согласно своему подходу. Первый тест, P_b , является аналогом статистики t_b^* , предложенной в работе [Moon, Perron, 2004], за исключением того, что она основана на другом множестве остатков и на другом методе дефакторизации. Данный тест основан на регрессии пула

$$(36) \quad \hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{i,t-1} + \varepsilon_{it}.$$

Пусть

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2, \hat{\omega}_{\varepsilon}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_{\varepsilon i}^2, \hat{\lambda}_{\varepsilon} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_{\varepsilon i}, \hat{\phi}_{\varepsilon}^4 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_{\varepsilon i}^4,$$

где $\hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2$, $\hat{\omega}_{\varepsilon i}^2$ и $\hat{\lambda}_{\varepsilon i} = (\hat{\omega}_{\varepsilon i}^2 - \hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2)/2$ – оценки дисперсии, долгосрочной дисперсии и одно-сторонней долгосрочной дисперсии процесса ε_{it} . Эти оценки можно получить согласно [Andrews, Monahan, 1992], используя квадратичное спектральное ядро и предбеливание. Тогда для случая фиксированных эффектов

$$(37) \quad P_a = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1)}{\sqrt{2\hat{\phi}_{\varepsilon}^4/\hat{\omega}_{\varepsilon}^2}},$$

$$(38) \quad P_b = \sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1) \sqrt{\frac{1}{NT^2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right) \frac{\hat{\omega}_\varepsilon^2}{\hat{\phi}_\varepsilon^4}},$$

где

$$\hat{\rho}^+ = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1} \hat{e}_{i,t} - NT \hat{\lambda}_\varepsilon}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1}^2},$$

а для случая индивидуально-специфических трендов

$$(39) \quad P_a = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1)}{\sqrt{(36/5) \hat{\phi}_\varepsilon^4 \hat{\sigma}_\varepsilon^4 / \hat{\omega}_\varepsilon^8}},$$

$$(40) \quad P_b = \sqrt{NT}(\hat{\rho}^+ - 1) \sqrt{\frac{1}{NT^2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right) \frac{5}{6} \frac{\hat{\omega}_\varepsilon^6}{\hat{\phi}_\varepsilon^4 \hat{\sigma}_\varepsilon^4}},$$

где $\hat{\omega}_\varepsilon^4 = (\hat{\omega}_\varepsilon^2)^4$, $\hat{\omega}_\varepsilon^6 = (\hat{\omega}_\varepsilon^2)^3$, $\hat{\omega}_\varepsilon^8 = (\hat{\omega}_\varepsilon^2)^4$ и $\hat{\rho}^+ = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1} \hat{e}_{i,t}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{i,t-1}^2} + \frac{3}{T} \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\omega}_\varepsilon^2}.$

Важно отметить, что оценивание факторов на основе модели в первых разностях удаляет фиксированные эффекты, так что тестовые статистики для случаев отсутствия и наличия фиксированных эффектов совпадают.

Кроме этого, в статье [Bai, Ng, 2010] был обобщен тест Саргана – Бхаргавы [Sargan, Bhargava, 1983], SB , и модифицированный тест Саргана – Бхаргавы [Stock, 1999], MSB . Особенность теста MSB заключается в том, что он не требует оценивания параметра ρ , что позволяет сравнить, происходит ли отличие в мощностях из-за оценивания этого параметра.

На основе симуляций на конечных выборках авторы заключают, что когда строится оценка $\hat{\rho}$, использующая данные, детрендрованные методом наименьших квадратов, вне зависимости от того, как удаляются факторы, то это приводит к отсутствию мощностей у тестов P_b .

Вестерлунд и Ларсон [Westerlund, Larsson, 2009] анализируют возможное смещение предельного распределения статистики IPS (Z_ε), вызванное дефакторизацией. Результат [Bai, Ng, 2004] не гарантирует, что статистика Z_ε будет иметь асимптотически стандартное нормальное распределение. Это вызвано тем, что порядок смещения, вызванного заменой остатков $\hat{e}_{it}$ на очищенные от факторов остатки $\hat{e}_{it}$, не является настолько большим, чтобы смещение исчезало асимптотически при росте N .

На основе разложения более высокого порядка Вестерлунд и Ларсон [Westerlund, Larsson, 2009] предлагают корректировку смещения статистики Z_ϕ для конечных выборок, которая делает размер теста более близким к номинальному без одновременной потери в мощности.

3.2. Тесты, основанные на аппроксимации факторов

Песаран [Pesaran, 2007b] исследует модель ошибок в виде (24), с одним фактором, но вместо того, чтобы строить тесты на единичный корень для очищенных от общего фактора данных, Песаран предлагает расширить стандартную ADF-регрессию кросс-секционными средними лагированных уровней и первых разностей индивидуальных временных рядов. В отличие от подхода [Bai, Ng, 2004], фактор предполагается стационарным. Как отмечается в статье [Pesaran et al., 2013], если бы компонента $\lambda_i f_t$ в регрессии ниже была бы $I(1)$, то вне зависимости от того, равны ли значения ϕ_i нулю или нет, все ряды были бы нестационарными. В простой модели

$$(41) \quad \Delta y_{it} = \alpha_i + \phi_i y_{i,t-1} + \lambda_i f_t + \varepsilon_{it}$$

для тестирования гипотезы $\phi_i = 0$ для всех i против неоднородной альтернативы (как в IPS) предлагается использовать следующую кросс-секционно расширенную (cross-sectionally augmented DF, CADF) регрессию:

$$(42) \quad \Delta y_{it} = \alpha_i + \phi_i y_{i,t-1} + \delta_i \bar{y}_{t-1} + \gamma_i \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{it}.$$

Чтобы понять, как кросс-секционные средние лагированных уровней и первых разностей помогают устранить пространственную зависимость, усредним уравнение (41) (для простоты при отсутствии фиксированных эффектов) по N :

$$(43) \quad \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta y_{it} = \frac{\phi_i}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,t-1} + \frac{f_t}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_{it} = \frac{\phi_i}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,t-1} + \frac{f_t}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_i + o_p(1),$$

где аппроксимация выполняется при больших N (по закону больших чисел). Если $\sum_{i=1}^N \lambda_i \neq 0$ (что достаточно вероятно на практике)⁴, то фактор f_t можно выразить через линейную комбинацию средних лагированных уровней и первых разностей.

Распределение t -статистики для i -го субъекта не будет зависеть от мешающих параметров, когда $N \rightarrow \infty$ независимо от того, является ли T фиксированным или стремящимся к бесконечности совместно с N . Если T является фиксированным, то чтобы t -статистика не зависела от мешающих параметров, необходимо применять тест к отклонениям от начального значения, $y_{it} - \bar{y}_0$. Также распределение (обозначаемое как $CADF_{if}$ -

⁴ Если $\sum_{i=1}^N \lambda_i = 0$, то $\Delta \bar{y}_t = \bar{\varepsilon}_t$ сходится к нулю при $N \rightarrow \infty$, а $\bar{y}_t$ является фиксированной константой для всех t .

распределение) является более скошенным влево, чем стандартное распределение Дики – Фуллера. Однако распределение стандартизированной статистики выглядит похожим на стандартное нормальное, хотя и имеет значимые ненулевые значения коэффициента асимметрии и (куртозиса-3).

Для построения тестов на панельный единичный корень Песаран предлагает использовать либо версию IPS,

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i,$$

где t_i – индивидуальная статистика для i -го ряда, либо тесты, предложенные в работах [Maddala, Wu, 1999; Choi, 2001]. Для исключения проблемы вычисления моментов Песаран предлагает использовать так называемые усеченные тесты, $CIPS^*$: т.е. если тестовая статистика для i -го ряда $\leq K_1$, присваивать ей значение K_1 , а если $\geq K_2$, присваивать ей значение K_2 . Константы K_1 и K_2 должны быть таковы, чтобы вероятность тестовой статистики попасть в интервал (K_1, K_2) была очень большая. Предлагается использовать значения K_1 равным, соответственно, 6,12, 6,19 и 6,42 для модели без детерминированной компоненты, модели с константой и модели с трендом, а значения K_2 равным 4,16, 2,61 и 1,70 для тех же самых моделей⁵. Однако распределение среднего из усеченных статистик все еще остается нестандартным из-за винеровского процесса W_f , в отличие от IPS, где рассматривалась пространственно независимая панель. Распределение будет сходиться (почти наверное) к распределению, которое зависит от K_1 , K_2 и W_f , и критические значения для которого можно получить посредством симуляций. Те же самые аргументы применимы и к тестам [Maddala, Wu, 1999; Choi, 2001]. Степень отклонения от нормальности зависит от типа детерминированной компоненты, и плотность в случае отсутствия детерминированной компоненты является бимодальной и показывает наибольшее отклонение от нормальности.

Песаран [Pesaran, 2007b] обсуждает наличие серийной корреляции, источником которой может быть зависимость в общем факторе f_t , автокорреляция в идиосинкразической ошибке ε_{it} или автокорреляция в ошибках регрессии u_{it} . Все эти спецификации приводят в одной и той же регрессии вида

$$(44) \quad \Delta y_{it} = \alpha_i + \phi_i y_{i,t-1} + \delta_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p \gamma_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it}.$$

Тогда все асимптотические результаты, полученные для случая с отсутствием автокорреляции, продолжают выполняться и в случае слабой зависимости ошибок. Как было

⁵ Как отмечается в работе [Pesaran, 2007b, p. 278], усечение фактически никогда не оказывает влияние на статистику.

показано в работе [Westerlund, 2014], данный подход кажется необоснованным в том случае, когда авторегрессионная структура ошибок неоднородная. Однако на самом деле предельное распределение тестовой статистики $CADF_{if}$ остается тем же самым даже при неправильном моделировании авторегрессионной динамики как однородной.

Отметим, что тест Песарана обоснован в случае, если N и T имеют одинаковый порядок, в то время как авторы работ [Bai, Ng, 2004; Moon, Perron, 2004] требуют, чтобы $N/T \rightarrow 0$. Также отметим, что для получения предельного распределения для $CADF_{if}$ требуется условие, что $N \rightarrow \infty$, хотя $CADF_{if}$ – это тест для i -го временного ряда. Причина заключается в том, что из-за того, что общий фактор заменяется на кросс-секционное среднее, это создает ошибку аппроксимации, которая уменьшается с ростом N (см.: [Westerlund, 2014]).

Поскольку модель в статье [Pesaran, 2007b] допускает наличие только одного фактора (так что при наличии более одного фактора наблюдаются искажения размера теста), в работе [Pesaran et al., 2013] было предпринято обобщение на случай наличия большего количества факторов. Авторы предполагают, что существует k дополнительных переменных, которые зависят от по крайней мере того же самого множества общих факторов, хотя и с различными факторными нагрузками. Например, в анализе сходимости выпуска (output convergence) разумно было бы утверждать, что выпуск, инвестиции, потребление, реальные цены на активы и цены на нефть оказывают одинаковый эффект на факторы в общем. Аналогично краткосрочные и долгосрочные процентные ставки и инфляция среди стран, вероятно, обладают рядом общих факторов.

Учитывая рассуждение выше, в случае наличия многофакторной структуры исследователи [Pesaran et al., 2013] предлагают расширить регрессию (42) или (в случае автокоррелированности) (44) путем добавления дополнительных кросс-секционных средних лагированных уровней и первых разностей, связанных с экономически обоснованными другими переменными $\mathbf{x}_{it}$ (k переменных):

$$(45) \quad \Delta \mathbf{y}_i = \alpha_i + \phi_i \mathbf{y}_{i,-1} + \bar{\mathbf{W}}_{ip} \mathbf{h}_{ip} + \varepsilon_i,$$

где $\bar{\mathbf{W}}_{ip} = (\Delta \mathbf{y}_{i,-1}, \Delta \mathbf{y}_{i,-2}, \dots, \Delta \mathbf{y}_{i,-p}; \Delta \bar{\mathbf{Z}}, \Delta \bar{\mathbf{Z}}_{-1}, \dots, \Delta \bar{\mathbf{Z}}_{-p}; \bar{\mathbf{Z}}_{-1})$, $\Delta \bar{\mathbf{Z}} = (\Delta \bar{\mathbf{Z}}_1, \dots, \Delta \bar{\mathbf{Z}}_T)'$,

$$\bar{\mathbf{z}}_i = N^{-1} \sum_{t=1}^N \mathbf{z}_{it}, \quad \mathbf{z}_{it} = (y_{it}, \mathbf{x}'_{it})'.$$

Также авторы работы [Pesaran et al., 2013] строят статистику Саргана – Вхаргавы, CSB . В случае отсутствия трендов эта статистика строится на основе регрессии

$$(46) \quad \Delta y_{it} = \sum_{j=0}^p \mathbf{c}'_{ij} \Delta \bar{\mathbf{z}}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it},$$

и сама статистика для i -го субъекта имеет вид

$$(47) \quad CSB_i = T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 / \hat{\sigma}_i^2,$$

где $\hat{u}_{it}^2 = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{ij}^2$ и $\hat{\sigma}_i^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2 / [T - p - (p+1)(k+1)]$, $\hat{\varepsilon}_{ij}$ – OLS-остатки в регрессии (46).

При наличии трендов в регрессию (46) следует включить константу и скорректировать соответствующим образом количество степеней свободы в оценке дисперсии. Поскольку CSB_i при нулевой гипотезе сходится к функционалу от винеровского процесса и не зависит от мешающих параметров (а именно, от факторов и факторных нагрузок), CBS -тест можно построить как

$$(48) \quad CSB = N^{-1} \sum_{i=1}^N CBS_i.$$

Критические значения, как и для теста $CIPS$, будут зависеть от количества факторов k . На основе стимуляций авторы заключают, что $CIPS$ и CSB не показывают искажений размера для любых рассмотренных значений T и N независимо от того, является ли идиосинкразическая компонента коррелированной или нет, а также что CSB имеет более высокую мощность, чем $CIPS$, при меньших T .

Отметим, что в обсуждении выше количество факторов k предполагается известным. Если оно неизвестно, то предлагается выбирать его либо на основе информационных критериев [Bai, Ng, 2002], либо равным $m_{\max} - 1$.

Вестерлунд [Westerlund, 2016a] предлагает в некотором смысле обобщение тестов Песарана. Пусть

$$y_{it} = \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it}.$$

Если бы λ_i были бы известны, оценку $\hat{f}_t$ можно получить на основе метода наименьших квадратов. При неизвестных λ_i предлагается использовать некоторый инструмент, Z_i , который некоррелирован с ε_{it} , но сильно коррелирован с λ_i , так что кросс-секционная OLS-оценка $Z_i y_{it}$ на $Z_i \lambda_i'$ была бы состоятельной для f_t , или эквивалентно, чтобы $\hat{f}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_i y_{it}$ была состоятельной оценкой для пространства, порожденного f_t . Эта оценка является инструментальной оценкой (пространства, порожденного) f_t . Тогда оценкой идиосинкразической ошибки будет

$$R_{it} = \sum_{s=1}^t y_{is} - Z_i' \hat{f}_s.$$

В качестве инструментов можно взять просто $Z_i = 1$, что приводит к модели [Pesaran, 2007b], рассмотренной выше. Однако вследствие предварительного рекурсивного детрендрования результирующая t -статистика для проверки гипотезы о панельном единичном корне будет асимптотически стандартной нормальной, что отличается от результата в статье [Pesaran, 2007b]. Однако Вестерлунд [Westerlund, 2016a] рассматривает t -статистику для однородной альтернативы и требует предположения, что T намного больше, чем N .

Относительно выбора инструментов Z_i для λ_i Вестерлунд отмечает, что выбрать соответствующие достаточно легко, например, на основе экономического содержания или просто взять состоятельные оценки, полученные по методу главных компонент. Выбрать подходящие инструменты можно на основе информационных критериев, предложенных, например, в работе [Bai, Ng, 2002].

Исследователи [Westerlund, Hosseinkouchack, 2016] решают проблему нестандартности распределения для теста [Pesaran, 2007b]. Авторы предлагают построить LM-тест, требующий оценивания модели только при нулевой гипотезе, для каждого субъекта. Этот тест будет также иметь нестандартное распределение при аппроксимации факторов, но если вычесть из каждой такой статистики статистику $CIPS_i$ в квадрате, то полученная статистика будет иметь распределение хи-квадрат, т.е. зависимость от винеровских процессов, связанных с факторами, удалится. Нормированная сумма таких скорректированных статистик будет иметь асимптотически стандартное нормальное распределение, как и в стандартных панельных тестах на единичный корень.

Авторы работы [Reese, Westerlund, 2016] объединяют подходы, основанные на добавлении кросссекционных средних (CA) для аппроксимации факторов ([Pesaran, 2007b; Pesaran et al., 2013]) с подходами, основанными на удалении факторов (PANIC) ([Bai, Ng, 2004, 2010]), поскольку оба этих подхода являются наиболее популярными в тестировании гипотезы о наличии панельного единичного корня. Комбинацию этих подходов авторы называют PANICCA (PANIC + CA). В работе [Reese, Westerlund, 2016] предлагается использовать подход PANIC, но не к оцененным компонентам по методу главных компонент, а к оцененным компонентам по методу кросс-секционного усреднения. Более точно, пусть данные порождаются как

$$(49) \quad y_{it} = \alpha_i' \mathbf{D}_t + \lambda_i \mathbf{F}_t + e_{it},$$

$$(50) \quad \mathbf{x}_{it} = \beta_i' \mathbf{D}_t + \Lambda_i \mathbf{F}_t + \mathbf{u}_{it},$$

где $\mathbf{D}_t$ является детерминированной компонентой, $\mathbf{x}_{it}$ является вектором $(m \times 1)$ дополнительных переменных, а остальные переменные и параметры определяются как ранее. Определяя вектор $\mathbf{z}_{it} = (y_{it}, \mathbf{x}_{it}')'$, запишем эти уравнения в векторном виде как

$$(51) \quad \mathbf{z}_{it} = \mathbf{B}_i' \mathbf{D}_t + \mathbf{C}_i' \mathbf{F}_t + \mathbf{v}_{it},$$

где мы используем соответствующие переобозначения. Запишем теперь данное уравнение в первых разностях, меняя размерность $\mathbf{D}_t$:

$$(52) \quad \Delta \mathbf{z}_{it} = \mathbf{b}_i' \Delta \mathbf{D}_t + \mathbf{C}_i' \Delta \mathbf{F}_t + \Delta \mathbf{v}_{it},$$

или, детрендировав каждую из компонент (очистив от $\Delta \mathbf{D}_t$),

$$(53) \quad (\Delta \mathbf{z}_{it})^d = \mathbf{C}_i' (\Delta \mathbf{F}_t)^d + (\Delta \mathbf{v}_{it})^d.$$

Поскольку $\mathbf{C}_i$ и $(\Delta \mathbf{F}_i)^d$ не идентифицируются по отдельности, вместо оценки методом главных компонент для $(\Delta \mathbf{F}_i)^d$ предлагается СА-оценка $(\overline{\Delta \mathbf{z}_{it}})$, являющаяся средним $(\Delta \mathbf{z}_{it})$. Затем оценка для $\mathbf{C}_i$ находится методом наименьших квадратов. Для оценки $\mathbf{F}_i$ предлагается брать накопленную сумму соответствующей разности, как в статье [Bai, Ng, 2004]. В отличие от работ Песарана, здесь средние интерпретируются как не прокси для факторов, а как сами оцененные факторы (см. Remark 2 [Reese, Westerlund, 2016]). Далее можно тестировать на наличие единичного корня отдельно факторную компоненту и идиосинкразическую компоненту, как в работе [Bai, Ng, 2004].

3.3. Тесты, основанные на методах ресемплинга

Ченг [Chang, 2004] рассматривает применение бутстрапа для тестирования панельного единичного корня как против однородной, так и против неоднородной альтернатив⁶. Автокорреляционная динамика для каждого временного ряда в панели предполагается различной. Авторегрессионный параметр оценивался в системе либо посредством OLS, либо GLS (на основе симуляций авторы заключают, что GLS превосходит OLS). Для получения состоятельной оценки ковариационной матрицы для каждого временного ряда при нулевой гипотезе подбиралась авторегрессия (возможно разного порядка). В итоге строились F -статистики для OLS и GLS-оценок авторегрессионных коэффициентов. Поскольку F -статистики по своей природе являются двухсторонними, была предложена модификация, разработанная в исследовании [Andrews, 1999], которая заключается в ограничении сверху оценок авторегрессионных коэффициентов, чтобы не допустить возможность взрывных процессов. Предельные распределения полученных статистик при наличии пространственной корреляции и неоднородной серийной зависимости будут зависеть от мешающих параметров, что затрудняет использование фиксированных критических значений для случая отсутствия такой корреляции. Для получения критических значений автор предлагает использовать обычный остаточный бутstrap с восстановлением авторегрессий (re-colouring) по оцененным коэффициентам для каждого временного ряда в панели. Отметим, что в работе не предполагается факторная структура ошибок.

В работе [Choi, Chue, 2007] вместо бутстрапа предлагается использовать сабсемплинг для тестов LLC и IPS. Статистики строятся по подвыборкам определенной длины, $\{y_{is}, \dots, y_{i,s+b-1}\}_{i=1}^N$, а на основе значений этих статистик строится распределение для конечных выборок. Если длина подвыборки $b \rightarrow \infty$ и $b/T \rightarrow 0$ при $T \rightarrow \infty$, то эмпирическое распределение на основе подвыборок аппроксимирует предельное распределение равномерно при фиксированном N , так что можно использовать его для тестирования гипотез. В работе [Choi, Chue, 2007] также предлагают оптимальный выбор длины подвыборки b .

⁶ Изначально в статье [Maddala, Wu, 1999] (см. также: [Cerrato, Sarantis, 2007]) предлагается использовать бутstrap с фиксированным кросс-секционным индексом, но авторы не доказывают обоснованность применения бутстрапа.

Авторы работы [Choi, Chue, 2007] применяют тесты LLC, IPS и обратный нормальный тест [Choi, 2001] и показывают, что сабсемплинг является робастным даже при перекрестной коинтегрированности между разными объектами в панели. Тесты [Pesaran, 2007b; Moon, Perron, 2004], с другой стороны, не учитывают возможную перекрестную коинтегрированность и имеют искажения размера.

В статье [Palm et al., 2011] предлагается более общий подход, в котором процесс порождения данных аналогичен [Bai, Ng, 2004], но факторы не предполагаются независимыми от идиосинкразической компоненты. Также предполагается более широкий класс зависимости между идиосинкразическими компонентами (динамическая пространственная зависимость). Отметим, что хотя в работе [Bai, Ng, 2004] предлагается принцип тестирования обоих компонент, факторной и идиосинкразической, на наличие единичного корня, в статье [Palm et al., 2011] тестируется наличие единичного корня в исходном временном ряде.

Авторы работы [Palm et al., 2011] рассматривают упрощенные версии статистик LLC и IPS (без коррекции на среднее и дисперсию), а также не учитывают в построении статистик краткосрочную динамику посредством лагов. Последнее не имеет значения, поскольку в любом случае при неизвестном типе кросс-секционной зависимости ошибок невозможно получить тестовую статистику, которая не зависит от мешающих параметров, что дало бы асимптотическое уточнение (*asymptotic refinement*). Кроме этого авторы используют тесты, основанные на коэффициентах, а не на *t*-статистиках, поскольку наивная студентизация может привести к некоторым проблемам в смысле точности тестов.

Исследователи [Palm et al., 2011] предлагают блочный бутстрап, который является бутстрапом со скользящим окном, предложенным в статье [Künsch, 1989].

Хотя блочный бутстрап обоснован для очень широкого класса процессов порождения данных, решетчатый (*sieve*) бутстрап, используемый в статье [Chang, 2004], не будет работать при некоторых достаточно общих предположениях, как показано в работе [Smeekes, Urbain, 2014]. Причина заключается в том, что хотя и возможно записать систему в виде набора одномерных AR-моделей бесконечного порядка, инновации этих уравнений не будут составлять векторный белый шум, что является необходимым для обоснованности решетчатого бутстрапа. На малых выборках решетчатый бутстрап практически неотличим от бутстрапа со скользящими блоками, и только на больших выборках отличия становятся заметными. Причина, по которой в предыдущих исследованиях решетчатый бутстрап работал хорошо – это специфические комбинации параметров в DGP.

Исследователи [Hwang, Shin, 2015] предлагают использовать стационарный бутстрап (см.: [Politis, Romano, 1994]) и доказывают обоснованность предложенного алгоритма, однако не рассматривают случай кросс-секционной коинтеграции (факторных ошибок). Для учета детерминированной компоненты предлагается использовать рекурсивное детрендование.

В работе [Herwartz, Siedenbueg, 2008] предлагается использовать дикий бутстрап при предположении о наличии единственного общего фактора или пространственной зависимости в ошибках. Однако авторы предполагают автокорреляцию в ошибках только первого порядка.

3.4. Сравнение тестов

Исходя из множества разработанных тестов на панельный единичный корень, которые были описаны выше, было проведено большое количество исследований на основе симуляций Монте-Карло, чтобы сравнить, какие из этих тестов работают лучше или хуже в различных процессах порождения данных.

В исследовании [Jang, Shin, 2005] сравнивались тесты [Phillips, Sul, 2003] (далее PS), [Bai, Ng, 2004] (далее BN) и [Moon, Perron, 2004] (далее MP). Вспомним, что PS и MP корректируют кросс-секционную зависимость на основе проектирующей матрицы, которая сокращает факторы, в то время как BN удаляет факторы непосредственно путем их вычитания. Также PS и BN комбинируют тесты о ρ_i путем их усреднения, в то время как MP основан на регрессии пула. В работе [Jang, Shin, 2005] данные подходы комбинируются с различными методами детрендривания, такими как OLS, GLS, рекурсивное детрендривание, WLS и безусловный метод максимального правдоподобия. Таким образом, авторы [Jang, Shin, 2005] рассматривают все возможные комбинации методов детрендривания, дефакторизации и комбинирования результатов о коэффициентах ρ_i . На основе результатов сравнения размера и мощности они рекомендуют использовать OLS-детрендривание (из-за простоты реализации) и метод BN для очистки от факторов. Метод BN дает более стабильный размер, особенно при малых T . Проекция для очистки от факторов и оценивание пула приводит к очень плохому размеру, а усреднение индивидуальных тестов дает лучший размер, чем оценивание регрессии пула. Из двух тестов, основанных на усреднении или на регрессии пула, первый имеет лучший размер, одновременно не теряя сильно в мощности по сравнению с последним тестом.

Гутьеррес [Gutierrez, 2006] независимо сравнивает те же самые тесты, PS, BN и MN, в дополнение к тесту [Choi, 2006b] и заключает, что тест MP имеет хорошие размер и мощность при различных спецификациях и различных T и N . Тест BN, основанный на регрессии пула, имеет хорошие свойства при GLS-детрендривании, а при OLS-детрендривании имеет низкую мощность. Тест [Choi, 2006b] имеет сильные либеральные искажения размера. Тест PS показывает искажения размера, если имеется более одного общего фактора. Искажения размера часто происходят из-за переоценки количества факторов при малых $N \leq 15$ для тестов BN и MP. При наличии трендов все тесты теряют в мощности.

Снова независимо от рассматриваемых работ в исследовании [Gengenbach et al., 2010] сравниваются тесты [Pesaran, 2007b], MP, BN, а также тесты [Breitung, Das, 2008; Sul, 2009], которые не учитывают факторную структуру. В работе [Gengenbach et al., 2010] обсуждается различие в процессах порождения данных, лежащих в основе каждого из тестов, а также различия в нулевых гипотезах. Симуляции проводятся также для различных видов факторных процессов порождения данных (с одним или двумя факторами), а факторы и ошибки порождаются как MA(1)-процессы. Также рассматриваются несколько вариантов того, какая из компонент, факторы или идиосинкразическая ошибка (или оба) имеют единичный корень. Для устранения влияния фиксированных эффектов на тестовые статистики из данных вычитается начальное наблюдение, как в работе [Breitung, Das, 2008]. Исследователи [Gengenbach et al., 2010] получают следующие результаты. Во-первых, если нестационарность приходится только на общие факторы, но не на идиосинкразическую ошибку, то такую структуру данных могут обнаружить только тесты [Bai, Ng,

2004; Sul, 2009]. Во-вторых, тест на наличие единичного корня в единственном общем факторе имеет низкую мощность. Данная картина наблюдается и в случае нескольких факторов. В-третьих, при тестировании на наличие единичного корня в идиосинкразической компоненте тест *CIPS* на основе модели пула имеет лучшую мощность, чем индивидуальные *CADF*-тесты (хотя, поскольку тесты были основаны на работе [Pesaran, 2007b], они не учитывали возможность наличия более одного фактора). Аналогичный эффект наблюдается и для тестов BN, хотя тест BN, основанный на модели пула, имеет существенные искажения размера при малой временной размерности панели. Тесты MP показывают аналогичные свойства, так же как и тесты [Breitung, Das, 2008; Sul, 2009], хотя последние только при $N < T$. Также исследователи [Gengenbach et al., 2010] указывают на проблему выбора количества факторов для тестов BN и MP, и данные тесты показывают искажения размера, если число факторов неправильно специфицировано.

В работе [de Silva et al., 2009] рассматривается аналогичная проблема сравнения различных тестов, но для более широкого диапазона возможных процессов порождения данных (в том числе наличие нескольких факторов, ненормальный процесс ошибок, стохастический единичный корень), однако авторы сравнивали только тесты BN, MP и [Pesaran, 2007b]. Ключевое отличие от предыдущих работ заключается в анализе большого количества методов выбора количества факторов (предложенных в работе [Bai, Ng, 2002]). Кроме того, de Silva et al. (2009) предлагают ряд новых методов, основанных на критерии Хеннана – Куинна. На основе симуляций de Silva et al. (2009) делают вывод, что критерии Хеннана – Куинна улучшают свойства на конечных выборках, особенно при малых N (и $T > 50$), хотя если и T достаточно мало, ни один из критериев не работает достаточно хорошо. Сравнивая тесты на панельный единичный корень, de Silva et al. (2009) заключают, что тест Фишера P_ϵ имеет хорошие свойства размера и мощности при широком классе процессов порождения данных. Тест Z_ϵ в работе [Bai, Ng, 2004] также имеет хороший размер, но его скорректированный аналог Z_ϵ^+ в статье [Westerlund, Larsson, 2009] редко отвергает нулевую гипотезу.

Отметим также проблему, связанную с отсутствием наблюдений в панели, что делает ее несбалансированной. Стандартным подходом в работе с несбалансированными панелями будет просто удалить наблюдения таким образом, чтобы панель была сбалансированной, что, однако, может привести к потере информации. Кроме этого, пропущенные наблюдения могут влиять на коррекцию смещения, которое часто включается в построение тестовых статистик. На данный момент существует единственная работа с попыткой скорректировать тестовые статистики на единичный корень для панельных данных на несбалансированность с теоретическим обоснованием, [Karavias et al., 2022], однако авторы рассматривают тесты с фиксированным T , не приводимые в данном обзоре. См. обзор таких методов в более полной версии статьи (<https://arxiv.org/submit/5789164/>, раздел 7).

4. Практическая реализация

В настоящее время не так много тестов на панельный единичный корень имплементировано в статистические пакеты анализа данных, особенно учитывающих кросс-

секционную зависимость. Ряд команд в пакете Stata можно найти на веб-сайте Markus Eberhardt: <https://sites.google.com/site/medevecon/code>. В частности, тесты LLC и IPS реализуются командами **levinlin** (или **xtunitroot llc**) и **ipshin** (или **xtunitroot ips**). Тест [Pesaran, 2007] CIPS можно реализовать при помощи команды **xtcips**. Для реализации теста [Hadri, 2000] на стационарность можно использовать команду **hadrilm** (или **xtunitroot hadri**). Для тестов на единичный корень/стационарность [Maddala, Wu, 1999] используется команда **xtfisher** (или **xtunitroot fisher**).

Seemon Reese разработал команду **panicca** для Stata для реализации метода PANICCA [Reese, Westerlund, 2016], а также методы [Bai, Ng, 2004, 2010], см. <https://simonreese.weebly.com/code.html>

Для реализации теста [Karavias, Tzavalis, 2014a] Yiannis Karavias и Elias Tzavalis разработали команду **xtbunitroot** для Stata, см. также описание в [Chen, Karavias, Tzavalis, 2022] и <https://sites.google.com/site/yianniskaravias/files/xtbunitroot>. На веб-сайте Yiannis Karavias также можно найти код в Matlab для реализации тестов при фиксированном T : тест [Karavias, Tzavalis, 2014b], см. <https://sites.google.com/site/yianniskaravias/files/fixed-t-breitung-s-panel-data-unit-root-test-code>; тест [Karavias, Tzavalis, 2019], см. <https://sites.google.com/site/yianniskaravias/files/generalized-fixed-t-purts>

Stephan Smeekes и Ines Wilms разработали пакет **bootUR** для R, включающий в себя реализацию метода оценки доли стационарных временных рядов в панели [Smeekes, 2014] и бутстраповский тест на единичный корень [Palm et al., 2011], см. также описание в [Smeekes, Wilms, 2023] со ссылками на другие пакеты в R (**plm** и **pdR**), см. <https://smeekes.github.io/bootUR/>

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Ратникова Т.А., Фурманов К.К. Анализ панельных данных и данных о длительности состояний. М.: Изд. дом ВШЭ, 2014.

Ратникова Т.А. Введение в эконометрический анализ панельных данных // Экономический журнал ВШЭ. 2006. Т. 10. № 3. С. 492–519.

Скроботов А.А. Структурные сдвиги и тестирование на единичный корень // Прикладная эконометрика. 2020. Т. 50. С. 96–141.

Скроботов А.А. Структурные сдвиги в моделях коинтеграции // Прикладная эконометрика. 2021а. Т. 63. С. 117–141.

Скроботов А.А. Структурные сдвиги в моделях коинтеграции: многомерный случай // Прикладная эконометрика. 2021б. Т. 64. С. 83–106.

Andrews D.W.K. Estimation When a Parameter Is on a Boundary // *Econometrica*. 1999. Vol. 67. P. 1341–1383.

Andrews D.W.K., Monahan J.C. An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator // *Econometrica*. 1992. Vol. 60. P. 953–966.

Bai J., Ng S. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models // *Econometrica*. 2002. Vol. 70. P. 191–221.

Bai J., Ng S. A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration // *Econometrica*. 2004. Vol. 72. P. 1127–1177.

- Bai J., Ng S. Panel Unit Root Tests with Cross-Section Dependence: A Further Investigation // *Econometric Theory*. 2010. Vol. 26. P. 1088–1114.
- Baltagi B.H., Bresson G., Pirotte A. Panel Unit Root Tests and Spatial Dependence // *Journal of Applied Econometrics*. 2007. Vol. 22. P. 339–360.
- Baltagi B.H., Kao C. Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey // *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Emerald Group Publishing Limited, 2001. P. 7–51.
- Banerjee A., Marcellino M., Osbat C. Some Cautions on the Use of Panel Methods for Integrated Series of Macroeconomic Data // *Econometrics Journal*. 2004. Vol. 7. P. 322–340.
- Banerjee A., Marcellino M., Osbat C. Testing for PPP: Should We Use Panel Methods? // *Empirical Economics*. 2005. Vol. 30. P. 77–91.
- Breitung J. Testing for Unit Roots in Panel Data Using a GMM Approach // *Statistical Papers*. 1997. Vol. 38. P. 253–269.
- Breitung J. The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data // B. Baltagi, T.B. Fomby, R.C. Hill (eds.) *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*. Amsterdam: JAI Press, 2000. Vol. 15. P. 161–178.
- Breitung J., Das S. Panel Unit Root Tests under Cross-Sectional Dependence // *Statistica Neerlandica*. 2005. Vol. 59. P. 414–433.
- Breitung J., Das S. Testing for Unit Roots in Panels with a Factor Structure // *Econometric Theory*. 2008. Vol. 24. P. 88–108.
- Breitung J., Meyer W. Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated? // *Applied Economics*. 1994. Vol. 26. P. 353–361.
- Cerrato M., Sarantis N. A Bootstrap Panel Unit Root Test under Cross-Sectional Dependence, with an Application to PPP // *Computational Statistics & Data Analysis*. 2007. Vol. 51. P. 4028–4037.
- Chang Y. Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency // *Journal of Econometrics*. 2004. Vol. 120. P. 263–293.
- Chang Y., Song W. Unit Root Tests for Panels in the Presence of Short-run and Long-run Dependencies: Nonlinear IV Approach with Fixed N and Large T // *The Review of Economic Studies*. 2009. Vol. 76. P. 903–935.
- Chen P., Karavias Y., Tzavalis E. Panel Unit-Root Tests with Structural Breaks // *The Stata Journal*. 2022. Vol. 22. P. 664–678.
- Choi I. Unit Root Tests for Panel Data // *Journal of International Money and Finance*. 2001. Vol. 20. P. 249–272.
- Choi I. Nonstationary Panels // *Palgrave Handbooks of Econometrics*. New York: Palgrave Macmillan: 2006a. Vol. 1. P. 511–539.
- Choi I. Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels // D. Corbae, S.N. Durlauf, B.E. Hansen (eds.) // *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research: Essays in Honor of Peter C.B. Phillips*. 2006b. P. 311–333.
- Choi I., Chue T.K. Subsampling Hypothesis Tests for Nonstationary Panels with Applications to Exchange Rates and Stock Prices // *Journal of Applied Econometrics*. 2007. Vol. 22. P. 401–428.
- Chortareas G., Kapetanios G. Getting PPP Right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange Rates in Panels // *Journal of Banking & Finance*. 2009. Vol. 33. P. 390–404.
- Deckers T., Hanck C. Multiple Testing for Output Convergence // *Macroeconomic Dynamics*. 2013. 17. P. 1–16.
- Fisher R.A. *Statistical Methods for Research Workers*. London: Oliver and Boyd, 1932.
- Gengenbach C., Palm F.C., Urbain J.-P. Panel Unit Root Tests in the Presence of Cross-Sectional Dependencies: Comparison and Implications for Modelling // *Econometric Reviews*. 2010. Vol. 29. P. 111–145.
- Gutierrez L. Panel Unit-root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels: A Monte Carlo Comparison // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2006. Vol. 68. P. 519–540.
- Hadri K. Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data // *Econometrics Journal*. 2000. Vol. 3. P. 148–161.

- Hahn J., Kuersteiner G. Asymptotically Unbiased Inference for a Dynamic Panel Model with Fixed Effects When Both n and T Are Large // *Econometrica*. 2002. Vol. 70. P. 1639–1657.
- Hanck C. The Error-in-Rejection Probability of Meta-Analytic Panel Tests // *Economics Letters*. 2008. Vol. 101. P. 27–30.
- Harris D., Harvey D.I., Leybourne S.J., Sakkas N.D. Local Asymptotic Power of the Im-Pesaran-Shin Panel Unit Root Test and the Impact of Initial Observations // *Econometric Theory*. 2010. Vol. 26. P. 311–324.
- Herwartz H., Siedenburg F. Homogenous Panel Unit Root Tests under Cross Sectional Dependence: Finite Sample Modifications and the Wild Bootstrap // *Computational Statistics and Data Analysis*. 2008. Vol. 53. P. 137–150.
- Hwang E., Shin D.W. Stationary Bootstrapping for Semiparametric Panel Unit Root Tests // *Computational Statistics & Data Analysis*. 2015. Vol. 83. P. 14–25.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y. Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels // *Journal of Econometrics*. 2003. Vol. 115. P. 53–74.
- Jang M.J., Shin D.W. Comparison of Panel Unit Root Tests under Cross Sectional Dependence // *Economics Letters*. 2005. Vol. 89. P. 12–17.
- Kao C., Chiang M.H., Chen B. International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1999. Vol. 61. P. 691–709.
- Kapetanios G. Dynamic Factor Extraction of Cross-Sectional Dependence in Panel Unit Root Tests // *Journal of Applied Econometrics*. 2005. Vol. 22. P. 313–338.
- Karavias Y., Tzavalis E. Testing for Unit Roots in Short Panels Allowing for a Structural Break // *Computational Statistics & Data Analysis*. 2014a. Vol. 76. P. 391–407.
- Karavias Y., Tzavalis E. A fixed-T Version of Breitung's Panel Data Unit Root Test // *Economics Letters*. 2014b. Vol. 124. P. 83–87.
- Karavias Y., Tzavalis E. Generalized Fixed-t Panel Unit Root Tests // *Scandinavian Journal of Statistics*. 2019. Vol. 46. P. 1227–1251.
- Karavias Y., Tzavalis E., Zhang H. Missing Values in Panel Data Unit Root Tests // *Econometrics*. 2022. Vol. 10.1, 12.
- Karlsson S., Löthgren M. On the Power and Interpretation of Panel Unit Root Tests // *Economics Letters*. 2000. Vol. 66. P. 249–255.
- Künsch H.R. The Jackknife and the Bootstrap for General Stationary Observations // *Annals of Statistics*. 1989. 17. P. 1217–1241.
- Levin A., Lin C.F. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite sample Properties. 1993. Unpublished Manuscript.
- Levin A., Lin C.F., Chu C.J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties // *Journal of Econometrics*. 2002. Vol. 108. P. 1–24.
- Maddala G.S., Wu S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1999. Vol. 61. P. 631–652.
- Moon H.R., Perron B., Phillips P.C.B. Incidental Trends and the Power of Panel Unit Root Tests // *Journal of Econometrics*. 2007. Vol. 141. P. 416–459.
- Moon H.R., Phillips P.C.B. Maximum Likelihood Estimation in Panels with Incidental Trends // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1999. Vol. 61. P. 771–748.
- Moon H.R., Perron B. Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors // *Journal of Econometrics*. 2004. Vol. 122. P. 81–126.
- Ng S. A Simple Test for Nonstationarity in Mixed Panels // *Journal of Business & Economic Statistics*. 2008. Vol. 26. P. 113–127.
- Nickell S. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects // *Econometrica*. 1981. Vol. 49. P. 1417–1426.
- O'Connell P. The Overvaluation of Purchasing Power Parity // *Journal of International Economics*. 1998. Vol. 44. P. 1–19.
- Palm F.C., Smeekes S., Urbain J.-P. Cross-Sectional Dependence Robust Block Bootstrap Panel Unit Root Tests // *Journal of Econometrics*. 2011. Vol. 163. P. 85–104.

- Pesaran M.H.* A Pair-Wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence // *Journal of Econometrics*. 2007a. Vol. 138. P. 312–355.
- Pesaran M.H.* A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence // *Journal of Applied Econometrics*. 2007b. Vol. 22. P. 265–312.
- Pesaran M.H., Smith L.V., Yamagata T.* Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure // *Journal of Econometrics*. 2013. Vol. 175. P. 94–115.
- Phillips P.C.B., Moon H.R.* Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data // *Econometrica*. 1999. Vol. 67. P. 1057–1111.
- Phillips P.C.B., Sul D.* Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross-Section Dependence // *Econometrics Journal*. 2003. Vol. 6. P. 217–239.
- Politis D.N., Romano J.P.* The Stationary Bootstrap // *Journal of American Statistical Association*. 1994. Vol. 89. P. 1303–1313.
- Reese S., Westerlund J.* Panica: Panic on Cross-Section Averages // *Journal of Applied Econometrics*. 2016. Vol. 31. P. 961–981.
- Sargan J.D., Bhargava A.* Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk // *Econometrica*. 1983. Vol. 51. P. 153–174.
- De Silva S., Hadri K., Tremayne A.R.* Panel Unit Root Tests in the Presence of Cross-Sectional Dependence: Finite Sample Performance and an Application // *Econometrics Journal*. 2009. Vol. 12. P. 340–366.
- Smeekes S.* Bootstrap Sequential Tests to Determine the Order of Integration of Individual Units in A Time Series Panel // *Journal of Time Series Analysis*. 2014. Vol. 36. P. 398–415.
- Smeekes S., Urbain J.-P.* On the Applicability of the Sieve Bootstrap in Time Series Panels // *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*. 2014. Vol. 76. P. 139–151.
- Smeekes S., Wilms I.* BootUR: An R Package for Bootstrap Unit Root Tests // *Journal of Statistical Software*. 2023. Vol. 106. P. 1–39.
- Stock J.H.* A Class of Tests for Integration and Cointegration, Volume In *Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift for Clive W.J. Granger*. Oxford: Oxford University Press, 1999. P. 135–167.
- Stock J.H., Watson M.W.* Unit Root Tests for Panel Data // *Testing for Common Trends*. 1988. Vol. 83. P. 1097–1107.
- Strauss J., Yigit T.* Shortfalls of Panel Unit Root Testing // *Economics Letters*. 2003. Vol. 81. P. 309–313.
- Sul D.* Panel Unit Root Tests Under Cross Section Dependence with Recursive Mean Adjustment // *Economics Letters*. 2009. Vol. 105. P. 123–126.
- Westerlund J.* The Asymptotic Distribution of the CADF Unit Root Test in the Presence of Heterogeneous AR(p) Errors // *Statistical Papers*. 2014. Vol. 57. P. 303–317.
- Westerlund J.* The Effect of Recursive Detrending on Panel Unit Root Tests // *Journal of Econometrics*. 2015. Vol. 185. P. 453–467.
- Westerlund J.* An IV Test for a Unit Root in Generally Trending and Correlated Panels // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2016a. Vol. 78. P. 752–764.
- Westerlund J.* Pooled Panel Unit Root Tests and the Effect of Past Initialization // *Econometric Reviews*. 2016b. Vol. 35. P. 396–427.
- Westerlund J., Breitung J.* Lessons From a Decade of IPS and LLC // *Econometric Reviews*. 2013. Vol. 32. P. 547–591.
- Westerlund J., Hossainkouchack M.* Modified CADF and CIPS Panel Unit Root Statistics with Standard Chi-squared and Normal Limiting Distributions // *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*. 2016. Vol. 78. P. 347–364.
- Westerlund J., Larsson R.* A Note on the Pooling of Individual PANIC Unit Root Tests // *Econometric Theory*. 2009. Vol. 25. P. 1851–1868.

Panel Data Unit Root Testing: An Overview

Anton Skrobotov

Institute of Applied Economic Studies, RANEPA,
82, Prospekt Vernadskogo, Moscow, 119571, Russian Federation.
E-mail: antonskrobotov@gmail.com

This review discusses methods of testing for a panel unit root. Modern approaches to testing in cross-sectionally correlated panels are discussed, preceding the analysis with an analysis of independent panels. In addition, the de-trending methods and corresponding asymptotic results are discussed. To account for cross-sectional correlation, the methods based on de-factorization and bootstrap are considered. In conclusion, links to existing packages that allow implementing some of the described methods are provided.

This review discusses methods for testing for unit roots in panel data. The investigation of several time series together instead of analyzing each one separately and the motivation for testing for panel unit roots are discussed. The review begins with a consideration of the simplest panel unit root tests with independent errors and two types of alternative hypothesis: homogeneous and heterogeneous. For the simplest tests, their asymptotic behavior is described under different types of convergence of the number of objects and the time horizon. Then, the issue of including a deterministic component and changing the asymptotic results are considered, as well as methods for accounting for a weak dependence of errors. The first section concludes with methods based on p-values.

The next section is devoted to the important issue of accounting for cross-sectional correlation in panels and its impact on classical panel unit root tests. Cross-sectional correlation takes place according to some macroeconomic theories, which state that there are some common factors (e.g., technological shocks) that affect not one, but some set of variables. Modifications of classical tests based on factorization are described, when cross-sectional correlation is approximated by (possibly non-stationary) common factors based on the principal component method and based on factor approximation using cross-sectional means. Alternative methods based on resampling are considered. The section ends with a comparative Monte Carlo simulations analysis of various tests described in the review. The problem of imbalanced panel is discussed. In conclusion, references are given to existing packages that allow implementing some of the described methods.

Key words: panel unit root testing; panel stationarity testing; detrending; common factors; cross-sectional correlation.

JEL Classification: C12, C22.

* *
*

References

- Andrews D.W.K. (1999) Estimation When a Parameter Is on a Boundary. *Econometrica*, 67, pp. 1341–1383.
- Andrews D.W.K., Monahan J.C. (1992) An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator. *Econometrica*, 60, pp. 953–966.
- Bai J., Ng S. (2002) Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, 70, pp. 191–221.
- Bai J., Ng S. (2004) A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*, 72, pp. 1127–1177.
- Bai J., Ng S. (2010) Panel Unit Root Tests with Cross-Section Dependence: A Further Investigation. *Econometric Theory*, 26, pp. 1088–1114.
- Baltagi B.H., Bresson G., Pirotte A. (2007) Panel Unit Root Tests and Spatial Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, pp. 339–360.
- Baltagi B.H., Kao C. (2001) Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey. *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Emerald Group Publishing Limited, pp. 7–51.
- Banerjee A., Marcellino M., Osbat C. (2004) Some Cautions on the Use of Panel Methods for Integrated Series of Macroeconomic Data. *Econometrics Journal*, 7, pp. 322–340.
- Banerjee A., Marcellino M., Osbat C. (2005) Testing for PPP: Should We Use Panel Methods? *Empirical Economics*, 30, pp. 77–91.
- Breitung J. (1997) Testing for Unit Roots in Panel Data Using a GMM Approach. *Statistical Papers*, 38, pp. 253–269.
- Breitung J. (2000) The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. (eds. B. Baltagi, T.B. Fomby, R.C. Hill). *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*. Amsterdam: JAI Press, 15, pp. 161–178.
- Breitung J., Das S. (2005) Panel Unit Root Tests under Cross-Sectional Dependence. *Statistica Neerlandica*, 59, pp. 414–433.
- Breitung J., Das S. (2008) Testing for Unit Roots in Panels with a Factor Structure. *Econometric Theory*, 24, pp. 88–108.
- Breitung J., Meyer W. (1994) Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated? *Applied Economics*, 26, pp. 353–361.
- Cerrato M., Sarantis N. (2007) A Bootstrap Panel Unit Root Test under Cross-Sectional Dependence, with an Application to PPP. *Computational Statistics & Data Analysis*, 51, pp. 4028–4037.
- Chang Y. (2004) Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency. *Journal of Econometrics*, 120, pp. 263–293.
- Chang Y., Song W. (2009) Unit Root Tests for Panels in the Presence of Short-run and Long-run Dependencies: Nonlinear IV Approach with Fixed N and Large T . *The Review of Economic Studies*, 76, pp. 903–935.
- Chen P., Karavias Y., Tzavalis E. (2022) Panel Unit-Root Tests with Structural Breaks. *The Stata Journal*, 22, pp. 664–678.
- Choi I. (2001) Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, 20, pp. 249–272.
- Choi I. (2006a) Nonstationary Panels. *Palgrave Handbooks of Econometrics*. New York: Palgrave Macmillan, 1, pp. 511–539.
- Choi I. (2006b) Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels. *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research: Essays in Honor of Peter C.B. Phillips* (eds. D. Corbae, S.N. Durlauf, B.E. Hansen), pp. 311–333.

- Choi I., Chue T.K. (2007) Subsampling Hypothesis Tests for Nonstationary Panels with Applications to Exchange Rates and Stock Prices. *Journal of Applied Econometrics*, 22, pp. 401–428.
- Chortareas G., Kapetanios G. (2009) Getting PPP Right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange Rates in Panels. *Journal of Banking & Finance*, 33, pp. 390–404.
- Deckers T., Hanck C. (2013) Multiple Testing for Output Convergence. *Macroeconomic Dynamics*, 17, pp. 1–16.
- Fisher R.A. (1932) *Statistical Methods for Research Workers*. London: Oliver and Boyd.
- Gengenbach C., Palm F.C., Urbain J.-P. (2010) Panel Unit Root Tests in the Presence of Cross-Sectional Dependencies: Comparison and Implications for Modelling. *Econometric Reviews*, 29, pp. 111–145.
- Gutierrez L. (2006) Panel Unit-root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels: A Monte Carlo Comparison. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, pp. 519–540.
- Hadri K. (2000) Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometrics Journal*, 3, pp. 148–161.
- Hahn J., Kuersteiner G. (2002) Asymptotically Unbiased Inference for a Dynamic Panel Model with Fixed Effects When Both n and T Are Large. *Econometrica*, 70, pp. 1639–1657.
- Hanck C. (2008) The Error-in-Rejection Probability of Meta-Analytic Panel Tests. *Economics Letters*, 101, pp. 27–30.
- Harris D., Harvey D.I., Leybourne S.J., Sakkas N.D. (2010) Local Asymptotic Power of the Im-Pesaran-Shin Panel Unit Root Test and the Impact of Initial Observations. *Econometric Theory*, 26, pp. 311–324.
- Herwartz H., Siedenburg F. (2008) Homogenous Panel Unit Root Tests under Cross Sectional Dependence: Finite Sample Modifications and the Wild Bootstrap. *Computational Statistics and Data Analysis*, 53, pp. 137–150.
- Hwang E., Shin D.W. (2015) Stationary Bootstrapping for Semiparametric Panel Unit Root Tests. *Computational Statistics & Data Analysis*, 83, pp. 14–25.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y. (2003) Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53–74.
- Jang M.J., Shin D.W. (2005) Comparison of Panel Unit Root Tests under Cross Sectional Dependence. *Economics Letters*, 89, pp. 12–17.
- Kao C., Chiang M.H., Chen B. (1999) International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 691–709.
- Kapetanios G. (2005) Dynamic Factor Extraction of Cross-Sectional Dependence in Panel Unit Root Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 22, pp. 313–338.
- Karavias Y., Tzavalis E. (2014a) Testing for Unit Roots in Short Panels Allowing for a Structural Break. *Computational Statistics & Data Analysis*, 76, pp. 391–407.
- Karavias Y., Tzavalis E. (2014b) A fixed-T Version of Breitung's Panel Data Unit Root Test. *Economics Letters*, 124, pp. 83–87.
- Karavias Y., Tzavalis E. (2019) Generalized Fixed-t Panel Unit Root Tests. *Scandinavian Journal of Statistics*, 46, pp. 1227–1251.
- Karavias Y., Tzavalis E., Zhang H. (2022) Missing Values in Panel Data Unit Root Tests. *Econometrics*, 10.1, 12.
- Karlsson S., Löthgren M. (2000) On the Power and Interpretation of Panel Unit Root Tests. *Economics Letters*, 66, pp. 249–255.
- Künsch H.R. (1989) The Jackknife and the Bootstrap for General Stationary Observations. *Annals of Statistics*, 17, pp. 1217–1241.
- Levin A., Lin C.F. (1993) *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finitesample Properties*. Unpublished Manuscript.
- Levin A., Lin C.F., Chu C.J. (2002) Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1–24.
- Maddala G.S., Wu S. (1999) A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631–652.

- Moon H.R., Perron B., Phillips P.C.B. (2007) Incidental Trends and the Power of Panel Unit Root Tests. *Journal of Econometrics*, 141, pp. 416–459.
- Moon H.R., Phillips P.C.B. (1999) Maximum Likelihood Estimation in Panels with Incidental Trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 771–748.
- Moon H.R., Perron B. (2004) Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors. *Journal of Econometrics*, 122, pp. 81–126.
- Ng S. (2008) A Simple Test for Nonstationarity in Mixed Panels. *Journal of Business & Economic Statistics*, 26, pp. 113–127.
- Nickell S. (1981) Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49, pp. 1417–1426.
- O’Connell P. (1998) The Overvaluation of Purchasing Power Parity. *Journal of International Economics*, 44, pp. 1–19.
- Palm F.C., Smeekees S., Urbain J.-P. (2011) Cross-Sectional Dependence Robust Block Bootstrap Panel Unit Root Tests. *Journal of Econometrics*, 163, pp. 85–104.
- Pesaran M.H. (2007a) A Pair-Wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence. *Journal of Econometrics*, 138, pp. 312–355.
- Pesaran M.H. (2007b) A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, pp. 265–312.
- Pesaran M.H., Smith L.V., Yamagata T. (2013) Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure. *Journal of Econometrics*, 175, pp. 94–115.
- Phillips P.C.B., Moon H.R. (1999) Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data. *Econometrica*, 67, pp. 1057–1111.
- Phillips P.C.B., Sul D. (2003) Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross-Section Dependence. *Econometrics Journal*, 6, pp. 217–239.
- Politis D.N., Romano J.P. (1994) The Stationary Bootstrap. *Journal of American Statistical Association*, 89, pp. 1303–1313.
- Ratnikova T.A., Furmanov K.K. (2014) *Analysis of Panel Data and State Duration Data*. M.: Publishing House of the HSE. (in Russ.)
- Ratnikova T.A. (2006) Introduction to Econometric Analysis of Panel Data. *HSE Economic Journal*, 10, 3, pp. 492–519.
- Reese S., Westerlund J. (2016) Panicca: Panic on Cross-Section Averages. *Journal of Applied Econometrics*, 31, pp. 961–981.
- Sargan J.D., Bhargava A. (1983) Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk. *Econometrica*, 51, pp. 153–174.
- De Silva S., Hadri K., Tremayne A.R. (2009) Panel Unit Root Tests in the Presence of Cross-Sectional Dependence: Finite Sample Performance and an Application. *Econometrics Journal*, 12, pp. 340–366.
- Smeekees S. (2014) Bootstrap Sequential Tests to Determine the Order of Integration of Individual Units in A Time Series Panel. *Journal of Time Series Analysis*, 36, pp. 398–415.
- Smeekees S., Urbain J.-P. (2014) On the Applicability of the Sieve Bootstrap in Time Series Panels. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 76, pp. 139–151.
- Smeekees S., Wilms I. (2023) BootUR: An R Package for Bootstrap Unit Root Tests. *Journal of Statistical Software*, 106, pp. 1–39.
- Skrobotov A. (2020) Survey on Structural Breaks and Unit Root Tests. *Applied Econometrics*, 58, pp. 96–141. (In Russ.)
- Skrobotov A. (2021) Structural Breaks in Cointegration Models. *Applied Econometrics*, 63, pp. 117–141. (In Russ.)
- Skrobotov A. (2021) Structural Breaks in Cointegration Models: Multivariate Case. *Applied Econometrics*, 64, pp. 83–106. (In Russ.)
- Stock J.H. (1999.) A Class of Tests for Integration and Cointegration. *Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift for Clive W.J. Granger*. Oxford: Oxford University Press, pp. 135–167.
- Stock J.H., Watson M.W. (1988) Unit Root Tests for Panel Data. *Testing for Common Trends*, 83, pp. 1097–1107.

- Strauss J., Yigit T. (2003) Shortfalls of Panel Unit Root Testing. *Economics Letters*, 81, pp. 309–313.
- Sul D. (2009) Panel Unit Root Tests Under Cross Section Dependence with Recursive Mean Adjustment. *Economics Letters*, 105, pp. 123–126.
- Westerlund J. (2014) The Asymptotic Distribution of the CADF Unit Root Test in the Presence of Heterogeneous AR(p) Errors. *Statistical Papers*, 57, pp. 303–317.
- Westerlund J. (2015) The Effect of Recursive Detrending on Panel Unit Root Tests. *Journal of Econometrics*, 185, pp. 453–467.
- Westerlund J. (2016a) An IV Test for a Unit Root in Generally Trending and Correlated Panels. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78, pp. 752–764.
- Westerlund J. (2016b) Pooled Panel Unit Root Tests and the Effect of Past Initialization. *Econometric Reviews*, 35, pp. 396–427.
- Westerlund J., Breitung J. (2013) Lessons From a Decade of IPS and LLC. *Econometric Reviews*, 32, pp. 547–591.
- Westerlund J., Hosseinkouchack M. (2016) Modified CADF and CIPS Panel Unit Root Statistics with Standard Chi-squared and Normal Limiting Distributions. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 78, pp. 347–364.
- Westerlund J., Larsson R. (2009) A Note on the Pooling of Individual PANIC Unit Root Tests. *Econometric Theory*, 25, pp. 1851–1868.

УДК 001.89

Российские экономические журналы в условиях меняющейся международной обстановки: текущие и прогнозные оценки

Третьякова О.В.

В статье осуществлена оценка ведущих российских экономических журналов, результаты которой позволили охарактеризовать, как меняется их влияние на развитие соответствующих предметных областей на международном уровне. Проведен анализ цитирования за 2021–2023 гг. изданий, которые индексируются в *Web of Science* и/или *Scopus*, позволивший охарактеризовать динамику средней цитируемости, оценить ранговое положение журналов в предметной категории, определить отношение уровня цитируемости к среднемировым значениям. Информационной базой исследования послужили открытые данные *Master Journal List*, *SCImago Journal and Country Rank* и МНБД *Scopus*. Результаты показали, что уровень цитируемости российских экономических журналов относительно среднемировых значений продолжает оставаться невысоким и имеет тенденцию к снижению в 2022–2023 гг. Сокращается и количество высокорейтинговых журналов на фоне роста числа изданий третьего и четвертого квартилей. Раскрыты возможные причины снижения видимости российских журналов в международном пространстве, предложены пути преодоления намечающихся негативных тенденций. Полученные результаты важны в выработке подходов по развитию российской научной периодики в условиях меняющейся международной обстановки.

Ключевые слова: экономические журналы; библиометрические показатели; анализ цитирования; научное влияние журнала; международные наукометрические базы данных.

DOI: 10.17323/1813-8691-2024-28-4-702-723

Для цитирования: Третьякова О.В. Российские экономические журналы в условиях меняющейся международной обстановки: текущие и прогнозные оценки. *Экономический журнал ВШЭ*. 2024; 28(4): 702–723.

Третьякова Ольга Валентиновна – к.ф.н., ведущий научный сотрудник, заведующий отделом редакционно-издательской деятельности и научно-информационного обеспечения, Вологодский научный центр РАН. E-mail: olga.tretyackova@yandex.ru

Статья поступила: 20.03.2024/Статья принята: 07.11.2024.

For citation: Tretyakova O.V. Russian Economic Journals in the Changing International Situation: Current and Forecast Estimates. *HSE Economic Journal*. 2024; 28(4): 702–723. (In Russ.)

Введение

В 2022 г., когда компании-владельцы глобальных индексов цитирования *Web of Science* и *Scopus* объявили об уходе с отечественного рынка, российская научная периодика, встроенная к этому моменту в международное научно-информационное пространство и интегрированная с системой оценки, привязанной к показателям международных наукометрических баз данных (МНБД), оказалась «насилованно отторгнутой этой глобальной системой» [Семенов, 2022]. Вектор научной политики, направленный до этого на интенсификацию публикационного потока в международных высокорейтинговых журналах и продвижение российских журналов в международные наукометрические базы данных (МНБД), вынужденно изменился в сторону поиска альтернативных путей развития и оценки системы научной периодики [Гайдин, 2022; Дежина, 2023; Третьякова, 2023]. Дискуссия, разворачивавшаяся в экспертном сообществе вокруг обсуждения вопросов о рейтингах научных журналов и месте в них изданий, индексирующихся в МНБД [Балацкий и др., 2021], сместилась на поиск решений по обеспечению высокого уровня научных журналов в условиях «научного остракизма» и «дезинтеграции мирового научного сообщества» [Балацкий, Екимова, 2022].

По мнению экспертов, сфера науки оказалась неподготовленной к условиям жестких санкций и радикально изменившимся геополитическим условиям, сложившимся в 2022 г. [Дежина, 2023]. Первые оценки ущерба, который нанесен издательскому сектору, весьма болезненны. Так, прогнозируется серьезное ухудшение показателей российских журналов в МНБД [Мжельский, 2022].

Учитывая негативный прогноз, важно оценить, изменились ли уже показатели научных журналов. На текущий момент доступны открытые источники, генерирующие данные о цитировании журналов, индексирующихся в МНБД. По ним можно оценить динамику влияния цитирования научных журналов в международном информационном пространстве. Таким образом, цель исследования – провести анализ цитирования ведущих российских экономических журналов и охарактеризовать, как меняется их влияние на развитие соответствующих предметных областей на международном уровне. Для анализа мы выбрали трехлетний период с 2021 г. по 2023 г., чтобы оценить, отразились ли события, направленные на исключение России из международной коммуникации, на видимости и цитируемости российских журналов по экономике.

Следует принимать во внимание, что полученные данные пока не позволяют характеризовать выявленные тенденции как устойчивые в силу наличия показателей за достаточно короткий период, но они важны для выработки подходов по развитию российской научной периодики в изменившихся геополитических условиях. Результаты исследования могут быть учтены редакциями научных журналов для корректировки стратегий развития журналов с целью сохранения и улучшения позиций, которых удалось достигнуть в период интеграции изданий в международное пространство.

Анализ цитирования научного журнала: основные понятия

Параметры качества научных журналов многокритериальны и достаточно условны, поэтому методы их оценки существенно разнятся [Балацкий и др., 2021]. Мы применили анализ цитирования для оценки влияния журналов в научном направлении. Под влиянием журнала мы понимаем его воздействие на развитие соответствующей области знания, способность аккумулировать результаты прорывных исследований, а также то, как сами ученые воспринимают научный авторитет и престиж данного издания [Третьякова, 2018].

Для оценки уровня влияния, которое журналы оказывают в своих предметных областях, мы использовали метрики, позволяющие анализировать влияние цитирования. При этом мы исходим из фундаментального понимания цитируемости как показателя воздействия, значимости и влияния научных публикаций, изложенного Е. Гарфилдом [Garfield, 1955] и принятого за основу в современных библиометрических исследованиях. Поскольку авторы научных работ, доказывая новизну и актуальность полученных ими результатов, цитируют наиболее значимые публикации, связанные с исследованием, избегая упоминания «тривиальных» и «нерелевантных» [Gilbert, 1977], высокая цитируемость научной работы может свидетельствовать о ее «существенном влиянии на развитие соответствующей области знания» [Полтерович, 2022; 2023].

Эксперты полагают, что методики анализа цитирования применимы прежде всего для оценки значимости и эффективности отдельных журналов, их роли и положения в системе научной коммуникации [Glänzel, Moed, 2002]. В этом случае цитируемость выступает ценным критерием оценки научных журналов [Garfield, 1972]: чем чаще цитируется журнал, тем выше признание его значимости и престижа как информационного канала в соответствующей области исследований [Gorraiz, Ulrych, Glänzel et al., 2022]. Для анализа цитируемости научных журналов применяются различные показатели. Обычно они характеризуют цитируемость журнала относительно других изданий либо среднемирового уровня в соответствующей предметной области.

Одним из наиболее распространенных библиометрических показателей при измерении влияния журнала является импакт-фактор (Journal Impact Factor, JIF), вычисляемый путем расчета среднего числа цитирований на статью за определенный промежуток времени [Garfield, Sher, 1963]. Несмотря на разработку множества альтернативных индикаторов влияния, ни один из них не превзошел JIF, что, по мнению ученых, свидетельствует о высоком признании метрики в научной среде [Gorraiz, Ulrych, Glänzel et al., 2022]. Важная роль данного индикатора определяется тем, что JIF помогает определить лучшие журналы в каждой предметной области в соответствии с их влиянием или престижностью. Кроме того, исследователи отмечают, что публиковаться в журналах с высоким JIF гораздо сложнее в силу значительной доли отклонений, а успешная публикация в таких журналах обеспечивает признание [Gorraiz, Ulrych, Glänzel et al., 2022].

Среди альтернативных метрик, разработанных с целью преодоления недостатков JIF, выделим показатель *SCImago Journal Rank indicator (SJR)*, который тоже применяется для измерения влияния научного журнала и рассчитывается на основе количественного учета цитируемости анализируемого источника в МБД *Scopus* с использованием трехлетнего окна цитирования [González-Pereira et al., 2010]. При расчете учитывается не только

сырое число ссылок, полученных изданием, но и важность или влияние источников, дающих цитирование: каждая ссылка взвешивается по престижу, достигнутому цитирующим журналом, и ссылкам из авторитетных журналов присваивается больший вес по сравнению со ссылками из менее значительных и престижных изданий [González-Pereira et al., 2010].

Цитируемость журналов относительно среднемирового уровня может оцениваться при помощи показателя *Journal Citation Indicator (JCI)*. Он был введен в 2021 г. для измерения влияния цитирования всех журналов из *Web of Science Core Collection*, включая издания, входящие в указатели *Arts & Humanities Citation Index (AHCI)* и *Emerging Sources Citation Index (ESCI)*, для которых не рассчитывается импакт-фактор [Gorraiz, Ulrych, Glänzel et al., 2022]. Таким образом, этот индикатор показывает, как соотносятся журналы с более глубоким региональным или специализированным охватом с авторитетными международными и широкопрофильными изданиями из основных указателей *WoS*.

Значение показателя *JCI* представляет собой среднее влияние цитирований, нормированное по предметным областям, для статей, опубликованных за предыдущий трехлетний период¹. Для расчета индекса используется другая метрика – *Category Normalized Citation Impact (CNCI)*, т.е. нормализованная средняя цитируемость публикации по предметной области в системе *InCites*, определяемая как отношение текущего количества цитирований публикации к ожидаемой средней норме цитирований всех публикаций того же типа, опубликованных в том же году и в той же предметной категории *Web of Science* [Potter et al., 2022]. Значение *JCI*, равное 1,0, соответствует среднемировому уровню и означает, что опубликованные в журнале статьи и обзоры получили количество цитирований, равное среднему показателю цитируемости в данной предметной категории. Значение *JCI*, превышающее 1,0, свидетельствует, что уровень цитирования журнала выше среднемирового в соответствующей предметной области, а находящееся в диапазоне ниже 1,0 показывает, что уровень цитирования опубликованных в журнале работ ниже среднемирового уровня. Согласно данным *Clarivate*, в большинстве журналов среднее влияние не превышает 1,0, так как основная масса публикаций получает небольшое количество ссылок².

Полагаем, что для оценки журналов, индексируемых одновременно в нескольких наукометрических базах, могут быть применены метрики, позволяющие подойти к анализу цитирования научных изданий с разных сторон. Такой подход помогает дать более глубокую оценку цитирования журнала: охарактеризовать динамику средней цитируемости, определить положение среди других изданий в предметной категории и отношение уровня цитируемости к среднемировым значениям. Несмотря на то, что в анализе используются достаточно простые метрики, в совокупности они позволяют всесторонне оценить, как меняется влияние журнала на развитие соответствующих предметных областей на международном уровне.

¹ Introducing the Journal Citation Indicator: A New Approach to Measure the Citation Impact of Journals in the Web of Science Core Collection. Clarivate, 2021. (https://clarivate.com/wp-content/uploads/dlm_uploads/2021/05/Journal-Citation-Indicator-discussion-paper.pdf)

² Там же.

Данные и методы

В исследуемую выборку вошли 35 научных журналов, отнесенных в классификации РИНЦ к тематике «Экономика. Экономические науки» и/или включенных в перечень ВАК по экономическим специальностям, индексируемых в МНБД *Web of Science* и/или *Scopus* и имеющих рассчитанные показатели цитирования за 2021–2023 гг.

Мы оценили, как меняется научное влияние, которое оказывают российские экономические журналы на развитие соответствующих предметных областей на международном уровне. Для этого проанализировали динамику библиометрических показателей, характеризующих цитируемость журналов, индексируемых в МНБД *Web of Science* и *Scopus*. В качестве источников данных использованы открытые инструменты *Master Journal List*³, *Scimago Journal and Country Rank*⁴, МНБД, предоставляющие сведения об индексации журналов в МНБД *Web of Science* и *Scopus* и включающие метрики цитирования, а также МНБД *Scopus*⁵.

Оценка цитируемости журналов, индексируемых в МНБД *Web of Science*, построена на основе анализа значений *JCI* за 2021–2023 гг., измеряющего уровень влияния изданий относительно среднемировых значений цитируемости в предметной области⁶. Поскольку на текущий момент значения *JCI* для индексируемых в *Web of Science* журналов рассчитаны по состоянию на 2021–2023 гг., мы проанализировали тенденции цитирования российских экономических журналов за три трехлетних периода: *JCI* за 2021 г. характеризует уровень цитирования всех статей и обзоров, опубликованных в период с 2018 по 2020 г., по отношению к среднемировому значению с учетом всех ссылок, полученных ими из любых документов, индексируемых в период с 2018 по 2021 г.; *JCI* за 2022 г. характеризует уровень цитирования статей, опубликованных в период с 2019 по 2021 г., с учетом всех ссылок, полученных ими в период с 2019 по 2022 г.; *JCI* за 2023 г. характеризует уровень цитирования статей, опубликованных в период с 2020 по 2022 г., с учетом всех ссылок, полученных ими в период с 2020 по 2023 г. По результатам анализа сделан вывод, есть ли среди российских экономических журналов такие, чей уровень цитирования соответствует среднемировым значениям или приближен к ним.

Оценка цитируемости журналов, индексируемых в МНБД *Scopus*, построена на основе анализа значений показателей *CiteScore* и *SJR*. *CiteScore* характеризует среднее количество цитат, полученных каждым документом, опубликованным в периодическом издании. *SJR* измеряет влияние научного журнала по трехлетнему окну цитирования. Мы проанализировали динамику показатели *CiteScore* и *SJR* российских экономических журналов за период 2021–2023 гг., чтобы оценить, как меняется их уровень цитирования и влияние, которое они оказывают в предметных областях в МНБД *Scopus*. Также изучены результаты распределения журналов по квартилям, определяемым местом в рейтинге по показателю *SJR*, за указанный период. Поскольку издания могут относиться к разным тематиче-

³ Master Journal List. (https://mjl.clarivate.com/home_)

⁴ Scimago Journal & Country Rank. (<https://www.scimagojr.com>)

⁵ Scopus Preview. (<https://www.scopus.com/home.uri>)

⁶ Introducing the Journal Citation Indicator: A New Approach to Measure the Citation Impact of Journals in the Web of Science Core Collection. Clarivate, 2021. (https://clarivate.com/wp-content/uploads/dlm_uploads/2021/05/Journal-Citation-Indicator-discussion-paper.pdf)

ским областям, в качестве основных приняты их позиции в предметных категориях «Экономика и эконометрика» (*Economics and Econometrics*) и «Экономика, эконометрика и финансы (разное)» (*Economics, Econometrics and Finance: miscellaneous*).

Результаты анализа позволят сделать вывод о том, как изменилось число высоко-рейтинговых изданий среди российских журналов по экономике в МНБД *Scopus* в 2021–2023 гг. Выделены журналы, влияние которых в предметной категории усиливается, и издания, влияние которых снижается, о чем косвенно свидетельствуют средние показатели цитирования и ранги изданий в квартильном рейтинге.

Сопоставление показателей цитирования в МНБД *Web of Science* и *Scopus* позволило сделать общие выводы об изменении влияния российских экономических журналов в соответствующих предметных областях на международном уровне в 2021–2023 гг.

Эмпирические оценки российских журналов, индексируемых в МНБД *Web of Science* и *Scopus*

Показатели, характеризующие уровень цитируемости российских экономических журналов в МНБД *Web of Science*, представлены в табл. 1. В выборку вошел 21 журнал. Издания относятся к разным тематическим категориям: большинство включены в категории «Экономика» (*Economics*) и «Региональные исследования» (*Area Studies*), отдельные журналы – в категории «Управление» (*Management*), «Международные отношения» (*International Relations*), «Бизнес, финансы» (*Business, Finance*). Ранжирование журналов осуществлено в рамках тематических категорий по показателю *JCI* за 2023 г. Следует оговорить, что полученные данные о цитировании ограничены охватом международных баз данных, в которые включены рассматриваемые издания.

Таблица 1.

Динамика показателей российских экономических журналов, индексируемых в МНБД *Web of Science*, в 2021–2022 гг.

Журнал	Индекс	Категория	JCI 2021	JCI 2022	JCI 2023
Балтийский регион	ESCI	Area Studies	0,73	0,76↑	0,83↑
Экономика региона	ESCI	Area Studies	0,92	0,71↓	0,60↓
Мир России	ESCI	Area Studies	0,71	0,56↓	0,49↓
Современная Европа	ESCI	Area Studies	0,45	0,52↑	0,30↓
Регионология	ESCI	Area Studies Economics	0,15	0,23↑	0,22↓
Terra Economicus	ESCI	Economics	0,37	0,42↑	0,34↓
Форсайт	ESCI	Economics Management	0,55	0,45↓	0,32↓
Вопросы экономики	ESCI	Economics	0,37	0,31↓	0,28↓
Journal of Institutional Studies	ESCI	Economics	0,29	0,22↓	0,18↓

Окончание табл. 1.

Журнал	Индекс	Категория	JCI 2021	JCI 2022	JCI 2023
Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз	ESCI	Economics	0,19	0,17↓	0,17
Журнал Новой экономической ассоциации	ESCI	Economics	0,18	0,18	0,13↓
Экономическая политика	ESCI	Economics	0,22	0,17↓	0,13↓
Вестник Санкт-Петербургского университета. Экономика	ESCI	Economics	0,14	0,12↓	0,11↓
Экономика и математические методы	ESCI	Economics	0,10	0,10	0,10
Journal of Tax Reform	ESCI	Business, Finance	0,35	0,18↓	0,24↑
Бизнес-информатика	ESCI	Business	0,13	0,13	0,12↓
Вестник международных организаций: образование, наука, новая экономика	ESCI	International Relations	0,28	0,36↑	0,28↓
Мировая экономика и международные отношения	ESCI	International Relations	0,25	0,25	0,23↓
Вестник МГИМО-Университета	ESCI	International Relations	0,13	0,12↓	0,11↓
Управленец	ESCI	Management	0,13	0,12↓	0,14↑
Российский журнал менеджмента	ESCI	Management	0,13	0,12↓	0,05↓

Источник: составлено автором по данным *Master Journal List* по состоянию на сентябрь 2024 г.

Значения *JCI*, рассчитанные для российских экономических журналов в 2021–2023 гг., менее 1,0. Это свидетельствует о том, что уровень цитируемости всех изданий ниже среднемировых значений в соответствующей предметной области. При этом более близка к среднемировому уровню цитируемость российских журналов в предметной категории «Региональные исследования» (Area Studies). Значение *JCI* за 2021 г. одного журнала – «Экономика региона» – составляло 0,92, т.е. уровень цитирования всех статей и обзоров, опубликованных в нем в период с 2018 по 2020 г., был практически равен среднемировому значению в данной предметной категории. Что касается журналов, включенных в категорию «Экономика» (Economics), то цитируемость издания с самыми высокими показателями – журнала «Форсайт» (0,55 в 2021 г.) – вдвое ниже среднемирового значения.

Сравнение показателей *JCI* в 2021–2023 гг. свидетельствует о наметившейся тенденции к снижению уровня цитируемости большинства российских экономических журналов по отношению к среднемировым значениям в соответствующих предметных областях. В 12 журналах средняя цитируемость всех статей и обзоров по отношению к сред-

немировым значениям планомерно снижается в 2021–2023 гг. Шесть изданий демонстрируют нестабильную динамику средней цитируемости. Только в журнале «Балтийский регион» средний уровень цитируемости растет, приближаясь к среднемировым значениям. Цитируемость остальных изданий продолжает оставаться в два и более раз ниже среднемировой.

Показатели российских экономических журналов в МНБД *Scopus* за период 2021–2023 гг. обобщены в табл. 2. Издания ранжированы по показателю *SJR* за 2023 г. В выборку вошли 28 журналов, индексируемых в категориях «Экономика и эконометрика» (*Economics and Econometrics*) и «Экономика, эконометрика и финансы (разное)» (*Economics, Econometrics and Finance: miscellaneous*) и имеющих рассчитанные показатели за указанный период. В перечень включены три журнала, аффилированные в базе данных *Scimago Journal & Country Rank* с зарубежными странами: *Studies on Russian Economic Development* (англоязычная версия журнала «Проблемы прогнозирования») и *Regional Research of Russia*, выпускаемые издательством *Pleiades Publishing* и аффилированные с США; журнал *Population and Economics*, издаваемый на платформе *ARPHA* компании *Pensoft Publishers* и аффилированный с Болгарией. Мы включили данные журналы в выборку, поскольку основная русскоязычная версия журнала «Проблемы прогнозирования» выпускается Институтом народнохозяйственного прогнозирования РАН, учредителем и издателем журнала *Population and Economics* является Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова, а издание *Regional Research of Russia* публикует переводы статей из трех российских журналов: «Известия Российской академии наук. Серия географическая», «Известия Русского географического общества», «Регион: Экономика и Социология».

Таблица 2.

**Динамика показателей российских экономических журналов,
индексируемых в МНБД *Scopus*, в 2021–2023 гг.**

Журнал	2021 г.				2022 г.				2023 г.			
	CS	SJR	QE	Q _{max}	CS	SJR	QE	Q _{max}	CS	SJR	QE	Q _{max}
Форсайт	3,8	0,521	1 Ec	1 Ec	4,6↑	0,467	2 Ec↓	2 Ec	3,3↓	0,373	2 Ec	1 H
Мировая экономика и международные отношения	0,9	0,370	3 E	2 PS	1,0↑	0,294	3 E	2 PS	1,0	0,338	3 E	2 PS
Regional Research of Russia	1,3	0,426	2 Ec	2 Ec	1,5↑	0,344	2 Ec	1 CS	1,6↑	0,331	2 Ec	1 CS
Вестник международных организаций: образование, наука, новая экономика	1,4	0,361	3 E	2 SPS	1,4	0,300	3 E	2 SPS	1,3↓	0,327	3 E	2 SPS
Вопросы экономики	1,8	0,425	3 E↓	2 H	1,9↑	0,326	3 E	1 SS	1,8↓	0,312	3 E	1 SS
Russian Journal of Economics	1,5	0,263	3 Ec↓	3 Ec	2,1↑	0,361	2 Ec↑	1 H	2,6↑	0,298	2 Ec	1 H
Балтийский регион	1,4	0,259	3 Ec	1 H 1 CS	1,7↑	0,333	2 Ec↑	1 H 1 CS	1,6↓	0,295	2 Ec	1 H 1 CS

Продолжение табл. 2.

Журнал	2021 г.				2022 г.				2023 г.			
	CS	SJR	QE	Q _{max}	CS	SJR	QE	Q _{max}	CS	SJR	QE	Q _{max}
Экономика региона	–	0,352	2 Ec	2 Ec	1,9	–	–	–	1,8↓	0,289	2 Ec	2 Ec
Мир России	1,1	0,471	2 E	2 E	1,1	0,257	3 E↓	3 E	1,3↑	0,273	3 E	2 SPS
Terra Economicus	2,0	0,265	3 Ec↓	1 H	2,1↑	0,262	3 Ec	1 H	2,3↑	0,263	3 Ec	1 H
Studies on Russian Economic Development (Проблемы прогнозирования)	1,4	0,401	3 E	3 E	1,5↑	0,303	3 E	3 E	1,4↓	0,260	3 E	3 E
Вестник Санкт-Петербургского университета. Экономика	1,0	–	–	–	1,0	0,259	3 Ec	3 Ec	1,3↑	0,249	3 Ec	3 Ec
Экономический журнал Высшей школы экономики	1,2	0,221	3 Ec↓	3 Ec	1,2	0,238	3 Ec	3 Ec	1,1↓	0,245	3 Ec	3 Ec
R-Economy	0,0	–	–	–	1,0	0,174	3 Ec	3 Ec	1,6↑	0,245	3 Ec	3 Ec
Современная Европа	0,6	0,279	3 E	2 PS	0,8↑	0,288	3 E	2 PS	0,7↓	0,236	3 Ec	3 Ec
Journal of Tax Reform	0,2	–	–	–	0,4↑	0,156	4 E	3 L	1,4↑	0,235	3 E↑	2L
Population and Economics	0,0	–	–	–	2,2	0,282	3 E	2 SS	2,1↓	0,230	3 Ec	3 Ec
Пространственная экономика	0,1	–	–	–	0,7↑	0,151	4 Ec	4 Ec	0,9↑	0,230	3 Ec↑	3 Ec
Iberoamerica	0,5	0,199	3 Ec	3 Ec	0,7↑	0,211	3 Ec	2 L	0,5↓	0,220	3 Ec	2 L
Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены	0,9	0,302	2 Ec	2 Ec	1,3↑	0,330	2 Ec	2 Ec	1,3	0,218	3 Ec↓	3 Ec
Журнал Новой экономической ассоциации	1,1	0,320	3 E	3 E	0,8↓	0,235	3 E	3 E	1,0↑	0,212	4 E↓	3 F
Экономическая социология	0,8	0,185	4 E↓	3 SPS	0,9↑	0,262	3 E↑	3 SPS	1,1↑	0,209	4 E↓	3 SPS
Экономическая политика	1,2	0,264	3 E	2 SPS	1,2	0,203	4 E↓	3 SPS	1,3↑	0,209	4 E	3 SPS
Финансы: теория и практика	0,7	0,198	3 Ec	3 Ec	1,2↑	0,217	3 Ec	3 Ec	1,3↑	0,203	3 Ec	3 Ec
Север и рынок: формирование экономического порядка	–	–	–	–	0,4	–	–	–	0,8↑	0,203	4 E	3 Ec

Окончание табл. 2.

Журнал	2021 г.				2022 г.				2023 г.			
	CS	SJR	QE	Q _{max}	CS	SJR	QE	Q _{max}	CS	SJR	QE	Q _{max}
Крестьяноведение	0,0	–	–	–	0,4	0,271	2 Ec	1 H 1 CS	0,5↑	0,200	3 Ec↓	1 H
Бизнес-информатика	1,6	0,251	3 E	3 E	1,6	0,225	3 E	3 E	1,5↓	0,182	4 E↓	4 E
Прикладная эконометрика	0,8	0,278	3 E	2 Ec	0,9↑	0,183	4 E↓	3 Ec	0,7↓	0,174	4 E	3 Ec

Условные обозначения показателей:

CS – показатель CiteScore, характеризующий среднее количество цитат, полученных каждым документом, опубликованным в периодическом издании.

SJR – SCImago Journal Rank indicator, оценивающий взвешенное количество цитат, полученных серией публикаций (зависит от отрасли знаний и престижности цитирующего периодического издания).

QE – квартиль по показателю SJR в тематических категориях *Economics and Econometrics*; *Economics, Econometrics and Finance (miscellaneous)*.

Q_{max} – максимальное значение квартиля по показателю SJR по всем категориям.

Условными знаками обозначены следующие предметные категории:

E – Economics and Econometrics;

Ec – Economics, Econometrics and Finance (miscellaneous);

SS – Social Sciences (miscellaneous);

SPS – Sociology and Political Science;

PS – Political Science and International Relations;

CS – Cultural Studies;

F – Finance;

H – History;

L – Law.

Как мы видим, средняя цитируемость в расчете на одну публикацию остается невысокой. Только в четырех изданиях значение CiteScore превышает значение 2,0 в 2023 г.: «Форсайт» (3,3), *Russian Journal of Economics* (2,6), *Terra Economicus* (2,3), *Population and Economics* (2,3). Если среднее число цитирований в расчете на одну публикацию в 2022 г. снизилось по сравнению с показателями предыдущего года только в одном журнале, то в 2023 г. число изданий, в которых снизилась цитируемость, выросло до 12 (табл. 2).

Количество изданий, для которых рассчитан показатель SJR, выросло за три года на 32%: если в 2020 г. 19 российских журналов ранжировались в квартильном рейтинге в тематических категориях *Economics and Econometrics*; *Economics, Econometrics and Finance (miscellaneous)*, то к 2023 г. их число увеличилось до 28 (рис. 1). Анализ результатов распределения журналов по квартилям, определяемым местом в рейтинге по показателю SJR, свидетельствует о том, что в 2021–2023 гг. преимущественно расширилась группа журналов третьего и четвертого квартилей, в то время как число высокорейтинговых журналов (Q1–Q2) сократилось (рис. 1).

В группе высокорейтинговых журналов только два издания улучшило позиции в квартильном рейтинге в 2021–2023 гг. в тематической категории «Экономика, эконометрика и финансы (разное)»: журнал «Балтийский регион» перешел во второй квартиль в 2022 г. и сохранил эту позицию в 2023 г.; во второй квартиль из третьего перешел в 2022 г. журнал *Russian Journal of Economics*, но эта позиция ниже рейтинга издания в

предыдущие годы, когда он находился в первом квартиле. В группе изданий, причисленных к 3–4 квартилям, улучшили позиции два журнала, для которых показатель *SJR* впервые был рассчитан в 2022 г.: в третий квартиль из четвертого перешли издания *Journal of Tax Reform* в категории «Экономика и эконометрика» и «Пространственная экономика» в категории «Экономика, эконометрика и финансы (разное)» (табл. 2).

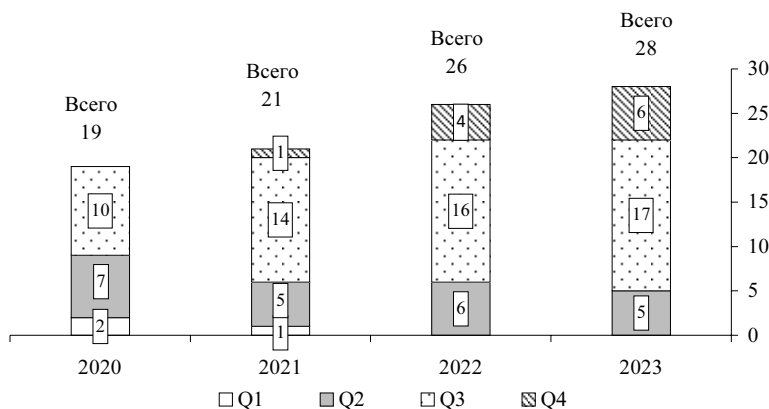


Рис. 1. Распределение российских экономических журналов, индексируемых в МНБД Scopus, по квартилям

(в тематических категориях *Economics and Econometrics*; *Economics, Econometrics and Finance (miscellaneous)*)

Источник: составлено автором по данным Scimago Journal & Country Rank по состоянию на сентябрь 2024 г.

Позиции 13 журналов (табл. 2) ухудшились. В группе высокорейтинговых журналов в тематической категории «Экономика, эконометрика и финансы (разное)» журнал «Форсайт» перешел из первого квартиля во второй в 2022 г., *Russian Journal of Economics* – из первого в третий квартиль в 2021 г. и второй квартиль в 2022 г. Издания *Terra Economicus* и «Экономический журнал Высшей школы экономики» снизили ранги в рейтинге 2021 г. до третьего квартиля (2020 г. – были во втором квартале), «Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены» и «Крестьяноведение» переместились из второго в третий квартиль в 2023 г. В тематической категории «Экономика и эконометрика» изменились позиции журналов «Вопросы экономики» (в 2021 г.) и «Мир России» (в 2022 г.), которые спустились из второго квартиля в третий.

В 2022–2023 гг. пять журналов понизили рейтинги в категории «Экономика и эконометрика» до четвертого квартиля: «Журнал Новой экономической ассоциации», «Экономическая социология», «Экономическая политика», «Бизнес-информатика», «Прикладная эконометрика».

12 журналов сохранили ранги, полученные в результате ранжирования по квартилям в 2021 г., в рейтингах 2022 и 2023 гг. Из них два журнала – «Экономика региона» и *Regional Research of Russia* – входят во второй квартиль в тематической категории «Экономика, эконометрика и финансы (разное)», остальные издания причислены к третьему квартилю в категориях «Экономика, эконометрика и финансы (разное)», «Экономика и эконометрика».

Следует принимать во внимание, что значение квартиля относительное, поскольку оно зависит от распределения журналов по тематическим категориям внутри МНБД [Третьякова, 2022]. Если журнал одновременно включен в несколько категорий, его квартиль может варьироваться [Viñu, Păunescu, 2021]. Как мы видим из данных, обобщенных в табл. 2, ряд изданий, причисленных в экономических категориях ко второму и третьему квартилям, в других тематических категориях входят в группу высокорейтинговых журналов первого квартиля. Так, по значению *SJR* в 2022–2023 гг. к первому квартилю в категории «История» отнесены журналы *Russian Journal of Economics*, *Terra Economicus*, «Форсайт»; в категории «Общественные науки (разное)» – «Вопросы экономики». Издания «Балтийский регион» и «Крестьяноведение» причислены к первому квартилю в двух категориях – «История» и «Культурологические исследования».

При оценке журналов необходимо учитывать, что некоторые из них различаются по значению квартиля только потому, что находятся в разных тематических категориях. Так, пороговые значения *SJR*, по которым определяются границы квартилей, выше в тематической категории «Экономика и эконометрика» по сравнению с категорией «Экономика, эконометрика и финансы (разное)». В связи с этим целый ряд изданий, имеющих более высокие значения *SJR*, но отнесенных к категории «Экономика и эконометрика», имеют более низкие значения квартиля по сравнению с журналами из второй категории: «Вопросы экономики» (0,326), «Вестник международных организаций: образование, наука, новая экономика» (0,300), «Мировая экономика и международные отношения» (0,294), «Современная Европа» (0,288), *Studies on Russian Economic Development* (0,303), *Population and Economics* (0,282) относятся в рейтинге 2022 г. к изданиям третьего квартиля, в то время как журнал «Крестьяноведение», имеющий более низкое значение *SJR* (0,271), но входящий в категорию «Экономика, эконометрика и финансы (разное)», причислен ко второму квартилю. В рейтинге 2023 г. журналы «Мировая экономика и международные отношения», «Вестник международных организаций: образование, наука, новая экономика», «Вопросы экономики», относящиеся к изданиям третьего квартиля в категории «Экономика и эконометрика», соотносятся по значению *SJR* с журналами второго квартиля в категории «Экономика, эконометрика и финансы (разное)». Одно и то же издание может быть причислено к разным квартилям в рамках одного предметного поля в зависимости от категории: «Север и рынок: формирование экономического порядка» ($SJR_{2023} = 0,203$) и «Прикладная эконометрика» ($SJR_{2023} = 0,174$) входят в третий квартиль в категории «Экономика и эконометрика» и четвертый квартиль в категории «Экономика, эконометрика и финансы (разное)». Эти данные подтверждают сделанный нами ранее вывод о том, что журналы сходной тематики, имеющие примерно одинаковый уровень цитирования, могут по-разному оцениваться в квартильных рейтингах даже в пределах одной базы данных [Третьякова, 2022].

Эксперты отмечают, что существенное влияние на видимость публикаций и, соответственно, их цитирование оказывают такие факторы, как состав соавторов, уровень международных коллабораций в публикациях журнала, язык публикации [Москалева, Акоев, 2020]. Многие ученые практически не читают статьи, написанные на языках, отличных от английского [Garfield, 1987; Yitzhaki, 1988]. Заметный рост уровня цитируемости обеспечивает международное соавторство. Так, по данным исследований, уровень цитируемости публикаций, подготовленных российскими исследователями в 2018–2022 гг. в соавторстве с коллегами из стран-лидеров, был выше на 24% уровня цитируемости статей,

в авторский коллектив которых вошли только ученые из России [Трофимова, 2023]. Следовательно, причины снижения цитируемости российских экономических журналов в МНБД могут быть связаны со снижением числа публикаций на английском языке в составе выпусков, а также уменьшением числа публикаций с зарубежным соавторством.

Мы изучили состав публикаций высокорейтингового журнала «Мир России», у которого в МНБД *Web of Science* значение *JCI* снизилось с 0,71 в 2021 г. до 0,56 в 2022 г. В этот же период в МНБД *Scopus* журнал перешел из второго в третий квартиль по значению *SJR* в категории «Экономика и эконометрика». Для этого проанализировали все статьи, вышедшие в период с 2018 по 2021 г. на предмет наличия публикаций на английском языке и публикаций, подготовленных зарубежными авторами или в соавторстве с учеными, аффилированными с зарубежными организациями. Результаты анализа показали, что в период с 2018 г. по 2020 г., по которому рассчитано значение *JCI* за 2021 г., из 108 опубликованных статей 17 вышли на английском языке. Авторы 16 публикаций аффилированы с зарубежными организациями; еще 4 статьи подготовлены в коллаборации с зарубежными исследователями. В период с 2019 г. по 2021 г., принятый для расчета значения *JCI* за 2021 г., число статей на английском языке уменьшилось до 14. Уровень международных коллабораций в публикациях журнала тоже несколько снизился: опубликовано 15 статей зарубежных авторов и 3 статьи в соавторстве с зарубежными исследователями. Если проанализировать статьи, вышедшие в журнале в следующий трехлетний период, т.е. с 2020 г. по 2022 г., увидим, что наметившаяся тенденция сохраняется: число статей на английском языке сократилось до 12, только 12 публикаций аффилированы с зарубежными авторами и еще 4 работы подготовлены в международном соавторстве. Учитывая, что видимость журналов в международном пространстве во многом обеспечивается за счет публикаций на английском языке, полагаем, что снижение числа англоязычных статей, как и статей зарубежных авторов, может отрицательно сказываться на уровне цитирования журнала в МНБД.

Другие причины видятся в объективном снижении интереса к проблематике, освещаемой в социально-экономических журналах, в поле, покрываемом МНБД; некотором снижении международной видимости российских журналов из-за разрыва связей с зарубежными членами редколлегий, которые привлекали в журнал качественные и впоследствии высокоцитируемые статьи иностранных авторов; возможном намеренном отказе от цитирования работ российских авторов в силу создавшейся геополитической напряженности. Иллюстрация этих выводов потребует отдельного анализа большого массива показателей, включающих ряды данных за несколько лет после 2022 г., поэтому такие задачи отнесем к перспективам дальнейшего исследования выявленных тенденций.

Прогнозные оценки

В ходе анализа показателей цитирования российских экономических журналов, включенных в МНБД *Web of Science*, выявлено, что уровень цитируемости большинства изданий ниже среднемировых значений в соответствующей предметной области в два и более раз. В 2022 г. наметилась тенденция к снижению показателей, усилившаяся в 2023 г. В МНБД *Scopus* в 2021–2023 гг. увеличилось число российских экономических журналов в квартильном рейтинге. Вместе с тем на фоне расширения группы журналов третьего и четвертого квартилей число высокорейтинговых журналов сократилось, а журналов, причисленных в тематической категории по экономике к первому квартилю, не осталось во-

обще. В целом, это не позволяет говорить об ухудшении качества публикуемых статей, но может быть сигналом о снижении влияния, которое журналы оказывают в своих предметных областях.

Следует иметь в виду, что текущие оценки построены с учетом показателей цитирования, в том числе за 2022 г., для статей, которые вышли до 2022 г. Полагаем, что показатели, характеризующие влияние цитирования российских журналов в МНБД, могут снизиться еще значительно, когда в расчет попадут только статьи, вышедшие после 2022 г. Причины усугубления спада показателей заключаются в снижении международной видимости российской научной периодики, обусловленном как разрывом связей с зарубежными членами редакционных советов и редколлегий, которые обеспечивали привлечение в журнал качественных статей иностранных авторов, так и разрушением международных коллабораций, результаты которых представлялись в виде совместных публикаций с иностранцами. Тенденция к уменьшению числа статей на английском языке в журналах, использующих модель выборочной публикации иноязычного контента, также может повлиять на снижение показателей цитируемости в МНБД.

Изменение уровня цитирования может повлиять на положение журналов в квартильных рейтингах, в частности в МНБД *Scopus*. Сопоставление значений показателей *SJR* с пороговыми значениями квартилей в МНБД *Scopus* (табл. 3) показало, что в ближайшей перспективе при сохранении текущих тенденций цитируемости ни один из журналов не имеет реальных перспектив перейти в первый квартиль в категориях «Экономика и эконометрика» и «Экономика, эконометрика и финансы (разное)». Улучшить позиции в квартильном рейтинге может журнал *Terra Economicus*, который близок к нижней границе показателей журналов второго квартиля, а также «Журнал Новой экономической ассоциации», средняя цитируемость которого возросла в 2023 г., а показатель *SJR* находится рядом с диапазоном значений нижней границы третьего квартиля. В то же время показатели двух изданий, средняя цитируемость которых снизилась в 2023 г., находятся в критической близости к диапазонам значений более низких квартильных групп: при сохранении тенденции к снижению уровня цитируемости журнал «Экономика региона» может в ближайшей перспективе спуститься в рейтинге до третьего квартиля, а издание «Прикладная эконометрика» – до четвертого квартиля.

Таблица 3.

**Показатели российских экономических журналов
в МНБД *Scopus* в 2023 г.**

Журнал	Показатели			Пороговые значения <i>SJR</i> квартилей	
	CS	SJR	Q _E	max	min
Форсайт	3,3↓	0,373	2 Ec	0,512	0,274
Regional Research of Russia	1,6↑	0,331	2 Ec		
Russian Journal of Economics	2,6↑	0,298	2 Ec		
Балтийский регион	1,6↓	0,295	2 Ec		
Экономика региона	1,8↓	0,289	2 Ec		

Продолжение табл. 3.

Журнал	Показатели			Пороговые значения SJR квартилей	
	CS	SJR	Q _E	max	min
Terra Economicus	2,3↑	0,263	3 Ec	0,271	0,168
Вестник Санкт-Петербургского университета. Экономика	1,3↑	0,249	3 Ec		
Экономический журнал Высшей школы экономики	1,1↓	0,245	3 Ec		
R-Economy	1,6↑	0,245	3 Ec		
Современная Европа	0,7↓	0,236	3 Ec		
Population and Economics	2,1↓	0,230	3 Ec		
Пространственная экономика	0,9↑	0,230	3 Ec		
Iberoamerica	0,5↓	0,220	3 Ec		
Север и рынок: формирование экономического порядка	0,8↑	0,203	3 Ec		
Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены	1,3	0,218	3 Ec		
Финансы: теория и практика	1,3↑	0,203	3 Ec		
Крестьяноведение	0,5↑	0,200	3 Ec		
Прикладная эконометрика	0,7↓	0,174	3 Ec		
Мировая экономика и международные отношения	1,0	0,338	3 E	0,447	0,226
Вестник международных организаций: образование, наука, новая экономика	1,3↓	0,327	3 E		
Вопросы экономики	1,8↓	0,312	3 E		
Мир России	1,3↑	0,273	3 E		
Studies on Russian Economic Development (Проблемы прогнозирования)	1,4↓	0,260	3 E		
Journal of Tax Reform	1,4↑	0,235	3 E		
Журнал Новой экономической ассоциации	1,0↑	0,212	4 E	0,223	0,100
Экономическая социология	1,1↑	0,209	4 E		

Окончание табл. 3.

Журнал	Показатели			Пороговые значения SJR квартилей	
	CS	SJR	Q _E	max	min
Экономическая политика	1,3↑	0,209	4 E		
Север и рынок: формирование экономического порядка	0,8↑	0,203	4 E		
Бизнес-информатика	1,5↓	0,182	4 E		
Прикладная эконометрика	0,7↓	0,174	4 E		

Условные обозначения показателей:

CS – показатель CiteScore, характеризующий среднее количество цитат, полученных каждым документом, опубликованным в периодическом издании.

SJR – SCImago Journal Rank indicator, оценивающий взвешенное количество цитат, полученных серией публикаций (зависит от отрасли знаний и престижности цитирующего периодического издания).

Q_E – квартиль по показателю SJR в тематических категориях *Economics and Econometrics*; *Economics, Econometrics and Finance (miscellaneous)*.

Q_{max} – максимальное значение квартиля по показателю SJR по всем категориям.

Условными знаками обозначены следующие предметные категории:

E – Economics and Econometrics;

Ec – Economics, Econometrics and Finance (miscellaneous).

Источник: составлено автором по данным *Scimago Journal & Country Rank* и МНБД *Scopus* по состоянию на сентябрь 2024 г.

Что касается изданий, индексируемых в МНБД *Web of Science*, вынуждены констатировать потерю их шансов на перевод в какой-то обозримой перспективе из указателя *Emerging Sources Citation Index (ESCI)*, в котором находились все экономические российские журналы, в основной индекс *Social Sciences Citation Index (SSCI)*. Проведенный в 2021 г. анализ выявил, что отдельные издания постепенно набирали показатели, которые могли отвечать количественным критериям, предназначенным для отбора наиболее влиятельных журналов в соответствующих областях и учитывающихся в переоценке журналов *ESCI*, но для большинства изданий задачи по достижению соответствия качественным критериям воздействия были трудновыполнимыми в краткосрочной и даже среднесрочной перспективе [Третьякова, 2021]. Исходя из показателей ведущих зарубежных изданий, можно констатировать, что журналы, которые претендуют на переход из *ESCI* в *SSCI*, должны получать большую долю ссылок (70–80%) из основных индексов *WoS* и иметь широкую «географию» цитирования, представленную разными странами [Третьякова, 2021]. Учитывая, что российским журналам по экономике не удалось преодолеть отставание в качестве цитирования от изданий, включенных в *SSCI*, в период активной интеграции в международное информационное пространство, в текущих условиях реализация подобной задачи видится практически невыполнимой.

Представленные оценки коррелируют с негативными прогнозами российских и зарубежных экспертов, ожидающих серьезное ухудшение показателей российских журналов в МНБД из-за прекращения финансирования российскими коммерческими изданиями

программ продвижения журналов в зарубежных базах и социальных сетях, а также снижение видимости и цитируемости российских изданий по причине возможного перехода с зарубежных издательских платформ на новые российские и удаления базы *RSCI* с платформы *Web of Science* [Мжельский, 2022]. Оценивая последствия изоляции российского сегмента мировой науки и исключения российских ученых из международного сотрудничества, эксперты, ссылаясь на зарубежные прогнозы [Adams, Rogers, 2019], ожидают уменьшения числа российских публикаций по передовым направлениям и как минимум двукратного снижения цитируемости статей российских авторов, опубликованных без участия соавторов из стран G20 [Мжельский, 2022].

Принимая во внимание негативный прогноз, редакциям российских журналов необходимо уже сейчас определить «болевые точки» в стратегиях развития изданий, чтобы иметь возможность своевременно принимать меры по их сглаживанию и нейтрализации. Учитывая то, что значительное влияние на видимость журналов в международном научно-информационном пространстве и их цитирование оказывают такие факторы, как язык публикации, состав авторов и степень международных коллабораций, редакциям критически важно не просто сохранить, но и наращивать достигнутые значения по числу публикуемых статей на английском языке, искать возможности для расширения международного состава авторов, продолжать внедрять технологии по продвижению изданий в международном пространстве. Выборочный анализ контента нескольких журналов показал, что, к сожалению, наметилось снижение по всем перечисленным параметрам. Поскольку негативные эффекты от дезинтеграции мирового научного сообщества могут усиливаться, редакции научных журналов вынуждены уже сейчас перестраивать сложившиеся за последние годы интернациональные связи, осваивать новые регионы в поисках авторов, искать новые международные площадки для продвижения изданий.

Заключение

Исключение российских научных организаций из сложившейся в период глобализации системы международного взаимодействия показало необходимость кардинального пересмотра всей парадигмы оценки научных результатов и научных журналов. Следует признать, что в условиях глобального противостояния некоторые международные нормы перестали быть релевантными. Так, сворачивание в России деятельности МНБД *Web of Science* и *Scopus* весной 2022 г. и последовавшее за этим прекращение доступа к глобальным информационным ресурсам для российских организаций вызвало мгновенный крах системы оценки научной результативности, привязанной главным образом к показателям МНБД. Правительству РФ пришлось отказаться от учета публикаций в журналах МНБД как обязательных при оценке госзаданий, заявок на гранты и госпрограмм⁷. Таким образом, была признана тупиковость старых траекторий, привязанных к МНБД. Однако адекватной официальной оценки действий и решений, принятых в сфере научной политики в последнее десятилетие, не поступило. В связи с этим на сегодняшний день мы имеем дело с нетривиальной ситуацией, когда, с одной стороны, ставим задачи по обеспечению

⁷ О некоторых вопросах применения требований и целевых значений показателей, связанных с публикационной активностью. Постановление Правительства № 414 от 19 марта 2022 г. (<https://t.me/scienpolicy/23852?single>)

технологического суверенитета и разработке собственных инструментов для оценки научных результатов, а с другой стороны – пытаемся сохранить элементы старой институциональной системы, в которой формализованы метрики МНБД.

Проведенный анализ цитирования российских экономических журналов, включенных в МНБД, показал, что в рамках старой парадигмы, завязанной на метриках МНБД, перспективы для совершения прорыва на международном уровне у российских научных журналов нет, но эти выводы не следует оценивать как фатальные. Разрушение научных связей России с европейскими и американскими партнерами следует воспринимать как новый вызов, чтобы пересмотреть приоритеты научной политики и выстроить более автономную научную систему, переориентировав глобальное участие на взаимодействие с набирающими рост научной производительности регионами для наращивания национального потенциала.

Полагаем, Россия имеет потенциал для укрепления национальной составляющей в науке и может претендовать на то, чтобы стать одним из региональных лидеров в научном производстве. Кратное увеличение инвестиций в НИОКР, развитие национальной инфраструктуры для проведения исследований, вложения в систему подготовки высококвалифицированных исследователей, поддержка национальных институтов и центров, национальной системы научной периодики могут способствовать реализации задач по достижению технологического суверенитета и обеспечению регионального научного лидерства.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Балацкий Е.В., Екимова Н.А. Рынок российских экономических журналов в условиях международной изоляции // Управление. 2022. Т. 13. № 4. С. 15–25. DOI: 10.29141/2218-5003-2022-13-4-2

Балацкий Е.В., Екимова Н.А., Третьякова О.В. Методы оценки качества научных экономических журналов // Журнал институциональных исследований. 2021. Т. 13. № 2. С. 27–52. DOI: 10.17835/2076-6297.2021.13.2.027-052

Гайдин Б.Н. Российские научные журналы в новых геополитических условиях: сложности и перспективы развития // Управление наукой: теория и практика. 2022. Т. 4. № 3. С. 44–52. DOI: 10.19181/smtp.2022.4.3.4

Дежина И.Г. Научная политика в России в 2018–2022 гг.: противоречивые сигналы // Социологический журнал. 2023. Т. 29. № 2. С. 132–149. DOI: 10.19181/socjour.2023.29.2.10

Мжельский А.А. Маргинализация российской науки. Что ожидать российским издательствам и авторам // Управление наукой: теория и практика. 2022. Т. 4. № 3. С. 35–43. DOI: 10.19181/smtp.2022.4.3.3

Москалева О.В., Акоев М.А. Прогноз развития российских научных журналов: индексация в международных указателях цитирования (платформа Web of Science) // Наука и научная информация. 2020. Т. 3. № 1. С. 30–63. DOI: 10.24108/2658-3143-2020-3-1-30-63

Полтерович В.М. Авторский капитал и реформирование российской публикационной системы // Вопросы экономики. 2023. № 6. С. 138–158. DOI: 10.32609/0042-8736-2023-6-138-158

Полтерович В.М. Библиометрическое равновесие // Вестник Российской академии наук. 2022. Т. 92. № 5. С. 431–439. DOI: 10.31857/S0869587322050127

Семенов Е.В. В том ли направлении развивают российскую научную периодику? // Управление наукой: теория и практика. 2022. Т. 4. № 4. С. 10–12. EDN: QZAKJZ.

Третьякова О.В. Импакт-рейтинг экономических журналов академического сектора: критерии и методика построения // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. 2018. Т. 11. № 3. С. 179–194. DOI: 10.15838/esc.2018.3.57.12

Третьякова О.В. Российские социологические журналы в международных базах данных: что необходимо учесть в новой системе оценки // Мир России. 2022. Т. 31. № 4. С. 100–121. DOI: 10.17323/1811-038X-2022-31-4-100-121

Третьякова О.В. Российские экономические журналы в *ESCI*: ретроспектива и прогноз // *Terra Economicus*. 2021. Т. 19. № 4. С. 92–109. DOI: 10.18522/2073-6606-2021-19-4-92-109

Третьякова О.В. Российский опыт составления национальных списков научных журналов: ошибки, задачи и перспективы // *Terra Economicus*. 2023. Т. 21. № 3. С. 102–121. DOI: 10.18522/2073-6606-2023-21-3-102-121

Трофимова И.Н. Международное сотрудничество российских исследователей: текущие позиции и тенденции: по данным Web of Science за 2018–2022 гг. // Мир России. 2023. Т. 32. № 4. С. 178–198. DOI: 10.17323/1811-038X-2023-32-4-178-198

Adams J., Rogers G. The Annual G20 Scorecard – Research Performance 2019. ISI, Web of Science Group, 2019. (https://clarivate.com/wp-content/uploads/dlm_uploads/2022/09/WS_G20-GRR_4.pdf)

Garfield E. Citation Indexes for Science. A New Dimension in Documentation Through Association of Ideas // *Science*. 1955. 122 (3159). P. 108–111. DOI: 10.1126/science.122.3159.108

Garfield E. Citation Analysis As a Tool in Journal Evaluation // *Science*. 1972. 178 (4060). P. 471–479. DOI: 10.1126/science.178.4060.471

Garfield E. Is Japanese Science a Juggernaut? // *Current Contents*. 1987. 10 (46). P. 3–9.

Garfield E., Sher I.H. New Factors in the Evaluation of Scientific Literature Through Citation Indexing // *American Documentation*. 1963. 14 (3). P. 195–201.

Gilbert G.N. Referencing as Persuasion // *Social Studies of Science*. 1977. 7(1). P. 113–122.

Glänzel W., Moed H.F. Journal Impact Measures in Bibliometric Research // *Scientometrics*. 2002. 53 (2). P. 171–193. DOI: 10.1023/A:1014848323806

González-Pereira B., Guerrero-Bote V.P., Moya-Anegón F. A New Approach to the Metric of Journals Scientific Prestige: The SJR Indicator // *Journal of Informetrics*. 2010. 4 (3). P. 379–391. DOI: 10.1016/j.joi.2010.03.002

Gorraiz J., Ulrych U., Glänzel W. et al. Measuring the Excellence Contribution at the Journal Level: An Alternative to Garfield's Impact Factor // *Scientometrics*. 2022. 127 (12). P. 7229–7251. DOI: 10.1007/s11192-022-04295-9

Potter R.W.K., Szomszor M., Adams J. Comparing Standard, Collaboration and Fractional CNCI at the Institutional Level: Consequences for Performance Evaluation // *Scientometrics*. 2022. 127 (12). P. 7435–7448. DOI: 10.1007/s11192-022-04303-y

Viiu G.A., Păunescu M. The Lack of Meaningful Boundary Differences Between Journal Impact Factor Quartiles Undermines Their Independent Use in Research Evaluation // *Scientometrics*. 2021. 126 (2). P. 1495–1525. DOI: 10.1007/s11192-020-03801-1

Yitzhaki M. The 'Language Preference' in Sociology: Measures of 'Language Self-Citation', 'Relative Own-Language Preference Indicator', and 'Mutual Use of Languages' // *Scientometrics*. 1998. 41 (1–2). P. 243–254. DOI: 10.1007/BF02457981

Russian Economic Journals in the Changing International Situation: Current and Forecast Estimates

Olga Tretyakova

Vologda Research Center of the Russian Academy of Sciences,
56A, Gorky Street, Vologda, 160014, Russian Federation.
E-mail: olga.tretyackova@yandex.ru

The article provides a comprehensive assessment of the leading Russian economic journals and shows how their influence on the development of relevant subject areas is changing at the international and national levels. We conduct a multi-stage citation analysis for 2021–2023 and consider publications indexed in Web of Science and/or Scopus; thus, we describe the dynamics of average citation, assess journals' ranking positions in the subject category, and determine the ratio of their citation to global averages. The information base of the study includes open data of the Master Journal List, SCImago Journal and Country Rank and Scopus. The results show that the citation rate of Russian economic journals relative to the global average remains low and tends to decrease in 2022–2023; the number of highly rated journals is decreasing against the background of an increase in the number of publications in the third and fourth quartiles. We reveal possible reasons for the decline in the visibility of Russian journals in the international space and propose ways to overcome the emerging negative trends. The findings are useful in designing approaches to the development of Russian scholarly periodicals in the changing international context.

Key words: economic journals; bibliometric indicators; citation analysis; academic authority of the journal; international scientometric databases.

JEL Classification: A11, I23, I28.

* *
*

References

Adams J., Rogers G. (2019) *The Annual G20 Scorecard – Research Performance 2019*. ISI, Web of Science Group. Available at: https://clarivate.com/wp-content/uploads/dlm_uploads/2022/09/WS_G20-GRR_4.pdf

- Balatsky E.V., Ekimova N.A. (2022) The Russian Economic Journals Market Amid International Isolation. *Upravlenets/The Manager*, 13, 4, pp. 15–25 (in Russ.) DOI: 10.29141/2218-5003-2022-13-4-2
- Balatsky E., Ekimova N., Tretyakova O. (2021) Evaluation Methods of Scientific Economic Journals Quality. *Journal of Institutional Studies*, 13, 2, pp. 27–52 (in Russ.) DOI: 10.17835/2076-6297.2021.13.2.027-052
- Dezhina I.G. (2023) Russia's Science Policy in 2018–2022: Controversial Signals. *Sotsiologicheskiy Zhurnal = Sociological Journal*, 29, 2, pp. 132–149. (in Russ.) DOI: <https://doi.org/10.19181/socjour.2023.29.2.10>
- Garfield E. (1955) Citation Indexes for Science. A New Dimension in Documentation Through Association of Ideas. *Science*, 122, 3159, pp. 108–111. DOI: 10.1126/science.122.3159.108
- Garfield E. (1972) Citation Analysis as a Tool in Journal Evaluation. *Science*, 178, 4060, pp. 471–479. DOI: 10.1126/science.178.4060.471
- Garfield E. (1987) Is Japanese Science a Juggernaut? *Current Contents*, 10, 46, pp. 3–9.
- Garfield E., Sher I.H. (1963) New Factors in the Evaluation of Scientific Literature Through Citation Indexing. *American Documentation*, 14, 3, pp. 195–201.
- Gaydin B. (2022) Russian Academic Journals in New Geopolitical Conditions: Difficulties and Prospects of Development. *Science Management: Theory and Practice*, 4, 3, pp. 44–52 (in Russ.) DOI: 10.19181/smt.2022.4.3.4
- Gilbert G.N. (1977) Referencing as Persuasion. *Social Studies of Science*, 7, 1, pp. 113–122.
- Glänzel W., Moed H.F. (2002) Journal Impact Measures in Bibliometric Research. *Scientometrics*, 53, 2, pp. 171–193. DOI: 10.1023/A:1014848323806
- González-Pereira B., Guerrero-Bote V.P., Moya-Anegón F. (2010) A New Approach to the Metric of Journals Scientific Prestige: The SJR Indicator. *Journal of Informetrics*, 4, 3, pp. 379–391. DOI: 10.1016/j.joi.2010.03.002
- Gorraiz J., Ulrych U., Glänzel W. et al. (2022) Measuring the Excellence Contribution at the Journal Level: An Alternative to Garfield's Impact Factor. *Scientometrics*, 127, 12, pp. 7229–7251. DOI: 10.1007/s11192-022-04295-9
- Moskaleva O.V., Akoev M.A. (2020) Forecast of the Development of Russian Scientific Journals: Indexing in International Citation Indexes (Web of Science Platform). *Scholarly Research and Information*, 3, 1, pp. 30–63. (In Russ.) DOI: 10.24108/2658-3143-2020-3-1-30-63
- Mzhelsky A.A. (2022) Marginalizing Russian Science. What to Expect for Russian Publishers and Authors. *Science Management: Theory and Practice*, 4, 3, pp. 35–43. (in Russ.) DOI: 10.19181/smt.2022.4.3.3
- Polterovich V.M. (2023) Authorship Capital and Reforming the Russian Publication System. *Voprosy Ekonomiki*, 6, pp. 138–158. (In Russ.) DOI: 10.32609/0042-8736-2023-6-138-158
- Polterovich V.M. (2022) Bibliometric Equilibrium. *Herald of the Russian Academy of Sciences*, 92, 3, pp. 245–253. (In Russ.) DOI: 10.1134/S1019331622030194
- Potter R.W.K., Szomszor M., Adams J. (2022) Comparing Standard, Collaboration and Fractional CNCI at the Institutional Level: Consequences for Performance Evaluation. *Scientometrics*, 127, 12, pp. 7435–7448. DOI: 10.1007/s11192-022-04303-y
- Semenov E. V. (2022) Is the Russian Scientific Periodicals Being Developed in the Same Direction? *Science Management: Theory and Practice*, 4, 4, pp. 10–12. (in Russ.)
- Tretyakova O.V. (2018) The Impact Rating of Academic Journals in Economics: Ranking Criteria and Methodology. *Economic and Social Changes: Facts, Trends, Forecast*, 11, 3, pp. 179–194. (In Russ.) DOI: 10.15838/esc.2018.3.57.12
- Tretyakova O.V. (2022) Russian Sociological Journals in International Scientometric Databases: What Should be Taken into Account in a New Evaluation System. *Universe of Russia*, 31, 4, pp. 100–121 (in Russ.) DOI: 10.17323/1811-038X2022-31-4-100-121
- Tretyakova O.V. (2021) Russian Economic Journals in the ESCI: Retrospective Overview and Forecast. *Terra Economicus*, 19, 4, pp. 92–109 (in Russ.) DOI: 10.18522/2073-6606-2021-19-4-92-109

Tretyakova O.V. (2023) Russian Experience With National Rankings of Academic Journals: Mistakes, Challenges, and Prospects. *Terra Economicus*, 21, 3, pp. 102–121 (in Russ.) DOI: 10.18522/2073-6606-2023-21-3-102-121

Trofimova I.N. (2023) Current Positions and Trends in the International Cooperation of Russian Researchers According to Web of Science Data. *Universe of Russia*, 32, 4, pp. 178–198. (In Russ.) DOI: 10.17323/1811-038X-2023-32-4-178-198

Viiu G.A., Păunescu M. (2021) The Lack of Meaningful Boundary Differences Between Journal Impact Factor Quartiles Undermines Their Independent Use in Research Evaluation. *Scientometrics*, 126, 2, pp. 1495–1525. DOI: 10.1007/s11192-020-03801-1

Yitzhaki M. (1998) The ‘Language Preference’ in Sociology: Measures of ‘Language Self-Citation’, ‘Relative Own-Language Preference Indicator’, and ‘Mutual Use of Languages’. *Scientometrics*, 41, 1–2, pp. 243–254. DOI: 10.1007/BF02457981

Содержание тома 28

№ 1 2024

- **Авдеева Д.А.** Вклад человеческого капитала в рост российской экономики 9
- **Шпилевая А.Е., Полбин А.В., Синельников-Мурылев С.Г.**
Имитационный анализ OLG-модели с гетерогенными предпочтениями
и способностями к обучению 44
- **Букина Т.В., Кашин Д.В.** Прогнозирование региональной инфляции:
эконометрические модели или методы машинного обучения? 81
- **Потапов А.И.** Временной риск-профиль опционов 108
- **Sikhwil S., Sen S.** Comparative Analysis of Machine Learning Models
for Money Demand Forecasting in the Indian Economy 133
- **An D.T.** Unlocking the Secrets: Private Investments and the Remarkable
Evolution of Vietnam's Economy 159

№ 2 2024

- **Бекирова О.А.** Отозвать нельзя санировать: как со временем менялись
индикаторы дефолтов российских банков 195
- **Федорова Е.А., Сальникова П.А.** Влияние раскрытия информации
об экологических инициативах на цены акций публичных компаний
России 223
- **Галич А.А., Мирзоян А.Г.** Влияние неопределенности текста форм S-1
на недооценку IPO 248
- **Pastushkov A.** An Evolutionary Model of Financial Market Efficiency
with Costly Information 276
- **Егорова Н.Е., Бушанский С.П.** Роль малого бизнеса в реализации
импортозамещающей стратегии развития российской экономики 302
- **Крицкий Д.В., Щедров И.Ю.** Перспективы использования солнечных
электростанций в Центральной Азии в условиях энергоперехода 329

№ 3 2024

- **Смирнов А.Д.** Цикличность динамики денег и долга..... 363
- **Курочкин С.В., Родина В.А.** Иммунизация несбалансированных денежных потоков на основе расстояния Монжа – Канторовича 412
- **Пак Е.А.** Эффекты финансовой репрессии и внешнего шока в малой открытой сырьевой экономике 427
- **Поляков К.Л., Полякова М.В., Грачева С.С.** Анализ детерминант эффективности российских страховых компаний, лидирующих по объему страховых премий 468
- **Тимушев Е.Н., Михайлова А.А.** Модели налогово-бюджетных систем в мире: место России..... 496
- **Подругина А.В., Лысенко К.В., Майхрович М.-Я.Я.** Банковские кризисы в США: уязвимые бизнес-модели..... 525

№ 4 2024

- **Зудина А.А.** Неформальная занятость в периоды кризиса: анализ потоков рабочей силы на российском рынке труда..... 565
- **Горбачева Н.В.** Экономическая эффективность климатических проектов: традиционный и темпоральный подходы..... 587
- **Kuzmin G., Boulatov A.** Informed Trading in Cryptocurrency Markets..... 615
- **Van Bon Nguyen.** The Influence of Public Spending on Private Investment in Developing Economies: Does Institutional Quality Matter? 647
- **Скреботов А.А.** Тестирование на единичный корень в панельных данных: обзор..... 664
- **Третьякова О.В.** Российские экономические журналы в условиях меняющейся международной обстановки: текущие и прогнозные оценки 702

Contents volume 28

№ 1 2024

• Avdeeva D. The Contribution of Human Capital to Economic Growth in Russia.....	9
• Shpilevaya A., Polbin A., Sinelnikov-Murylev S. Simulation Analysis of an OLG Model with Heterogeneous Preferences and Learning Abilities.....	44
• Bukina T., Kashin D. Regional Inflation Forecasting: Econometric Models Versus Machine Learning Methods?	81
• Potapov A. Options Time Risk-Profile	108
• Sikhwil S., Sen S. Comparative Analysis of Machine Learning Models for Money Demand Forecasting in the Indian Economy.....	133
• An D.T. Unlocking the Secrets: Private Investments and the Remarkable Evolution of Vietnam's Economy	159

№ 2 2023

• Bekirova O. Revocation or Recovery? The Change of Bank Default Indicators over Time	195
• Fedorova E., Salnikova P. Impact of Environmental Initiative Disclosures on Share Prices of Russian Public Companies.....	223
• Galich A., Mirzoyan A. The Impact of Uncertainty in the Text of S-1 Forms on IPO Underpricing.....	248
• Pastushkov A. An Evolutionary Model of Financial Market Efficiency with Costly Information.....	276
• Egorova N., Bushansky S. The Role of Small Business in the Implementation of the Import Substituting Strategy for the Development of the Russian Economy.....	302
• Kritskii D., Shchedrov I. Prospects for Solar Energy in Central Asia in the Context of Energy Transition.....	329

№ 3 2024

- **Smirnov A.** Cyclical Dynamics of Money and Debt..... 363
- **Kurochkin S., Rodina V.** Unbalanced Cash Flows Immunization Based on Monge – Kantorovich Distance 412
- **Pak Y.** The Effects of Financial Repression and Oil-Price Shock in a Small Open Resource-Based Economy 427
- **Polyakov K., Polyakova M., Gracheva S.** Analysis of the Determinants of the Effectiveness of Russian Insurance Companies Leading in Terms of Insurance Premiums..... 468
- **Timushev E., Mikhaylova A.** Models of Fiscal Systems in the World: The Place of Russia..... 496
- **Podrugina A., Lysenko K., Maykhrovich M.-Y.** US Banking Crises: Vulnerable Business Models 525

№ 4 2024

- **Zudina A.** Informal Employment during Crises: Analysis of Labour Force Flows in the Russian Labour Market 565
- **Gorbacheva N.** Economic Efficiency of Climatic Projects: Conventional and Temporal Approaches..... 587
- **Kuzmin G., Boulatov A.** Informed Trading in Cryptocurrency Markets..... 615
- **Van Bon Nguyen.** The Influence of Public Spending on Private Investment in Developing Economies: Does Institutional Quality Matter? 647
- **Skrobotov A.** Panel Data Unit Root Testing: Overview..... 664
- **Tretyakova O.** Russian Economic Journals in the Changing International Situation: Current and Forecast Estimates 702

Технические требования к оформлению текста для авторов

1. Представляемый материал (статьи, монографии, рецензии) должен являться оригинальным неопубликованным ранее в других печатных изданиях.
2. Рукопись может представляться на русском и английском (для иностранных авторов) языках.
3. Объем текста, как правило, должен быть не более 1–1,5 авт. л. (40–60 тыс. знаков, включая пробелы).
4. Первая страница статьи должна содержать следующую информацию:
 - *название статьи* (на русском и английском языках; не более восьми слов);
 - *УДК статьи*;
 - *сведения об авторах* (фамилия, имя, отчество всех авторов полностью; место работы каждого автора с указанием полного названия и почтового адреса организации; должность, звание, ученая степень каждого автора, адрес электронной почты и контактный телефон каждого автора);
 - *аннотацию*, которая должна отражать основное содержание статьи – предмет, цель, методологию (метод), результаты исследования и область их применения, выводы (объем не менее **200 – 250** слов, на русском и английском языках)
 - *ключевые слова* (6 – 10 слов на русском и английском языках), *классификацию по JEL*.
5. Рукопись должна быть представлена в электронном виде, обязательно в «Office Word». После рецензирования и рассмотрения статьи на заседании Редколлегии (проводятся ежеквартально) решение о публикации сообщается автору в течение недели после заседания. При наличии замечаний рукопись возвращается автору на доработку. В редакцию представляется в электронном виде готовый исправленный материал.
6. Текст необходимо оформлять с межстрочным расстоянием «одинарное». Поля текста следующие: верхнее – 4,3 см, нижнее – 6,4 см, левое – 2,7 см, правое – 4,3 см. Страницы должны быть целиком заполнены текстом и пронумерованы. При наборе текста необходимо использовать шрифт «Times New Roman». Размер шрифта для заголовков статей – 14, Ф.И.О. авторов – 12, текста – 10, для сносок – 9.
7. Для выделения отдельных пунктов в тексте или графическом материале необходимо использовать только арабскую нумерацию.
8. Графический материал должен быть представлен в «Excel» в черно-белом изображении, без цветного фона, рамок; оси диаграмм черного цвета, для диаграмм применять различную штриховку. **Сканированные рисунки не использовать.**
9. Математические формулы оформляются через редактор формул «MathType», а их нумерация проставляется с левой стороны.
10. В конце статьи приводится список литературы, использованный при ее написании, составленный в алфавитном порядке (сначала русскоязычные авторы, затем англоязычные) на русском и английском языках, при оформлении которого рекомендуется употреблять следующие англоязычные названия российских журналов:
Вопросы статистики – Voprosy Statistiki;
Вопросы экономики – Voprosy Ekonomiki;
Журнал Новой экономической ассоциации – Journal of the New Economic Association;
Прикладная эконометрика – Applied Econometrics;
Проблемы прогнозирования – Studies on Russian Economic Development;
Форсайт – Foresight-Russia;
ЭКО – ECO Journal;
Экономика и математические методы – Economics and Mathematical Methods;
Экономическая наука современной России – Economics of Contemporary Russia;
Экономическая политика – Economic Policy;
Экономический журнал ВШЭ – HSE Economic Journal.
11. Ссылки в тексте на литературу необходимо оформлять в квадратных скобках, указывать фамилии авторов и год издания произведения.

Статьи, оформленные без соблюдения данных требований, Редакцией не рассматриваются.

Requirements to the manuscript design

1. The submitted manuscript (article, monograph, review) must be original unpublished earlier in other publications.
2. The manuscript can be submitted in Russian and English languages.
3. The manuscript should not normally be more than 40–60 thousand characters, including spaces.
4. The first page of the manuscript should contain:
 - *title* (in Russian and English languages; not more than eight words);
 - *information about the authors* (surname and first name of the author(s), affiliation, position, mail address, email, phone number) in Russian and English languages;
 - *abstract* (not less than 200 words) in Russian and English languages;
 - *key words* (6–10 words in Russian and English);
 - *JEL classification*.
5. Text requirements: MS Word, Times New Roman, 10 font size. Font size for the article titles – 14, authors – 12, footnotes – 9. The text should be justified width way; indents should be done without hangings; zero interval between paragraphs; line-to-line spacing equals to one; top margin – 4.3 cm, bottom margin – 6.4 cm, left margin – 2.7 cm, right margin – 4.3 cm.
6. Only Arabic numbering should be used to highlight specific items in the text or illustrations.
7. Illustrations should be submitted in MS Excel in black and white, without a colored background and without frames. The use of scanned drawings are not allowed.
8. MathType equation editor should be used for formulas. Numbering equations affixed on the left side.
9. References go at the end of the text with the full bibliographic description of all the used sources. Only those sources are listed which were used in the text. The list goes in the alphabetical order, Russian literature (if used) should be placed first. The papers of one author should be given in the chronological order.
10. References cited in the text should be formalized in square brackets, indicating the author's name and year of publication.

Подписано в печать 09.12.2024. Формат 70×100 ¹/₁₆.
Печ. л. 11,0. Тираж 150 экз. Заказ №

Отпечатано в ООО «Фотоэксперт»
109316, Москва, Волгоградский проспект, д. 42



XXV ЯСИНСКАЯ (АПРЕЛЬСКАЯ) МЕЖДУНАРОДНАЯ НАУЧНАЯ КОНФЕРЕНЦИЯ ПО ПРОБЛЕМАМ РАЗВИТИЯ ЭКОНОМИКИ И ОБЩЕСТВА

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» открывает прием заявок с докладом на участие в **XXV Ясинской (Апрельской) международной научной конференции по проблемам развития экономики и общества (XXV ЯМНК)**. Мероприятия XXV ЯМНК состоятся в Москве с **15 по 18 апреля 2025 г.**

Программа конференции будет сформирована в рамках пяти научных тем, по которым будут приниматься заявки на участие с научным докладом по следующим тематическим секциям:

В рамках научной темы «Экономика»:

- Макроэкономика и макроэкономическая политика;
- Методология экономической науки;
- Теоретическая экономика;
- Фирмы и рынки;
- Финансы и банки.

В рамках научной темы «Человеческий капитал и общество»:

- Социальная политика и развитие здравоохранения;
- Демография и рынки труда;
- Политические процессы;
- Социология;
- Психология.

В рамках научной темы «Инструментальные методы в общественных науках»:

- Инструментальные методы в экономических и социальных исследованиях.

В рамках научной темы «Форсайт исследования»:

- Сценарии развития России в условиях динамично меняющейся внешней конъюнктуры;
- Новые методы и модели научно-технологического и социально-экономического прогнозирования;
- Международный симпозиум «Форсайт в быстро меняющемся мире».

В рамках научной темы «Международные отношения»:

- «Международные отношения»;
- «Мировая экономика»;
- «Востоковедение».

Подать заявку на участие в качестве слушателя можно: для граждан РФ – **до 10 апреля 2025 г.**, для граждан иностранных государств – **до 10 марта 2025 г.**