

Прикладная эконометрика, 2023, т. 72, с. 5–22.

Applied Econometrics, 2023, v. 72, pp. 5–22.

DOI: 10.22394/1993-7601-2023-72-5-22

К.В. Криничанский, М.А. Юревич¹

Связь финансов и роста: нелинейность и структурные сдвиги

Проведенное исследование посвящено природе и границам взаимосвязи финансового развития и экономического роста. Обнаруженная нелинейность этой взаимосвязи сопряжена с латентной перестройкой механизмов финансирования экономики, произошедшей в период финансово-экономического кризиса 2007–2009 гг. и ближайшие за ним годы. Ударивший сильнее всего по банковскому сектору кризис одновременно повысил роль фондового рынка. С использованием двухшагового системного обобщенного метода моментов и алгоритма определения структурных сдвигов показано, что темпы экономического роста после 2010 г. значимо связаны именно с индикаторами фондового рынка, а не с привычно используемыми в моделях «финансы–рост» показателями кредитной глубины.

Ключевые слова: финансовое развитие; финансовая глубина; капитализация фондового рынка; экономический рост; нелинейность; структурные сдвиги.

JEL classification: C23; C58; O11; O16.

1. Введение

Значение финансового развития для экономического роста активно обсуждается в академической литературе более 30 лет. Большое влияние на данное направление в науке оказали работы (King, Levine, 1993a, b; Levine, Zervos, 1998; Beck et al., 2000; Levine, 2005) и другие. Основное предположение как ранних, так и более поздних исследований по этой теме состоит в том, что темпы долгосрочного экономического роста положительно зависят от динамики процессов, обуславливающих доступность кредита (или фондирования в иных формах), а также от того, насколько эффективно этот кредит распределяется, насколько надежно защищены права инвестора и т. д. В значительной мере авторы работ по росту и финансам были мотивированы более ранней литературой, в частности, работами, показавшими перспективы финансовой либерализации для целей экономического процветания (McKinnon, 1973; Shaw, 1973), а также исследованиями, выявлявшими фундаментальные основы существования ряда финансовых механизмов, например, финансового посредничества (Diamond, Dybvig, 1983), которые придавали финансовому развитию необходимый онтологический смысл.

¹ Криничанский Константин Владимирович — Финансовый университет при Правительстве РФ, Москва; kkrin@ya.ru.

Юревич Максим Андреевич — Финансовый университет при Правительстве РФ, Москва; mayurevich@fa.ru.

В 1990-е гг. гипотезы, касающиеся важности финансов для роста, были реализованы в теоретических моделях, развитых в исследованиях (Greenwood, Jovanovic, 1990; Bencivenga, Smith, 1991; Bencivenga et al., 1995). Опираясь на анализ модели эндогенного роста с несколькими активами, колеблющейся потребностью в ликвидности со стороны агентов и финансовыми посредниками, Bencivenga, Smith (1991) приходят к выводу, что деятельность посредников обеспечивает повышение объема инвестиций в высокодоходные неликвидные активы (инвестиционные проекты), сглаживая тем самым риск ликвидности для экономики в целом и ускоряя рост. В работе (Obstfeld, 1994) делается акцент на том, что повышение темпов роста становится результатом сдвига от менее рискованных инвестиций к более прибыльным и высокорискованным инвестициям вследствие международной финансовой интеграции.

Эмпирические исследования связи роста и финансов не всегда подтверждали гипотезу относительно монотонной положительно направленной связи от финансового развития к росту (Поров, 2017). После 2000 г. все чаще в работах прослеживаются свидетельства наличия положительной обратной связи, нелинейности или релятивизма (Panizza, 2014; Данилов, 2019). В частности, Peia, Roszbach (2015) находят, что методы анализа временных рядов, наиболее часто используемые для объяснения направленности причинной связи, недостаточно сильны для доказательств в поддержку ведомого финансами роста. Закономерности причинно-следственной связи зависят от того, связано ли финансовое развитие страны с фондовым рынком или с банковским сектором. При этом между развитием банковского сектора и ростом выпуска обнаруживается обратная или двунаправленная причинно-следственная связь.

В свою очередь, Arcand et al. (2015) приходят к выводу, что «при средних уровнях финансовой глубины существует положительная связь между размером финансовой системы и экономическим ростом, однако, при высоких уровнях финансовой глубины, больше финансов связано с меньшим ростом». Lauretta et al. (2016) в своем исследовании объясняют различия в параметрах связи финансов и роста циклическими факторами. Развивая модели, нацеленные на изучение нелинейных эффектов связи финансов и роста, работы (Swamy, Dharani, 2020; Gründler, 2021) показывают, что положительный эффект финансового развития для экономического роста, достигнув некоторого порога, сменяется отрицательным. Этот вывод распространяется главным образом на страны с развитой экономикой, в то время как финансы по-прежнему могли бы способствовать росту в развивающихся странах. Интересно заметить, что задолго до этого в исследовании (Deidda, Fattouh, 2002) доказывалось иное, а именно, что финансовое развитие оказывает положительное и значительное влияние на экономический рост в развитых странах, в то время как в развивающихся странах влияние незначительно.

Чем могут объясняться противоречащие друг другу выводы относительно наличия положительно направленной связи от финансового развития (часто рассматриваемого как финансовое углубление) к росту, а также немонотонности? Одно из обстоятельств — несовершенство методов анализа. Так, наиболее ранние эмпирические исследования здесь опирались на технику межстрановых регрессий. При этом кросс-секционный анализ объединяет страны, которые существенно разнятся по уровню как финансового развития, так и дохода на душу населения, оставляя групповые различия неучтенными. Межстрановые регрессии подвержены смещению одновременности и эндогенности, что является источником ошибок выводов относительно характера изучаемой причинно-следственной связи. Применявшаяся более поздняя техника анализа динамических панельных данных была более совершенной,

однако, как показано в (Fajeau, 2021), исследователи довольно часто не обращали внимание на наличие большого числа нерелевантных и слабых инструментов, так что их выводы были ненадежны.

Другая причина, приводящая к противоречащим друг другу выводам разных авторов — отсутствие достаточного охвата данных. Так, например, Arcand et al. (2015) утверждают, что для более полного понимания взаимосвязи финансового развития и роста необходимы данные, касающиеся рынков внебиржевых деривативов и теневой банковской системы. Большое число исследований используют для анализа данные по кредитам или рынку акций, и при этом мало работ, которые привлекали бы статистику рынка ценных бумаг с фиксированным доходом. Между тем, финансирование экономики посредством выпуска долговых ценных бумаг и акций может оказывать разное влияние на экономический рост (Benczúr et al., 2019). При этом, когда анализ распространяется либо на банковский сектор, либо на ликвидные рынки ценных бумаг, авторы часто получают несогласующиеся друг с другом результаты.

Причиной немонотонности связи финансов и роста может являться гетерогенность выборки, а также изменение условий, которые определяют качество работы трансмиссионных механизмов от финансового развития к экономическому росту. В частности, в (Gründler, 2021) утверждается, что эффективность данного трансмиссионного механизма может оказаться изменчивой², что способствует нелинейности связи финансов и роста.

Наконец, неоднозначность выводов относительно характера связи финансов и роста может быть следствием неучтенных при анализе структурных сдвигов (Teng, Liang, 2010). В нашем понимании структурные сдвиги в первом приближении подразумевают значительные изменения в условиях снабжения экономики деньгами, происходящие в относительно короткое время. Кроме того, важно принять во внимание, что предполагаемое положительное воздействие финансового развития в тех или иных формах может достигать количественного порога, который может рассматриваться как своеобразная точка насыщения или маржинальный порог («стандартный» подход к объяснению нелинейности связи финансов и роста). Рассматриваемая взаимосвязь может меняться в результате внезапных шоков, которые воздействуют на каналы трансмиссии от финансового развития (финансового углубления) к росту. Подобные шоки ведут к изменениям структуры финансирования экономики, в том числе как реакции на необходимость настройки механизмов смягчения информационных асимметрий между сберегателями (инвесторами) и бизнесом, которые сильно страдают от шоков, вызванных, в частности, глубокими долговыми кризисами.

Действительно, такого рода шоки чаще всего явно показывают себя в форме кризисов. Уже финансовый кризис 2000–2001 гг. можно рассматривать как одну из причин нарушения монотонности связи финансов и роста. Исследователи середины — конца 2000-х гг. обнаружили, что модели, показывающие положительный вклад финансов в рост на периоде

² В основе этой изменчивости лежит следующий механизм. По мере развития экономики финансовое углубление в меньшей степени способствует предпринимательству, образованию и инвестициям в физический капитал. Это можно объяснить тем, что развитие предпринимательства, помимо расширения доступности к финансам, требует устранения десятков других барьеров; стимулы к образованию, по меньшей мере, не растут с ростом богатства; инвестиции в физический капитал страдают от циркуляции значительной доли кредита внутри самой финансовой системы.

1960–1995 гг., перестали давать тот же результат для более поздних периодов³, что отражает влияние финансовых шоков на монотонность. В поисках объяснений данного результата Rousseau, Wachtel (2011) раскрывают обстоятельства, способствующие исчезновению влияния финансового углубления на рост во время финансового кризиса. Авторы также обращают внимание на то, что уловить положительный вклад финансового углубления для роста в продолжительных периодах не удастся, поскольку с конца 1980-х гг. частота финансовых кризисов нарастает. Более оптимистичны выводы (Loayza, Ranciere, 2006), которые показывают различающееся краткосрочное и долгосрочное влияние финансовой глубины на рост. В краткосрочных периодах действительно можно столкнуться с отрицательным эффектом, тогда как долгосрочное влияние финансов на рост будет положительным.

Гипотеза настоящего исследования состоит в том, что финансово-экономический кризис 2007–2009 гг. стал переломным моментом предшествовавшего ему длительного периода кредитного расширения, отразившимся на характере взаимосвязи финансового развития и экономического роста для значительного числа стран. Урон, нанесенный кризисом кредитным рынкам и банковским системам стран, оказался масштабным и длительным. Крах, поглощение «ради спасения» (bailout), иные планы спасения от правительств коснулись многих известных банков, ипотечных трастов и фондов: New Century, Bear Stearns, American Home Mortgage, NetBank, Lehman Brothers и др. в США, Northern Rock в Великобритании, UBS AG и Credit Suisse в Швейцарии и т.д. Исландия вообще вынуждена была запросить экстренный кредит от МВФ после того, как крах банков в стране привел к девальвации кроны и обрушил суверенный рейтинг. Последовавшая за этим череда мер, предпринятых финансовыми регуляторами, изменила расклад сил в системе финансового посредничества, заметно ослабив экономику банков. Ей предшествовала череда экстренных мер, в числе которых были такие, которые приводили к искажению сигналов относительно надежности кредитов и эффективности реализуемых с их помощью проектов⁴. За этим последовала эпоха нетрадиционных мер поддержки экономики со стороны центральных банков (количественного смягчения), подтолкнувшая развитие небанковского финансового посредничества и индустрии ценных бумаг. Несмотря на то что рынки акций в 2008–2009 гг. также сильно пострадали, они (не без помощи центральных банков) смогли достаточно быстро восстановиться, и, благодаря росту популярности стратегий пассивного инвестирования и ETF, вскоре нарастили приток средств по своим каналам. Таким образом, рассматриваемый кризис и последовавший за ним период реформ в финансовой сфере и изменений в политике регуляторов сформировали новые условия для работы финансового сектора и его субсекторов. Это могло затронуть механизмы трансмиссии от финансов к росту и изменить характеристики взаимосвязи финансов и роста, связанные с банковским кредитом и фондовым рынком. Кроме того, считая, что кризис 2007–2009 гг. был преимущественно не циклическим, а структурным,

³ Получаемые авторами оценки коэффициентов при финансовых индикаторах либо имели слабую статистическую значимость, либо оказывались незначимыми, а часто вообще отрицательными.

⁴ Напрямую к числу таких мер отнесем так называемую «креативную бухгалтерию», распространенной практикой которой являлось то, что методики оценки банками ряда классов активов на своих балансах допускали замену подхода к оценке по текущей рыночной стоимости подходом, основанным на вычислении амортизируемой стоимости активов. Косвенно, к этим мерам можно отнести отказ регуляторов от более жесткой политики, например, создание «плохого банка», «зачистка» банковской системы через закрытие проблемных банков, принуждение банков вывести за баланс «токсичные» активы для восстановления доверия (Криничанский, 2009).

тесно связанным с технологическим переходом от «аналоговой» экономики к цифровой, предполагается, что это обстоятельство повлияло на расширение небанковского финансового посредничества и некредитных каналов финансирования экономики не меньше, чем шок и последствия кризиса.

Для проверки этой гипотезы составляется модель экономического роста, включающая его зависимость от двух переменных — отвечающей за банковское посредничество и отслеживающей глубину рынка капитала, с контролем других регрессоров. В то же время, чтобы учесть возможные структурные сдвиги для 20-летнего периода, данные проверяются с помощью теста на множественные сдвиги в неизвестных точках (Ditzen et al., 2021). Такая процедура позволила определить точку сдвига и разбить данные на два подпериода, разделенных финансово-экономическим кризисом 2008–2009 гг. Последующий анализ, проведенный с помощью обобщенного метода моментов (two-step system GMM), обнаружил, что рынки капитала, по всей видимости, становятся более значимым фактором экономического роста в посткризисный период, в то время как банковский кредит утрачивает свою значимость.

2. Методы исследования и данные

В настоящем исследовании разработана эконометрическая модель для изучения зависимости между экономическим развитием стран и эволюцией финансового сектора. При этом, как и в большинстве исследований по этому направлению, предпочтительно использовать обобщенный метод моментов (ОММ, system GMM) для анализа панельных данных (Beck, 2009; Rachdi, Ben Mbarek, 2011). Существенным аргументом в пользу данного метода является то, что число наблюдаемых объектов (стран) превышает число периодов. Техника ОММ используется, когда требуется проверить, является ли связь финансового развития и роста экономики линейной или нелинейной (Botev et al., 2019).

Оцениваемая модель имеет следующий вид:

$$Y_{i,t} = \beta_i + \alpha_1 Y_{i,t-1} + \alpha_2 FD_{i,t-1} + \alpha_3 V_{i,t} + \delta_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

где Y — переменные, характеризующие экономическое развитие; β и α — оцениваемые параметры регрессии; FD — переменные, отражающие развитие финансовой системы; V — контрольные переменные; δ — эффекты времени; ε — случайная ошибка; i, t — страны и периоды соответственно.

В качестве зависимых переменных рассматривались темпы роста ВВП ($GDPG$) и темпы роста среднедушевого ВВП ($GDPPC$) в постоянных ценах. В состав объясняющих переменных включены отношение внутреннего кредита частному сектору к ВВП ($CREDIT$) и отношение капитализации фондового рынка к ВВП ($STOCK$). В число контрольных переменных включены доля государственных расходов в ВВП ($GOVEXP$) и индикатор открытости экономики, рассчитываемый как отношение суммы экспорта и импорта к ВВП ($TRADE$). Традиционные спецификации подобных моделей обычно включают прокси переменную, отражающую национальный уровень человеческого капитала в части образования (например, среднюю длительность обучения на различных уровнях образовательной системы).

Но данная переменная не входит в нашу спецификацию, поскольку по широкому набору стран такие данные доступны лишь с большими пропусками, что сильно сужает выборку и существенно осложняет проверку основных зависимостей.

С использованием баз данных Всемирного банка⁵ и Международного валютного фонда⁶ была сформирована панельная выборка наблюдений по широкому кругу экономик, которая охватывает 108 стран с 2000 по 2019 г. Панель не является строго сбалансированной из-за пропусков данных в переменных финансового развития. Результаты корреляционного анализа демонстрируют относительно низкую связь между переменными экономического роста и финансового развития (табл. 1).

Таблица 1. Корреляционный анализ связей между переменными

	GDPG	GDPPC	CREDIT	STOCK	GOVEXP	TRADE
GDPG	1					
GDPPC	0.89	1				
CREDIT	-0.24	-0.17	1			
STOCK	0.00	0.00	0.48	1		
GOVEXP	-0.37	-0.22	0.23	-0.12	1	
TRADE	0.03	0.01	0.23	0.57	0.07	1

Дополнительно предполагается, что сложившиеся зависимости могут меняться вследствие качественных переходов (в условиях экономического и финансового развития) или глубоких шоков выпуска. Эти особенности проверяются при помощи тестов на наличие структурных сдвигов, т. е. изменения фундаментальных характеристик изучаемой системы, что проявляется во временной неоднородности выборки. Поиск точек сдвига выполняется, согласно (Ditzen et al., 2021), на основе последовательного теста на множественные сдвиги в неизвестных точках. Это предполагает поэтапное разделение исходной выборки с целью поиска одного года или нескольких лет, когда кардинально менялись связи между зависимой и объясняющими переменными (путем минимизации суммы квадратов остатков по всем возможным датам сдвигов). Согласно аргументации авторов теста (Karavias et al., 2022), валидность критических значений требует $T \rightarrow \infty$ в случае временных рядов и $N, T \rightarrow \infty$ при $T/N \rightarrow 0$ в случае панельных данных, т. е. T (число периодов наблюдений) должно быть велико в обоих случаях, а N (число объектов) должно быть еще больше в случае панели. Очевидно, что в используемых данных выполняется лишь второе условие.

В предположении, что на рассматриваемом относительно коротком временном интервале может быть несколько структурных сдвигов в соответствующих датах (τ), при которых изменяются оцениваемые параметры регрессии, последовательно проверяются гипотезы о наличии дополнительного структурного сдвига:

H_0 : k структурных сдвигов *против* H_1 : $k + 1$ структурных сдвигов ($k = 0, 1, 2, \dots$).

⁵ Global Financial Development Database — <https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database>. World Development Indicators — <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.

⁶ Monetary and Financial Statistics — <https://data.imf.org/?sk=B83F71E8-61E3-4CF1-8CF3-6D7FE04D0930>.

Для проверки применяется следующая тестовая статистика (Karavias et al., 2022):

$$SEQ(k+1|k) = \max_{1 \leq j \leq k+1} \sup_{\tau \in \Lambda_{j,\varepsilon}} \left(\frac{SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k) - SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \tau, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_k)}{\hat{\sigma}_{k+1}^2} \right), \quad (2)$$

где k — число структурных сдвигов; j — порядковый номер сдвига;
 $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k)$ — оценки дат (годов) сдвигов;

$\Lambda_{j,\varepsilon} = \{\tau : \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon \leq \tau \leq \hat{T}_j + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon\}$; $SSR_T = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{i,t} - \hat{Y}_{i,t})^2$ — сумма квадратов остатков в моделях по полной и неполной выборкам; $\hat{\sigma}_{k+1}^2$ — состоятельная оценка дисперсии.

Для определения дат (годов) структурных сдвигов используется формула, предложенная в работе (Ditzen et al., 2021):

$$\hat{\tau}_k = \underset{\tau_k \in \tau_{k,\varepsilon}}{\operatorname{argmin}} SSR(\tau_k), \quad (3)$$

где $\tau_{k,\varepsilon} = \{(T_1, \dots, T_k) : T_{j+1} - T_j \geq \varepsilon T, T_1 \geq \varepsilon T, T_k \leq (1 - \varepsilon)T\}$, $SSR(\tau_k)$ — сумма квадратов остатков в случае k сдвигов.

Доверительные интервалы для оценки даты сдвига вычисляются согласно (Karavias et al., 2022).

3. Результаты исследования

Одной из проблем исследования панельных данных является кросс-секционная зависимость, которая часто возникает на уровне страновых выборок и обуславливается высокой степенью взаимосвязанности национальных экономик (Sarafidis, Robertson, 2009). С учетом размерности исходной панели, наиболее подходящим способом проверки является тест на кросс-секционную зависимость (CD-test) (Pesaran, 2015). Итоги тестирования четко опровергают гипотезу об отсутствии кросс-секционной зависимости в каждой из выбранных переменных (табл. 2).

Таблица 2. Результаты теста на кросс-секционную зависимость

Переменная	Значение CD-статистики	P-значение
GDPG	87.44	0
GDPPC	81.71	0
CREDIT	63.18	0
STOCK	60.68	0
GOVEXP	39.52	0
TRADE	46.82	0

С целью минимизации обнаружения ложных результатов регрессионного анализа необходимо оценивать модель со стационарными рядами данных. С учетом специфики данных, стационарность переменных была проверена с помощью теста на единичный корень для панельных данных при наличии структурных сдвигов и линейного тренда (Chen et al., 2022). Проверяемые гипотезы без учета линейного тренда имеют вид:

$$H_0 : y_{i,t} = y_{i,t-1} + u_{i,t},$$

$$H_1 : y_{i,t} = \varphi y_{i,t-1} + (1 - \varphi) [a_{1,i} I(t \leq j) + a_{2,i} I(t > j)] + u_{i,t},$$

а с учетом линейного тренда:

$$H_0 : y_{i,t} = y_{i,t-1} + \beta_i + u_{i,t},$$

$$H_1 : y_{i,t} = \varphi y_{i,t-1} + \varphi [\beta_{1,i} I(t \leq j) + \beta_{2,i} I(t > j)] + (1 - \varphi) [a_{1,i} I(t \leq j) + a_{2,i} I(t > j)] + \\ + (1 - \varphi) [\beta_{1,i} I(t \leq j) + \beta_{2,i} I(t > j)] + u_{i,t},$$

где $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$; φ — параметр авторегрессии; $a_{1,i}$ и $a_{2,i}$ — фиксированные эффекты до и после сдвига в периоде j ; β_i — снос при нулевой гипотезе; $\beta_{1,i}$ и $\beta_{2,i}$ — коэффициенты тренда при альтернативной гипотезе; $I(\cdot)$ — индикаторная функция.

Тест был проведен с поправкой на кросс-секционную зависимость (посредством вычитания кросс-секционных средних для каждого временного периода (Pesaran, 2015)) и на наличие одного структурного сдвига с неизвестной датой. Переменные задавались в виде уровней (табл. 3).

Таблица 3. Результаты теста на единичный корень для одного структурного сдвига

Переменные	Свободный член	Свободный член и тренд	
	Исходный вид	Исходный вид	Первые разности
GDPG	−56.23***	−32.57***	
GDPPC	−56.08***	−32.53***	
CREDIT	−11.67***	2.17	−18.20***
STOCK	−23.24***	−17.50***	
GOVEXP	−10.33***	−3.34***	
TRADE	−8.02***	−4.62***	

Примечание. Приведены значения minZ-статистики; *** — $p < 0.01$, ** — $p < 0.05$, * — $p < 0.1$.

Исходные теоретические предпосылки допускают присутствие переломных моментов или структурных сдвигов в анализируемых данных. Можно предположить, что одним из таких моментов стал глобальный экономический кризис 2008–2009 гг. Однако к смене характера зависимостей могли привести и менее очевидные события. С целью проверки всех возможных вариантов было выполнено тестирование при неизвестных датах структурных сдвигов и их числе (Ditzen, 2021) для уравнения (1). Результаты проверки не отвергают гипотезу о наступлении структурного изменения во время мирового экономического кризиса. Итоги тестирования указывают на существование лишь одной точки сдвига

(тестовая статистика оказалась выше критического значения только в тесте наличия сдвига $SEQ(1|0)$ из (2)), а сам сдвиг случился в интервале с 2007 по 2009 г. в 95%-ном доверительном интервале (табл. 4).

Таблица 4. Результаты теста на структурные сдвиги

	Тестовая статистика	Критическое значение $p = 0.01$	Критическое значение $p = 0.05$	Критическое значение $p = 0.1$
$SEQ(1 0)$	19.06	7.68	5.74	4.91
$SEQ(2 1)$	3.77	8.42	6.47	5.70
Число обнаруженных сдвигов		1	1	1

Примечание. Тест проведен для выборки из 41 страны, для которой удалось сформировать сбалансированную панель.

Укажем, что ввиду использования разностей значений объясняющих переменных и их лагированных форм период, на который приходится структурный сдвиг, сместился на два года вперед и приходится на 2010 г. Иными словами, дата сдвига увязана главным образом с посткризисной динамикой показателей финансового развития.

Проведенные тесты показали, что исходные данные имеют ряд недостатков. В частности, использование стандартного ОММ в случае кросс-секционной зависимости может приводить к низкому качеству оценки — смещенности и неточности (Sarafidis, Robertson, 2009). При этом взятие первых разностей, которое устраняет проблему присутствия тренда, не позволяет нивелировать эффект кросс-секционной зависимости. Одним из способов избавления от него является добавление в модель временных (годовых) фиктивных переменных (Sarafidis et al., 2009). Кроме того, согласно многим исследованиям, наиболее предпочтительным вариантом ОММ выступает двухшаговый системный подход (two-step system GMM), к достоинствам которого относится устранение эндогенности и устойчивость полученных оценок к гетероскедастичности и автокорреляции (Blundell, Bond, 1998; Windmeijer, 2005). Вместе с тем, относительно небольшое число наблюдаемых объектов (стран), что в принципе характерно для исследований «финансы–рост», создает риск использования в модели чрезмерно большого числа инструментов или переобучения модели. Для снижения числа инструментов используется алгоритм свертывания (collapse), предложенный в работе (Roodman, 2009) и предполагающий использование одного инструмента для каждой переменной и лагового расстояния (lag distance), а не отдельных инструментов для каждого временного периода, переменных и лаговых расстояний. Как отмечается, на больших выборках этот алгоритм снижает статистическую эффективность, но на малых он позволяет избежать смещения, возникающего при превышении числа инструментов над числом наблюдений.

Адекватность моделей была проверена стандартным набором тестов для ОММ. Тест Вальда оценивает общее качество модели, т.е. является ли набор объясняющих переменных в совокупности значимым для модели. Тест Ареллано–Бонда устанавливает наличие или отсутствие автокорреляции. Тест Хансена на избыточно идентифицирующие ограничения применяется при робастной оценке коэффициентов регрессии и проверяет экзогенность инструментальных переменных. Для верификации результатов ОММ приводятся также МНК-оценки модели панельных данных с фиксированными эффектами (FE).

Результаты моделирования связи между индикаторами финансового развития и ростом ВВП или динамикой среднедушевого ВВП ожидаемо оказались схожими (табл. 5 и 6). Для периода 2000–2019 гг. увеличение обеих вариаций объясняемой переменной было положительно связано как с кредитной глубиной, так и с капитализацией фондового рынка, но статистически значимой эта связь была только в случае с капитализацией. После разделения временного ряда на два интервала, обусловленного выявленным сдвигом, обнаружен следующий результат. В период, предшествующий финансово-экономическому кризису, ВВП (в том числе среднедушевой) возрастал (если рассматривать финансовые факторы его роста) преимущественно посредством наращивания кредитной глубины экономики. В посткризисный период единственным драйвером обоих показателей экономического роста является динамика рыночной стоимости обращающихся на биржах ценных бумаг относительно ВВП. Также отметим, что использование в качестве альтернативных оценок модели с фиксированными эффектами обнаруживает схожесть знаков и значимости коэффициентов при объясняющих переменных с результатами, полученными с помощью ОММ.

Таблица 5. Оценка влияния финансового развития на рост ВВП

Переменная	FE	ОММ		
	2000–2019	2000–2019	2000–2010	2011–2019
L.GDPG	0.357*** (0.044)	0.366*** (0.064)	0.425*** (0.061)	0.252*** (0.077)
LD.CREDIT	–0.011 (0.013)	0.015 (0.013)	0.035** (0.015)	0.002 (0.027)
LD.STOCK	0.003** (0.001)	0.003* (0.001)	0.001 (0.003)	0.004* (0.002)
D.GOVEXP	–0.146** (0.061)	–0.134** (0.062)	–0.209*** (0.060)	–0.035 (0.067)
D.TRADE	0.025 (0.018)	0.023 (0.022)	0.043 (0.028)	0.024 (0.021)
Constant	2.115*** (0.361)	4.041*** (0.476)	–1.376*** (0.500)	2.281*** (0.532)
Число наблюдений	1027	1027	524	503
Wald chi2	—	1443.56***	1729.12***	555.23***
Тест Ареллано–Бонда для AR(1)	—	–3.52***	–4.11***	–2.25**
Тест Ареллано–Бонда для AR(2)	—	–0.21	1.64	–0.05
Тест Хансена	—	51.29 (0.99)	32.54 (0.88)	49.08 (1.00)

Примечание. В скобках указаны робастные стандартные ошибки; *** — $p < 0.01$, ** — $p < 0.05$, * — $p < 0.1$. «L» и «D» перед названием независимых регрессоров обозначают лаг в один год и первые разности соответственно. Для теста Хансена в скобках указано p -значение. Учтены эффекты времени.

К основным результатам эмпирического анализа можно отнести обнаружение положительной связи между финансовым развитием стран и ростом национальных экономик, которая, впрочем, чувствительна к выбору индикатора финансового развития в качестве главного предиктора. Это подтверждается тем, что взаимосвязь финансового развития и роста обнаруживает структурный сдвиг. Если до мирового финансово-экономического кризиса

Таблица 6. Оценка влияния финансового развития на рост среднедушевого ВВП

Переменная	FE	ОММ		
	2000–2019	2000–2019	2000–2010	2011–2019
L.GDPPC	0.362*** (0.041)	0.377*** (0.060)	0.347*** (0.069)	0.290*** (0.071)
LD.CREDIT	–0.016 (0.013)	0.008 (0.014)	0.034* (0.018)	–0.018 (0.031)
LD.STOCK	0.003** (0.001)	0.003* (0.002)	0.001 (0.003)	0.006** (0.003)
D.GOVEXP	–0.177*** (0.051)	–0.167*** (0.056)	–0.202*** (0.065)	–0.029 (0.063)
D.TRADE	0.030* (0.017)	0.021 (0.021)	0.033 (0.036)	0.029 (0.024)
Constant	1.392*** (0.355)	3.463*** (0.548)	–1.898*** (0.586)	1.069** (0.539)
Число наблюдений	1027	1027	524	503
Wald chi2	—	734.68***	1005.62***	326.55***
Тест Ареллано–Бонда для AR(1)	—	–3.55***	–3.97***	–2.37**
Тест Ареллано–Бонда для AR(2)	—	–0.31	1.59	0.13
Тест Хансена	—	52.32 (0.99)	39.39 (0.63)	53.35 (0.99)

Примечание. См. Примечание к табл. 5.

2008–2009 гг. драйвером экономического развития выступало наращивание кредитов частному сектору, то после случившегося шока ключевую роль среди финансовых факторов стало играть увеличение капитализации фондового рынка.

4. Обсуждение и дальнейшие направления исследования

Большая часть более ранних исследований, касающихся проблемы связи финансов и роста и использовавших эмпирические приемы, ограничивались тем, что задействованные в них индикаторы относились к одному из механизмов финансирования экономики, чаще всего банковскому. В некоторых работах авторы попеременно рассматривали переменные, характеризующие кредит и относящиеся к фондовому рынку, но в обоих случаях они могли сталкиваться с проблемой пропущенных переменных. Кроме того, как отмечают Benczúr et al. (2019), такой подход может порождать выявление ложной нелинейности. В настоящей работе авторы учитывают это обстоятельство и включают в модель обе крупнейшие составляющие механизма трансформации сбережений в инвестиции, одновременно определяя их роли с точки зрения влияния на экономический рост.

Так же как и в исследованиях (Benczúr et al., 2019; Peia, Roszbach, 2015; Shen et al., 2018), обнаружено, что более высокие значения индикатора капитализации фондового рынка к ВВП связаны с более быстрым экономическим ростом, тогда как индикатор «отношение кредитов частному сектору к ВВП» оказался незначимым для роста. Однако этот результат относится

не ко всему периоду наблюдений, а только к той его части, когда банковская система понесла серьезный репутационный урон и вынуждена была принять на себя более тяжелое бремя в виде регуляторных издержек. Обнаружено, что изменившиеся после 2010 г. условия не способствовали тому, чтобы кредит частному сектору продолжал быть положительным фактором экономического роста. В то же время более информационно гибкие инвестиции, зависмые от динамики рынка акций, смогли проявить себя как статистически значимая детерминанта динамики выпуска.

В этой части полученные результаты косвенно поддерживаются теми данными Investment Company Institute, которые показывают устойчивый тренд роста размера глобальных активов открытых фондов, которые с 2009 по 2020 г. увеличились более чем вдвое, превысив 50 трлн евро (Allen, Walther, 2021). Это значит, что подобного рода исследование можно проводить и с другими наборами данных, касающихся фондовых рынков и небанковского посредничества. Однако в настоящее время глубина таких данных и доступ к ним, к сожалению, серьезно ограничены.

Перспективным направлением исследований также может быть (в духе работ (Rousseau, Wachtel, 2011, Ehigiamusoe, Samsurijan, 2021)) выяснение того, какие комбинации условий (включая инфляцию, реальные ставки макроэкономическую стабильность и пр.) вредят или, напротив, способствуют тому, чтобы дальнейший рост показателя «отношение кредита частному сектору к ВВП» или опережающий рост капитализации фондовых рынков относительно роста выпуска становились надежными предикторами экономического роста. Предположительно, это требует изучения взаимосвязи в относительно небольших и однородных группах стран.

5. Заключение

В настоящем исследовании приводятся аргументы, которые опровергают два стилизованных факта: 1) экономический рост монотонно зависит от финансового развития, и 2) чрезмерное финансовое развитие противоречит экономическому росту. Как показали расчеты, зависимость роста от финансов чувствительна к выбору индикатора финансового развития и периоду наблюдений. В этом смысле ограничения роста могут происходить от того, что финансовое развитие в определенных странах в заданных периодах касается только одного из финансовых секторов — банковского или рыночного. Отсюда, для области практической политики можно сделать вывод, что более выгодной стратегией является сбалансированное развитие финансовой системы, опирающееся на прогресс обоих секторов.

Наконец, переключение эффективности финансов для роста с одного сектора на другой может быть следствием глубоких финансовых и макроэкономических шоков и следующих за ними длительных периодов неопределенности, при которых инвестиционные потоки оказываются более чувствительными к информационным сигналам, передающимся через сектора финансового рынка. Переключение в сторону рынка акций после кризиса 2008–2009 гг. объясняется тем, что банковский сектор оказался под сильным давлением пруденциальных мер со стороны регуляторов, а рынок акций, напротив, испытал шок 2009 г., быстро восстанавливался с низкого уровня, опираясь на надежные механизмы индивидуального и коллективного инвестирования. Изменение эффекта, вызванного ростом глубины кредитов в сравнении с расширением капитализации рынка акций в период после 2009 г.,

находит объяснение, кроме того, в том, что рынок акций проявляет себя более гибким в части обработки и транслирования информации о бизнесе по сравнению с рынком банковского кредита (Krinichansky, Sergi, 2019). При этом искажения в работе информационного механизма, заложенного в кредитный рынок в связи с мерами, которые регуляторы предпринимали во избежание списания сумм, составлявших обесценение активов, и возникновения неуправляемого дефицита капитала и резервов, и ряда других, только усиливают эту аргументацию.

Проведенное исследование показывает, что после 2010 г. рынок акций становится более важным компонентом финансового развития для экономического роста в модели, следующей традиции Барро-регрессий, по сравнению с компонентой, контролирующей кредитную глубину. Вместе с тем, отметим недостаточную доступность данных как по рынку акций ряда стран, так и по другим рынкам (в частности, облигационному, рынку деривативов), а также ослабление трендов экспансии ликвидных рынков капитала в 2022 г. Это объясняет авторов говорить об ограниченности выводов из проведенного эконометрического анализа и необходимости дополнительного мониторинга связи финансов и роста на более длительных временных горизонтах.

Благодарности. Авторы выражают признательность анонимным рецензентам за ценные замечания, позволившие сделать изложение более ясным и более качественно представить методологию эконометрического исследования.

Список литературы

- Данилов Ю. А. (2019). Современное состояние глобальной научной дискуссии в области финансового развития. *Вопросы экономики*, 3, 29–47. DOI: 10.32609/0042-8736-2019-3-29-47.
- Криничанский К. В. (2009). Система оценки активов: институты и кризисы. *Менеджмент в России и за рубежом*, 5, 51–62.
- Allen F., Walther A. (2021). Financial architecture and financial stability. *Annual Review of Financial Economics*, 13, 129–151. DOI: 10.1146/annurev-financial-110217-022851.
- Arcand J.-L., Berkes E., Panizza U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, 20 (2), 105–148. DOI: 10.1007/s10887-015-9115-2.
- Beck T., Levine R., Loayza N. (2000). Finance and the sources of growth. *Journal of Financial Economics*, 58 (1, 2), 261–300. DOI: 10.1016/S0304-405X(00)00072-6.
- Beck T. (2009). The econometrics of finance and growth. In: *Palgrave Handbook of Econometrics*, 2, 1180–1211. Houndsmill: Palgrave Macmillan.
- Bencivenga V. R., Smith B. D. (1991). Financial intermediation and endogenous growth. *Review of Economic Studies*, 58, 195–209. DOI: 10.2307/2297964.
- Bencivenga V. R., Smith B. D., Starr R. M. (1995). Transactions costs, technological choice, and endogenous growth. *Journal of Economic Theory*, 67 (1), 153–177. DOI: 10.1006/jeth.1995.1069.
- Benczúr P., Karagiannis S., Kvedaras V. (2019). Finance and economic growth: Financing structure and non-linear impact. *Journal of Macroeconomics*, 62, 103048. DOI: 10.1016/j.jmacro.2018.08.001.
- Blundell R., Bond S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115–143.

- Botev J., Égert B., Jawadi F. (2019). The nonlinear relationship between economic growth and financial development: Evidence from developing, emerging and advanced economies. *International Economics*, 160, 3–13.
- Chen P., Karavias Y., Tzavalis E. (2022). Panel unit-root tests with structural breaks. *The Stata Journal*, 22 (3), 664–678. DOI: 10.1177/1536867X221124541.
- Deidda L., Fattouh B. (2002). Non-linearity between finance and growth. *Economics Letters*, 74, 339–345.
- Diamond D. W., Dybvig P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91 (3), 401–419.
- Ditzen J. (2021). xtbreak: Estimation and tests for structural breaks in time series and panel data. *2021 Stata Conference*. Stata Users Group, 7. <https://ideas.repec.org/p/boc/scon21/7.html>.
- Ditzen J., Karavias Y., Westerlund J. (2021). Testing and estimating structural breaks in time series and panel data in Stata. *arXiv*: 2110.14550v2. <https://arxiv.org/abs/2110.14550>. DOI: 10.48550/arXiv.2110.14550.
- Ehigiamusoe K. U., Samsurijan M. S. (2021). What matters for finance-growth nexus? A critical survey of macroeconomic stability, institutions, financial and economic development. *International Journal of Finance & Economics*, 26 (4), 5302–5320. DOI: 10.1002/ijfe.2066.
- Fajeau M. (2021). Too much finance or too many weak instruments? *International Economics*, 165, 14–36. DOI: 10.1016/j.inteco.2020.10.003.
- Greenwood J., Jovanovic B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98 (5), 1076–1107.
- Gründler K. (2021). The vanishing effect of finance on economic development. *Macroeconomic Dynamics*, 25 (2), 536–578. DOI: 10.1017/S1365100519000312.
- Karavias Y., Narayan P. K., Westerlund J. (2022). Structural breaks in interactive effects panels and the stock market reaction to COVID-19. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1–14. DOI: 10.1080/07350015.2022.2053690.
- King R. G., Levine R. (1993a). Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), 717–737. DOI: 10.2307/2118406.
- King R. G., Levine R. (1993b). Finance, entrepreneurship, and growth: Theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32 (3), 513–542.
- Krinichansky K., Sergi B. S. (2019). Financial development and economic growth in Russia. In: B. S. Sergi (ed.). *Modeling Economic Growth in Contemporary Russia*, 1–28. Emerald Publishing. DOI: 10.1108/978-1-78973-265-820191001.
- Lauretta E., Chaudhry S. M., Mullineux A. W. (2016). Theory and evidence on the finance-growth relationship: The virtuous and unvirtuous cycles. *Birmingham Business School Discussion Paper Series*, 2016–08. University of Birmingham. <http://epapers.bham.ac.uk/2164>.
- Levine R., Zervos S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88, 537–558.
- Levine R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. In: Ph. Aghion and S. N. Durlauf (eds.). *Handbook of Economic Growth*, 865–934. Elsevier. DOI: 10.1016/S1574-0684(05)01012-9.
- Loayza N. V., Ranciere R. (2006). Financial development, financial fragility, and growth. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38, 1051–1076.

- McKinnon R. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington, D.C.: Brookings Institution.
- Obstfeld M. (1994). Risk-taking, global diversification, and growth. *American Economic Review*, 84, 1310–1329.
- Panizza U. (2014). Financial development and economic growth: Known knowns, known unknowns, and unknown unknowns. *Revue D'économie du Développement*, 22 (HS02), 35–65.
- Peia O., Roszbach K. (2015). Finance and growth: Time series evidence on causality. *Journal of Financial Stability*, 19, 105–118. DOI: 10.1016/j.jfs.2014.11.005.
- Pesaran M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34, 1089–1117.
- Popov A. A. (2017). Evidence on finance and economic growth. *ECB Working Paper*, 2115. DOI: 10.2139/ssrn.3083917.
- Rachdi H., Ben Mbarek H. (2011). The causality between financial development and economic growth: Panel data cointegration and GMM system approaches. *International Journal of Economics and Finance*, 3 (1), 143–151. DOI: 10.5539/ijef.v3n1p143.
- Roodman D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9 (1), 86–136.
- Rousseau P., Wachtel P. (2011). What is happening to the impact of financial deepening on economic growth? *Journal of Economic Inquiry*, 49, 276–288. DOI: 10.1111/j.1465-7295.2009.00197.x.
- Sarafidis V., Robertson D. (2009). On the impact of error cross-sectional dependence in short dynamic panel estimation. *The Econometrics Journal*, 12 (1), 62–81.
- Sarafidis V., Yamagata T., Robertson D. (2009). A test of cross section dependence for a linear dynamic panel model with regressors. *Journal of Econometrics*, 148 (2), 149–161.
- Shaw E. (1973). *Financial deepening in economic development*. New York: Oxford University Press.
- Shen C.-H., Fan X., Huang D., Zhu H., Wu M.-W. (2018). Financial development and economic growth: Do outliers matter. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54 (13), 2925–2947.
- Swamy V., Dharani M. (2020). Thresholds of financial development in the Euro area. *The World Economy*, 43 (6), 1730–1774. DOI: 10.1111/twec.12902.
- Teng J.-Z., Liang Q. (2010). Reassessment of the finance-growth nexus in the presence of structural breaks. *Journal of Applied Economics*, 42 (8), 977–988. DOI: 10.1080/00036840701721059.
- Windmeijer F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126 (1), 25–51. DOI: 10.1016/j.jeconom.2004.02.005.

Поступила в редакцию 28.02.2023;
принята в печать 12.07.2023.

Krinichansky K., Yurevich M. Finance and growth: Nonlinearity and structural shifts. *Applied Econometrics*, 2023, v. 72, pp. 5–22.

DOI: 10.22394/1993-7601-2023-72-5-22

Konstantin Krinichansky

Financial University under the Government of the RF, Moscow, Russian Federation;
kkrin@ya.ru

Maksim Yurevich

Financial University under the Government of the RF, Moscow, Russian Federation;
mayurevich@fa.ru

Finance and growth: Nonlinearity and structural shifts

This study focuses on the nature and limits of the relationship between financial development and economic growth. The revealed non-linearity of this relationship is associated with a latent restructuring of mechanisms of economic financing, which took place during the financial and economic crisis of 2007–2009 and the years following it. The crisis, which hit the banking sector the hardest, simultaneously increased the role of the stock market. Using the two-step system GMM approach and the structural breaks algorithm, it is shown that the economic growth rates after 2010 are significantly related to stock market indicators, rather than the credit depth ones commonly used in finance-growth models.

Keywords: financial development; financial depth; stock market capitalization; economic growth; non-linearity; structural breaks.

JEL classification: C23; C58; O11; O16.

References

- Danilov Yu. A. (2019). The present state of global scientific debate in the field of financial development. *Voprosy Ekonomiki*, 3, 29–47 (in Russian). DOI: 10.32609/0042-8736-2019-3-29-47.
- Krinichanskiy K. V. (2009). The estimation of value assets: Institutions and crises. *Menedzhment v Rossii i za Rubezhom*, 5, 51–62 (in Russian).
- Allen F., Walther A. (2021). Financial architecture and financial stability. *Annual Review of Financial Economics*, 13, 129–151. DOI: 10.1146/annurev-financial-110217-022851.
- Arcand J.-L., Berkes E., Panizza U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, 20 (2), 105–148. DOI: 10.1007/s10887-015-9115-2.
- Beck T., Levine R., Loayza N. (2000). Finance and the sources of growth. *Journal of Financial Economics*, 58 (1, 2), 261–300. DOI: 10.1016/S0304-405X(00)00072-6.
- Beck T. (2009). The econometrics of finance and growth. In: *Palgrave Handbook of Econometrics*, 2, 1180–1211. Houndsmill: Palgrave Macmillan.
- Bencivenga V. R., Smith B. D. (1991). Financial intermediation and endogenous growth. *Review of Economic Studies*, 58, 195–209. DOI: 10.2307/2297964.
- Bencivenga V. R., Smith B. D., Starr R. M. (1995). Transactions costs, technological choice, and endogenous growth. *Journal of Economic Theory*, 67 (1), 153–177. DOI: 10.1006/jeth.1995.1069.

- Benczúr P., Karagiannis S., Kvedaras V. (2019). Finance and economic growth: Financing structure and non-linear impact. *Journal of Macroeconomics*, 62, 103048. DOI: 10.1016/j.jmacro.2018.08.001.
- Blundell R., Bond S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115–143.
- Botev J., Égert B., Jawadi F. (2019). The nonlinear relationship between economic growth and financial development: Evidence from developing, emerging and advanced economies. *International Economics*, 160, 3–13.
- Chen P., Karavias Y., Tzavalis E. (2022). Panel unit-root tests with structural breaks. *The Stata Journal*, 22 (3), 664–678. DOI: 10.1177/1536867X221124541.
- Deidda L., Fattouh B. (2002). Non-linearity between finance and growth. *Economics Letters*, 74, 339–345.
- Diamond D. W., Dybvig P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91 (3), 401–419.
- Ditzen J. (2021). xtbreak: Estimation and tests for structural breaks in time series and panel data. *2021 Stata Conference*. Stata Users Group, 7. <https://ideas.repec.org/p/boc/scon21/7.html>.
- Ditzen J., Karavias Y., Westerlund J. (2021). Testing and estimating structural breaks in time series and panel data in Stata. *arXiv*: 2110.14550v2. <https://arxiv.org/abs/2110.14550>. DOI: 10.48550/arXiv.2110.14550.
- Ehigiamusoe K. U., Samsurijan M. S. (2021). What matters for finance-growth nexus? A critical survey of macroeconomic stability, institutions, financial and economic development. *International Journal of Finance & Economics*, 26 (4), 5302–5320. DOI: 10.1002/ijfe.2066.
- Fajeau M. (2021). Too much finance or too many weak instruments? *International Economics*, 165, 14–36. DOI: 10.1016/j.inteco.2020.10.003.
- Greenwood J., Jovanovic B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98 (5), 1076–1107.
- Gründler K. (2021). The vanishing effect of finance on economic development. *Macroeconomic Dynamics*, 25 (2), 536–578. DOI: 10.1017/S1365100519000312.
- Karavias Y., Narayan P. K., Westerlund J. (2022). Structural breaks in interactive effects panels and the stock market reaction to COVID-19. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1–14. DOI: 10.1080/07350015.2022.2053690.
- King R. G., Levine R. (1993a). Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), 717–737. DOI: 10.2307/2118406.
- King R. G., Levine R. (1993b). Finance, entrepreneurship, and growth: Theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32 (3), 513–542.
- Krinichansky K., Sergi B. S. (2019). Financial development and economic growth in Russia. In: B. S. Sergi (ed.). *Modeling Economic Growth in Contemporary Russia*, 1–28. Emerald Publishing. DOI: 10.1108/978-1-78973-265-820191001.
- Lauretta E., Chaudhry S. M., Mullineux A. W. (2016). Theory and evidence on the finance-growth relationship: The virtuous and unvirtuous cycles. *Birmingham Business School Discussion Paper Series*, 2016–08. University of Birmingham. <http://epapers.bham.ac.uk/2164>.
- Levine R., Zervos S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88, 537–558.

- Levine R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. In: Ph. Aghion and S. N. Durlauf (eds.). *Handbook of Economic Growth*, 865–934. Elsevier. DOI: 10.1016/S1574-0684(05)01012-9.
- Loayza N. V., Ranciere R. (2006). Financial development, financial fragility, and growth. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38, 1051–1076.
- McKinnon R. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington, D.C.: Brookings Institution.
- Obstfeld M. (1994). Risk-taking, global diversification, and growth. *American Economic Review*, 84, 1310–1329.
- Panizza U. (2014). Financial development and economic growth: Known knowns, known unknowns, and unknown unknowns. *Revue D'économie du Développement*, 22 (HS02), 35–65.
- Peia O., Roszbach K. (2015). Finance and growth: Time series evidence on causality. *Journal of Financial Stability*, 19, 105–118. DOI: 10.1016/j.jfs.2014.11.005.
- Pesaran M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34, 1089–1117.
- Popov A. A. (2017). Evidence on finance and economic growth. *ECB Working Paper*, 2115. DOI: 10.2139/ssrn.3083917.
- Rachdi H., Ben Mbarek H. (2011). The causality between financial development and economic growth: Panel data cointegration and GMM system approaches. *International Journal of Economics and Finance*, 3 (1), 143–151. DOI: 10.5539/ijef.v3n1p143.
- Roodman D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9 (1), 86–136.
- Rousseau P., Wachtel P. (2011). What is happening to the impact of financial deepening on economic growth? *Journal of Economic Inquiry*, 49, 276–288. DOI: 10.1111/j.1465-7295.2009.00197.x.
- Sarafidis V., Robertson D. (2009). On the impact of error cross-sectional dependence in short dynamic panel estimation. *The Econometrics Journal*, 12 (1), 62–81.
- Sarafidis V., Yamagata T., Robertson D. (2009). A test of cross section dependence for a linear dynamic panel model with regressors. *Journal of Econometrics*, 148 (2), 149–161.
- Shaw E. (1973). *Financial deepening in economic development*. New York: Oxford University Press.
- Shen C.-H., Fan X., Huang D., Zhu H., Wu M.-W. (2018). Financial development and economic growth: Do outliers matter. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54 (13), 2925–2947.
- Swamy V., Dharani M. (2020). Thresholds of financial development in the Euro area. *The World Economy*, 43 (6), 1730–1774. DOI: 10.1111/twec.12902.
- Teng J.-Z., Liang Q. (2010). Reassessment of the finance-growth nexus in the presence of structural breaks. *Journal of Applied Economics*, 42 (8), 977–988. DOI: 10.1080/00036840701721059.
- Windmeijer F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126 (1), 25–51. DOI: 10.1016/j.jeconom.2004.02.005.

Received 28.02.2023; accepted 12.07.2023.