УДК 332.14

Регион: экономика и социология, 2018, № 1 (97), с. 52–68

К.В. Криничанский

НЕМОНОТОННОЕ ВЛИЯНИЕ ФИНАНСОВОГО РАЗВИТИЯ НА ЭКОНОМИЧЕСКУЮ ДИНАМИКУ В РОССИЙСКИХ РЕГИОНАХ

В статье с использованием методов теории эндогенного экономического роста исследована взаимосвязь финансового развития и экономической динамики на уровне стран и регионов. Выявлены закономерности зависимостей оценок параметров моделей регионального роста от класса регионов. Регионы классифицируются по уровню развития банковского посредничества. Группировка производится по совокупному индексу обеспеченности региона банковскими услугами (по методологии Банка России). Анализ панельных данных по 75 регионам РФ за период 2002–2014 гг. показал большую эластичность выпуска по индикаторам банковского посредничества в группах регионов со средним уровнем финансового развития. Таким образом, гипотеза о немонотонности связи финансов и роста для разных групп российских регионов не отвергается. Применительно к проводимым в России региональным исследованиям, сфокусированным на проблеме факторов экономического развития, это означает, что необходимо усилить внимание к фактору развития непубличных секторов финансовой системы в регионах и что поиск механизмов конвергенции следует сориентировать в направлении институтов, обеспечивающих финансовое развитие.

Ключевые слова: развивающиеся рынки; финансовые системы; банковское посредничество; экономическое развитие; российские регионы

Темпы роста валового регионального продукта в России в 2015 г. впервые после 2009 г. оказались отрицательными. Продолжающийся кризис экономической модели и негативное влияние фактора гео-

политики – очевидные причины ухудшения экономической динамики. Как отмечается в докладе МВФ, непоследовательность и неритмичность проводимых в России структурных преобразований, несмотря на то что декларируются верные цели и в некоторых направлениях реформы успешны, не позволили ей в большинстве случаев достичь хотя бы средних по странам ОЭСР значений показателей, входящих в расчет индекса глобальной конкурентоспособности (GCI) по версии ВЭФ[1].

Финансовый сектор относится к той сфере, где Россия, по-прежнему значительно отставая по показателю доступности финансовых услуг от среднего по ОЭСР уровня, все же обнаружила внушительное улучшение. В период с 2006 по 2015 г. данный финансовый индикатор продемонстрировал в России положительную динамику и стал более чем на 20 п.п. выше соответствующего показателя в среднем по странам ОЭСР[2]. Ожидалось, что такой прогресс положительно повлияет на динамику экономического роста страны и ее регионов.

В настоящее время существует обширная литература, в которой представлены результаты изучения различных аспектов взаимосвязи между финансовым развитием и экономическим ростом, преимущественно на уровне стран. Крупный вклад в развитие идей и методологии этих исследований внесли работы Ж. Арканда, Э. Беркеса и У. Паницца [1], Дж. Гринвуда и Б. Йовановича [12], В. Бенсивенги и Б. Смита [5], Р. Кинга и Р. Ливайна [17], Т. Бека, Р. Ливайна и Н. Лоайза [4; 18], Т. Джапелли и М. Пагано [15], Дж. Ди Григорио и П. Гуидотти [8], Л. Деидда и Б. Фаттуха [9] и др. Дискуссионными в данной литературе остаются вопросы о направлениях причинной связи между финансами и ростом экономики, о монотонности характера этой взаимосвязи. П. Демитриадис и К. Хуссейн [10], Ф. Риоха и Н. Валев [19; 20], П. Руссо и П. Вахтел [21] показали, что если экономический рост стран и объясняется развитием их финансовых систем, упомянутая связь вовсе не обязательно одинаково надежная и сильная для всех

[1] См..: *Russian* Federation: Selected Issues / IMF Country Report No. 16/230. – Washington, D.C., 2016.

[2] Ibid.

объектов, для всех периодов времени, для всех стадий развития или для любых макроэкономических условий.

В настоящей работе проблема взаимосвязи между финансовым развитием и экономическим ростом изучается на субнациональном уровне. Предпринятые в 2000–2010-х годах исследования воздействия развития финансовых систем на экономическую динамику на данном уровне анализа [7; 13; 16; 23] в целом подтвердили результаты межстранового анализа относительно существования положительного направленного воздействия развития финансовых систем на рост экономики. Кроме того, в ряде случаев были выявлены эффекты, трактуемые в духе нелинейности этой связи.

Опираясь на уже имеющиеся результаты и обращаясь к методологии упомянутых выше исследований, в которых выяснялось, насколько по-разному темпы экономического роста могут быть чувствительны к финансовым индикаторам в группах стран с разным уровнем финансового развития, мы намерены оценить зависимость параметров моделей, объясняющих взаимосвязь финансов и экономического роста, от относительного уровня развития финансовой системы в российских регионах. Для этого используется собранная на основе статистики Росстата и Банка России панель, содержащая такие показатели, как реальный годовой душевой ВРП, депозиты, кредиты, количество структурных подразделений кредитных организаций и др. для 75 регионов России[3] за период с 2002 по 2014 г.

Для преодоления потенциальной эндогенности в данных применяется подход Ареллано – Бонда, описанный в работах [2; 3; 6]. Он состоит в оценке модели анализа динамических панельных данных с применением обобщенного метода моментов (GMM). Исходный вид модели записывается следующим образом:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = (\alpha - 1)\ y_{i,t-1} + \beta'\ X_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t}, \qquad (1)$$

где $(y_{i,t} - y_{i,t-1})$ – рост реального ВРП на душу населения; $X_{i,t}$ – набор объясняющих переменных; η_i – компонента, отражающая ненаб-

[3] Из-за неполноты или выбросов в выборку не вошли Республика Ингушетия, Чеченская Республика, Сахалинская область, Еврейская автономная область, Чукотский автономный округ.

людаемые специфические эффекты региона; $\varepsilon_{i,t}$ – случайная ошибка; *i*, *t* – индексы, обозначающие регион и год соответственно.

Перепишем уравнение (1) в следующем виде:

$$y_{i,t} = \alpha \quad y_{i,t-1} + \beta' \quad X_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t}. \qquad (2)$$

Перейдем к первым разностям для исключения из уравнения специфических региональных эффектов:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \alpha \quad (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta' \quad (X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}). \qquad (3)$$

В уравнении (3) лагированные разности ВРП на душу населения коррелируют со случайной ошибкой, что наряду с потенциальной эндогенностью объясняющих переменных *X* требует использования инструментальных переменных. В методе GMM в качестве инструментов применяются различные уровни лагов объясняющих переменных при условии, что случайная ошибка не подвержена сериальной корреляции и что различные уровни лагов объясняющих переменных слабо экзогенны. Таким образом, для последующей оценки параметров модели следует использовать моментные тождества:

$$E\,[y_{i,t-s} \quad (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \text{ при } s \geq 2,\ t = 3, ..., T; \qquad (4)$$

$$E\,[X_{i,t-s} \quad (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0 \text{ при } s \geq 2,\ t = 3, ..., T. \qquad (5)$$

Метод Ареллано – Бонда был разработан для анализа панельных данных, охватывающих короткий промежуток времени и содержащих большое количество исследуемых объектов. В нашем случае использование метода GMM является обоснованным, поскольку период наблюдений охватывает довольно короткий промежуток времени – 13 лет, при этом количество объектов в выборке достаточно большое – 75.

Обратимся к спецификации исходного уравнения модели и определим, что является объясняемой переменной и каков набор регрессоров. В нашем исследовании объясняемая переменная $y_{i,t}$ – логарифм реального ВРП на душу населения. Вектор $X_{i,t}$ имеет сложную структуру. Он включает набор значений шести контрольных переменных, переменную $FD_{i,t}$, характеризующую развитие финансовой системы региона, а также две переменные, построенные в виде произведения переменной $FD_{i,t}$ и дамми-переменной, указывающей на категорию

наблюдения в классификации «низкое финансовое развитие – высокое финансовое развитие».

В число контрольных переменных в наших конечных расчетах вошли

- рост численности населения региона по отношению к предыдущему году;
- отношение «инвестиции в основной капитал из всех источников к ВРП»;
- доля занятых в экономике, имеющих высшее или среднее профессиональное образование;
- отношение «расходы бюджета субъекта Федерации к ВРП»;
- отношение «объем экспорта к ВРП»;
- индекс потребительских цен.

В качестве объясняющих переменных, характеризующих развитие финансовой системы региона ($FD_{i,t}$), в настоящем исследовании взяты

- отношение «кредиты[4] к ВРП»;
- отношение «депозиты[5] к ВРП»;
- логарифм числа внутренних структурных подразделений кредитных организаций и их филиалов на 10 тыс. чел. населения региона.

Дамми-переменная $LR_{i,t}$ принимает значение 1, если индикатор финансового развития оказывается ниже найденного «нижнего» порога (низкое финансовое развитие), и 0 в противном случае; $HR_{i,t}$ приравнивается к 1, когда этот индикатор выше вычисленного «верхнего» порога (высокое финансовое развитие), и к 0 в противном случае. Если обе дамми принимают значение 0, то соответствующее наблюдение рассматривается как относящееся к среднему уровню финансового развития.

Включим в модель три слагаемых, отвечающих за контроль над переменной финансового развития: $\gamma_0 \ FD_{i,t} + \gamma_1 \ FD_{i,t} \ LR_{i,t} +$

[4] Кредиты и прочие размещенные средства, предоставленные организациям-резидентам и физическим лицам-резидентам в рублях и иностранной валюте.

[5] Банковские вклады физических лиц в рублях и иностранной валюте.

$+\gamma_2 \ FD_{i,t} \ HR_{i,t}$. Тогда, как показано в работе [19], влияние различий в уровне финансового развития на региональный рост можно параметризовать следующим образом: в регионах со *слабым* развитием финансового посредничества это влияние будет определяться суммой параметров $(\gamma_0 + \gamma_1)$, в регионах со *средним* развитием – параметром γ_0, в регионах с *высоким* уровнем финансового развития – суммой $(\gamma_0 + \gamma_2)$. Уровень p-value для оценки значимости параметра γ_0 находится из основной модели, в двух других случаях (слабое и высокое финансовое развитие) p-value определяется с помощью теста на значимость для суммы коэффициентов $(\gamma_0 + \gamma_1)$ и $(\gamma_0 + \gamma_2)$ соответственно. Назовем такой подход *методом нестрогой группировки*.

В силу панельной структуры данных оцениваемые параметры γ будут относиться, строго говоря, не к группам регионов, а к пулам наблюдений, отвечающих тому или иному критерию, задаваемому дамми-переменными[6]. Это может затруднить интерпретацию результатов, а потому дополнительно предпримем проверку моделей, построенных на основе инвариантной группировки регионов с низким, средним или высоким финансовым развитием и однозначного отнесения региона к той или иной группе. Соответствующий подход назовем *методом строгой группировки*.

Опишем способ определения пороговых значений, задающих уровень финансового развития региона. В качестве классифицирующей переменной возьмем совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами (*CBSDI*)[7]. Будем рассчитывать пороговые значения, задавая ранги перцентилей: для определения нижнего порога индикатора возьмем 20-й, 30-й и 40-й перцентили; для вычисления верхней границы – 60-й, 70-й и 80-й перцентили.

[6] Так как классифицирующие критерии устанавливаются для всей панели, один и тот же регион в разные годы может оказаться, например, то в категории регионов со средним, то в категории регионов с высоким финансовым развитием. Таким образом, для каждого года у нас есть три *пула наблюдений*, отвечающих критериям «низкое финансовое развитие», «среднее финансовое развитие» или «высокое финансовое развитие» соответственно.

[7] Расчеты базируются на методике Банка России, представленной в Отчетах о развитии банковского сектора и банковского надзора.

Имеющаяся литература [4; 11; 13; 22], в которой исследуются эффекты немонотонности взаимосвязи финансов и экономического роста на уровне стран, обнаруживает, что *долгосрочный рост наиболее сильно и положительно связан с финансовыми переменными в странах со средним уровнем развития финансовых систем*. Предположительно, и внутри стран показатели активности банковских систем регионов со средним уровнем индикатора насыщенности банковскими услугами также будут иметь более высокие и значимые оценки коэффициентов в регрессиях роста. Если это так, попытаемся найти *пороговые значения* классифицирующего индикатора финансового развития. В отличие от работы [19], где регрессионные модели использовались для получения оценок параметров той же переменной финансового развития, по которой осуществлялось ранжирование, в нашем исследовании кроме индикаторов финансового развития регрессия включает дамми-переменные, полученные по единому критерию классификации. Такой подход означает более строгое выявление наличия или отсутствия эффекта немонотонности изучаемой связи. Проверка на основе классификаций, подобная представленной в работе [19], предпринимается нами как часть проверки робастности.

Для определения пороговых значений финансового индикатора были составлены пары, сочетающие каждое из выбранных значений нижнего перцентильного ранга с каждым выбранным значением из верхнего. В таблице 1 приведены рассчитанные нами значения оценок коэффициентов при переменной «кредиты к ВРП» в регрессиях на региональный рост.

Оцениваемые параметры, как видно из табл. 1, положительны и в большинстве случаев статистически значимы. Проверяемое условие немонотонности (более высокая чувствительность для регионов со средним развитием банковского посредничества) выполняется в четырех сопоставлениях параметров регрессий по группам наблюдений. Соответствующие ячейки (так же как и в табл. 2 и 3) выделены тоном. Например, оценка коэффициента в моделях с регионами со средним уровнем финансового развития в группировке «30-й/60-й перцентили» равна 0,091, что чувствительно выше оценки для группы регионов с более высоким развитием (0,08) и почти вдвое выше оцен-

Таблица 1

GMM-оценка переменной «кредиты к ВРП»

	Уровень финансового развития регионов	Верхняя граница, 60-й перцентиль (*CBSDI* > 0,899)	Верхняя граница, 70-й перцентиль (*CBSDI* > 0,942)	Верхняя граница, 80-й перцентиль (*CBSDI* > 0,986)
Нижняя граница, 20-й перцентиль (*CBSDI* < 0,739)	Высокий	0,080*** (0,003)	0,081*** (0,002)	0,073*** (0,005)
	Средний	0,087*** (0,003)	0,076** (0,015)	0,088*** (0,004)
	Низкий	0,057 (0,108)	0,046 (0,218)	0,060 (0,114)
Нижняя граница, 30-й перцентиль (*CBSDI* < 0,774)	Высокий	0,080*** (0,003)	0,082*** (0,002)	0,073*** (0,005)
	Средний	0,091*** (0,002)	0,078** (0,011)	0,092*** (0,003)
	Низкий	0,048 (0,122)	0,036 (0,272)	0,048 (0,143)
Нижняя граница, 40-й перцентиль (*CBSDI* < 0,825)	Высокий	0,081*** (0,003)	0,082*** (0,002)	0,074*** (0,005)
	Средний	0,087*** (0,003)	0,076** (0,014)	0,090*** (0,003)
	Низкий	0,091*** (0,005)	0,082** (0,020)	0,095** (0,011)

Примечания: ** p < 0,05, *** p < 0,01; в скобках указаны значения p-value; робастные стандартные ошибки.

ки для регионов с относительно более низким развитием финансового сектора (0,048). Принимая некоторое допущение, можно говорить о регулярности выполнения проверяемого условия начиная от порога «20-й/60-й перцентили» и до порога «30-й/80-й перцентили».

Если следовать исходному предположению о наличии немонотонности оцениваемой связи, проверка индикатора «кредиты к ВРП» говорит в пользу того, что нижний порог уровня финансового развития

регионов располагается около значения 0,774 совокупного индекса обеспеченности банковскими услугами (30-й перцентиль), верхний – около значения 0,986 данного индикатора (80-й перцентиль).

Однако если мы группируем регионы и тестируем модель отдельно по каждой их группе (строгая группировка), то вместо немонотонности обнаруживаем монотонность[8]. Причем тестируемая связь усиливается в направлении от регионов с низким уровнем обеспеченности банковскими услугами к регионам с высоким уровнем обеспеченности.

Рассмотрим влияние депозитов на экономический рост в регионах. В отличие от результатов анализа влияния индикатора «кредиты к ВРП», анализ модели с тестируемой переменной «депозиты к ВРП» показывает отсутствие статистически значимой связи этой переменной с региональным выпуском. Поэтому в качестве тестируемой переменной был использован показатель логарифмированных душевых депозитов. Это позволило обнаружить регулярную значимую положительную связь депозитов с ВРП (табл. 2). Однако свойство немонотонности в такой спецификации не подтверждается однозначно. Хотя пять из девяти сопоставлений свидетельствуют в пользу более высокой чувствительности экономического роста к тестируемой переменной наблюдений, относимых к среднему уровню развития банковского посредничества, различия значений коэффициентов оказались слишком малы, чтобы говорить о немонотонности оцениваемой связи.

Результаты оценивания модели в спецификации с тестируемой переменной «депозиты к ВРП» с помощью метода строгой группировки также не позволяют однозначно говорить о наличии или отсутствии монотонности исследуемой связи. Немонотонность явно обнаруживается для двух группировок – 20/60-й и 20/70-й перцентили, но несмотря на то что в дальнейших группировках она подтверждается с помощью сопоставления значений оценок параметров, однозначные выводы сделать не удается из-за слабой статистической значимости полученных коэффициентов.

[8] Здесь и далее результаты параметризации спецификаций со строгой группировкой регионов опущены из-за ограниченности объема статьи.

Таблица 2

GMM-оценка переменной «депозиты на душу населения (натуральный логарифм)»

	Уровень финансового развития регионов	Верхняя граница, 60-й перцентиль (*CBSDI* > 0,899)	Верхняя граница, 70-й перцентиль (*CBSDI* > 0,942)	Верхняя граница, 80-й перцентиль (*CBSDI* > 0,986)
Нижняя граница, 20-й перцентиль (*CBSDI* < 0,739)	Высокий	0,051*** (0,000)	0,051*** (0,000)	0,050*** (0,000)
	Средний	0,051*** (0,000)	0,051*** (0,000)	0,052*** (0,000)
	Низкий	0,049*** (0,000)	0,048*** (0,000)	0,049*** (0,000)
Нижняя граница, 30-й перцентиль (*CBSDI* < 0,774)	Высокий	0,051*** (0,000)	0,052*** (0,000)	0,050*** (0,000)
	Средний	0,052*** (0,000)	0,051*** (0,000)	0,053*** (0,000)
	Низкий	0,047*** (0,000)	0,046*** (0,000)	0,047*** (0,000)
Нижняя граница, 40-й перцентиль (*CBSDI* < 0,825)	Высокий	0,051*** (0,000)	0,051*** (0,000)	0,050*** (0,000)
	Средний	0,052*** (0,000)	0,051*** (0,000)	0,052*** (0,000)
	Низкий	0,051*** (0,000)	0,050*** (0,000)	0,051*** (0,000)

Примечания: *** p < 0,01; в скобках указаны значения p-value; робастные стандартные ошибки.

Оценим далее характер связи с региональным экономическим ростом показателя количества структурных подразделений[9], отнесенного к численности населения (табл. 3).

[9] Показатель рассчитывается как число действующих в регионе кредитно-кассовых, дополнительных и операционных офисов кредитных организаций.

Таблица 3

GMM-оценка переменной «число внутренних структурных подразделений кредитных организаций на 10 тыс. чел. населения (натуральный логарифм)»

	Уровень финансового развития регионов	Верхняя граница, 60-й перцентиль (*CBSDI* > 0,899)	Верхняя граница, 70-й перцентиль (*CBSDI* > 0,942)	Верхняя граница, 80-й перцентиль (*CBSDI* > 0,986)
Нижняя граница, 20-й перцентиль (*CBSDI* < 0,739)	Высокий	0,022** (0,025)	0,017 (0,118)	0,013 (0,204)
	Средний	0,016 (0,150)	0,022** (0,026)	0,024** (0,022)
	Низкий	0,014 (0,192)	0,019** (0,036)	0,021** (0,030)
Нижняя граница, 30-й перцентиль (*CBSDI* < 0,774)	Высокий	0,022** (0,013)	0,018* (0,075)	0,014 (0,140)
	Средний	0,019* (0,076)	0,024*** (0,006)	0,026*** (0,005)
	Низкий	0,009 (0,393)	0,014 (0,130)	0,015 (0,110)
Нижняя граница, 40-й перцентиль (*CBSDI* < 0,825)	Высокий	0,021** (0,025)	0,017 (0,103)	0,013 (0,183)
	Средний	0,016 (0,175)	0,023** (0,018)	0,024** (0,014)
	Низкий	0,014 (0,167)	0,019 (0,151)	0,020** (0,046)

Примечания: * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01; в скобках указаны значения p-value; робастные стандартные ошибки.

Как видно, в шести из девяти случаев сопоставлений значений параметров группы со средним уровнем финансового развития имеют более высокие эластичности и бóльшую статистическую значимость. Таким образом, как и при анализе моделей роста с тестируемыми переменными «отношение кредитов к ВРП» и «логарифм душевых де-

позитов», модели с индикатором числа структурных подразделений кредитных организаций чаще показывают более высокую чувствительность тестируемой переменной в пулах наблюдений со средним уровнем выбранного показателя финансового развития регионов в сравнении с альтернативными пулами наблюдений.

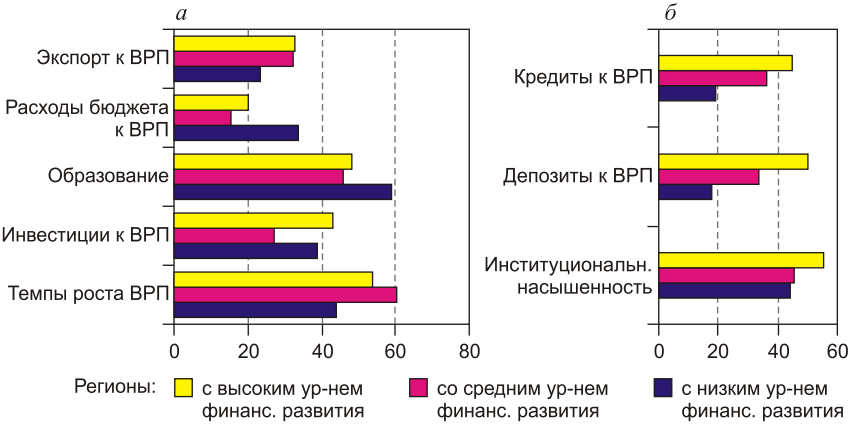
Наконец, GMM-оценки той же тестируемой переменной в модели с использованием метода строгой группировки дают еще более явные признаки немонотонности исследуемой связи регионального экономического роста с уровнем развития банковского посредничества: в пользу немонотонности свидетельствуют все девять сопоставлений оцениваемых параметров.

Обобщая все результаты, отметим наличие признаков немонотонности исследуемой связи. Сопоставляя полученные оценки параметров, мы полагаем, что низкому уровню финансового развития российских регионов с соответствующей ему более слабой или статистически незначимой эластичностью экономического роста к финансовым переменным отвечает диапазон [0,25; 0,77] усредненного по периоду 2002–2014 гг. индикатора «совокупный индекс обеспеченности региона банковскими услугами», высокому уровню финансового развития, также характеризуемому слабыми эластичностями, – диапазон [0,99; 1,74]. Средний уровень финансового развития регионов, отвечающий критерию относительно более чувствительного роста под воздействием фактора банковского посредничества, задается интервалом индикатора *CBSDI* [0,77; 0,99] [10]. К таким регионам относятся 37 субъектов Федерации, в том числе Воронежская, Калужская, Липецкая, Московская, Рязанская, Смоленская, Саратовская, Челябинская, Иркутская, Омская, Томская, Ульяновская области, Ставропольский, Приморский, Хабаровский края и др.

[10] В этих выводах мы исходим из приоритетности оценки параметров моделей с тестируемой переменной «кредиты к ВРП» и некоторой инертности переменной, контролирующей динамику обеспеченности региона структурными подразделениями кредитных организаций.

Справедливо задаться вопросом о содержательном единстве регионов, попадающих в полученные группы. Однако ответ на него требует проведения отдельного исследования, в котором в случае применения регрессионных моделей объясняемыми переменными должны быть показатели финансового развития, а тестируемые должны объяснять различные гипотезы относительно особенностей регионального развития. Например, исследование, предпринятое недавно К. Хатендорфом [14], выявило отрицательную связь между уровнем финансового развития регионов и уровнем концентрации экономической активности, измеренным с помощью индекса Херфиндаля – Хиршмана. Подобный анализ весьма перспективен в том отношении, что позволяет углубить понимание механизмов трансмиссии от финансов к росту экономики, влияния на их работу различных условий и региональных особенностей, однако он не входит в планы текущего исследования. Тем не менее, используя задействованные в регрессиях переменные, мы можем дать некоторую сравнительную характеристику полученной группировки регионов.

Как видно из рис. 1*а*, более других интересовавшая нас группа регионов со средним уровнем финансового развития демонстрирует бо-



Характеристики регионов с разным уровнем финансового развития по контрольным (*а*) и объясняющим (*б*) переменным

лее высокие темпы экономического роста в сравнении с другими группами. При этом из рассмотренных факторов роста (за исключением тех, которые являлись предметом нашего исследования и которые показаны на рис. 1*б*) данная группа не имеет преимущества перед другими ни по коэффициенту «инвестиции к ВРП», ни по доле занятых с высшим и средним образованием, демонстрируя, впрочем, сопоставимые с регионами группы с высоким финансовым развитием показатели отнесенного к ВРП экспорта. Последнее некоторым образом может характеризовать бóльшую технологическую готовность экономики данных регионов, что в известной степени объясняет их более быстрый рост. Кроме того, следует заметить, что регионы со средним уровнем финансового развития более эффективны с точки зрения бюджетных расходов. Отношение их бюджетов к ВРП оказалось ниже, чем в обеих других группах.

Проведенное исследование в целом подтверждает, что выводы, полученные на страновом уровне, справедливы и для регионального уровня анализа. Оцененные с помощью обобщенного метода моментов регрессии с тремя из четырех индикаторов, взятых в качестве прокси финансового развития регионов, в целом выявляют наибольшее и статистически значимое влияние этих показателей на экономический рост в группах российских регионов со средним уровнем финансового развития. Гипотеза о наличии немонотонности исследуемой связи на уровне российских регионов не может быть отвергнута. Для региональных исследований, сфокусированных на проблеме факторов экономического развития, это означает, что необходимо принять во внимание фактор развития непубличных секторов финансовой системы в регионах как таковой, и, кроме того, подсказывает, в каком направлении может идти поиск механизмов конвергенции.

В качестве проверки робастности результатов мы использовали оценку в модели с фиксированным индивидуальным эффектом, а также GMM-оценку с альтернативными вариантами группировок данных. В большинстве случаев полученные результаты не противоречи-

ли результатам, показанным в настоящей работе, и в целом подтверждали предположение о наличии немонотонности взаимосвязи финансов и экономического роста на уровне регионов России и о бóльших чувствительности и значимости коэффициентов для группы регионов со средним уровнем финансового развития.

С точки зрения рекомендаций относительно политики обнаруженный эффект означает необходимость более внимательного отношения к развитию банковского посредничества в субъектах Федерации. Переход региона из категории низкого уровня финансового развития в категорию среднего, по полученным оценкам на основе переменной «кредиты к ВРП», дает прибавку ВРП около 0,3–0,4 п.п. В то же время эффект достижения регионом уровня высокого финансового развития не вполне ясен и требует дальнейшей проверки и осмысления.

Список источников

1. *Arcand, J., E. Berkes* & *U. Panizza*. (2015). Too much finance? Journal of Economic Growth, Vol. 20, Iss. 2, 105–148.

2. *Arellano, M.* & *S. Bond*. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence with an application for employment equations. Review of Economic Studies, Vol. 58, Iss. 2, 277–297.

3. *Arellano, M.* & *O. Bover*. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-component models. Journal of Econometrics, Vol. 68, Iss. 1, 29–51.

4. *Beck, T., R. Levine* & *N. Loayza*. (2000). Finance and the sources of growth. Journal of Financial Economics, Vol. 58, Iss. 1-2, 261–300.

5. *Bencivenga, V.* & *B. Smith*. (1991). Financial intermediation and endogenous growth. Review of Economic Studies, Vol. 58, Iss. 2, 195–209.

6. *Blundell, R.* & *S. Bond*. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics, Vol. 87, Iss. 1, 115–143.

7. *Cheng, X.* & *H. Degryse*. (2010). The impact of bank and non-bank financial institutions on local economic growth in China. Journal of Financial Services Research, Vol. 37, Iss. 2-3, 179–199.

8. *De Gregorio, J.* & *P. Guidott*. (1995). Financial development and economic growth. World Development, Vol. 23, Iss. 3, 433–448.

9. *Deidda, L.* & *B. Fattouh*. (2002). Non-linearity between finance and growth. Economics Letters, Vol. 74, Iss. 3, 339–345.

10. *Demetriades, P.* & *K. Hussien*. (1996). Does financial development cause economic growth? Journal of Development Economics, Vol. 51, Iss. 2, 385–409.

11. *Favara, G*. (2003). An Empirical Reassessment of the Relationship between Finance and Growth. IMF Working Paper No. 03/123, 46.

12. *Greenwood, J*. & *B. Jovanovic*. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. Journal of Political Economy, Vol. 98, Iss. 5, 1076–1107.

13. *Guiso, L., P. Sapienza* & *L. Zingales*. (2004). Does local financial development matter? The Quarterly Journal of Economics, 119, 929–969.

14. *Hattendorff, C*. (2015). Economic concentration and finance: Evidence from Russian regions. BOFIT Discussion Papers, 15, 23.

15. *Jappelli, T*. & *M. Pagano*. (1994). Savings, growth and liquidity constraints. Quarterly Journal of Economics, Vol. 109, Iss. 1, 83–109.

16. *Kendall, J*. (2012). Local financial development and growth. Journal of Banking and Finance, Vol. 36, Iss. 5, 1548–1562.

17. *King, R.G*. & *R. Levine*. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. Quarterly Journal of Economics, Vol. 108, Iss. 3, 717–737.

18. *Levine, R., N. Loayza* & *T. Beck*. (2000). Financial intermediation and growth: causality and causes. Journal of Monetary Economics, Vol. 46, Iss. 1, 31–77.

19. *Rioja, F*. & *N. Valev*. (2004). Does one size fit all? A reexamination of the finance and growth relationship. Journal of Development Economics, Vol. 74, Iss. 2, 429–447.

20. *Rioja, F*. & *N. Valev*. (2004). Finance and the sources of growth at various stages of economic development. Economic Inquiry, Vol. 42, Iss. 1, 127–140.

21. *Rousseau, P.L*. & *P. Wachtel*. (2002). Inflation thresholds and the finance-growth nexus. Journal of International Money and Finance, Vol. 21, Iss. 6, 777–793.

22. *Samargandi, N., J. Fidrmuc* & *S. Ghosh*. (2014). Is the relationship between financial development and economic growth monotonic for middle income countries? CESifo Working Paper Series. Working Paper No. 4743, 34.

23. *Zhang, J., L. Wang* & *S. Wang*. (2012). Financial development and economic growth: Evidence from China. Journal of Comparative Economics, Vol. 40, Iss. 3, 393–412.

Информация об авторе

Криничанский Константин Владимирович (Челябинск, Россия) – доктор экономических наук, профессор. Южно-Уральский государственный университет (454080, Челябинск, просп. Ленина, 76, e-mail: kkrin@ya.ru).

DOI: 10.15372/REG20180103

Region: Economics & Sociology, 2018, No. 1 (97), p. 52–68

K.V. Krinichansky

NON-MONOTONIC IMPACT OF FINANCIAL DEVELOPMENT ON ECONOMIC DYNAMICS IN THE RUSSIAN REGIONS

The article uses the methods of the endogenous growth theory to study the relationship between financial development and economic dynamics at the national and subnational levels. It identifies the regularities in the dependence of the parameters values for the regional growth models on the class of regions. We categorize the regions according to how developed the level of banking intermediation is. The regions are grouped by the composite banking services density index (following the methodology by the Bank of Russia). Having analyzed the panel data on 75 regions of the Russian Federation between 2002 and 2014, we found evidence in favor of greater elasticity of regional GDP on the banking intermediation indicators in the groups of regions with the medium level of financial development. Thus, we do not reject a hypothesis for the non-monotonic relation between finance and growth among different groups of Russian regions. For regional studies in Russia focused on the issue of economic development factors, this means a need to increase attention to the development of nonpublic sectors of the regional financial systems. Another consequence is that the search for convergence mechanisms should be oriented towards the institutions providing financial development.

Keywords: growing markets; financial systems; banking intermediation; economic development; the Russian regions

References

See p. 66–67

Information about the author

Krinichansky, Konstantin Vladimirovich (Chelyabinsk, Russia) – Doctor of Sciences (Economics), Professor at South Ural State University (76, Lenin av., Chelyabinsk, 454080, Russia, e-mail: kkrin@ya.ru).

Рукопись статьи поступила в редколлегию 20.11.2017 г.