

Прикладная эконометрика, 2015, 39 (3), с. 18–44.
Applied Econometrics, 2015, 39 (3), pp. 18–44.

М. Е. Мамонов¹

Микроэкономическая модификация общеотраслевого индикатора Буна: новые оценки рыночной власти российских банков

В статье предложена микроэкономическая модификация одного из общеотраслевых индикаторов конкуренции между банками — индикатора Буна, для оценки которого не требуется информация о процентных ставках по кредитам, в отличие от более популярного индекса Лернера. Раньше индикатор Буна оценивался на панельных данных как усредненное (гомогенное) воздействие предельных издержек банков на их доли на рынке или на прибыльность их активов. В данной работе показано, что основными источниками межбанковской гетерогенности такого эффекта в российской банковской системе в основном являются различия банков по типу реализуемых бизнес-моделей (розничная или корпоративная) и по их склонности к кредитному риску. На основе этих показателей выделены низко- и высокорисковые ниши на кредитном рынке. Расчеты индикатора Буна показали, что в каждой такой нише лидерами являются банки с государственным участием в капитале. С помощью рассчитанных для каждого банка значений индикатора Буна подтвержден в целом монопольный характер российского кредитного рынка (с доминированием Сбербанка). Показано, что банки конкурируют преимущественно по качеству, а не по количеству предоставляемых кредитных услуг. Наконец, показано, что индикатор Буна и индекс Лернера, несмотря на существенные различия, дают в целом непротиворечивые предсказания относительно рыночной власти российских банков.

Ключевые слова: конкуренция; доля на рынке; прибыльность активов; индикатор Буна; индекс Лернера.

JEL classification: G21; G28; D22; D43; C23.

1. Введение и обзор современных исследований

Конкуренция является одним из ключевых процессов в банковской системе, поскольку она формирует цены на финансовые услуги, которые, с одной стороны, влияют на доступность этих услуг для общества, а с другой — определяют при-

¹ Мамонов Михаил Евгеньевич — Центр макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования (ЦМАКП), Москва; mikhmam@gmail.com.

быльность банков и, соответственно, их способность генерировать «буферы капитала» (Allen, Gale; 2004; Fonseca, Gonzalez, 2010), защищающие их от макроэкономических и прочих рисков. Повышение конкуренции между банками ведет к росту доступности финансовых услуг для общества, однако одновременно с этим — к снижению прибыльности банковского бизнеса.

Тестирование подобных положительных и отрицательных эффектов от усиления конкурентной борьбы в различных банковских системах позволило исследователям сформулировать вывод, весьма важный с точки зрения политики принятия решений центральными банками. Он состоит в том, что конкуренция оказывает нелинейное воздействие на устойчивость банков к рискам — существует некий порог, по достижении которого конкуренция может стать избыточной и начать оказывать негативное влияние на устойчивость банков. Однако этот вывод был сделан на основе анализа лишь одного индикатора конкуренции — либо индекса Лернера, отражающего долю рыночной надбавки в процентных ставках (Berger et al., 2009; Beck et al., 2013; Мамонов, 2012), либо индикатора «эффективной конкуренции» Буна (Tabak et al., 2012), определяемого в соответствии с воздействием предельных издержек банков на показатели результативности их бизнес-моделей (доли на рынке или прибыльности активов).

Вместе с тем, в литературе до сих пор нет единого мнения относительно того, каким доступным индикатором лучше всего измерять конкуренцию — обзоры могут быть найдены в работах (Carbo et al., 2009; Мамонов, 2010) и др.² Поэтому для обеспечения уверенности в выводах относительно характера как самой конкуренции в банковской системе, так и ее воздействия на те или иные показатели банков (в первую очередь, эффективность издержек и устойчивость к рискам), требуется использовать набор из альтернативных индикаторов конкуренции и проводить их сравнительный анализ.

Разработанные в литературе способы измерения конкуренции делятся на два типа: микроэкономические и общепромышленные. Для каждого момента времени первые измеряют конкурентную силу (рыночную власть) отдельных банков в выборке, а вторые — уровень конкуренции в целом по системе (или на отдельном рынке). Первые нацелены на изучение позиций отдельных банков, вторые — на определение типа рыночной структуры и ответ на вопрос, к какому типу (совершенная конкуренция или монополия) данная банковская система ближе.

Проблема состоит в том, что на микроуровне конкуренция до сих пор измерялась только индексом Лернера, тогда как на общепромышленном уровне — как минимум четырьмя различными способами: на основе Н-статистики Панзара–Росса³ (Panzare, Rosse, 1987), индикатора

² Конкуренция — это трудноизмеряемый процесс, который не отражается в явном виде в какой-либо строке банковских балансов, как это происходит, например, с кредитами, депозитами или другими балансовыми показателями банковской деятельности. Конкуренция может лишь влиять на состояние баланса банка по обе его стороны, определять качество баланса и устойчивость самого банка и банковской системы в целом.

³ Н-статистика оценивается эконометрически как эластичность доходов банков по ценам входящих ресурсов (привлеченных средств, персонала и физического капитала). Нулевая и отрицательная эластичность трактуется как состояние монополии, единичная эластичность — как состояние совершенной конкуренции, эластичность между 0 и 1 — как состояние монополистической конкуренции (Levy Yeyati, Micco, 2007; Brissimis, Delis, 2011).

Буна⁴ (Boone, 2008), параметра Бреснахана⁵ (Bresnahan, 1982) и по модели Barros–Modesto⁶ (Barros, Modesto, 1999). Поэтому возможности сравнительного анализа тех или иных выводов, получаемых исследователями на микроуровне, были весьма невелики. Так, применение только индекса Лернера сопровождается двумя ограничениями. Во-первых, этот показатель измеряет только «конкуренцию по цене», игнорируя «конкуренцию по качеству» и «конкуренцию по количеству». Вместе с тем, как показал опыт экономического кризиса 2008–2009 гг. в России, в моменты, когда разброс процентных ставок по кредитам или по депозитам между банками сокращался, на первый план конкурентной борьбы за клиента выходили именно неценовые условия предоставления финансовых услуг (качество и скорость обслуживания, частичное снятие и пополнение средств на депозитах и многое другое). Во-вторых, индекс Лернера основывается на оценках процентных ставок, а не на их фактических значениях (за исключением работы (Анисимова, Верников, 2011), в которой авторы использовали закрытые данные территориальных отделений ЦБ РФ по процентным ставкам банков Башкирии и Татарстана). В частности, оценки процентных ставок для банков обычно проводятся не для конкретных продуктов (например, автокредитов или ипотечных кредитов), а для портфеля кредитов или для депозитов в целом, что позволяет трактовать их как эффективные процентные ставки. В (Дробышевский, Пашенко, 2006) показано, что изменения эффективной процентной ставки складываются из двух составляющих: изменения действительной процентной ставки и изменения объемов предоставляемых банком услуг. Эти изменения не всегда направлены в одну сторону, в результате чего возможны случаи, когда действительная процентная ставка сокращается, а эффективная процентная ставка, напротив, растет, что может повлечь за собой искажение оценок ценовой конкуренции вплоть до ошибочных выводов.

Указанные обстоятельства говорят о необходимости разработки альтернативы индексу Лернера. В качестве одного из возможных способов, причем более простого в сравнении с разработкой принципиально нового показателя, можно предложить провести микроэкономическую модификацию существующих общепромышленных индикаторов конкуренции с помощью методов эконометрики панельных данных. При этом такое дезагрегирование может быть проведено либо с помощью локальной оптимизации параметров панельных регрессионных уравнений, либо с помощью содержательного выделения факторов, способных улавливать гетерогенность ключевых эффектов, заложенных в ту или иную методику расчета общепромышленных индикаторов, и последующего тестирования их работоспособности в рамках тех же панельных регрессионных уравнений. Первый путь был избран в работах (Delis, Tsionas, 2009; Delis, 2012; Brissimis, Delis, 2011) для того, чтобы не зависеть от пред-

⁴ Индикатор Буна — это усредненный показатель способности банков наращивать доли на рынке или прибыльность своих бизнесов за счет оптимизации собственных операционных издержек. Чем слабее рост эффективности издержек отражается в повышении результативности, тем ближе система к состоянию монополии (Schaeck, Cihak, 2010; Delis, 2012; Tabak et al., 2012).

⁵ Индикатор Бреснахана — усредненный показатель эластичности отраслевого выпуска к выпуску отдельной фирмы (Coccorese, 2005; Дробышевский, Пашенко, 2006; Delis, Tsionas, 2009).

⁶ В модели Barros–Modesto определяется усредненный индикатор чувствительности ставки процента банка к изменению ставок процента конкурентов. Чем сильнее отрицательная реакция, тем острее конкуренция, и наоборот. В случае же положительной реакции обычно говорят о наличии банков-лидеров и банков-последователей. При этом, чем ближе индикатор к единице, тем увереннее можно говорить о сговоре (Дробышевский, Пашенко, 2006).

положений относительно функциональной формы регрессионных уравнений, предназначенных для вывода микроэкономических значений индикаторов конкуренции (индикаторов Бреснахана, Буна и Н-статистики соответственно). По второму пути пошли Carbo et al. (2009), предположив, что источником гетерогенности эффекта цен входящих ресурсов на доходы банков (Н-статистику) могут выступать сами цены. Такой путь не предполагает трудоемких и долгих по времени итеративных регрессионных расчетов. Можно считать первый путь чисто техническим способом достижения цели, тогда как второй — содержательным.

В данной работе выбран второй путь, на котором проведена микроэкономическая модификация индикатора Буна.

Работа имеет следующую структуру. В разделе 2 раскрывается методология исследования. В разделе 3 описываются использованные данные по российским банкам. Раздел 4 посвящен анализу полученных результатов. Обсуждение этих результатов и направлений применения микроэкономических индикаторов рыночной власти представлено в Заключение.

2. Методология: этапы исследования

Идея, заложенная в механизм индикатора Буна, основана на гипотезе эффективной структуры рынка, предложенной в (Demsetz, 1973). Согласно этой гипотезе, рынок в конкурентной борьбе завоевывают более эффективные игроки, лишая менее эффективных соперников доли на рынке или части прибыли. Эта концепция основывается на двух предпосылках: о низких издержках входа на рынок (contestable markets) и о высокой степени взаимозаменяемости продуктов. Соответственно, пространство для расширения конкуренции на рынке продукта через канал эффективности начинает сокращаться с ростом издержек входа на рынок и/или при снижении взаимозаменяемости продуктов. В первом случае — по причине ослабления стимулов игроков к повышению эффективности, во втором — ввиду сегментации конкуренции между группами игроков, предоставляющих более и менее однородные группы продуктов⁷.

Как отмечено в (Tabak et al., 2012), в случае повышения взаимозаменяемости предлагаемых на рынке продуктов индикатор Буна будет улавливать рост конкуренции между банками, тогда как структурные и прочие неструктурные меры конкуренции будут давать противоречивые выводы. Так, если до повышения взаимозаменяемости продуктов более эффективные банки уже занимали лидирующие позиции на рынке, то после такого повышения конкурентная борьба позволит им перераспределить еще часть рынка в свою пользу от менее эффективных игроков. В таких условиях структурный показатель — индекс Херфиндала–Хиршмана (HHI) — вырастет, а не снизится, несмотря на усиление конкурентных процессов. Неструктурный показатель индекс Лернера может указать как на рост конкуренции, так и на ее снижение, поскольку доля рыночной надбавки в цене может, соответственно, как сократиться, так и вырасти. Первое происходит в случае, если более эффективные игроки снизят цены в большей степени, чем предельные издержки, а второе — наоборот, если в меньшей степени.

⁷ В крайнем случае, в таких группах может быть представлено либо по одному игроку, либо по несколько игроков, осуществивших сговор о разделе своих групп.

Во всех предшествующих исследованиях, кроме (Delis, 2012), индикатор Буна оценивался на панельных данных как среднее (по всем объектам в выборке) влияние, оказываемое предельными издержками на показатели результативности бизнес-моделей. Так, например, в (Schaeck, Cihak, 2010) индикатор Буна был рассчитан для 3600 банков стран ЕС и 8900 банков США. В (Tabak et al., 2012) этот же показатель оценивался на данных 376 банков из 10 стран Латинской Америки. Однако вопрос, насколько можно считать их продукты субститутами, остается открытым.

Предложенный в работе подход, основанный на микроэкономической модификации общепромышленного индикатора Буна, помогает, по крайней мере частично, устранить внутренние противоречия подобных работ. Этот подход позволяет получить значения индикатора Буна для каждого банка в выборке в каждый квартал наблюдений и анализировать эти значения внутри продуктовых ниш, в которых степень взаимозаменяемости выше, чем в целом по рынку (кредитов).

Методология исследования включает в себя следующие шесть этапов.

Первый этап — оценка эффективности издержек банков по кредитам в рамках различных подходов, в частности, эконометрических (граничных и неграничных) и балансовых. Особое внимание при этом уделяется переоценке валютного компонента издержек российских банков, который может составлять 30–60% от общих расходов банков. Для реализации эконометрических методов была специфицирована функция издержек российских банков в транслогарифмической форме (см. также (Turk-Ariss, 2010; Fiordelisi et al., 2011; Pestova, Mamonov, 2013)):

$$\begin{aligned} \ln OC_{it} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln Y_{j,it} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{kl} \ln Y_{k,it} \ln Y_{j,it} + \sum_{m=1}^3 \gamma_m \ln P_{m,it} + \frac{1}{2} \sum_{r=1}^3 \sum_{q=1}^3 \gamma_{rq} \ln P_{r,it} \ln P_{q,it} + \\ & + \sum_{s=1}^3 \sum_{u=1}^3 \delta_{su} \ln Y_{s,it} \ln P_{u,it} + \sum_{j=1}^3 \varphi_j \ln Y_{j,it} T + \sum_{m=1}^3 \psi_m \ln P_{m,it} T + \alpha_1 T + \alpha_2 T^2 + \mu_1 \ln EQ_{it} + \mu_2 (EQ_{it})^2 + \\ & + \sum_{j=1}^3 \rho_j \ln Y_{j,it} \ln EQ_{it} + \sum_{m=1}^3 \xi_m \ln P_{m,it} \ln EQ_{it} + \eta T \ln EQ_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (1)$$

где для i -го банка в квартале t :

OC_{it} — операционные издержки (совокупные за вычетом процентных расходов, с сальдированием переоценки средств в валюте и ценных бумаг или без такого сальдирования);

$Y_{j,it}$ — j -й выпуск (кредиты населению и нефинансовым предприятиям, сумма счетов и депозитов населения и нефинансовых предприятий, комиссионные доходы);

$P_{m,it}$ — цена m -го входящего ресурса (привлеченных средств, расходов на персонал и физического капитала банка);

EQ_{it} — собственный капитал (контрольный фактор, отражающий несклонность к рискам);

T — временной тренд;

$\beta, \gamma, \delta, \varphi, \psi, \alpha, \mu, \rho, \xi, \eta$ — параметры, подлежащие оценке;

ε_{it} — регрессионная ошибка.

Для обеспечения устойчивости выводов относительно индикатора Буна уравнение издержек (1) оценивалось тремя различными способами.

1. *Граничная оценка* с помощью метода максимального правдоподобия (ML) в рамках анализа стохастической границы эффективности (SFA), со стандартными условиями постоянной отдачи от цен входящих ресурсов (Solis, Maudos, 2008). В этом случае структура регрессионной ошибки была задана как $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$, где $v_{it} \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_v^2)$ — идиосинкратический шок; $u_{it} > 0$ — компонент неэффективности издержек (с полунормальным распределением).

2. *Первая неграничная оценка* с помощью метода наименьших квадратов (OLS) с робастными стандартными ошибками.

3. *Вторая неграничная оценка* с помощью обобщенного метода моментов (GMM) для учета эндогенности между зависимой и объясняющими переменными.

Для получения граничных оценок издержек использовался только SFA-подход. Альтернативный подход DEA (Data Envelopment Analysis) не применялся, поскольку он носит детерминистский характер и полностью включает случайные ошибки в состав компонента неэффективности. Этим можно было бы пренебречь, однако, как показали расчеты, такие случайные ошибки объясняют весьма значительную часть дисперсии совокупной регрессионной ошибки на наших данных — вплоть до 15%. Реализация DEA-подхода остается предметом будущих исследований.

Каждый из трех предложенных способов был реализован как с устранением переоценки валютной компоненты зависимой переменной, так и без такого устранения — для возможности сопоставления. В итоге было получено шесть альтернативных оценок функции издержек и, соответственно, шесть вариантов предельных издержек по одному из трех выпусков — кредитам, для рынка которых далее проводится оценка рыночных позиций банков. Предельные издержки по кредитам представляются в виде:

$$MC_{it}^{LNS} = \frac{\partial OC_{it}}{\partial Y_{it}^{LNS}} = \frac{\partial \ln OC_{it}}{\partial \ln Y_{it}^{LNS}} \frac{OC_{it}}{Y_{it}^{LNS}} =$$

$$= \left(\beta_{LNS} + \frac{\partial \left(\frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{kl} \ln Y_{k,it} \ln Y_{j,it} \right)}{\partial \ln Y_{it}^{LNS}} + \sum_{u=1}^3 \delta_{LNS,u} \ln P_{u,it} + \varphi_{LNS} T + \rho_{LNS} \ln \frac{EQ_{it}}{TA_{it}} \right) AC_{it}^{LNS}, \quad (2)$$

где AC_{it} — операционные издержки, приходящиеся на рубль кредитов, для банка i в квартале t . Этот показатель также был рассмотрен в качестве простейшей, балансовой, меры эффективности издержек.

Наконец, в качестве еще одной меры эффективности издержек банков был рассмотрен SFA-индекс, рассчитанный стандартно как $\exp\{-u_{it}\} \cdot 100\%$ в рамках граничной оценки функции издержек для каждого банка в каждый квартал. По построению, показатель принимает значения в интервале от 0% (наименее эффективный банк в выборке) до 100% (наиболее эффективный банк).

Второй этап — предварительная оценка индикатора Буна (для кредитного рынка в целом). На этом этапе проводится оценка усредненного воздействия эффективности издержек на два показателя бизнес-моделей банков — прибыльность активов (ROA, return-on-assets)

и долю на рынке кредитов (MS , market share). Оценки проводятся по всем вариантам предельных издержек, полученных на предыдущем этапе, что обеспечивает устойчивость выводов. Уравнение для оценки выглядит следующим образом:

$$\ln R_{it} = \alpha_{j,R,i} + \lambda_{j,R,t} + \beta_{j,R} \ln MC_{j,it}^{LNS} + I_{\{R=ROA\}} \phi_j NPI_{it} + \varepsilon_{j,R,it}, \quad (3)$$

где для банка i в квартале t :

R_{it} — показатели ROA_{it} или MS_{it} (причем, если прибыльность активов отрицательна, то $ROA_{it} = 1$);

$MC_{j,it}^{LNS}$ — предельные издержки по кредитам (LNS) в варианте j ($j = 1, \dots, 6$);

$I_{\{R=ROA\}}$ — бинарный индикатор: 1, если оценивается уравнение для $R_{it} = ROA_{it}$, и 0, если $R_{it} = MS_{it}$;

NPI_{it} (negative performance indicator) — переменная, принимающая значение 0, если $ROA_{it} \geq 0$, и $-ROA_{it}$, если $ROA_{it} < 0$ ⁸;

$\alpha_{j,R,i}, \lambda_{j,R,t}$ — фиксированные эффекты по объекту (банку) и по времени (кварталу) в регрессии для зависимой переменной R_{it} с предельными издержками в варианте j ;

$\varepsilon_{j,R,it}$ — регрессионная ошибка в соответствующей модели.

Уравнение (3) оценивалось с помощью двухшагового обобщенного метода моментов (2GMM) для получения оценок, устойчивых к автокорреляции и гетероскедастичности.

Для уверенности в том, что результаты GMM-оценок уравнения (3) являются корректными, была оценена альтернативная версия этого уравнения, в которой воздействие $MC_{j,it}^{LNS}$ на R_{it} разнесено во времени. Для этого с помощью робастного OLS было оценено суммарное воздействие лагированных значений $MC_{j,it-p}^{LNS}$, $p = -4, -3, -2, -1$, на текущее значение R_{it} :

$$\ln R_{it} = \alpha_{j,R,i} + \lambda_{j,R,t} + \sum_{p=1}^4 \beta_{j,R,p} \ln MC_{j,it-p}^{LNS} + I_{\{R=ROA\}} \phi_j NPI_{it} + \varepsilon_{j,R,it}. \quad (4)$$

На основе уравнений (3) и (4) гомогенные версии индикатора Буна для $MC_{j,it}^{LNS}$ вида j ($j = 1, \dots, 6$) и зависимой переменной R_{it} ($R_{it} = ROA_{it}$ или $R_{it} = MS_{it}$) оцениваются в виде:

$$BOONE_{1,R,j} = \frac{\partial \ln R_{it}}{\partial \ln MC_{j,it}^{LNS}} = \beta_{j,R}, \quad (5)$$

$$BOONE_{2,R,j} = \sum_{p=1}^4 \frac{\partial \ln R_{it}}{\partial \ln MC_{j,it-p}^{LNS}} = \sum_{p=1}^4 \beta_{j,R,p}. \quad (6)$$

Если гипотеза эффективной структуры рынка не противоречит российским данным, то оценки $\beta_{j,R}$ вне зависимости от способа расчета $MC_{j,it}^{LNS}$ должны быть отрицательными. Напротив, если оценки $\beta_{j,R}$ окажутся положительными, то это даст основание отвер-

⁸ Подобный подход предложен в (Bos, Koetter, 2009) для того, чтобы не терять наблюдения при оценке параметров в случае перехода к логарифмам переменных.

гнуть гипотезу эффективной структуры рынка. В этом случае для рынка будет характерно состояние «конкуренции по качеству», которое также может указывать на наличие монополии (Tabak et al., 2012). Неэффективные по издержкам игроки, завоевывающие рынок — это в данном случае не совсем корректная трактовка: банки могут финансировать средства в повышение качества предоставляемых услуг для обеспечения лояльности заемщиков, что требует дополнительных издержек. Формально, в таком случае эффективность банка будет ниже, чем могла бы быть, если бы он не нес эти издержки; однако, возможно, что тем самым он обеспечивает себе пополнение клиентской базы (рост доли на рынке) и в будущем рост прибыльности.

Оценки гомогенного индикатора Буна необходимы для сопоставления с гетерогенными его версиями, оцениваемыми на следующих этапах.

Третий этап — версии гетерогенных индикаторов Буна с одним фактором гетерогенности. Возможно, на этом этапе удастся показать, что плотности распределения банков по значениям индикатора Буна будут иметь похожие характеристики (в первую очередь среднее и дисперсию) вне зависимости от включения того или иного фактора гетерогенности, обеспечивающего межобъектные различия в воздействии $MC_{j,it}^{LNS}$ на R_{it} в уравнении (3). В этом случае пропадает необходимость построения версий индикатора Буна с одновременным учетом многих факторов гетерогенности, что может упростить дальнейший эмпирический анализ.

На этом этапе уравнение (3) преобразуется к следующему виду:

$$\ln R_{it} = \alpha_{j,R,i} + \lambda_{j,R,i} + \beta_{j,R} \ln MC_{j,it}^{LNS} + \gamma_{j,R,k} \ln MC_{j,it}^{LNS} \ln X_{k,it} + \delta_{j,R,k} \ln X_{k,it} + I_{\{R=ROA\}} \phi_j NPI_{it} + \varepsilon_{j,R,k,it}, \quad (7)$$

где $X_{k,it}$ — k -й фактор, обуславливающий гетерогенность воздействия $MC_{j,it}^{LNS}$ на R_{it} ($k = 1, \dots, K$). Методологической новацией уравнения (7) является децентрирование переменных $MC_{j,it}^{LNS}$ и $X_{k,it}$ относительно их средних в каждый квартал наблюдений для избежания проблемы мультиколлинеарности, возникающей из-за одновременного включения в модель попарного произведения и его компонентов.

К факторам, которые могут обуславливать гетерогенность воздействия предельных издержек на долю на рынке, были отнесены следующие группы показателей, измеряемых для каждого банка в каждый квартал⁹:

- 1) структура доходов (процентные / непроцентные);
- 2) структура активов (кредиты / прочие виды активов);
- 3) соотношение между активами и пассивами (кредиты / депозиты);
- 4) модель поведения на кредитном рынке (развитие розничного / корпоративного бизнеса);
- 5) капитализация и риски (финансовый рычаг, доля просроченных кредитов в совокупных кредитах).

⁹ Заметим, что масштаб банков не является подходящим кандидатом на роль фактора, обуславливающего гетерогенность, поскольку его использование, как показали расчеты, приводит к тому, что значения индикатора Буна для крупнейших банков выглядят как выбросы (особенно для Сбербанка) из-за сильно неравномерного характера распределения рыночных долей в российской банковской системе.

Первые две группы факторов непосредственно определяют, в какой мере банки специализированы на кредитной деятельности, что напрямую влияет на их предельные издержки, прибыльность и доли на рынке. Третья группа факторов определяет, в какой мере банки зависят от привлечения более дорогих видов пассивов — срочных депозитов населения (чем дороже депозиты, тем, при прочих равных условиях, кредиты будут более дорогими). Четвертая группа факторов призвана учесть структурные различия банков, которые возникают из-за различных специфик кредитования в розничном и корпоративном сегментах. Наконец, пятая группа факторов призвана учесть различия в склонности менеджеров банков к риску: для более рискованных банков характерны повышенные значения прибыльности в занимаемых ими нишах на рынке (подробнее см. ниже). Конкретные прокси-переменные для каждой из пяти выделенных групп будут рассмотрены в следующем разделе.

Уравнение (7) также оценивалось с помощью 2GMM. Оценки гетерогенного индикатора Буна, т. е. измеренного для банка i в квартале t , для $MC_{j,it}^{LNS}$ j -й версии ($j = 1, \dots, 6$), зависимой переменной R_{it} (ROA_{it} или MS_{it}) и k -го фактора гетерогенности $X_{k,it}$ ($k = 1, \dots, K$) представимы в виде:

$$BOONE_{R,k,j,it} = \frac{\partial \ln R_{it}}{\partial \ln MC_{j,it}^{LNS}} = \beta_{j,R} + \gamma_{j,R,k} \ln X_{k,it}. \quad (8)$$

Четвертый этап — версии гетерогенных индикаторов Буна с одновременным учетом многих факторов гетерогенности. Новацией на этом этапе выступает учет возможных различий в воздействии $MC_{j,it}^{LNS}$ на R_{it} , во-первых, между банками с различными формами собственности (федеральные госбанки, частные банки-нерезиденты и все прочие банки), и, во-вторых, на различных фазах кредитного цикла в России. Уравнение воздействия $MC_{j,it}^{LNS}$ на R_{it} принимает окончательный вид:

$$\begin{aligned} \ln R_{it} = & \alpha_{j,R,i} + \lambda_{j,R,t} + \beta_{j,R} \ln MC_{j,it}^{LNS} + \sum_{k=1}^K \gamma_{j,R,k} \ln MC_{j,it}^{LNS} \ln X_{k,it} + \\ & + \sum_{k=1}^K \delta_{j,R,k} \ln X_{k,it} + \sum_{q=1}^2 \eta_{j,R,q} \ln MC_{j,it}^{LNS} DUM_q + \\ & + \sum_{q=1}^2 \rho_{j,R,q} DUM_q + \theta_{j,R} \ln MC_{j,it}^{LNS} Cycle_t + \xi_{j,R} Cycle_t + I_{\{R=ROA\}} \phi_j NPI_{it} + \varepsilon_{j,R,k,it}, \end{aligned} \quad (9)$$

где DUM_q — фиктивная переменная типа собственности, принимающая значение 1, если банк i входил в группу q в квартале t , 0 — не входил в q , q — группы федеральных госбанков или частных банков-нерезидентов (прочие банки — референтная группа)¹⁰. Предполагается, что имеющиеся существенные различия между группами банков по стоимости

¹⁰ К группе федеральных госбанков на всем периоде наблюдений были отнесены Сбербанк, ВТБ и Россельхозбанк. Группа частных банков-нерезидентов была сформирована на основе открытых данных ЦБ РФ «Информация о кредитных организациях с участием нерезидентов» (<http://www.cbr.ru/analytics/?PrtId=bnksyst>). В отличие от группы федеральных госбанков, состав частных банков-нерезидентов непостоянен во времени — в различные кварталы наблюдений часть банков могла входить в группу после приобретения нерезидентами контрольного пакета акций, другая часть банков могла выходить из группы по причине сворачивания материнскими банками бизнеса в России.

фондирования¹¹ могут оказывать влияние на воздействие $MC_{j,it}^{LNS}$ на R_{it} . При прочих равных условиях такое воздействие должно быть сильнее в группе федеральных госбанков, менее сильным — в группе нерезидентов и наименее сильным — в группе резидентов.

$Cycle_t$ — макроэкономическая переменная, отражающая фазы кредитного цикла (понижающая или повышающая), рассчитанная как разность между текущими и сглаженными (с помощью фильтра Ходрика–Прескотта) значениями отношения кредитов банковского сектора экономики к ВВП по аналогии с (Моисеев, 2011). Предполагается, что на понижающей фазе для сохранения достигнутых показателей результативности R_{it} банки могут корректировать вниз свои предельные издержки, тогда как на повышающей фазе такая коррекция не обязательна в случае, если банки финансируют в повышение качества предоставляемых клиентам услуг.

Для оценки параметров уравнения (9) был также применен 2GMM, а оценки итоговых версий гетерогенного индикатора Буна для $MC_{j,it}^{LNS}$ j -й версии ($j = 1, \dots, 6$), зависимой переменной R_{it} (ROA_{it} или MS_{it}) и набора из K факторов гетерогенности $X_{k,it}$ выглядят следующим образом:

$$BOONE_{R,j,it} = \frac{\partial \ln R_{it}}{\partial \ln MC_{j,it}^{LNS}} = \beta_{j,R} + \sum_{k=1}^K \gamma_{j,R,k} \ln X_{k,it} + \sum_{q=1}^2 \eta_{j,R,q} DUM_q + \theta_{j,R} Cycle_t. \quad (10)$$

Пятый этап — анализ индикатора Буна для банков в различных нишах кредитного рынка. Выделение ниш на кредитном рынке — сложнейшая содержательная задача. Ее сложность состоит в том, что ниши могут пересекаться, а их границы весьма условны. Не претендуя на полное решение этой задачи, в данной работе предлагается достаточно простой способ. Он состоит в том, чтобы выделить ниши, во-первых, по склонности банков к кредитному риску (более рисковое или менее рисковое кредитование), и, во-вторых, по модели бизнеса (розничная или корпоративная). Границы ниш предлагается определять в каждый квартал на основе медианных значений в выборке по показателям доли просроченных кредитов в кредитных портфелях банков и доли розничных кредитов в сумме розничных и корпоративных кредитов. При этом учитывается тот факт, что крупнейшие банки могут конкурировать не только внутри своих ниш, к которым они будут отнесены по двум указанным критериям, но и между ниш. Это будет отражать то, что даже при низких долях того или иного вида кредитов (розничного или корпоративного) в конкретном банке (из числа крупнейших) объемы этих кредитов могут быть сопоставимы с банками-монолайнерами из числа лидеров на рынке соответствующего вида кредитов¹². Недостаток предложенного подхода — его уязвимость к фальсификации отчетностей.

¹¹ Максимальная в выборке стоимость фондирования в период 2005–2013 гг. составляла: 9% для федеральных госбанков, 19% для частных банков-нерезидентов, 50% для частных банков-резидентов (для сравнения — значения в 99-х процентилях соответствующих групп равны 8.8, 10.7 и 12.1%).

¹² Например, по состоянию на 01.01.2014 в третьем банке российской банковской системы, Газпромбанке, доля розничных кредитов в кредитном портфеле составляла всего 14% (при среднем 35% по всей системе), однако размер таких кредитов был 256 млрд руб. (доля на рынке — 2.3%). Для сравнения, у одного из лидеров рынка розничных кредитов, Русского Стандарта, размеры кредитного портфеля составляли 270 млрд руб. (доля в его кредитном портфеле — 98%, а на рынке — 2.5%). Поэтому, хотя банки формально находятся в разных нишах, корпоративной и розничной, соответственно, они вполне могут конкурировать по розничным кредитам, учитывая разветвленную сеть обоих.

Шестой этап — сравнительный анализ двух показателей рыночной власти — индикатора Буна и индекса Лернера. Ключевой вопрос: не противоречат ли они друг другу? Если противоречат, то нужны критерии выбора из двух альтернатив, чтобы Банк России мог опираться на конкретный показатель при проведении политики стимулирования конкуренции в банковском секторе.

Для сравнительного анализа были оценены значения индекса Лернера, скорректированного на цену привлеченных ресурсов (funding-adjusted Lerner indices, (Koetter et al., 2012)), для каждой из j версий предельных издержек $MC_{j,it}^{LNS}$ ($j = 1, \dots, 6$):

$$Lerner_{j,it} = \frac{r_{it}^{LNS} - AFR_{it} - MC_{j,it}^{LNS}}{r_{it}^{LNS}}, \quad (11)$$

где для банка i в квартале t :

r_{it}^{LNS} — средневзвешенная годовая ставка по кредитам (отношение годового объема процентных доходов, полученных банком по размещенным кредитам, к средней за последний год величине остатка задолженности по кредитам);

AFR_{it} — средневзвешенная годовая ставка по привлеченным средствам (отношение годового объема процентных расходов, выплаченных банком по привлеченным средствам, к средней за последний год величине остатка привлеченных средств).

3. Данные

Для реализации описанной выше методологии оценок функций издержек и индикатора Буна была сформирована панельная база данных по российским банкам на основе открытой статистики ЦБ РФ. В панель вошли все банки, предоставлявшие отчетности по формам 101 (Оборотные ведомости по счетам бухгалтерского учета) и 102 (Отчеты о прибылях и убытках)¹³ в 1 кв. 2004 г. — 4 кв. 2013 г., т. е. на протяжении 44 кварталов. Приведение показателей формы 102 к годовому выражению сократило доступный для анализа период на 4 квартала. Первичная статистика, содержащаяся в этих формах — коды 1-го и 2-го порядков — обрабатывались в MS SQL Server, в частности, преобразовывались в агрегаты типа «кредиты», «прибыль» и т. п.¹⁴, необходимые для расчетов зависимых и независимых переменных в моделях (1)–(5).

Анализ описательных статистик переменных, использованных для оценки функций издержек¹⁵, показал, что итоговое число наблюдений (банков) варьируется от 29365 (1152) до 30784 (1196) после исключения из выборки всех наблюдений по ценам входящих ресурсов ниже 1-го и выше 99-го перцентиля. Максимальные значения показателей, измеренных в млрд руб., приходятся на крупнейший банк (Сбербанк). Исключение переоценки валютной компоненты издержек существенно снижает значения показателя операционных издержек: среднее за рассматриваемый период 2005–2013 гг. сокращается с 19.2 до 7.7 млрд руб., что подчеркивает большую роль валютной переоценки в балансах банков. Средние значе-

¹³ <http://www.cbr.ru/credit/forms.asp>.

¹⁴ Формулы агрегирования могут быть найдены в «Сводной статистической информации по крупнейшим банкам», публикуемой на сайте ЦБ РФ (<http://www.cbr.ru/analytics/?PrId=bnksyst>).

¹⁵ Описательные статистики не приводятся, но доступны у автора по запросу.

ния цен входящих ресурсов составили (в % к совокупным активам банков): 4.9% для цены привлеченных средств, 4.1% для цены расходов на персонал и 23.7% для цены физического капитала.

В моделях индикатора Буна минимальное число наблюдений (банков) составило 20758 (1054), максимальное — 24576 (1137)¹⁶. Средняя прибыльность активов (до формирования резервов под потери по кредитам) составила 2.8%, средняя доля на рынке кредитов — всего 0.1%, максимальная доля — 38.9% — принадлежит Сбербанку. Выше (раздел 2) были выделены пять групп факторов, которые могут обуславливать гетерогенность воздействия предельных издержек на результативность бизнеса банков. Для группы «структура доходов» был выбран показатель доли непроцентных доходов в совокупных доходах банков (среднее — 29.6%). Для группы «структура активов» — показатели кредитной нагрузки на активы банков (отношение кредитов к активам, среднее равно 52.1%) и обеспеченности ликвидностью (доля абсолютно ликвидных активов¹⁷ в совокупных активах, среднее — 16.7%). Для группы «соотношение между активами и пассивами» — показатели отношения кредитов к депозитам (среднее равно 99.1%) и отношения депозитов за вычетом кредитов к активам (среднее равно 7%), что отражает функцию банка по отношению к экономике — нетто-кредитор или нетто-заемщик. Для группы «модель поведения на кредитном рынке» — показатель доли розничных кредитов среди всех кредитов (среднее 32%). Для группы «капитализация и риски» — показатели отношения собственного капитала к активам (среднее 19.8%) и доли просроченных кредитов среди всех кредитов (среднее 4.4%). Итого — восемь микроэкономических показателей. Наконец, показатель кредитного цикла — разность между текущими и сглаженными значениями отношения кредитов к ВВП — имеет минимум, среднее и максимум, соответственно равные –3.1, 0.0 и 3.5 п.п. ВВП. Данные по ВВП были взяты из Росстата.

4. Результаты оценивания

Прежде чем описывать результаты моделирования индикатора Буна, остановимся кратко на оценках важнейшего компонента, на которой он базируется — предельных издержках MC, рассчитанных на основе оценок функции издержек, проведенных с помощью метода максимального правдоподобия в рамках анализа стохастической границы эффективности (SFA), робастного метода наименьших квадратов и обобщенного метода моментов в предположении наличия фиксированных эффектов (FE OLS и FE GMM соответственно). Поскольку анализируемый период включает кризисные годы (2008–2009 гг.), описательные статистики для различных вариантов MC приведены на трех подпериодах: до кризиса, во время и после него (табл. 1). Единственной общей чертой этих оценок на всех подпериодах является то, что граничные оценки MC (в рамках SFA) в любом процентиле выборки ниже, чем неграничные оценки (по OLS и GMM). Это является проявлением того, что методы OLS и GMM не вычлениют компонент неэффективности из регрессионной ошибки. На первом подпериоде медианные оценки MC варьируются в диапазонах 6.2–6.8% (SFA),

¹⁶ Описательные статистики не приводятся, но доступны у автора по запросу.

¹⁷ Средств на корреспондентских счетах и депозитах банков в ЦБ РФ, а также их вложений в облигации Банка России (ОБР).

9.0–9.3% (OLS) и 9.3–9.6% (GMM). На втором подпериоде оценки MC возрастают до 7.4–8.3%, 9.2–10.5% и 9.6–10.4% соответственно, что может объясняться ростом расходов на скрининг заемщиков вследствие ухудшения их финансового положения в кризис. На третьем периоде оценки MC в целом сокращаются до 6.9–8.9%, 7.7–8.5% и 7.7–8.0% по SFA, OLS и GMM соответственно.

Далее, лишь на посткризисном этапе стандартные отклонения MC по SFA примерно сравнивались с аналогичными показателями по OLS и GMM. Наконец, исключение валютной переоценки разнонаправленно влияет на MC (например, медиана MC по SFA до кризиса выше, если исключить переоценку, а после кризиса — ниже). Можно говорить лишь о том, что с ростом процентиля выборки наблюдается увеличение разрыва между MC с исключением и без исключения переоценки.

Таблица 1. Описательные статистики альтернативных оценок предельных издержек банков по кредитам

Метод оценки предельных издержек (MC)	Валютная переоценка исключена	Процентили выборки, %					Станд. откл., п.п.
		p0	p25	p50	p75	p100	
Панель 1: до кризиса (в среднем за 2005–2007)							
SFA	да	1.7	4.3	6.8	11.7	50.7	10.0
	нет	1.4	3.9	6.2	11.3	43.8	9.1
FE OLS	да	2.5	6.0	9.0	15.4	64.8	12.3
	нет	2.5	5.9	9.3	16.7	68.8	14.0
FE GMM	да	2.8	6.4	9.6	16.3	68.3	13.2
	нет	2.3	5.8	9.3	17.0	75.1	15.1
Панель 2: во время кризиса (в среднем за 2008–2009)							
SFA	да	1.6	4.7	7.4	12.2	40.7	8.5
	нет	1.3	4.7	8.3	15.0	56.1	14.8
FE OLS	да	2.3	6.1	9.2	14.5	45.2	9.4
	нет	2.0	6.1	10.5	18.8	68.2	15.9
FE GMM	да	2.6	6.4	9.6	15.2	47.3	9.9
	нет	1.7	5.8	10.4	18.9	74.0	16.7
Панель 3: после кризиса (в среднем за 2010–2013)							
SFA	да	1.5	4.5	6.9	10.7	38.6	7.9
	нет	1.6	5.3	8.9	14.8	56.2	16.5
FE OLS	да	1.9	5.2	7.7	11.6	40.1	7.8
	нет	1.6	5.1	8.5	14.5	56.6	15.9
FE GMM	да	2.0	5.5	8.0	12.0	41.7	8.2
	нет	1.3	4.4	7.7	13.6	60.7	19.6

Эти результаты говорят о том, что, хотя критических различий в SFA, OLS и GMM не было выявлено, оценки MC по SFA предпочтительнее, т. к. они не завышают неэффективность российских банков и менее волатильны. Кроме того, поскольку, по мнению автора,

валютная переоценка не отражает операционной эффективности, предпочтение будет отдаваться версиям МС с исключением переоценки.

4.1. Гомогенное воздействие эффективности издержек банков на результативность их бизнес-моделей

В таблице 2 представлены оценки двунаправленных моделей с фиксированными эффектами (two-way fixed effects), в рамках которых оценивалось воздействия одной из трех альтернативных мер эффективности издержек (АС, МС или SFA-индекса) на долю на рынке кредитов (панель 1) или прибыльность активов (панель 2). Оценки при фиктивных переменных кварталов не представлены для экономии места. В оцененных моделях число наблюдений (банков) варьируется от 21375 (1018) до 25182 (1051). Предельные издержки МС рассчитывались на основе оценок эмпирической функции издержек. Были рассчитаны два варианта издержек банков — с исключением переоценки их валютного компонента и без исключения. Эмпирическая функция издержек оценивалась в рамках подхода стохастической границы эффективности (SFA), а также с помощью OLS и GMM с фиксированными эффектами (по банку). Средние издержки не зависят от способов расчета предельных издержек.

Результаты оценивания уравнений (3) и (4) гомогенного воздействия предельных издержек (МС) на доли банков на рынке (MS) и прибыльности их активов (ROA) могут быть сформулированы следующим образом (см. табл. 2, панели 1 и 2 соответственно). Во-первых, модели с зависимой переменной MS дают значительно более устойчивые результаты, чем модели с ROA. Так, МС влияют на MS одинаково вне зависимости от способа оценки самих предельных издержек (на основе SFA, OLS или GMM), учета лаговой структуры такого воздействия (1 — одновременное, 2 — лагированное) и исключения переоценки валютного компонента при расчете предельных издержек. Напротив, влияние МС на ROA такой устойчивостью не обладает, поэтому далее анализироваться не будет. Кроме того, ROA отражает доходность не только кредитного портфеля, но и прочих активов. Значит, анализируя воздействие МС на ROA, нельзя утверждать, что изучается конкуренция только на кредитном рынке. Подобного недостатка лишен анализ воздействия МС на MS, поскольку оба показателя относятся только к кредитному рынку.

Остановимся подробнее на влиянии МС на MS. Знак такого влияния — отрицательный. Это говорит о том, что для кредитного рынка российского банковского сектора в целом за рассматриваемый промежуток времени гипотезу эффективной структуры рынка отвергнуть нельзя: более эффективные игроки выигрывают в конкурентной борьбе за долю на рынке у менее эффективных игроков. Оценки находятся в диапазоне от -0.24 до -0.13 (значимы на 1%-ном уровне) и указывают на наличие достаточно сильного (с экономической точки зрения) эффекта.

Средние издержки АС оказывают как минимум вдвое более сильное воздействие на MS, чем эффект со стороны МС. Однако важно, что такое воздействие остается отрицательным. Это не зависит от исключения валютной переоценки. Напротив, оценка связи SFA-индекса эффективности и MS зависит от переоценки: без ее исключения эффект отрицателен, что противоречит результатам с МС и АС; с ее исключением результаты со всеми тремя прокси на издержки оказываются согласованными. Это еще раз указывает на необходимость исключения переоценки.

Таблица 2. Результаты оценок гомогенного эффекта издержек на результативность бизнес-моделей российских банков без учета контрольных факторов (за период 1 кв. 2005 — 4 кв. 2013)

Способ оценки ^a		Валютная переоценка					
		исключена			не исключена		
		SFA	FE OLS	FE GMM	SFA	FE OLS	FE GMM
<i>Панель 1. Зависимая переменная — доля банка на рынке кредитов (MS), %</i>							
Предельные издержки по кредитам (MC)	1	−0.143*** (0.015)	−0.232*** (0.015)	−0.235*** (0.015)	−0.127*** (0.013)	−0.170*** (0.013)	−0.185*** (0.013)
	2	−0.160*** (0.046)	−0.236*** (0.046)	−0.236*** (0.046)	−0.147*** (0.043)	−0.184*** (0.040)	−0.195*** (0.038)
Средние издержки по кредитам (AC)	1		−0.462*** (0.012)			−0.414*** (0.013)	
	2		−0.424*** (0.034)			−0.387*** (0.036)	
SFA-индекс эффективности издержек	1	0.133*** (0.052)			−0.111*** (0.025)		
	2	0.162 (0.124)			−0.057 (0.060)		
<i>Панель 2. Зависимая переменная — прибыльность активов банка (ROA), %</i>							
Предельные издержки по кредитам (MC)	1	0.097*** (0.017)	0.062*** (0.017)	0.071*** (0.018)	0.056*** (0.017)	0.020 (0.016)	0.010 (0.015)
	2	0.000 (0.036)	−0.032 (0.037)	−0.025 (0.038)	−0.014 (0.037)	−0.043 (0.034)	−0.054 (0.035)
Средние издержки по кредитам (AC)	1		0.013 (0.015)			−0.014 (0.015)	
	2		−0.057* (0.031)			−0.067** (0.032)	
SFA-индекс эффективности издержек	1	0.490*** (0.058)			0.159*** (0.025)		
	2	0.447*** (0.106)			0.106** (0.050)		

Примечание.^a Две альтернативные оценки: 1 — оценки воздействия текущего значения издержек на зависимую переменную с помощью 2GMM с фиксированными эффектами (инструмент — предшествующий лаг издержек); 2 — оценки суммарного воздействия предшествующих четырех лагов издержек на зависимую переменную с помощью OLS с фиксированными эффектами.

***, ** и * — оценки значимы на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

Поскольку рассматриваемый промежуток времени достаточно длинный (40 кварталов, с 2005 г. по 2013 г.), можно утверждать, что все эти оценки — по сути, средние за этот длинный промежуток — имеют долгосрочный характер. Кроме того, эти оценки не учитывают межбанковской гетерогенности воздействия MC на MS, и поэтому за ними можно признать лишь второстепенную роль. Это, в свою очередь, позволяет ожидать, что воздействие MC

на MS может быть противоположным — либо в отдельные кварталы наблюдений (краткосрочные эффекты), либо в случае учета всего спектра факторов гетерогенности такого воздействия.

4.2. Гетерогенное воздействие эффективности издержек банков на результативность их бизнес-моделей с одним фактором гетерогенности

Результаты последовательного тестирования каждого из восьми выделенных факторов гетерогенности (см. раздел 3) воздействия предельных издержек MC (с исключенной валютной переоценкой)¹⁸ на долю банков на рынке кредитов MS в рамках уравнений (7) могут быть систематизированы следующим образом¹⁹.

1. Диверсификация источников доходов (процентные/непроцентные) не оказывает корректирующего влияния на связь между MC и долей банков на рынке кредитов. Другими словами, развитие банками некредитного бизнеса не усиливает, но и не ослабляет достигнутые ими позиции на кредитном рынке.

2. С ростом кредитной нагрузки на активы банкам могло потребоваться снижение предельных издержек на выдачу кредитов для удержания доли на рынке. Это может быть отражением того, что при тех же физических мощностях (числе отделений/филиалов) ускорение потока заемщиков требует сокращения времени на их обслуживание, иначе они будут предпочитать тот банк, в котором аналогичное обслуживание проводится быстрее.

3. Повышение доли абсолютно ликвидных активов в активах банков (например для защиты от «паники вкладчиков») оказывает негативное воздействие на размер долей на рынке кредитов, поскольку это означает нереализованные (с точки зрения выдачи новых кредитов) возможности. Однако такой негативный эффект может быть отчасти компенсирован повышением качества сервиса, отражающегося в росте MC.

4. Повышение интенсивности кредитования в расчете на рубль привлеченных депозитов способствует тем большему увеличению доли банков на рынке, чем в большей степени они готовы финансировать в качестве обслуживания заемщиков. Это может быть связано с тем, что показатель отношения кредитов к депозитам носит проциклический характер: его рост наблюдается в периоды повышения спроса на кредит — удовлетворение спроса возможно за счет в том числе более качественного обслуживания.

5. Совместный эффект от роста MC и отношения депозитов (за вычетом кредитов) к активам противоположен предыдущему случаю.

6. Одновременный рост предельных издержек и доли розничных кредитов в кредитных портфелях банков способствовало усилению их рыночных позиций в 2005–2013 гг. Это можно связать с тем, что с ростом вовлеченности в розничный сегмент банкам могло потребоваться дополнительное инвестирование в повышение качества обслуживания для увеличения доли на рынке.

7. Оценка совместного эффекта MC и отношения собственного капитала к активам не устойчива к способу оценки предельных издержек. Это говорит о том, что банки как с вы-

¹⁸ Результаты расчетов без исключения валютной переоценки дали качественно схожие результаты.

¹⁹ Сами оценки не приводятся для экономии места и доступны у автора по запросу.

сокой, так и с низкой обеспеченностью собственным капиталом могут иметь сильные позиции на рынке.

8. Совместный эффект от роста МС и доли просроченных кредитов оценен как положительный, значимый на 1%-ном уровне вне зависимости от способа оценки предельных издержек. Для интерпретации заметим, что доля просроченных кредитов отражает репутационные риски банков. Возможно, банки могли компенсировать рост репутационных рисков улучшением качества обслуживания для поддержания равновесия и удержания доли на рынке.

В целом, расчеты свидетельствуют о том, что из восьми кандидатов на роль факторов гетерогенности как минимум шесть оказывают значимое воздействие на связь между предельными издержками и долей на рынке. Это позволяет рассчитать индикатор Буна для каждого банка в каждый квартал по формуле (8). Результаты расчетов показали (см. рис. 1), что и форма эмпирической плотности распределения банков по значениям индикатора Буна, и их расположение сильно зависят от выбора конкретного фактора гетерогенности. Другими словами, при учете только одного из всего множества доступных факторов гетерогенности возникает проблема неучтенных переменных. Следовательно, необходима верификация форм распределения многофакторными моделями.



Рис. 1. Эмпирические плотности распределения банков по значениям индикатора Буна в моделях с одним фактором гетерогенности

4.3. Гетерогенное воздействие эффективности издержек банков на результативность их бизнес-моделей с многими факторами гетерогенности

Корреляционный анализ показал, что из всех восьми факторов гетерогенности сильно коррелированными друг с другом оказались три показателя: кредитная нагрузка, отношение кредитов к депозитам и отношение депозитов за вычетом кредитов к активам — корреляция (по абсолютной величине) превышает 0.6. Для исключения точечной мультиколлинеарности были оценены три версии уравнения (9). В каждую из них вошли пять остальных факторов гетерогенности и по одному из трех, сильно связанных между собой. В таблице 3 представлены GMM-оценки по двунаправленным моделям с фиксированными эффектами. Зависимая переменная — логарифм доли банка на рынке кредитов. В качестве инструментов для каждого регрессора был использован его первый лаг (точная идентификация).

Результаты оценивания свидетельствуют, во-первых, о том, что знаки воздействий парных произведений МС и того или иного фактора гетерогенности X на зависимую переменную, описанные выше для однофакторных моделей, сохраняются во всех трех многофакторных. Единственное отличие состоит в том, что теперь среднее воздействие МС на долю на рынке либо незначимо отличается от нуля, либо положительно. Во-вторых, для вновь введенных переменных было обнаружено два значимых эффекта. Первый состоит в том, что воздействие МС на долю на рынке существенно выше в федеральных госбанках, чем в прочих банках (вне зависимости от их резидентности) — на 0.25–0.30 (при среднем для всех банков эффекте 0–0.14). Второй обнаруженный эффект — на фазе роста кредитного цикла в России повышение предельных издержек способствовало росту доли на рынке. Это подтверждает предположения о том, что подобное повышение могло быть следствием дополнительных инвестиций банков в качество обслуживания для заемщиков.

Таблица 3. Результаты совместного GMM-тестирования микроэкономических факторов гетерогенности воздействия эффективности российских банков на их доли на кредитном рынке (1 кв. 2005 — 4 кв. 2013 гг.)

Объясняющие переменные (логарифм)	Модель		
	M1	M2	M3
Предельные издержки по кредитам (МС) ^a	0.010 (0.013)	0.035*** (0.014)	0.135*** (0.013)
МС × Доля розничных кредитов	0.105*** (0.011)	0.103*** (0.011)	0.101*** (0.010)
Доля розничных кредитов	–0.112*** (0.010)	–0.108*** (0.010)	–0.112*** (0.009)
МС × Доля кредитов в активах			0.001 (0.028)
Доля кредитов в активах			1.026*** (0.023)
МС × Отношение капитала к активам	–0.007 (0.021)	0.002 (0.021)	0.021 (0.019)
Отношение капитала к активам	–0.869*** (0.017)	–0.842*** (0.017)	–0.662*** (0.015)

Окончание табл. 3

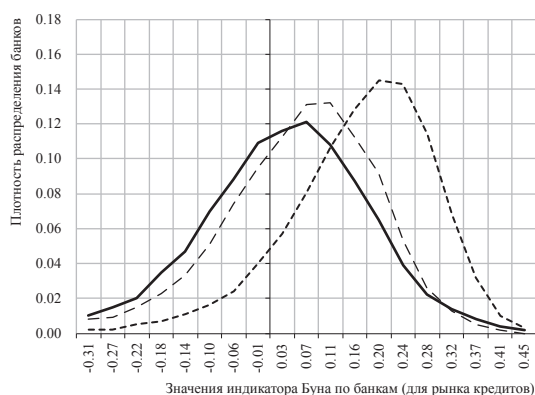
Объясняющие переменные (логарифм)	Модель		
	M1	M2	M3
МС × Доля просроченных кредитов	0.028*** (0.006)	0.029*** (0.006)	0.036*** (0.006)
Доля просроченных кредитов	-0.060*** (0.004)	-0.059*** (0.004)	-0.044*** (0.004)
МС × Доля непроцентных доходов	-0.001 (0.014)	0.009 (0.014)	-0.004 (0.014)
Доля непроцентных доходов	-0.024** (0.011)	-0.020* (0.011)	0.007 (0.010)
МС × Отношение кредитов к депозитам		0.117*** (0.031)	
Отношение кредитов к депозитам		0.685*** (0.024)	
МС × Отношение абсолютно ликвидных активов к вкладам	0.079*** (0.018)	0.076*** (0.017)	0.019 (0.015)
Отношение абсолютно ликвидных активов к вкладам	-0.100*** (0.015)	-0.112*** (0.015)	-0.159*** (0.013)
МС × Отношение депозитов (за вычетом кредитов) к активам банка	-0.0043*** (0.0006)		
Отношение депозитов (за вычетом кредитов) к активам банка	-0.014*** (0.000)		
МС × Федеральные госбанки	0.281*** (0.108)	0.246*** (0.109)	0.294*** (0.103)
МС × Дочерние банки нерезидентов	-0.107 (0.080)	-0.116 (0.079)	-0.088 (0.072)
Дочерние банки нерезидентов	0.113* (0.066)	0.124* (0.065)	0.191*** (0.063)
МС × Кредитный цикл (по фильтру Ходрика–Прескотта)	0.010*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.007*** (0.002)
Кредитный цикл (по фильтру Ходрика–Прескотта)	-0.162 (0.124)	-0.103 (0.122)	-0.273** (0.118)
Число наблюдений / банков	21446 / 971		
Точная идентификация	Да		

Примечание. ^a Предельные издержки по кредитам рассчитаны в рамках подхода SFA с исключением валютной переоценки. Оценки коэффициентов перед фиктивными переменными на кварталы не приведены для экономии места.

***, ** и * — оценка значима на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно. В скобках под оценками указаны их робастные ошибки.

Далее, на основе формулы (10) были оценены три многофакторные версии индикатора Буна. Гистограммы плотности распределения банков по значениям индикатора Буна (рис. 2) в моделях M1 и M2 (см. табл. 3) оказались весьма похожими, чего нельзя сказать о модели M3. Средние значения плотностей устроены таким образом, что в модели M3 (рис. 2,

график 3) оно составило примерно 0.2, что втрое больше средних в моделях М1 и М2 (графики 1 и 2 там же). Хотя вариация значений примерно одинакова во всех трех моделях — значения индикатора Буна распределены от -0.3 до 0.45 — итоговой версией будем считать модель М1 (график 1). Очевидно, что большая часть банков даже в этой модели находится в положительной, а не в отрицательной области по индикатору Буна. Это сильно отличается от оценок гомогенного воздействия МС на МS (раздел 4.1) и указывает на решающую роль учета факторов гетерогенности. Таким образом, для одной части банков характерна отрицательная связь предельных издержек и доли на рынке, для другой — положительная. Важно знать не только количество банков с положительным и с отрицательным эффектами, но и их системную значимость, т. е. долю в активах всей банковской системы. Для этого было построено распределение активов банков по значениям индикатора Буна на последнюю доступную дату, 4 квартал 2013 г. (рис. 3). Расчеты показали, что большая часть активов банков (70%) была сосредоточена в области положительных значений индикатора Буна, а в области отрицательных — 30%. Наиболее важный вывод из этого состоит в том, что на кредитном рынке в России «конкуренция по качеству» имеет большее значение для удержания рыночных позиций, чем «конкуренция по количеству». В условиях значительного количества банков в банковской системе даже наименее качественный заемщик может иметь несколько альтернатив получения кредита — но он, скорее всего, выберет ту, в которой обслуживание лучше, чем в остальных. Кроме того, расчеты показали, что наибольшие значения индикатора Буна (наибольшая рыночная власть) характерны для Сбербанка. Для сравнения заметим, что в (Delis, 2012) межстрановые оценки индикатора Буна были сосредоточены в основном в отрицательной области, что является следствием описанных выше существенных различий в подходах к моделированию конкуренции.



Многофакторные модели с показателями:

- Отношение чистых депозитов к активам банка
- - - Отношение кредитов к депозитам банка
- ... Кредитная нагрузка на активы банка

Рис. 2. Эмпирические плотности распределения банков по значениям индикатора Буна в моделях с многими факторами гетерогенности (М1–М3)



Многофакторные модели с показателями:

- Отношение чистых депозитов к активам банка
- ▨ Отношение кредитов к депозитам банка
- Кредитная нагрузка на активы банка

Рис. 3. Гистограммы плотности распределения активов банков по значениям индикатора Буна в моделях с многими факторами гетерогенности (М1–М3)

4.4. Оценки индикатора Буна: рыночная власть банков в различных нишах кредитного рынка

На основе пересечения двух критериев — доли розничного кредитования и доли просроченных кредитов (среди всех кредитов) — были выделены 4 ниши на кредитном рынке. Границы ниш определялись на основе медианных значений обоих показателей (раздел 2).

На рисунке 4 представлены результаты расчетов для 4 квартала 2013 г. Цифрами обозначены следующие банки: 1 — Восточный, 2 — Совкомбанк, 4 — Кредит Европа Банк, 5 — ЗапСибКомбанк, 6 — Азиатско-тихоокеанский банк, 7 — Уральский банк реконструкции и развития, 8 — Балтийский банк, 9 — Центр-Инвест, 10 — Абсолют-банк, 11 — Райффайзен банк, 12 — Ханты — Мансийский банк, 13 — Московский кредитный банк, 14 — Юни-Кредит банк, 15 — Альфа-банк, 16 — БИН-банк, 17 — Промсвязьбанк, 18 — банк «Санкт-Петербург», 19 — ФК «Открытие», 20 — банк «Россия», 21 — ГЛОБЭКС, 22 — Новикомбанк. Размер круга на графике пропорционален произведению масштаба банка и показателя рыночной власти (индикатора Буна, рассчитанного по доле на рынке кредитов). Это иллюстрирует идею о том, что рыночная власть находится в прямой зависимости от масштаба банка. При прочих равных условиях, чем более близкими являются площади рядом расположенных кругов, тем острее конкуренция на рынке кредитов между соответствующими банками.

Расчеты показали, что в низкорисковой нише со значительной долей корпоративного кредитования (*ниша 1*) находилось 571 банков с долей в активах банковской системы 38.2%,

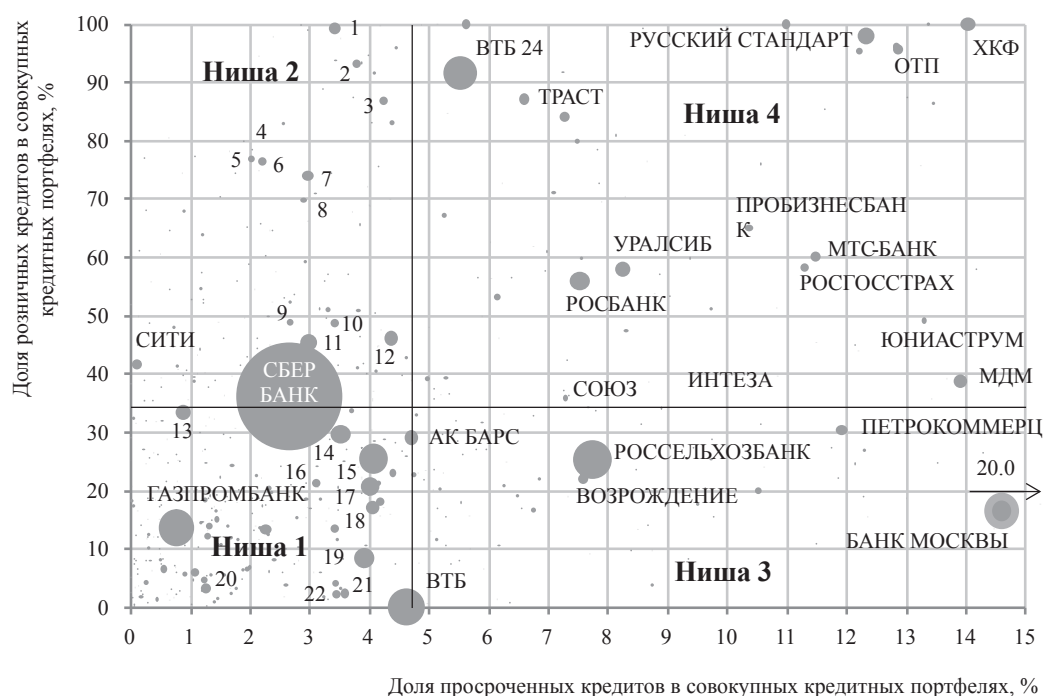


Рис. 4. Рыночная власть российских банков в различных нишах кредитного рынка, выделенных по критерию склонности банков к кредитному риску (по состоянию на конец 4 кв. 2013 г., модель М1)

лидеры ниши — ВТБ и Газпромбанк. В низкорисковой нише со значительной долей розничного кредитования (*ниша 2*) — 205 банков с долей 37.4% в активах банковской системы, лидер ниши — Сбербанк. В высокорисковой нише со значительной долей корпоративного кредитования (*ниша 3*) было сосредоточено 113 банков с долей 10.0% активов системы, лидеры — Россельхозбанк и Банк Москвы. Наконец, в высокорисковой нише со значительной долей розничного кредитования (*ниша 4*) — 123 банка с 12.6% активов системы, лидер — ВТБ24. Во всех нишах доминируют банки с государственным участием в капитале, для которых характерны наибольшие значения индикатора Буна. Это показывает соответствие выбранной методологии оценки рыночной власти наблюдаемому доминированию госбанков в банковской системе (Верников, 2013). Наконец, наиболее острая конкуренция наблюдается в нишах 1 и 2, где банки сосредоточены достаточно плотно; менее острая конкурентная борьба характерна для третьей и, особенно, четвертой ниши, где имеются локальные группы близко расположенных друг к другу конкурентов.

4.5. Согласованность альтернативных индикаторов рыночной власти: индикатор Буна и индекс Лернера

На заключительном этапе анализа были рассчитаны значения индекса Лернера в соответствии с формулой (5), затем полученные значения были сгруппированы в децили и, наконец, для каждого такого дециля (по Лернеру) было рассчитано среднее из значений индикатора Буна банков, находящихся в этом дециле. Результаты расчетов показали, что с ростом значений индекса Лернера (от –53 до 95%) имеет место повышение значений индикатора Буна (от –0.03 до 0.13) — см. рис. 5. Коэффициент парной корреляции для этих групп составил 93%. Анализ корреляций на более дезагрегированном уровне (на уровне банков в панели, а не их групп) дает качественно тот же результат — 20–22% в среднем за 2005–2013 гг. Причем эти цифры характерны для корреляции как текущих, так и лагированных значений обоих показателей (один показатель с лагом от 4 до 1, другой — без лага, и наоборот). Это говорит о том, что альтернативные индикаторы в целом согласованы в своем предсказании рыночной власти банков. Более глубокий анализ соотношения между различными индикаторами рыночной власти является предметом дальнейших исследований.

5. Заключение: обсуждение результатов и пути дальнейшего анализа

В работе предложена микроэкономическая модификация одного из общеотраслевых индикаторов конкуренции между банками — индикатора Буна, для оценки которого не требуется информация о процентных ставках по кредитам. В предшествующих исследованиях индикатор Буна оценивался на панельных данных как воздействие предельных издержек банков на их доли на рынке или на прибыльность их активов. В данной работе показано, что основными факторами, улавливающими межбанковскую гетерогенность такого эффекта в российской банковской системе, являются следующие показатели бизнес-моделей банков:

- доля розничных кредитов в кредитном портфеле (розничная или корпоративная модель);
- доля просроченных кредитов (в совокупных кредитах);
- соотношение между кредитами и депозитами;



Рис. 5. Значения индикатора Буна (модель M1) в децилях значений индекса Лернера для всей выборки российских банков (в среднем за 1 кв. 2005 — 4 кв. 2013 гг.)

- доля абсолютно ликвидных активов (в совокупных активах).

Этот результат обоснован регрессионными расчетами с использованием трех альтернативных способов оценки предельных издержек банков: одного граничного (анализ стохастической границы эффективности, SFA) и двух неграничных — метода наименьших квадратов (OLS) и обобщенного метода моментов (GMM).

На основе рассчитанных значений индикатора Буна для каждого российского банка в каждый квартал с 2005 по 2013 гг., во-первых, подтвержден монопольный характер российского кредитного рынка; во-вторых, показано, что Сбербанк с долей 1/3 в активах системы обладает наибольшими значениями показателя рыночной власти на рынке кредитов (индикатор Буна не противоречит практике); в-третьих, обосновано, что банки конкурируют на кредитном рынке в основном «по качеству», а не «по количеству». В работе предложено сравнивать значения индикатора Буна, как и любого другого показателя рыночной власти, не для всех банков на кредитном рынке, а в пределах некоторых очерченных ниш, выделение которых происходит по двум критериям — доле розничных кредитов во всех кредитах банков и склонности к кредитному риску (доле просроченных кредитов во всех кредитах). Этот подход основывается на двух идеях. С одной стороны, розничные банки (ВТБ 24, Русский стандарт и др.) вряд ли конкурируют с корпоративными (ВТБ, Газпромбанк и др.). С другой стороны, низкорисковые банки фильтруют заемщиков по их финансовому положению, в результате чего «менее качественные» из них удовлетворяют свой спрос на кредиты по повышенной ставке в более рискованных банках.

Наконец, в работе проведен сравнительный анализ значений индикатора Буна и индекса Лернера. Показано, что эти два показателя рыночной власти не конфликтуют как на укруп-

ненных подвыборках банков (в децилях), так и на уровне самих банков. С этих позиций можно утверждать, что Банк России может использовать любую из альтернатив. Вместе с тем, с учетом существующих различий между индикатором Буна и индексом Лернера, выбор того или иного показателя связан с целями конкретного исследования: для анализа неценовой конкуренции больше подходит первый индикатор (Буна), для анализа ценовой конкуренции — второй (Лернера).

Дальнейшие направления исследований могут быть связаны с оценкой степени согласованности различных индикаторов рыночной власти в предсказании ее воздействия на эффективность издержек банков, устойчивость банков к рискам и вероятность их банкротств (например, в рамках моделей, предложенных в (Пересецкий, 2012)). Кроме того, необходимо разработать более гибкие методы выделения ниш на кредитном рынке для более точной оценки конкуренции между банками.

Благодарности. Автор выражает благодарность в первую очередь своему научному руководителю О. Г. Солнцеву и ведущему эксперту Центра макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования А. А. Пестовой за конструктивную критику и предложения по совершенствованию настоящей статьи. Автор признателен А. В. Верникову, А. М. Карминскому, а также участникам научно-практического семинара «Эмпирические исследования банковской деятельности» за ценные замечания; руководителям научного семинара «Многомерный статистический анализ и вероятностное моделирование реальных процессов» С. А. Айвазяну и Ю. Н. Благовещенскому и его участникам за совместное обсуждение идей статьи; Г. И. Пеникасу, М. В. Семенову и другим участникам XVI Апрельской международной научной конференции «Модернизация экономики и общества» НИУ ВШЭ за конструктивную критику. Отдельную благодарность автор выражает заведующему кафедрой РАНХиГС К. Н. Корищенко, анонимному рецензенту, а также А. А. Пересецкому и А. Д. Слостникову за критический взгляд на работу и практические рекомендации.

Работа выполнена в рамках гранта Российского Фонда Фундаментальных Исследований (РФФИ) № 14-06-00472 в 2014 г., а также программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2015 г.

Список литературы

Анисимова А. И., Верников А. В. (2011). Структура рынка банковских услуг и ее влияние на конкуренцию (на примере двух российских регионов). *Деньги и Кредит*, 11, 53–62.

Верников А. В. (2013). «Национальные чемпионы» в структуре российского рынка банковских услуг. *Вопросы экономики*, 3, 94–108.

Дробышевский С., Пашенко С. (2006). Анализ конкуренции в российском банковском секторе. *Научные труды ИЭПП* № 96.

Мамонов М. Е. (2010). Моделирование конкуренции в российском банковском секторе с использованием подхода Панзара–Росса: теоретический и прикладной аспекты. *Прикладная эконометрика*, 20 (4), 3–27.

Мамонов М. Е. (2012). Влияние рыночной власти российских банков на их склонность к кредитному риску: результаты панельного анализа. *Прикладная эконометрика*, 28 (4), 85–112.

Моисеев С. Р. (2011). Макропруденциальная политика: цели, инструменты и применение в России. *Банковское дело*, 3, 28–34.

- Пересецкий А. А. (2012). *Эконометрические методы в дистанционном анализе деятельности российских банков*. М.: НИУ ВШЭ.
- Allen F., Gale D. (2004). Competition and financial stability. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36 (3), 453–480.
- Barros F., Modesto L. (1999). Portuguese banking sector: A mixed oligopoly? *International Journal of Industrial Organization*, 17 (6), 869–886.
- Beck T., De Jonghe O., Schepens G. (2013). Bank competition and stability: Cross-country heterogeneity. *Journal of Financial Intermediation*, 22 (2), 218–244.
- Berger A. N., Klapper L. F., Turk-Ariss R. (2009). Bank competition and financial stability. *Journal of Financial Services Research*, 35, 99–118.
- Boone J. (2008). A new way to measure competition. *Economic Journal*, 188, 1245–1261.
- Bos J., Koetter M. (2009). Handling losses in translog profit models. *Applied Economics*, 41, 1466–1483.
- Bresnahan T. (1982). The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters*, 10, 87–92.
- Brissimis S. N., Delis M. D. (2011). Bank-level estimates of market power. *European Journal of Operational Research*, 212 (3), 508–517.
- Carbo S., Humphrey D., Maudos J., Molyneux P. (2009). Cross-country comparisons of competition and pricing power in European banking. *Journal of International Money and Finance*, 28, 115–134.
- Delis M. D., Tsionas E. G. (2009). The joint estimation of bank-level market power and efficiency. *Journal of Banking and Finance*, 33 (10), 1842–1850.
- Delis M. D. (2012). Bank competition, financial reform, and institutions: The importance of being developed. *Journal of Development Economics*, 97 (2), 450–465.
- Demsetz H. (1973). Industry structure, market rivalry and public policy. *Journal of Law and Economics*, 16, 1–10.
- Fiordelisi F., Marques-Ibanez D., Molyneux P. (2011). Efficiency and risk in European banking. *Journal of Banking and Finance*, 35, 1315–1326.
- Fonseca A. R., Gonzalez F. (2010). How bank capital buffers vary across countries: The influence of cost of deposits, market power and bank regulation. *Journal of Banking and Finance*, 33, 892–902.
- Koetter M., Kolari L. W., Spierdijk L. (2012). Enjoying the quiet life under deregulation? Evidence from adjusted Lerner indices for U.S. banks. *The Review of Economics and Statistics*, 94 (2), 462–480.
- Levy Yeyati E., Micco A. (2007). Concentration and foreign penetration in Latin American banking sector: Impact on competition and risk. *Journal of Banking and Finance*, 31, 1633–1647.
- Panzar J. C., Rosse J. N. (1987). Testing for monopoly equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, 35 (4), 443–456.
- Schaeck K., Cihak M. (2010). Competition, efficiency, and stability in banking. *Financial Management*, 43 (1), 215–241.
- Solis L., Maudos J. (2008). The social costs of bank market power: Evidence from Mexico. *Journal of Comparative Economics*, 36 (3), 467–488.
- Tabak B., Fazio D., Cajueiro D. (2012). The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter? *Journal of Banking and Finance*, 36 (12), 3366–3381.
- Turk-Ariss R. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of Banking and Finance*, 34 (4), 765–775.

Поступила в редакцию 31.10.2014;
принята в печать 03.05.2015.

Mamonov M. Microeconomic modification of an industry-wide Boone indicator: Market power of Russian banks revisited. *Applied Econometrics*, 2015, 39(3), pp. 18–44.

Mikhail Mamonov

Center for Macroeconomic Analysis and Short-term Forecasting, Moscow, Russian Federation; mikhmam@gmail.com

Microeconomic modification of an industry-wide Boone indicator: Market power of Russian banks revisited

This paper proposes a modification of an industry-wide banking competition indicator, namely the Boone indicator, which does not require information about the interest rates on loans, as opposed to the more popular Lerner index. In previous research, the Boone indicator was estimated as homogeneous effect of the banks marginal costs on their market shares or profitability. We show that such effect is heterogeneous and that the main sources of bank-level heterogeneity of that effect for Russian banks include differences in business models pursued (retail vs. corporate) and credit risk exposures. Based on these differences we identified more risky and less risky niches on credit market. Bank-level estimates of the Boone indicator showed that government-owned banks hold leading positions in every such niche. Next, based on these estimates we, first, confirm monopolistic nature of credit market with Sberbank being the dominant player. Second, we show that banks compete in this market mainly on quality rather than on quantity. Finally, we show that Boone indicator and the Lerner index provide similar predictions about the market power of Russian banks, despite of their differences.

Keywords: competition; market power; market share; Boone indicator; Lerner index.

JEL classification: G21; G28; D22; D43; C23.

Acknowledgements. This study was carried out under the grant of the Russian Foundation for Basic Research (RFBR) № 14-06-00472 in 2014, as well as under the Basic Research Program at the National Research University Higher School of Economics in 2015.

References

- Anisimova A., Vernikov A. (2011). Competition impact of market structure (the case of banking services markets in two Russian regions). *Money and Dredit (Den'gi i Kredit)*, 11, 53–62 (in Russian).
- Vernikov A. (2013). National champions and the competitive structure of the Russian banking market. *VOPROSY EKONOMIKI*, 3, 94–108 (in Russian).
- Drobyshevsky S., Paschenko S. (2006). An analysis of competition in the Russian banking sector. Gaidar Institute for Economic Policy, WP 96 (in Russian).
- Mamonov M. (2010). Testing for competition in the Russian banking sector within Panzar–Rosse approach: Theoretical and empirical framework. *Applied Econometrics*, 20 (4), 3–27 (in Russian).
- Mamonov M. (2012). The impact of market power of Russian banks on their credit risk tolerance: A panel study. *Applied Econometrics*, 28 (4), 85–112 (in Russian).
- Moiseev S. R. (2011). Makroprudencial'naja politika: celi, instrumenty i primenenie v Rossii. Bankovskoe delo, 3, 28–34 (in Russian).
- Peresetsky A. A. (2012). *Econometric approach to off-site analysis of Russian banks*. Moscow: Higher School of Economics (in Russian).

- Allen F., Gale D. (2004). Competition and financial stability. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36 (3), 453–480.
- Barros F., Modesto L. (1999). Portuguese banking sector: A mixed oligopoly? *International Journal of Industrial Organization*, 17 (6), 869–886.
- Beck T., De Jonghe O., Schepens G. (2013). Bank competition and stability: Cross-country heterogeneity. *Journal of Financial Intermediation*, 22 (2), 218–244.
- Berger A. N., Klapper L. F., Turk-Ariss R. (2009). Bank competition and financial stability. *Journal of Financial Services Research*, 35, 99–118.
- Boone J. (2008). A new way to measure competition. *Economic Journal*, 188, 1245–1261.
- Bos J., Koetter M. (2009). Handling losses in translog profit models. *Applied Economics*, 41, 1466–1483.
- Bresnahan T. (1982). The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters*, 10, 87–92.
- Brissimis S. N., Delis M. D. (2011). Bank-level estimates of market power. *European Journal of Operational Research*, 212 (3), 508–517.
- Carbo S., Humphrey D., Maudos J., Molyneux P. (2009). Cross-country comparisons of competition and pricing power in European banking. *Journal of International Money and Finance*, 28, 115–134.
- Delis M. D., Tsionas E. G. (2009). The joint estimation of bank-level market power and efficiency. *Journal of Banking and Finance*, 33 (10), 1842–1850.
- Delis M. D. (2012). Bank competition, financial reform, and institutions: The importance of being developed. *Journal of Development Economics*, 97 (2), 450–465.
- Demsetz H. (1973). Industry structure, market rivalry and public policy. *Journal of Law and Economics*, 16, 1–10.
- Fiordelisi F., Marques-Ibanez D., Molyneux P. (2011). Efficiency and risk in European banking. *Journal of Banking and Finance*, 35, 1315–1326.
- Fonseca A. R., Gonzalez F. (2010). How bank capital buffers vary across countries: The influence of cost of deposits, market power and bank regulation. *Journal of Banking and Finance*, 33, 892–902.
- Koetter M., Kolari L. W., Spierdijk L. (2012). Enjoying the quiet life under deregulation? Evidence from adjusted Lerner indices for U.S. banks. *The Review of Economics and Statistics*, 94 (2), 462–480.
- Levy Yeyati E., Micco A. (2007). Concentration and foreign penetration in Latin American banking sector: Impact on competition and risk. *Journal of Banking and Finance*, 31, 1633–1647.
- Panzar J. C., Rosse J. N. (1987). Testing for monopoly equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, 35 (4), 443–456.
- Schaeck K., Cihak M. (2010). Competition, efficiency, and stability in banking. *Financial Management*, 43 (1), 215–241.
- Solis L., Maudos J. (2008). The social costs of bank market power: Evidence from Mexico. *Journal of Comparative Economics*, 36 (3), 467–488.
- Tabak B., Fazio D., Cajueiro D. (2012). The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter? *Journal of Banking and Finance*, 36 (12), 3366–3381.
- Turk-Ariss R. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of Banking and Finance*, 34 (4), 765–775.

Received 31.10.2014; accepted 03.05.2015.