

Федеральное государственное автономное образовательное учреждение
высшего профессионального образования
«Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»

На правах рукописи

Мамонов Михаил Евгеньевич

**Конкуренция в российской банковской системе
и ее влияние на устойчивость банков**

Специальность: 08.00.13
«Математические и инструментальные методы экономики»

ДИССЕРТАЦИЯ
на соискание учёной степени кандидата экономических наук

Научный руководитель
к.э.н. Солнцев Олег Геннадиевич

Москва – 2014

Оглавление

Введение	5
Глава 1. Конкуренция как отражение рыночной власти банков	17
1.1 Классификация подходов к оценке уровня конкуренции и рыночной власти банков: микроэкономические и общетраслевые индикаторы	20
1.2 Реализация альтернативных подходов к оценке уровня конкуренции и рыночной власти банков на российских данных.....	30
1.2.1 Микро уровень: Индекс Лернера «надбавки» к цене кредита и его модификация с учетом специфики российского банковского сектора	30
1.2.2 От макро к микро уровню: модификация индикатора Буна «эффективной» конкуренции между банками	34
1.2.3 От макро к микро уровню: H-статистика Панзара-Росса	44
1.2.4 От макро к микро уровню: Индекс концентрации банков на рынках платных активов в модификации Бергера-Ханнана	52
1.2.5 Обобщение результатов расчетов индикаторов конкуренции и рыночной власти банков на общетраслевом уровне	55
Глава 2. Моделирование воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости: базовый подход	57
2.1 Обзор концепций воздействия рыночной власти и устойчивость банков	59
2.1.1 Концепции линейного и нелинейного воздействия.....	59
2.1.2 Объяснение феномена нелинейного воздействия через теорию контрактов.....	63
2.2 Методология моделирования	68
2.2.1 Задача о поиске преобладающего эффекта	68
2.2.2 Задача о совмещении противоположных эффектов	75
2.2.3 Критерии поиска оптимальных индикаторов рыночной власти	76
2.3 Результаты моделирования.....	77
2.3.1 Поиск преобладающего эффекта: оценка линейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков.....	78
2.3.2 Совмещение противоположных эффектов: оценки нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков.....	87

Глава 3. Моделирование воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости: дополнительные подходы	100
3.1 Эффективность издержек банков как канал трансмиссии воздействия рыночной власти на устойчивость	102
3.1.1 Методология моделирования	104
3.1.2 Результаты моделирования	115
3.2 Способность экономической политики государства корректировать воздействие рыночной власти на устойчивость банков	137
3.2.1 Концентрация различных видов собственности в банковской системе и требования ЦБ РФ к минимальному размеру капитала	141
3.2.2 Концентрация госбанков и частных банков: приватизировать или не приватизировать?	159
Заключение	166
Список литературы	175
Приложение 1. Вспомогательные расчеты для альтернативных оценок конкуренции и рыночной власти	184
П1.1 Оценка эмпирического уравнения операционных издержек российских банков: подход стохастической границы эффективности	184
П1.2 Уравнение дохода банков и Н-статистика Панзара-Росса	196
П1.3 Согласованность альтернативных индикаторов рыночной власти банков	198
Приложение 2. Меры устойчивости банков и результаты их оценок на российских данных	198
Приложение 3. Микро- и макроэкономические контрольные факторы в эконометрических моделях устойчивости российских банков	205
П3.1 Выбор контрольных факторов	205
П3.2 Эффекты контрольных факторов на устойчивость банков	208
Приложение 4. Результаты оценок линейного воздействия рыночной власти на устойчивость российских банков: решение задачи поиска преобладающего эффекта	224
Приложение 5. Результаты оценок нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость российских банков: решение задачи совмещения противоположных эффектов	235
Приложение 6. Связь между индикаторами рыночной власти: Индекс Лернера как отражение Индикатора Буна	245

Приложение 7. Промежуточные результаты моделирования воздействия рыночной власти на эффективность банков.....	246
П7.1 SFA-индексы эффективности и Индекс Лернера: отдельное тестирование факторов гетерогенности связи.....	246
П7.2 SFA-индексы эффективности и Индекс Лернера: ключевые характеристики в итоговой модели	249
П7.3 SFA-индексы эффективности и Индикатор Буна: основные результаты моделирования	250
П7.4 SFA-индексы эффективности: сравнительный анализ чувствительности к различным индикаторам конкуренции	253
Приложение 8. Промежуточные результаты моделирования воздействия эффективности банков на уровни их устойчивости	254
П8.1 SFA-индексы эффективности и подверженность кредитному риску	254
П8.2 SFA-индексы эффективности и Z-индексы устойчивости	255
Приложение 9. Дополнительные результаты моделирования воздействия рыночной власти банков на уровни их устойчивости: канал эффективности издержек банков.....	256
П9.1 Подверженность кредитному риску и Индекс Лернера	256
П9.2 Z-индексы устойчивости и Индекс Лернера.....	257
Приложение 10. Дополнительные результаты моделирования воздействия рыночной власти банков на уровни их устойчивости: меры экономической политики государства	258
П10.1 Крупнейшие банки.....	258
П10.2 Концентрация на рынках розничных кредитов, корпоративных кредитов и розничных депозитов.....	260
П10.3 Требования ЦБ РФ к минимальному капиталу	267
П10.4 Госбанки и частные банки в России: приватизировать или нет?	268

Введение

Актуальность темы исследования. Конкуренция — это соперничество между банками за привлечение новых и/или удержание уже обслуживаемых клиентов с помощью различных ценовых и неценовых методов. Это соперничество имеет весьма неоднозначный характер: кроме определенных выгод, которые желают достичь центральные банки, она может повлечь за собой ряд негативных явлений, которые могут создать препятствия на пути повышения банками эффективности финансового посредничества и даже — повысить системные риски банковской системы. Выгоды от конкуренции хорошо известны в микроэкономической теории: она запускает процесс снижения рыночных цен, что способствует удешевлению товаров для конечных потребителей и, соответственно, повышает их доступность. В банковской системе усиление конкурентного давления, особенно ценового, заставляет банки сокращать процентные ставки по кредитам, что повышает доступность кредита для населения и предприятий, способствуя большему проникновению банковских услуг в общество и стимулируя инвестиционные процессы в экономике. В терминах микроэкономической теории конкуренция ведет к сокращению *излишков банков* как производителей финансовых услуг и, соответственно, наращиванию *выигрышей населения и нефинансовых предприятий* как потребителей этих услуг.

Но что если по тем или иным причинам банки еще не успели накопить достаточных излишков, сокращение которых под действием конкуренции было бы безболезненным с точки зрения устойчивости банковской системы? В таком случае выигрыши потребителей финансовых услуг от ужесточения конкуренции могут оказаться недолгими. Это связано с тем, что обратной стороной конкуренции является сокращение прибыльности банковского бизнеса. В таких условиях инвестиции в банковский сектор становятся менее привлекательными, а возможности банков капитализировать прибыль и, соответственно, создавать «буферы капитала», обеспечивающие устойчивость

к шокам, ограниченными. Очевидно, что под давлением конкуренции банки будут изыскивать возможности увеличения маржи за счет повышения склонности к риску, что негативно скажется на устойчивости банковской системы.

При более детальном рассмотрении позитивные и негативные аспекты роста конкуренции можно определить сквозь призму теории контрактов. Позитивные аспекты роста конкуренции связаны с сокращением рисков *неблагоприятного отбора заемщиков*, поскольку в условиях снижающихся процентных ставок стимулы заемщиков к вовлечению в более рискованные проекты ослабевают, заемщикам становится легче обслуживать долги перед банками — в итоге повышается качество кредитных портфелей банков и, следовательно, их устойчивость к системным кредитным рискам. Это, в свою очередь, способствует повышению устойчивости банковской системы. Но, вместе с тем, негативные аспекты повышения конкуренции порождаются *проблемой морального риска менеджеров* банков, которые — в противовес заемщикам — имеют все больше стимулов к вовлечению в рискованные проекты в условиях снижающейся прибыльности. Это необходимо для того, чтобы поддержать заинтересованность собственников банков (принципалов) к пополнению уставного капитала и, кроме того, чтобы сохранить за собой менеджерские позиции.

Противоречивый характер воздействия конкуренции на устойчивость банковской системы порождает ряд вопросов, актуальных и с точки зрения практических задач, и с точки зрения теоретического осмысления закономерностей развития экономики. Какова равнодействующая позитивных и негативных последствий роста конкуренции для стабильности банковской системы? Другими словами, как соотносятся, с одной стороны, плюсы от сокращения неблагоприятного отбора и минусы от роста морального риска и, с другой стороны, сокращение излишков банков и рост выигрышей населения и нефинансовых предприятий? Как результативность тех или иных мер экономической политики государства, направленной на обеспечение стабильности банковской системы, зависит от режима конкуренции между банками?

Подобные вопросы мало изучены в современной литературе не только в отношении российской банковской системы, но и банковских систем других стран.

Кроме того, конкуренция может оказывать не только прямое воздействие на стабильность банковской системы, но и посредством импульса, задаваемого эффективности банков. Выводы работы Schaeck, Cihak (2008)¹ по данным выборки стран зоны евро и США укладываются в парадигму «рыночная власть-неэффективность-неустойчивость» банковской системы, тогда как результаты Turk Ariss (2010)² свидетельствуют о прямо противоположных закономерностях, описываемых формулой «рыночная власть-эффективность-устойчивость» по данным стран с развивающимся рынком. Как модифицируется эта триада в условиях российской банковской системы остается также открытым вопросом.

Степень разработанности проблемы в литературе. Конкуренция — это трудноизмеримый процесс, для которого не существует одного общепринятого или наилучшего индикатора. Поэтому в литературе по банкам были разработаны различные подходы к оценке ее уровня: прямое и косвенное.

Прямое оценивание основывается на индексе рыночной власти, отражающем долю рыночной надбавки, которую банк устанавливает к цене своего продукта (Lerner A.). Рыночная надбавка измеряется как разница между ценой продукта и его предельными издержками (Berger A.N., Beck T., Delis M., Maudos J., de Guevara J., Fungáčová Z., и др.). Прямое оценивание затруднено необходимостью иметь данные по ценам банковских услуг и их предельным издержкам.

Косвенное оценивание уровня конкуренции подразделяется на структурные и неструктурные способы. Первые основаны на парадигме «структура – поведение – результат» (Mason E.) и предлагают измерять конкуренцию

¹ Schaeck K., Cihak M. How does competition affect efficiency and soundness in banking? New empirical evidence. ECB Working Papers Series, 932. 2008.

² Turk-Ariss R. On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries // Journal of Banking and Finance, 34 (4). 2010. p. 765-775.

между банками степенью концентрации рынка³; вторые отрицают корреляцию между концентрацией и конкуренцией — особенно, в банковских системах с низкими издержками входа и выхода с рынка (contestable markets, Baumol W., Shaffer S., DiSalvo J., и др.). На этом фоне большое распространение получили такие неструктурные способы оценки конкуренции: *H*-статистика Панзара-Росса, отражающая чувствительность дохода банка к ценам входящих ресурсов (Panzar J., Rosse J.); Индикатор «эффективной конкуренции» Буна (Boone J.) и др.⁴ Эти показатели применялись в работах (Bikker J., Yeyati E., Delis M., Boone J., Schaeck K., Tabak B., Weill L., Carbó S., Maudos J., и др.).

Все разработанные индикаторы конкуренции могут быть разделены на два блока: микроэкономические и общеотраслевые. Первые измеряются на уровне отдельных банков, вторые — либо для сегмента рынка, либо для банковского сектора в целом. На микро-уровне обычно исследуют рыночную власть банков — их способность определять цены на свои услуги (кредиты, депозиты) на рынке и влиять тем самым на ценовую политику банков-конкурентов. Чем больше такая способность, тем ниже конкуренция в системе.

По сути, изначально микроэкономическим был лишь Индекс Лернера, тогда как все прочие — чисто общеотраслевые. Очевидно, что это ограничивало возможности для панельного анализа конкуренции, который предоставляет больше возможностей и обладает большей информативностью, чем анализ макро-трендов. В работах Delis M. с помощью техники локальной оптимизации на микро-уровень приведены *H*-статистика Панзара-Росса, Индикатор Буна и Индикатор Бреснахана. В работах Carbo S. предложен альтернативный подход: введение попарных произведений цен входящих ресурсов в

³ В работах Boyd J., Berger A. N., Hannan T. и др. был использован Индекс концентрации Герфиндаля-Хиршмана (сумма квадратов долей каждого из банков на рынке); в работах Mirzaei A., Mooge T., Guy L. — доля первых *j* банков в банковской системе

⁴ индикаторы ценовой и количественной реакции банка на действия конкурентов, разработанные Бреснаханом и Лау (Bresnahan T., Lau L.); индикаторы взаимозаменяемости банков для потребителей, предложенные Баруш и Модешто (Barros F., Modesto L.)

уравнение доходов банков, позволяющее достичь значений Н-статистики на микро-уровне.

В диссертации реализуется альтернативный подход к приведению общеотраслевых индикаторов конкуренции на микро-уровень: классификация факторов межбанковской гетерогенности конкурентных позиций банков и включение этих факторов в регрессионные уравнения, изначально разработанные указанными выше авторами для оценки общеотраслевой конкуренции, и последующая оценка этих уравнений на панельных данных.

Моделированием конкуренции в рамках прямой техники в современной России занимались Карминский А.М. Структурные способы применялись в работах Верникова А.В., Дробышевского С.М. Неструктурные нашли отражение в работах Моисеева С.Р., Дробышевского С.М., Пашенко С., Верникова А.В.

Следующий этап исследования — анализ воздействия конкуренции (рыночной власти) на устойчивость банков. В фундаментальной работе Keeley M. 1990-го г.⁵ была сформулирована концепция негативного воздействия, оказываемого конкуренцией на устойчивость банков, получившая название «конкуренция-уязвимость». В ней акцент был поставлен на ухудшении финансового положения банков с ростом конкурентного давления, тогда как положение заемщиков банков не учитывалось. Эта концепция нашла подтверждения в эмпирических работах Berger A., Beck T., Tabak B., Yeyati E., Jimenez G., De Jonghe O., Turk Ariss R., Fungáčová Z., Weill L., Karminsky A., и др.

Спустя 15 лет после работы Keeley M. авторы Boyd J. и De Nicolo G. предложили альтернативную концепцию – «конкуренция-устойчивость»⁶, в которой упор был сделан на улучшении финансового положения заемщиков при росте конкуренции между банками. Эта концепция получила подтвер-

⁵ Keeley M. Deposit insurance, risk and market power in banking // American Econ. Review, 80. 1990. p. 1183-1200.

⁶ Boyd J., De Nicolo G. The theory of bank risk taking and competition revisited // J. of Finance, 60. 2005. p. 1329-43.

ждения в эмпирических работах Jalal A., Loukoianova E., Schaeck K., Cihak M., Demirgüç-Kunt A., Carletti E., Uhde A., Koetter M., Poghosyan T., и др.

Кроме того, в последние несколько лет под влиянием исследований Martinez-Miera D. и Repullo R. начинает формироваться блок работ, тестирующих наличие нелинейных связей между конкуренцией и устойчивостью. Такие взаимосвязи были найдены в эмпирических работах Berger A., Klapper L., Tabak B., Beck T., Schepens G.

Большинство современных эмпирических исследований конкуренции и ее воздействия на устойчивость банков используют аппарат панельных регрессионных уравнений. Часть работ исследует оба процесса — и конкуренцию (рыночную власть), и устойчивость — на основе поведения микроэкономических индикаторов (Berger A., Turk Ariss R. и др.). Другая часть работ анализирует воздействие общеотраслевых индикаторов конкуренции на микроэкономические показатели устойчивости банков (Tabak B., Schaeck K., Cihak M. и др.).

Проблема первой части работ — в том, что они используют чаще всего лишь один из множества доступных прокси-переменных для конкуренции, что подрывает доверие к выводам. Проблема второй части работ — в псевдо микроэкономическом характере исследования.

В отличие от указанных работ диссертационное исследование стоит на позиции необходимости анализа конкуренции (рыночной власти) и ее воздействия на устойчивость банков (а) на микроэкономическом уровне, а не псевдо микроуровне и (б) с применением набора альтернативных микроэкономических индикаторов как конкуренции, так и устойчивости⁷ банков.

Объект и предмет исследования. Объектом исследования выступают все российские банки, раскрывавшие свои оборотные ведомости по счетам бухгалтерского учета и отчеты о прибылях и убытках на веб-сайте Банка

⁷ В качестве индикаторов устойчивости были использованы два наиболее применимых показателя в литературе: доля просроченных кредитов в кредитах банка и Z-индекс устойчивости в методологии Роя. Первый отражает подверженность кредитным рискам, второй — «иммунитет» ко всем видам рисков (кредитному, ликвидности, процентному и т.д.). В работах Tabak B. и Beck T. Z-индекс трактуется как «расстояние до дефолта».

России в период 1 кв. 2004 – 4 кв. 2012. Предметом исследования являются, во-первых, эконометрические способы приведения общепромышленных индикаторов конкуренции на микро-уровень в показатели рыночной власти банков; во-вторых, влияние рыночной власти на устойчивость банков и факторы, обуславливающие гетерогенность такого влияния на микро- и общепромышленном уровнях⁸.

Цель исследования — выявить характер воздействия рыночной власти на устойчивость российских банков в указанный период (2004-2012 гг.), определить каналы такого воздействия и оценить, в какой степени различные меры экономической политики государства, направленные на обеспечение стабильности банковской системы, могут усиливать положительное или ослаблять отрицательное воздействие рыночной власти на устойчивость банков.

Для достижения цели были сформулированы следующие **задачи**:

1. Разработать микроэкономические модификации существующих общепромышленных индикаторов конкуренции в банковской системе и оценить их для каждого российского банка в каждый квартал наблюдений.
2. Смоделировать прямое, линейное и нелинейное, гомогенное воздействие рыночной власти российских банков на их устойчивость на основе статистических и динамических эконометрических методов с применением разработанных микроуровневых модификаций индикаторов рыночной власти.
3. Смоделировать гетерогенное воздействие рыночной власти российских банков на их устойчивость через канал эффективности издержек банков (гетерогенность на микро-уровне) и с учетом общих характеристик российской банковской системы (концентрация, типы собственности) и пруденциального надзора ЦБ РФ (гетерогенность на общепромышленном

⁸ На микро-уровне источником гетерогенности выступают различия в профилях бизнес-моделей банков (розничные или корпоративные модели, ориентация на кредитный или некредитные рынки и др.), на макро-уровне — концентрация банковской системы, поведение доминирующей группы банков (банков с государственным участием в капитале) и жесткость пруденциального надзора ЦБ РФ.

уровне). Провести сравнительный анализ полученных эмпирических результатов.

Методологической основой исследования выступают, во-первых, модели ценовой конкуренции, предложенные Lerner A.; модели «эффективной конкуренции», разработанные Boone J.; модели чувствительности доходов к ценам входящих ресурсов, предложенные Panzar J. и Rosse J. для оценки отраслевой конкуренции. Во-вторых, исследование основывается на альтернативных моделях воздействия конкуренции на устойчивость банков, предложенные в работах Keeley M. («конкуренция-уязвимость») и Boyd J., Nicolo G. («конкуренция-устойчивость»). В качестве **инструментария** используются статические и динамические регрессионные уравнения на панельных данных, методы многомерного статистического анализа. Обработка данных проводилась в SQL Server 2005, MS Access и MS Excel, эконометрическое моделирование — в Stata 11.2.

Информационная база исследования включает данные оборотных ведомостей по счетам бухгалтерского учета (форма 101) и отчеты о прибылях и убытках (форма 102) российских банков, раскрытых на веб-сайте Банка России за период 1 кв. 2004 – 4 кв. 2012 гг.

Научная новизна исследования заключается в следующем:

1. Обоснована модификация наиболее популярного неструктурного индикатора рыночной власти банков — Индекса Лернера (доли рыночной надбавки в цене кредита), учитывающая цены привлеченных банками средств.
2. Предложены новые спецификации статических регрессионных уравнений на панельных данных, позволяющие привести значения двух неструктурных общеотраслевых показателей конкуренции — Индикатора Буна и *H*-статистики Панзара-Росса — на микроэкономический уровень.
3. Построен новый комплекс из порядка 150 статических и динамических регрессионных уравнений на панельных данных для оценки (а) линейного и нелинейного и (б) гомогенного и гетерогенного воздействия рыноч-

ной власти российских банков на их подверженность рискам (в первую очередь, кредитному). Впервые в рамках одной работы эконометрические оценки проводились на основе сразу 4 альтернативных индикаторов рыночной власти и 2 индикаторов риска. Показано, что:

- вне зависимости от способа оценки (метод наименьших квадратов, МНК, или обобщенный метод моментов, ОММ) концепция «рыночной власти-устойчивость» доминирует над концепцией «рыночная власть-уязвимость» по данным российских банков;
 - в моделях нелинейного воздействия форма связи рыночной власти и риска — прямая U-образная для Индекса Лернера и Индикатора Буна вне зависимости от меры риска (доля просроченных кредитов в кредитах банка или Z-индекс устойчивости в методологии Роя), способа оценки (МНК или ОММ) и лагов индикаторов рыночной власти, включаемых в состав регрессионных уравнений.
4. Оценены пороговые значения, разделяющие положительное и отрицательное воздействие рыночной власти на устойчивость российских банков.
 5. Сформулирована концепция о том, что обострение конкуренции между более эффективными и менее эффективными банкам в текущем периоде (сокращение рыночной власти по Буну) может быть предвестником усиления рыночной власти более эффективных банков в будущем (по Лернеру). Предложены статические регрессионные уравнения на панельных данных, подтвердившие релевантность этой концепции на российских данных.

Теоретическая и практическая значимость результатов исследования.

Теоретическая значимость исследования состоит, во-первых, в обосновании прямой U-образной формы связи между конкуренцией и рисками банков на основе понятийного аппарата теории контрактов. Во-вторых, разработаны спецификации эконометрических моделей нелинейного воздействия

рыночной власти на устойчивость, позволяющие тестировать форму такого воздействия и оценивать пороговые значения в рамках идентифицированных форм.

Практическая значимость исследования состоит в том, что результаты оценок по построенным моделям могут быть применены Банком России в целях совершенствования политики пруденциального надзора за банковской системой и повышения ее устойчивости к макроэкономическим шокам (в первую очередь, шокам платежеспособности населения и нефинансовых предприятий).

Результаты диссертации использовались в научно-исследовательских работах Центра макроэкономического анализа и краткосрочного прогнозирования (ЦМАКП), осуществленных в интересах Минэкономразвития РФ и ОАО «Агентство по ипотечному жилищному кредитованию» в 2010-2013 гг. С помощью индикаторов рыночной власти, разработанных в диссертации, ЦМАКП проводит мониторинг устойчивости российской банковской системы.

Структура диссертации. Работа состоит из введения, 3 глав, заключения и 10 приложений, а также списка литературы из 108 источников. Общий объем работы составляет 174 страниц основного текста, 85 страниц приложений и 9 страниц библиографии.

Апробация результатов исследования. Результаты диссертации были представлены на следующих конференциях и научных семинарах:

1. Научный семинар «Банки и предприятия: модели и рейтинги» под руководством Пересецкого А.А. Москва, Российская экономическая школа, 17 мая 2011 г.;
2. Научный семинар «Эмпирические исследования банковской деятельности» под руководством Верникова А.В. и Карминского А.М. Факультет экономики НИУ ВШЭ, Москва, 21 сентября 2011 г., 13 февраля и 15 мая 2013;

3. Научный семинар кафедры математической экономики и эконометрики под руководством Канторовича Г.Г. и Ершова Э.Б. Факультет экономики НИУ ВШЭ, Москва, 20 марта 2012 г.;
4. XIII Международная конференция по проблемам развития экономики и общества. НИУ ВШЭ, Москва, 5 апреля 2012 г.;
5. 32nd International Symposium on Forecasting. The International Institute of Forecasters, Бостон, США, 25 июня 2012 г.;
6. Конференции "Российская экономика в 2010-е годы: проблемы и реформы". Ассоциация центров независимого экономического анализа, Москва, 5 октября 2012 г.;
7. Второй Российский экономический конгресс. Суздаль, 19 февраля 2013 г.;
8. 10th Eurasia Business and Economic Society (EBES) Conference. Стамбул, Турция, 24 мая 2013 г.;
9. 17th International Conference on Macroeconomic Analysis and International Finance (ICMAIF). Ретимно, Греция, 1 июня 2013 г.;
10. 28th Annual Congress of the European Economic Association. Гётеборг, Швеция, 27 августа 2013 г.;
11. XV Апрельская международная научная конференция «Модернизация экономики и общества». НИУ ВШЭ, Москва, 2 апреля 2014 г.

Публикации. Основные результаты диссертационного исследования опубликованы в 14 работах общим объемом 16.5 п.л., в том числе, вклад автора — 12.5 п.л. Из них 10 работ опубликованы в российских рецензируемых журналах, рекомендованных ВАК Министерства образования и науки РФ.

Первая глава *«Конкуренция как отражение рыночной власти банков»* посвящена обзору и реализации на российских данных альтернативных методологий расчета индикаторов конкуренции в банковской системе и рыночной власти банков. Обосновывается необходимость анализа конкуренции и ее влияния на устойчивость банков на микроэкономическом, а не общеотраслевом, уровне. Для этого проводится оценка либо уже существующих микро-

индикаторов конкуренции, отражающих рыночную власть отдельных банков — Индекс Лернера «рыночной надбавки» к цене кредита и Микроуровневая модификации индекса концентрации Герфиндаля-Хиршмана, либо проводится дезагрегирование общеотраслевых показателей конкуренции — Индикатора «эффективной конкуренции» Буна и Н-статистики Панзара-Росса — с помощью статических эконометрических методов.

Во **второй главе** *«Моделирование воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости: базовый подход»* проводится обзор литературы по концепциям связи конкуренции и устойчивости банковских систем и по данным российских банков за 1 кв. 2004 – 4 кв. 2012 оцениваются панельные регрессионные уравнения гомогенного линейного и квадратичного воздействия рыночной власти на устойчивость, специфицированных с использованием альтернативных прокси для обеих переменных. Далее, осуществляется сравнительный анализ полученных альтернативных оценок и определяется степень согласованности выводов оцененных моделей относительно направления и формы воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости.

В **третьей главе** *«Моделирование воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости: альтернативные подходы»* в отличие от анализа гомогенного воздействия рыночной власти на устойчивость банков определяются микроэкономические и общеотраслевые факторы, которые могут обуславливать гетерогенность такого воздействия. Эти факторы тестируются в статических и динамических линейных эконометрических моделях. Ключевой вопрос, который решается при оценке этих моделей, — существуют ли пороги по выделенным факторам гетерогенности, на основе которых можно отделить положительное воздействие рыночной власти на устойчивость банков от отрицательного?

Глава 1. Конкуренция как отражение рыночной власти банков

Эта глава посвящена анализу конкуренции в российской банковской системе в достаточно длинный период, покрывающий 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг. и содержащий в себе один кризисный эпизод. Этот эпизод, длившийся на протяжении 6-ти кварталов, с 4 кв. 2008 г. по 1 кв. 2010 гг., содержал все основные элементы типичного банковского кризиса: оттоки средств с частных депозитов («паника вкладчиков»; [Солнцев и др., 2011](#)) и значительный рост потребности банков в рефинансировании ЦБ РФ ([Соколов, 2012](#)), резкое ухудшение качества кредитных портфелей банков (кризис «плохих» долгов; [Pestova, Mamonov, 2013](#)) и сокращение кредитования реального сектора экономики ([Греф, Юдаева, 2009](#)), предъявление банками спроса к государству на поддержку капитала ([Солнцев и др., 2010](#)).

Реакция конкуренции между банками на кризисные процессы в экономике может быть весьма неоднозначной. С одной стороны, может наблюдаться усиление конкуренции за качественных заемщиков внутри той или иной группы банков (например, госбанков или частных банков). С другой — ослабление конкуренции между такими группами. Так, госбанки имеют доступ к более дешевому фондированию, чем частные банки, что позволяет им удерживать процентную маржу в требуемом диапазоне при более низких процентных ставках по кредитам конечным заемщикам. Это позволяет им привлекать более качественных заемщиков не только в кризисные, но и в бескризисные времена (конечно, с более жесткими требованиями к финансовому положению). Соответственно, в периоды кризисов, когда проявляется действительное качество заемщиков, премии за риск, включаемые банками в цену кредита, могут быть значительно ниже в госбанках, чем в частных банках. Последнее приводит к обострению ценовой конкуренции и усилению позиций госбанков. Этому вопросу будет исследован более детально в Главе 3, параграфе 3.2.

Таким образом, изучение конкуренции в банковской системе в кризисные и бескризисные времена обладает значительным интересом, в первую очередь — практическим. Такое изучение может выявить суть диспропорций в банковской системе и указать пути их решения средствами, доступными ЦБ РФ.

Однако, анализу конкуренции препятствует тот факт, что конкуренция — это процесс, который не отражается в явном виде, в какой-либо строчке в балансе банка, как это происходит, например, с кредитами, резервами под потери или прибылью. Конкуренция может лишь влиять на состояние баланса банка по обе его стороны, определять качество баланса и устойчивость самого банка. Отсюда следует, что конкуренция — это трудноизмеримый процесс, для которого не существует какого-либо одного общепринятого или наилучшего показателя (индикатора). А значит, для обеспечения уверенности в выводах относительно характера как самой конкуренции в банковской системе, так и ее воздействия на устойчивость банков требуется использовать набор альтернативных индикаторов конкуренции и проводить их сравнительный анализ.

В значительной мере настоящая глава является фундаментом, обязательной платформой для анализа в последующих главах диссертации, которые будут посвящены эконометрическому моделированию воздействия конкуренции на устойчивость банков. В этом отношении мы руководствуемся простым принципом, согласно которому изучению взаимосвязей между объектами или процессами должно предшествовать изучение самих объектов или процессов.

Ниже будет показано, что все индикаторы конкуренции (рыночной власти) и устойчивости (подверженности рискам) банков делятся на два типа: микроэкономические и общеотраслевые. Первые измеряют конкурентную силу (рыночную власть) каждого отдельного банка в каждый момент времени, вторые — уровень конкуренции в целом по системе в каждый момент времени. Первые нацелены на изучение позиций отдельных банков, вторые

— на определение типа рыночной структуры и ответ на вопрос, к какому типу данная банковская система ближе — к совершенной конкуренции или к монополии.

Большинство современных эмпирических исследований конкуренции и ее воздействия на устойчивость банков используют аппарат панельных регрессионных уравнений. Часть работ исследует оба процесса — и конкуренцию (рыночную власть), и устойчивость — на основе поведения микроэкономических индикаторов (Berger et al., 2009; Turk Ariss, 2010; Koetter, Poghosyan, 2009; др.). Другая часть анализирует воздействие общеотраслевых индикаторов конкуренции на микроэкономические показатели устойчивости банков (Tabak et al., 2012; Schaek, Cihak, 2010; др.).

Проблема первой части работ — в том, что они используют чаще всего лишь один из множества доступных прокси-переменных для конкуренции, что подрывает доверие к выводам. Проблема второй части работ — в псевдо микроэкономическом характере исследования.

В отличие от указанных работ настоящее диссертационное исследование стоит на позиции необходимости анализа конкуренции (рыночной власти) и ее воздействия на устойчивость банков (а) на микроэкономическом уровне, а не псевдо микроуровне и (б) с применением набора альтернативных микроэкономических индикаторов. В этом отношении возникает исследовательская проблема: как будет показано ниже, из всего множества доступных индикаторов конкуренции лишь один является изначально микроэкономическим (Индекс Лернера, отражающий рыночную надбавку к цене). Соответственно, рождается необходимость разработать инструментальный способ дезагрегирования прочих — общеотраслевых — индикаторов на микроуровень. В диссертационном исследовании такая дезагрегация будет осуществлена на основе статических эконометрических методов (одно- и двунаправленных моделей с фиксированными эффектами) для таких часто используемых показателей, как Индикатор «эффективной конкуренции» Буна (Boone, 2008) и Н-статистика Панзара-Росса (Panzare, Rosse, 1987).

Кроме того, поскольку конкуренция трудноизмерима, то трудноизмеримы и воздействия, оказываемые ею на любые другие процессы, в том числе — и на устойчивость банков. Соответственно, возникает необходимость применения альтернативных подходов к эконометрическому моделированию таких воздействий. Для этого в главе 2 будут оцениваться эконометрические модели прямого — линейного и нелинейного — воздействия конкуренции (рыночной власти) на устойчивость банков. Здесь будет введено предположение о том, что характер такого воздействия одинаков для всех банков в выборке, т.е. гомогенен. В главе 3 будет реализован другой подход: будет введена предпосылка о гетерогенном характере такого воздействия, причем будет исследоваться гетерогенность, которая может быть обусловлена как микроэкономическими причинами (профилем бизнес-моделей банков, параграф 3.1), так и общеотраслевыми причинами (регулированием банковского сектора, параграф 3.2).

1.1 Классификация подходов к оценке уровня конкуренции и рыночной власти банков: микроэкономические и общеотраслевые индикаторы

В этом параграфе будет введено понятие конкуренции в банковской системе, показана его связь с понятием рыночной власти банков и представлена классификация основных подходов к измерению уровня конкуренции.

Конкуренция — это соперничество между банками за привлечение новых и/или удержание уже обслуживаемых клиентов с помощью различных ценовых и неценовых методов.

К ценовым методам относятся различные варианты настройки уровня процентных ставок в зависимости от целей банка на рынке. Если банк нацелен на осуществление значительного перераспределения долей на рынке в свою пользу, он, при прочих равных, будет склонен к проведению демпинга — искусственного занижения процентных ставок по кредитам (те случаи, когда ставка устанавливается банком на уровне не выше предельных издержек,

что исключает возможность извлечения экономической прибыли). Если же банк пытается удержать своих клиентов в условиях повышенной агрессивности конкурентов, он будет склонен к установлению в периоде t ставки по кредиту на уровне чуть ниже, чем у конкурентов (ставка будет выше предельных издержек, но ниже, чем могла бы быть в случае, например, сговора между этим банком и конкурентами). Если в периоде $(t+1)$ конкуренты также немного снизят ставки, банк в периоде $(t+2)$ вновь снизит ставку. В литературе такой эффект был описан Жозефом Бертраном в 1883 г. (модель Бертрана ценовых войн на олигополистическом рынке; [Bertrand, 1883](#)).

Неценовые методы конкуренции нацелены на повышении привлекательности банка и его услуг в глазах потенциальных клиентов в сравнении с аналогичными предложениями на рынке за счет, в том числе:

- ✓ более высокого уровня операционного обслуживания клиентов (в отделениях банка),
- ✓ индивидуальный подход к изучению специфики бизнеса заемщика,
- ✓ установления возможности для клиента самостоятельно определять срок кредита/депозита в днях внутри заданного банком диапазона,
- ✓ снижение или исключение комиссии за получение кредита,
- ✓ установление возможности частичного снятия средств с депозита без потери процентов,
- ✓ внедрение кобрендинговых технологий в пластиковые карты ([Мамонов и др., 2011](#)) и многое другое.

Неценовые методы обеспечивают клиенту удобство и предпочтительность использования услуг конкретного банка (эффект «позитивного привыкания»). В ряде случаев, банк может извлекать определенную выгоду из этого: устанавливать чуть более высокую цену за такие услуги, — зная, что клиенты все равно предпочтут его другим банкам. В этом отношении главное — точно определить верхнюю границу возможного отклонения от среднерыночной цены.

Понятия конкуренции в банковской системе и рыночной власти банков тесно связаны. Первое носит общеотраслевой характер, но имеет микроэкономические корни, второе обладает чисто микроэкономическим характером. По сути, эти понятия являются антонимами. Рост конкуренции, особенно ценовой, сопровождается сокращением рыночной власти банков, и наоборот.

Поскольку, как было отмечено выше, в данном исследовании упор ставится на изучении микроэкономической природы конкуренции и ее воздействия на устойчивость банков, то далее по тексту будет, в основном, использоваться термин рыночной власти.

Под *рыночной властью* банка будем понимать его способность в текущих рыночных условиях определять цены своих продуктов (кредитов, депозитов и т.д.) и влиять на ценовую политику банков-конкурентов. Чем выше такая способность, тем слабее конкуренция в банковском секторе, и наоборот.

Банки могут придерживаться различных бизнес-моделей, например, корпоративной или розничной, и иметь определенную рыночную власть в этих конкретных сегментах банковского рынка и, соответственно, не иметь такой власти в тех сегментах, в которых они не присутствуют или присутствуют слабо. В терминах теории отраслевых рынков в одних сегментах банковского сектора некий банк может быть похож на маркет-мейкера (определяет цену или существенно на нее влияет), в других — на прайс-тейкера (следует заданной маркет-мейкерами этого сегмента цене).

Рыночная власть имеет свои достоинства и недостатки — дебаты об их соотношении не утихают до сих пор в научных и аналитических кругах.

С одной стороны, рыночная власть может способствовать удержанию (или даже наращиванию) банками своих рыночных позиций, что является необходимым условием для успешности реализации их бизнес-моделей и залогом их будущей устойчивости (если, конечно, доля на рынке кредитов образуется за счет качественных заемщиков).

С другой стороны, некоторые банки могут использовать свою рыночную власть в том или ином сегменте банковского сектора для извлечения дополнительной прибыли за счет субоптимального ценообразования (путем, например, завышения процентных ставок по кредитам, повышения стоимости комиссионных услуг, завышения курса продажи и занижения курса покупки валют и т.п.). Это может негативно сказываться на платежеспособности заемщиков, что впоследствии также негативно отразится на устойчивости самих банков.

Кроме того, рыночная власть может означать наличие в банковской системе так называемого эффекта «спокойной жизни» монополиста, введенного в экономическую теорию Хиксом в 1935 г. ([Hicks, 1935](#)). Следствием такой «спокойной жизни» может быть существенное сокращение эффективности банков ([Berger, Hannan, 1998](#); [Delis, Tsionas, 2009](#)), которое, в свою очередь, может транслироваться в повышение подверженности банков рискам ([Berger, DeYoung, 1997](#); [Fiordelisi et al., 2011](#)). Последнее может осуществляться посредством канала наращивания процентных ставок по кредитам.

Тестированию соотношения между плюсами и минусами рыночной власти банков будут так или иначе посвящены все последующие главы диссертации. В том числе, в главе 3 будут тестироваться эффекты «спокойной жизни» монополиста и смежные гипотезы.

Однако, в первую очередь, необходимо разобраться с множеством доступных прокси-переменных для конкуренции в системе и рыночной власти банков. Как уже было отмечено выше, напрямую конкуренция и рыночная власть трудноизмеримы. Поэтому исторически в литературе развивались различные направления их аппроксимации теми или иными доступными показателями или оценками связей между определенными показателями.

Все началось в 1934 г., когда Лернер предложил рассчитывать долю монопольной надбавки в цене продукта фирмы как разность между ценой продукта и предельными издержками на производство его дополнительной единицы, отнесенную к цене продукта ([Lerner, 1934](#)). В принципе, это удо-

влетворяет определению рыночной власти и может быть отнесено к *способам прямого оценивания* конкуренции и рыночной власти (Рисунок 1). Однако, практическому воплощению этой идеи на панельных данных долгое время — до конца 1990-х — начала 2000-х гг. — препятствовали сложности, связанные со сбором информации о ценах на банковские продукты и с оценками их предельных издержек.

Однако, эти трудности были преодолены, по крайней мере, частично. Несмотря на то, что у любого банка имеется линейка разновидностей даже одного продукта и внутри линейки цены различны, исследователи стали рассчитывать прокси для цены в виде эффективной ставки. Так, в отчетах о прибылях и убытках содержатся данные о совокупных доходах (расходах) банков с разбивкой на процентные и непроцентные доходы (расходы), в оборотных ведомостях — данные по совокупным активам (пассивам) и кредитам (депозитам). Соответственно, эти данные позволяют рассчитывать усредненную по всем продуктам банка доходность этих продуктов (см. Раздел 1.2.1). Таким образом могут быть рассчитаны доходности кредитного портфеля, которые стали использовать в качестве прокси для цены кредитов ([Maudos, Fernandez de Guevara, 2007](#)), или же доходности совокупных активов, которые стали использовать в качестве прокси для цены некоего агрегированного банковского продукта (практическое большинство исследователей — [Turk Ariss, 2010](#); [Berger et al., 2009](#) и др.).

Данное диссертационное исследование придерживается первого подхода. В дальнейшем усилия будут сосредоточены на анализе рыночной власти банков в конкретном — и вместе с тем основном для российского банковского сектора — сегменте: на рынке кредитов населению и нефинансовым предприятиям. Российская статистика позволяет это реализовать.

Второй же подход, с нашей точки зрения, нерелевантен по нескольким причинам. Во-первых, он предполагает усреднение конкуренции в различных сегментах рынков. Однако, конкуренция в этих сегментах может существенно различаться (от близкой к совершенной конкуренции до близкой к

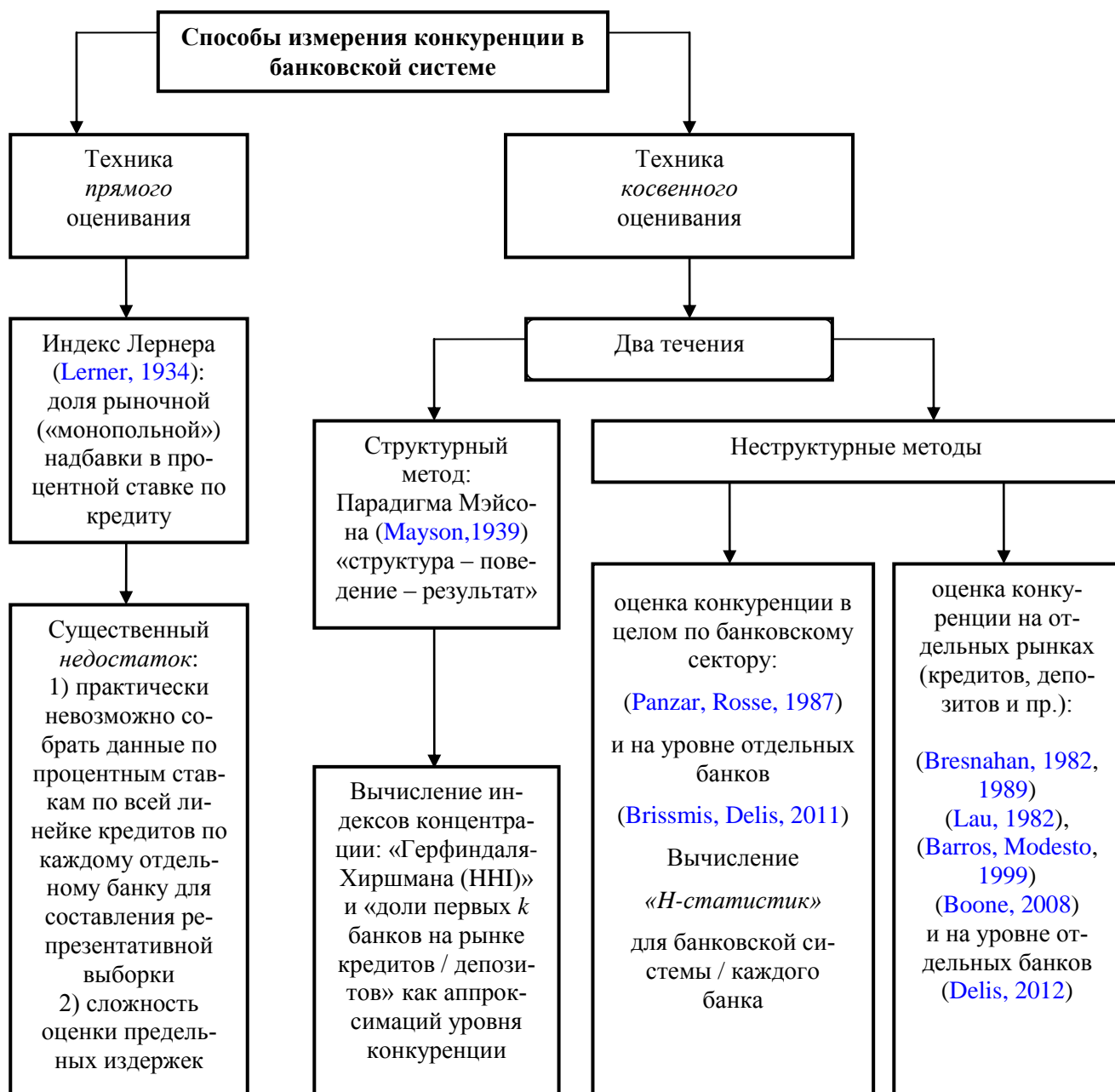


Рисунок 1. Классификация различных подходов к измерению конкуренции в банковском секторе

монополии). Во-вторых, в этом подходе предполагается наличие некоего агрегированного банковского продукта — совокупных активов (реже — платных активов, что, тем не менее, не решает проблемы). С нашей точки зрения, это химера, поскольку сложно представить себе продукт, равный среднему между кредитами, депозитами, вложениями в ценные бумаги и т.д. Кроме того, это не соответствует практике ценообразования банков, так как факторы установления цен в различных сегментах рынка — например, по кредитам и

по выпускаемым банкам ценным бумагам — могут существенно разниться. Наконец, если агрегированный продукт — это химера, то химерой будут и его предельные издержки и, что самое важное, его воздействие на устойчивость банков.

Недостатки, связанные со сложностью сбора данных по ценам банковских услуг, отсутствуют в так называемых *методах косвенного оценивания конкуренции и рыночной власти* (Рисунок 1). Однако, как становится сразу понятным из их названия, их ключевым недостатком является косвенность, т.е. они могут отражать лишь некоторые аспекты конкуренции, с той или иной стороны, но никогда — в целом.

Исторически первое направление косвенной оценки зародилось в рамках традиционной литературы по отраслевым рынкам (IO, Industrial Organization literature). В 1939 г. Мейсон сформулировал парадигму «структура-поведение-результат» (SCP, Structure-Conduct-Performance; [Mason, 1939](#)), согласно которой ключевым фактором, определяющим поведение фирмы на рынке является структура этого рынка и распределение долей на нем между основными игроками. Стали развиваться различные индексы концентрации, среди часто используются:

- Индекс Герфиндаля-Хиршмана (*HHI*, сумма квадратов долей фирм на рынке; если фирма одна и, соответственно, рынок монополизирован ею, $HHI = 1$; если же фирм становится более одной, но каждой принадлежит одинаковая доля на рынке, то $HHI = 1/n$, что по мере увеличения числа фирм в отрасли стремится к нулю), см. [Goldberg, Rai \(1996\)](#), [Berger, Hannan \(1998\)](#), [Fu, Heffernan \(2009\)](#);
- Доля первых j фирм на рынке (CR_j), см. [Mirzaei et al. \(2013\)](#).

Однако, результаты ряда признанных в литературе работ в рамках исследования процессов конкуренции и концентрации показали, что применение структурных методов (в частности, вычисление коэффициентов концентрации CR_j и *HHI*) для измерения уровня конкуренции часто не дает приемлемого результата. Наиболее показательными, в этом отношении, являются

следующие две работы. Во-первых, [Shaffer, DiSalvo \(1994\)](#) на примере малой по размеру экономики страны Пенсильвания установили, что, не смотря на дуополию в отрасли, оба банка вели себя как типичные конкуренты, причем конкуренция между ними была достаточно острой ввиду отсутствия сговоров. Во-вторых, [Claessens, Laeven \(2005\)](#) обнаружили, что поведение банков из их выборки, покрывающей порядка 16 развитых и развивающихся стран, является более конкурентным, чем предсказывает рыночная структура, присущая банкам из их выборки.

Аналогичные ситуации несоответствия процессов концентрации и конкуренции были отмечены во многих, существенно более ранних работах, поскольку уже в 1970-1980 гг. начали формироваться альтернативные косвенные техники оценивания уровня конкуренции — неструктурные подходы в рамках Новой эмпирической литературы по отраслевым рынкам (NEIO, New Empirical Industrial Organization literature), позволяющие избежать подобных несоответствий.

В рамках неструктурных подходов были предложены техники оценки конкуренции в целом по банковскому сектору ([Panzare, Rosse, 1987](#)) и для отдельных рынков — в основном, кредитов и депозитов:

- усредненный индикатор эластичности отраслевого выпуска к выпуску отдельной фирмы (conjectural variation) — Bresnahan (1982) и [Lau \(1982\)](#);
- усредненный индикатор чувствительности ставки процента банка к изменению ставок процента конкурентов — [Barros, Modesto \(1999\)](#);
- усредненный индикатор способности банка наращивать долю на рынке или свою прибыльность за счет оптимизации операционных расходов («эффективная конкуренция») — [Boone \(2008\)](#).

Наибольшее распространение получила первая техника (так называемая *H*-статистика Панзара-Росса), так как для ее реализации требуется существенно меньше информации, чем для всех остальных, за исключением Индикатора Буна. Последний, в свою очередь, еще пока не успел получить

сравнимого с H -статистикой распространения ввиду того, что был разработан недавно.

Как уже отмечалось выше, все рассмотренные индикаторы конкуренции могут быть разделены также на два блока: микроэкономические и общеотраслевые. Первые измеряются на уровне отдельных банков, вторые — либо для сегмента рынка, либо для банковского сектора в целом. По сути, изначально микроэкономическим был лишь Индекс Лернера, тогда как все прочие — чисто общеотраслевые. Очевидно, что это ограничивало возможности для панельного анализа конкуренции, который в принципе предоставляет больше возможностей и обладает большей информативностью, чем анализ макро-трендов. Постепенно, стали появляться работы, которые за счет тех или иных предположений пытались дезагрегировать общеотраслевые индикаторы до уровня отдельных банков.

Так, усилиями одного греческого исследователя, Мантоса Делиса, осуществлены дезагрегации трех макро-индикаторов конкуренции с помощью методики локальной оптимизации (*local maximization technique*). Преимущества этой техники состоят в том, что она позволяет избежать любых предположений относительно того, за счет какого фактора (набора факторов) макро-индикатор может быть дезагрегирован на микро-уровень. Во-первых, [Delis, Tsionas \(2009\)](#) применили такую методику для вычисления параметров поведения (*conjectural parameters*) банков 12 стран ЕС, включая Грецию, в рамках модели Бреснахана. Во-вторых, [Brissmis, Delis \(2011\)](#) с помощью этой же техники рассчитали H -статистики на уровне банков из 20 стран с переходной экономикой (правда, без учета России). В-третьих, [Delis \(2012\)](#) использовал эту же технику для расчета Индикаторов Буна на уровне отдельных банков из 84-ти развитых и развивающихся стран (включая Россию).

В работе [Carbo et al. \(2009\)](#) рассчитаны H -статистики на уровне отдельных банков из 14 европейских стран. Авторы предположили, что функциональная форма, традиционно используемая для вычисления макро-индикаторов H -статистики, может быть расширена с простой линейной до

транслогарифмической, включающей попарные произведения цен входных ресурсов (подробнее методология будет раскрыта в параграфе 1.2.3). Это позволило им отказаться от предпосылки о постоянных эластичностях доходов банков по таким ценам (но не по прочим контрольным факторам).

Таким образом, в качестве резюме, можно заключить, что незаполненными областями остались дезагрегирование Индикатора Буна и *H*-статистики на микро-уровень с помощью классификации факторов межбанковской гетерогенности ключевых эффектов в соответствующих регрессиях. Это принципиальное отличие как от работа М.Делиса, так и от работы Карбо и др., которое будет реализовано по данным российского банковского сектора в текущей главе диссертации, в параграфах 1.2.2 и 1.2.3. Другими словами, данное диссертационное исследование стоит на позиции, согласно которой сугубо технический подход М.Делиса не исключает актуальности альтернативного способа определения микроуровневых индикаторов рыночной власти.

Итак, с учетом проведенного обзора техник оценки конкуренции и рыночной власти было решено остановить свой выбор на Индексе Лернера (на рынке кредитов) как основной мере рыночной власти; собственных микро-экономических модификациях Индикатора Буна и *H*-статистики. В дополнение, будет использован традиционный показатель концентрации для обеспечения сравнения выводов. В итоге, в последующих главах диссертации будут использоваться 4 меры конкуренции, из которых одна — структурная. Число «4» в данном случае не случайно: согласно классификации (Рисунок 1) всего выделяются именно четыре альтернативных подхода к оценке конкуренции. Поскольку, как отмечалось выше, диссертационное исследование нацелено на получение устойчивых результатов, то должны быть проведены расчеты со всеми четырьмя показателями.

Заметим, что в исследованиях российских авторов неструктурные методы оценки конкуренции в банковском секторе в последние годы получают все большее распространение. Так, в работе [Дробышевский, Пащенко \(2006\)](#) проводятся оценки на основе модели Бреснахана и Баруш-Мудешто. В рабо-

тах [Моисеев \(2007\)](#); [Мамонов \(2010a,b\)](#); [Анисимова, Верников \(2011\)](#) строятся показатели H-статистики. В работах [Karminsky et al. \(2012\)](#), [Мамонов \(2012\)](#) и [Pestova, Mamonov \(2013\)](#) оцениваются Индексы Лернера.

Проблемам измерения конкуренции в российской банковской системе посвящен ряд зарубежных работ ([Admiraal, Carree, 2000](#); [Fungáčová, Weill, 2013](#); [Anzoategui et al., 2012](#)).

1.2 Реализация альтернативных подходов к оценке уровня конкуренции и рыночной власти банков на российских данных

В этом параграфе будут представлены методологии и результаты расчетов каждого из четырех выбранных на предыдущем этапе индикаторов рыночной власти банков по данным российского банковского сектора.

1.2.1 Микро уровень: Индекс Лернера «надбавки» к цене кредита и его модификация с учетом специфики российского банковского сектора

Индекс Лернера (на рынке кредитов) рассчитывается как доля рыночной надбавки в цене кредита банка и отражает закономерности в образовании цен на услуги данного банка в том сегменте и нише рынка кредитов, на которых он функционирует, в условиях меняющейся во времени (не)эффективности менеджмента и цен привлеченных им средств.

Следуя подходу, предложенному в [Maudos, Fernandez de Guevara \(2007\)](#) и [Turk Ariss \(2010\)](#), мы рассчитываем Индекс Лернера, скорректированный на стоимость фондирования (funding-adjusted Lerner Index), вместо обычной версии (conventional Lerner Index). Это необходимо для исключения эффекта эндогенности цен на активы (кредиты) и цен на пассивы (привлеченные средства) банка.

При этом, мы предлагаем собственную модификацию этого индекса в части коррекции на стоимость фондирования. В работах указанных авторов такая коррекция производилась за счет вычитания ставки по привлеченным

банком межбанковским кредитам. Мы же заменяем эту ставку более широким показателем — ставкой по всем привлеченным средствам в пассивы. Ключевая причина состоит в том, что в российском банковском секторе межбанковский рынок далеко не так сильно развит и имеет существенно меньшие объемы (относительно размеров самого банковского сектора⁹) в сравнении с европейскими и некоторыми развивающимися странами, на основе которых авторы в указанных работах проводили собственные расчеты.

Формула для расчета Индекса Лернера и границы различных типов рынка могут быть формализованы следующим образом:

$$Lerner_{it} = \frac{r_{LNS,it} - AFR_{it} - MC_{LNS,it}}{r_{LNS,it}} = \begin{cases} \leq 0 - \text{совершенная конкуренция} \\ (0,1) - \text{монополистическая конкуренция} \\ \geq 1 - \text{монополия} \end{cases} \quad (1.1)$$

где

r_{it}^{LNS} — средневзвешенная годовая ставка по кредитам банка i в квартал t , рассчитываемая как отношение годового объема процентных доходов, полученных банками по размещенным кредитам, к средней за последний год величине остатка задолженности по кредитам:

$$r_{it}^{LNS} = (Interest\ Income)_{it}^{LNS} / \left(\frac{1}{5} \cdot \sum_{j=1}^5 LOANS_{i,t-j+1} \right) \quad (1.2)$$

AFR_{it} — средневзвешенная годовая ставка по привлеченным банком i средствам в пассивы в квартале t :

$$AFR_{it} = (Expense)_{it}^{FUNDSS} / \left(\frac{1}{5} \cdot \sum_{j=1}^5 FUNDS_{i,t-j+1} \right) \quad (1.3)$$

MC_{it}^{LNS} — предельные операционные издержки выдачи дополнительно-го рубля кредитов, рассчитываемые на основе первой производной эмпирической функции операционных издержек OC_{it} по кредитам $LOANS_{it}$ банка i в квартал t :

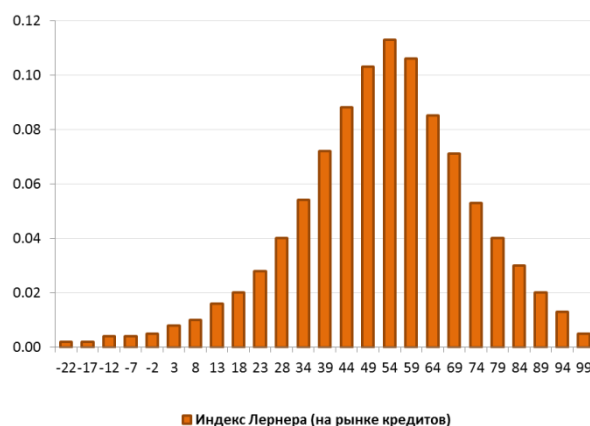
⁹ Так, доля привлеченных банками средств на межбанковском рынке составляла всего 6% совокупных пассивов банковского сектора на конец 2012 г. Этот показатель в последние 5 лет демонстрировал лишь слабые тенденции к росту, в то время как доля средств населения и нефинансовых предприятий в пассивах банковского сектора выросла до 51% за то же время. Последнее существенно лучше отражается в AFR, чем в ставке на межбанковском рынке.

$$MC_{it}^{LNS} = \frac{\partial OC_{it}}{\partial LOANS_{it}} = \frac{\partial \ln OC_{it}}{\partial \ln LOANS_{it}} \cdot \frac{LOANS_{it}}{OC_{it}} \quad (1.4)$$

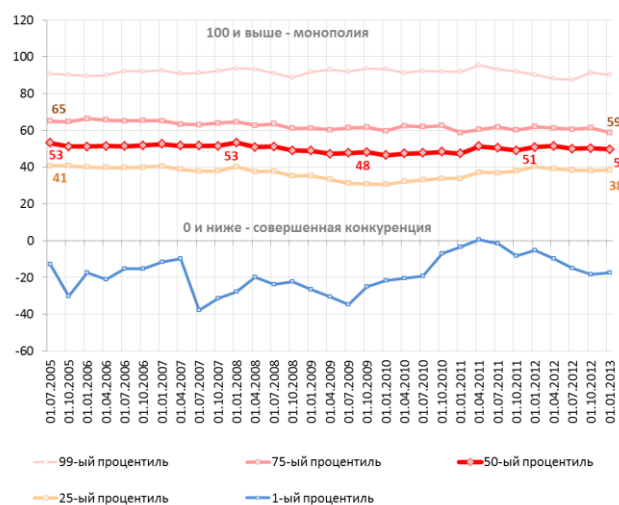
Для расчетов была построена панель данных по всем российским банкам, раскрывавшим отчетности по Оборотным ведомостям по счетам бухгалтерского учета и Отчеты о прибылях и убытках на сайте ЦБ РФ в 1 кв. 2004 – 4 кв. 2012 гг.

Эмпирическая функция операционных издержек российских банков представлена и оценена в [Приложении 1](#) (параграф П1.1, Таблица П1.1). Для расчета предельных издержек (1.4) была использована одна из двух оцененных спецификаций функции издержек — модель ПМ1.1 «SFA-halfN» (базовая).

Результаты расчетов Индекса Лернера (на рынке кредитов) представлены на Рисунке 2 в виде гистограммы плотности распределения банков по Индексу Лернера в среднем за весь период наблюдений (с 2005 по 2012 гг.) и динамики Индекса Лернера в различных процентилях выборки банков.



а) Гистограмма плотности распределения банков



б) Динамика в различных процентилях выборки банков, %

Рисунок 2. Расчетные значения Индекса Лернера (на рынке кредитов)

Основной вывод состоит в том, что в российской банковской системе имеют место банки как с положительной надбавкой к цене кредитов, так и с отрицательной, хотя последних — относительно немного, не более 2%. Это

либо убыточные банки, банки в предбанкротном состоянии, либо банки со специфической бизнес-моделью (демпинг, см. выше).

Следующий вывод состоит в том, что средняя надбавка к цене достаточно высокая и составляет порядка 54% от процентной ставки по кредиту (медиана — около 49%). Это может говорить о многих вещах. Во-первых, о недостаточной развитости кредитного рынка в России как в стране с развивающейся экономикой. Этому рынку зачастую свойственны «хищнические» ставки, причем не только в сегменте необеспеченного розничного кредитования, но и в сегменте корпоративных кредитов, что, при прочих равных условиях, сдерживает инвестиционную активность предприятий реального сектора экономики. Во-вторых, такие высокие уровни надбавки могут говорить о невысокой эффективности финансового посредничества, когда банки нацелены, в первую очередь, на извлечение дополнительной прибыли за счет завышения стоимости кредитов, а не на более сбалансированное финансовое развитие — как собственное, так и своих заемщиков. Однако, в-третьих, это может говорить о том, что часть заемщиков из числа предприятий реального сектора осуществляют настолько рискованные бизнес-проекты, что банки вынуждены повышать так называемую премию за риск. Высокий риск отражается в высоком значении Индекса Лернера, к сожалению, вне зависимости от рыночной власти банка (Fonseca, Gonzalez, 2010; см. также параграф 3.2.2). Это затрудняет восприятие Индекса Лернера как показателя рыночной власти в межбанковских сравнениях, однако по-прежнему остается релевантным для изучения воздействия Индекса Лернера на подверженность банков рискам, поскольку такое изучение предполагает оценку внутри-, а не межбанковских, эффектов.

Далее, динамика Индекса Лернера в медианном банке весьма стабильна во времени и развивалась в очень узком диапазоне — всего 5 проц. п.: от максимальных значений 53% до кризиса 2008-2009 гг. к 48% в период кризиса и 50% к концу анализируемого периода (4 кв. 2012 г.). Динамика выше медианы отличается существенно меньшей волатильностью (например, в 75-

ом процентиле), чем динамика ниже медианы (например, в 25-ом процентиле). Это говорит о том, что банки с меньшими уровнями надбавки к цене своих кредитов чаще склонны к пересмотру параметров своих бизнес-моделей.

1.2.2 От макро к микро уровню: модификация индикатора Буна «эффективной» конкуренции между банками

В работе [Boone \(2008\)](#) предложено измерять уровень конкуренции той степенью, в которой банки могут наращивать прибыльность своего бизнеса (ROA) и / или долю на рынке за счет повышения собственной эффективности. Обычно, этот индикатор рыночной власти определяется как эконометрическая оценка эффекта, оказываемого изменением предельных издержек банков на соответственно показатель ROA или на долю на рынке ([Schaeck, Cihak, 2010](#); [Tabak et al., 2012](#); [Delis, 2012](#), и др.). Если такой эффект отрицателен, то авторы делают вывод о том, что более эффективные банки способны (имеют возможность) улучшить свои рыночные позиции (сокращение предельных издержек транслируется в повышение ROA или доли на рынке), и значит система более конкурентна, чем та, в которой банки не имеют такой возможности. В системе происходит переток заемщиков от менее к более эффективным игрокам. Соответственно, у первых происходит снижение выпусков — кредитов; у вторых, наоборот, повышение выпусков (наращивание кредитных портфелей).

Это позволяет называть такую конкуренцию «конкуренцией по количеству». Чем ближе эффект к нулю, тем меньше способность эффективных банков улучшать свои рыночные позиции и тем менее конкурентна сама система (в ней, возможно, основные доли рынка поделены между несколькими квази-монополистами, создающими барьеры для перетока заемщиков между банками)¹⁰.

¹⁰ Заметим, что такие квази-монополисты не обязаны быть подверженными эффекту Хикса «спокойной жизни» монополиста, см. параграф 3.1

Однако, эффект предельных издержек на ROA или долю на рынке может быть и положительным. В этом случае авторы говорят о «конкуренции по качеству»: банки стремятся к более высокому уровню сервиса и чаще обновляют технологии обслуживания клиентов, что требует дополнительных издержек, но способствует притоку новых клиентов. В таких условиях как доля на рынке, так и ROA могут расти — а не сокращаться — в ответ на рост предельных издержек.

Как уже было отмечено выше, во всех кроме одной работ Индикатор Буна рассчитывался на уровне рынка в целом. Лишь [Delis \(2012\)](#) с помощью техники локальной оптимизации параметров регрессионного уравнения, на основе которого оценивается Индикатор Буна, получил значения на уровне отдельных банков в каждый год наблюдений в выборке.

Мы предлагаем альтернативный технике локальной оптимизации подход к определению Индикатора Буна на уровне отдельных банков. Для этого мы ставим вопрос: что определяет гетерогенность эффекта предельных издержек на ROA или долю на рынке? [Delis \(2012\)](#) сознательно уходит от такого вопроса, поскольку не хочет быть зависимым от той или иной функциональной формы уравнения, которую нужно разработать для ответа на него.

С нашей точки зрения, к факторам, обуславливающим гетерогенность эффекта предельных издержек на ROA или долю на рынке следует отнести следующие группы показателей:

1. структура доходов (процентные, т.е. от выдачи кредитов / непроцентные, т.е. от прочей деятельности);
2. структура активов (кредиты / прочие виды активов);
3. структура пассивов (депозиты / прочие привлеченные средства);
4. модель поведения на кредитном рынке (развитие розничного / корпоративного сегментов);
5. капитализация и риски (финансовый рычаг, доля просроченных кредитов в совокупных кредитах);

Первые две группы факторов непосредственно определяют, в какой мере банк специализирован на кредитной деятельности, что напрямую влияет на его предельные издержки, ROA и долю на рынке. Третья группа факторов определяет, в какой мере такой банк завязан на привлечение более дорогих видов пассивов — срочных депозитов населения (чем дороже депозиты, тем, при прочих равных, будут более дорогими кредиты). Четвертая группа факторов призвана учесть структурные отличия банков, которые имеют место ввиду различных специфик кредитования в розничном и в корпоративном сегменте¹¹. Наконец, пятая группа факторов призвана учесть различия в склонности менеджеров банков к риску: более рискованные банки будут демонстрировать повышенные значения ROA и всегда будут иметь свою нишу на рынке (нишу рискованных заемщиков, см. также Раздел 3.2.2).

Заметим, что масштаб банков не является подходящим кандидатом на роль фактора, обуславливающего гетерогенность, поскольку его использование будет приводить к тому, что значения Индикатора Буна для крупнейших банков будут выглядеть, как выбросы (особенно, для Сбербанка), из-за сильно неравномерного характера распределения рыночных долей в российской банковской системе.

Для расчета двух альтернативных версий Индикатора Буна — по прибыли и по доле на рынке — были специфицированы соответственно следующие два уравнения:

$$\ln ROAb_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_{ROAb} \ln MC_{it}^{(LNS)} + \sum_{j=1}^N \gamma_{ROAb, j} \ln MC_{it}^{(LNS)} \ln X_{j, it} + \delta NPI + \varepsilon_{it} \quad (1.5)$$

$$\ln \frac{LNS_{it}}{LNS_{SYS_t}} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_{MS} \cdot \ln MC_{it}^{(LNS)} + \sum_{j=1}^N \gamma_{MS, j} \cdot \ln MC_{it}^{(LNS)} \cdot \ln X_{j, it} + \varepsilon_{it} \quad (1.6)$$

где

i ($i = 1 \dots N$) и t ($t = 1 \dots T$) — нижние индексы, отвечающие за объект (банк) и время (квартал) соответственно;

¹¹ в частности, корпоративным банкам требуется существенно меньше офисов и отделений, поскольку их целевая аудитория менее многочисленна, чем частные клиенты, а это означает другой уровень расходов на персонал

$ROAb_{it}$ — значение отношения прибыли до формирования резервов пот потери к совокупным активам, если $ROA \geq 0$, и значение 1, если $ROA < 0$;

NPI — переменная, принимающая значение 0, если $ROA \geq 0$, и абсолютное значение ROA , если $ROA < 0$;

$\frac{LNS_{it}}{LNS_{SYS_t}}$ — доля банка на рынке кредитов (LNS) населению и финансовым предприятиям;

MC_{it}^{LNS} — предельные операционные издержки выдачи дополнительного рубля кредитов, рассчитанные по формуле (1.4);

$X_{j,it}$ — j -ый фактор, обуславливающий гетерогенность эффекта предельных издержек на ROA или долю на рынке кредитов;

α_i — индивидуальный эффект банка i ;

λ_t — временной эффект в квартале t ;

$\varepsilon_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma_{it}^2)$ — регрессионная ошибка, независимо и одинаково распределенная (по предположению) для любого банка i в любом квартале t со средним 0 и непостоянной дисперсией σ_{it}^2 .

Представленные уравнения относятся к классу двунаправленных моделей с фиксированными эффектами (по банку, по времени).

Во избежание проблем, связанных с мультиколлинеарностью, возникающих по причине включения попарных произведений в состав уравнений, объясняющие переменные были центрированы относительно средних по рынку значений.

На основе формул (1.5) и (1.6) Индикатор Буна в предлагаемой модификации может быть представлен следующим образом:

$$BOONE_{it}^{(ROAb)} = \beta_{ROAb} + \sum_{j=1}^N \gamma_{ROAb,j} \cdot \ln X_{j,it} + \varepsilon_{it} = \begin{cases} \rightarrow -\infty, \text{ усиление конкуренции по количеству} \\ \rightarrow \pm 0, \text{ усиление монополизации} \\ \rightarrow +\infty, \text{ усиление конкуренции по качеству} \end{cases} \quad (1.7)$$

$$BOONE_{it}^{(MS)} = \beta_{MS} + \sum_{j=1}^N \gamma_{MS,j} \cdot \ln X_{j,it} + \varepsilon_{it} =$$

$$= \begin{cases} \rightarrow -\infty, \text{ усиление конкуренции по количеству} \\ \rightarrow \pm 0, \text{ усиление монополизации} \\ \rightarrow +\infty, \text{ усиление конкуренции по качеству} \end{cases}$$

где

$BOONE_{it}^{(ROAb)}$ — Индикатор Буна (по прибыли);

$BOONE_{it}^{(MS)}$ — Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов).

По сути, микроэкономическими, т.е. на уровне отдельных банков, представленные версии Индикатора Буна делают факторы X гетерогенности эффекта предельных издержек на ROA и долю на рынке. Эти факторы рассчитываются для каждого банка в выборке за каждый квартал наблюдений на основе балансовых данных, содержащихся в отчетности банков перед ЦБ.

Поскольку все объясняющие переменные одновременны с объясняемой переменной как в уравнении (1.5), так и в уравнении (1.6), возникает проблема эндогенности. Для ее устранения была применена техника инструментальных регрессий, в рамках которой был использован обобщенный метод моментов (GMM). В качестве инструментов были использованы лаги объясняющих переменных. Качество инструментов оценивалось стандартно — на основе теста Хансена.

Результаты оценки уравнений (1.5) и (1.6) представлены в Таблице **Error! Reference source not found.**, см. модели M1.1 и M1.2 соответственно. Оценки усредненных эффектов предельных издержек оказались значимыми в обоих уравнениях и отрицательными: в первом из них оценка составила -0.266, во втором — -0.110 (обе оценки значимы на 1% уровне). Это говорит о том, что для банка, параметры бизнес-модели которого не отличаются от среднерыночных значений (напомним, что все объясняющие переменные центрированы), эффект от сокращения предельных издержек будет представлен в виде повышения ROA и доли на рынке, причем в первом случае эластичность сильнее, чем во втором (доля на рынке инертнее). Другими

словами, Индикатор Буна в таком случае располагается в зоне отрицательных значений («конкуренция по количеству»).

Далее, в обоих уравнениях выявлены значимые эффекты со стороны прочих факторов, обуславливающих гетерогенность эффекта предельных издержек на ROA и долю на рынке кредитов. В первом случае их всего два, во втором — шесть.

В уравнении M1.1 значимое воздействие на ROA оказывают попарные произведения предельных издержек с:

- *долей непроцентных доходов в совокупных доходах*. Эффект положительный, т.е. он будет ослаблять описанный выше эффект -0.266 и двигать его по направлению к нулю (в сторону сокращения конкуренции, т.е. роста монополизации). Это указывает на то, что по мере переключения банка с зарабатывания процентных доходов на кредитном рынке к непроцентным доходам на прочих рынках его рыночная власть будет расти. Обычно банки переключаются с более конкурентных в менее конкурентные сегменты рынка в поисках новых источников прибыли;
- *долей просроченных кредитов в совокупных кредитах*. В данном случае эффект также оценен как положительный. Это говорит о том, что с ростом риска, принимаемого банком, его рыночная власть в занимаемой им нише будет увеличиваться. Рискованные клиенты будут «блокироваться» в таком и подобном банках («hold up» эффект, см. [Olivero et al., 2011](#)), поскольку не смогут получить кредитные ресурсы в менее склонных к риску банках.

Наличие хотя бы одного значимого фактора гетерогенности позволило провести расчеты микроэкономической модификации Индикатора Буна (по прибыли) по формуле (1.7). Значения индикатора составили -0.30 для банка в 25-ом процентиле по Индикатору Буна, -0.22 — для медианного банка и -0.17 — для банка в 75-ом процентиле. Соответственно, первое значение характерно для банка из выборки с большей способностью наращивать свой

Таблица 1. Результаты оценки Индикатора Буна на микроэкономическом уровне (за период 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012)

Объясняющие переменные (центрированные, в логарифмах)	Модели	Зависимая переменная (в логарифмах):	
		Прибыльность активов (ROAb) ^a	Доля на рынке кредитов ^b
		M1.1	M1.2
Предельные издержки по кредитам		–0.266*** (0.043)	–0.110*** (0.027)
Перекрестные эффекты:			
Кредитная нагрузка на активы		0.168 (0.123)	0.512*** (0.072)
× Предельные издержки по кредитам			
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах		0.032 (0.100)	–0.281*** (0.051)
× Предельные издержки по кредитам			
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.)		0.077** (0.031)	0.075*** (0.016)
× Предельные издержки по кредитам			
Доля кредитов населению		–0.008 (0.024)	–0.005 (0.011)
в кредитах × Предельные издержки по кредитам			
Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах		0.053*** (0.016)	0.020** (0.009)
× Предельные издержки по кредитам			
Отношение собственного капитала к активам		–0.017 (0.051)	–0.152*** (0.030)
× Предельные издержки по кредитам			
Отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD)		–0.018 (0.088)	–0.195*** (0.044)
× Предельные издержки по кредитам			
Бинарный индикатор отрицательных значений ROAb		0.018 (0.023)	
Значение Индикатора Буна в:			
	25-м процентиле	–0.30	–0.13
	50-м процентиле	–0.22	–0.004
	75-м процентиле	–0.17	0.09
Число наблюдений (банков)		8880 (635)	11083 (715)
Число эндогенных переменных		8	8
Число инструментов		24	8
Р-значение теста Хансена на релевантность инструментов		0.214	—
Фиксированные эффекты		по объекту, по времени	по объекту, по времени

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

^a Отношение годового объема прибыли (до формирования резервов под потери по кредитам) к активам банка, %

^b Отношение кредитов банка населению и нефинансовым предприятиям к кредитам банковской системы, %

показатель ROA за счет повышения собственной эффективности, третье — с меньшей такой способностью.

В уравнении M1.2 значимое воздействие на долю на рынке кредитов оказывают попарные произведения предельных издержек с:

- *кредитной нагрузкой на активы*. Эффект положительный — повышение такой нагрузки будет способствовать росту рыночной власти банка, причем в существенно большей степени, чем этому способствует переключение на непроцентные виды банковской деятельности (см. ниже);
- *долей счетов и депозитов в привлеченных средствах*. Эффект отрицательный — повышение такой доли, т.е. зависимости банка от вкладов, будет способствовать сокращению рыночной власти банка, в отличие от роста кредитной нагрузки. По-видимому, рыночная власть на рынке кредитов становится тем менее устойчивой, чем в большей степени банк зависит от депозитов. Вкладчики банков подвержены паническим настроениям — в случае их «бегства» банк может остаться без ресурсов для удержания доли на рынке и своей рыночной власти соответственно;
- *долей непроцентных доходов в совокупных доходах*. Эффект положительный, как и в случае предыдущей регрессии;
- *долей просроченных кредитов в совокупных кредитах*. Эффект положительный, как и в случае предыдущей регрессии;
- *отношением собственного капитала к активам*. Эффект отрицательный — это говорит о том, что банк для удержания доли на рынке должен тратить свой капитал;
- *отношением кредитов к счетам и депозитам*. Эффект отрицательный — чем в меньшей степени сбалансированы кредиты и депозиты, тем менее устойчивыми становятся рыночные позиции банка.

Значения Индикатора Буна (по доле на рынке кредитов), рассчитанные на основе формулы (1.8) оказались существенно ближе к нулю (к монополии), чем значения этого же индикатора, рассчитанного по прибыли. Так, в

25-ом процентиле значения первого составили -0.13, что означает более чем вдвое меньший эффект, чем у второго в аналогичном процентиле. В 50-ом процентиле значения Индикатора Буна (по доле на рынке кредитов) оказались практически нулевыми, что может указывать на монополистический характер рынка кредитов в России. В 75-ом процентиле значения этого же индикатора составили 0.09, т.е. оказались в положительной области («конкуренция по качеству»).

Результаты расчетов обеих версий Индикатора Буна в обобщенном виде представлены на Рисунках 3 и 4. Их сравнительный анализ указывает на невысокую согласованность в поведении обоих индикаторов и, соответственно, на различные интерпретации характера конкуренции в банковской системе.

Значения Индикатора Буна, рассчитанные по прибыли на основе формулы (1.7) полностью сосредоточены в отрицательной области («конкуренция по количеству»). Напротив, значения Индикатора Буна, рассчитанные по доле на рынке кредитов на основе формулы (1.8), распределены примерно поровну между отрицательной и положительной («конкуренция по качеству») областями.

Динамика медианных значений обоих показателей оказалась полностью не согласованной. Первый из двух индикаторов, Индикатор Буна (по прибыли), указывает на структурный сдвиг вверх — в сторону монополизации рынка, начиная с 2008 г. и заканчивая пиком кризиса «плохих» долгов в 3 кв. 2009 г. Второй показатель, Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов), находится в среднем в области нулевых значений как до, так и после кризиса 2008-2009 гг.; более того, в период кризиса индикатор указывает на наличие тренда, хотя и слабого, в сторону ослабления рыночной власти, что противоположно предыдущему случаю.

Сравнительный анализ показал, что эти две версии одного и того же индикатора не являются взаимозаменяемыми — напротив, они характеризуют процессы конкуренции с различных сторон: первый индикатор чуть шире,

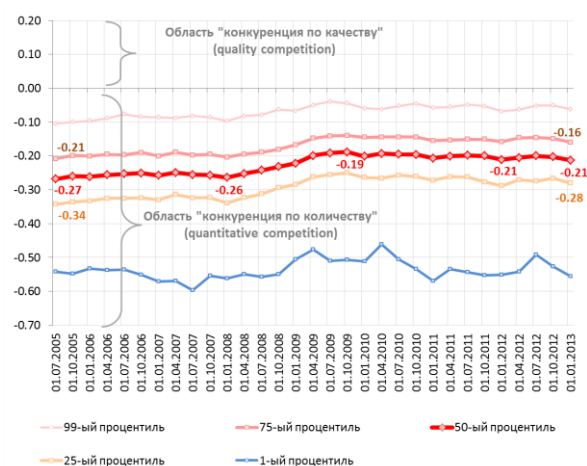
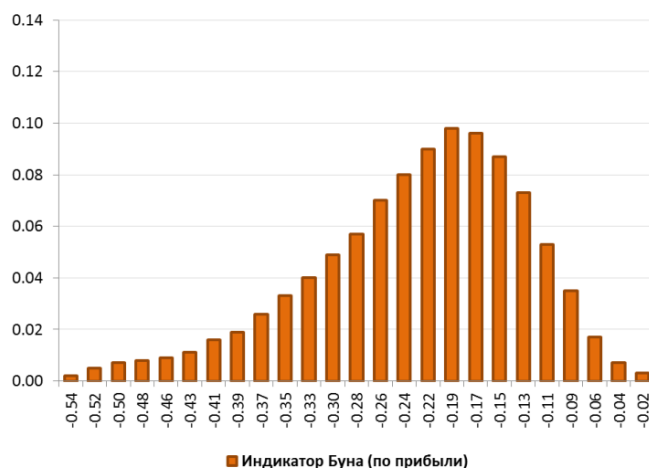


Рисунок 3. Гистограмма плотности распределения банков и динамика в различных процентилях выборки Индикатора Буна (2005-2012 гг., по прибыли, модель M1.1)

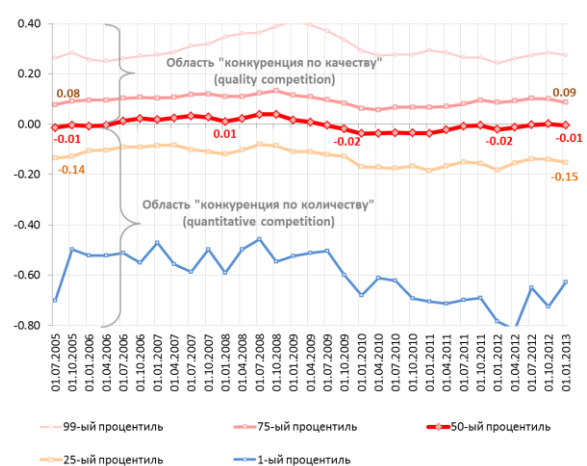
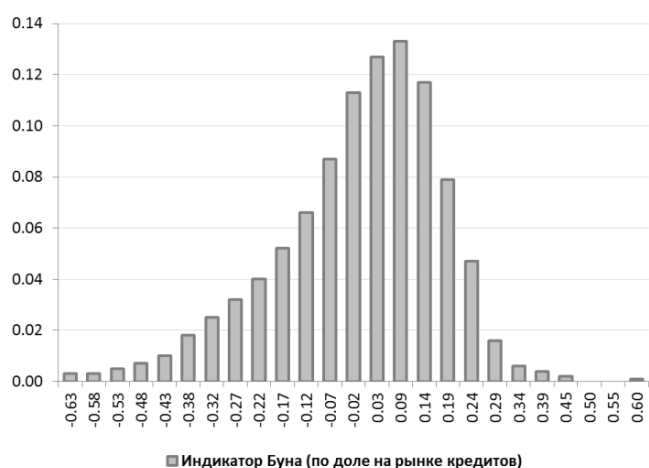


Рисунок 4. Гистограмма плотности распределения банков и динамика в различных процентилях выборки Индикатора Буна (2005-2012 гг., по доле на рынке кредитов, модель M1.2)

второй чуть уже, поскольку ROA — интегральный показатель результативности бизнес-моделей банков не только на кредитном рынке, но и на всех прочих.

Сказанное, однако, не означает, что мы отошли от собственного правила, сформулированного в начале текущего раздела, о том, что мы будем исследовать конкуренцию не в целом по сектору, а именно в конкретном его сегменте — на рынке кредитов. Это обеспечивается тем, что основой для построения обоих индикаторов являются предельных издержки по кредитам, а не по активам в целом.

1.2.3 От макро к микро уровню: H -статистика Панзара-Росса

В своей фундаментальной работе Панзар и Росс ([Panzare, Rosse, 1987](#)) предложили измерять конкуренцию в том или ином секторе экономики эластичностью доходов фирм этого сектора по ценам используемых ими входных ресурсов (труда и физического капитала, для банков обычно добавляется третий ресурс — привлеченные средства).

Поскольку, как известно из микроэкономической теории, монополист реагирует на повышение цен на факторы производства увеличением цены и сокращением выпуска, так что в новом равновесии доход будет меньше, чем в предыдущем, то неположительные значения эластичности дохода по ценам факторов производства авторы предлагают приписывать рынкам в состоянии монополии. Это утверждение доказывается в рамках первой из двух теорем Панзара-Росса.

Напротив, на совершенно конкурентном рынке рост цен на факторы производства вызовет аналогичный по масштабу рост как предельных издержек фирм, так и цены продукции. Выпуск останется на прежнем уровне при новой, более высокой цене, что означает рост доходов оставшихся в отрасли фирм. Часть же фирм покинет отрасль ([Дробышевский, Пащенко, 2006](#)) в результате образования убытков при более высоких ценах на факторы производства. Для оставшихся фирм эластичность доходов по ценам факторов будет равна единице. Соответствующее утверждение доказывается в рамках второй теоремы Панзара-Росса для фирм, конкурирующих по Чемберлину.

Значения эластичности в диапазоне от нуля до единицы авторы предложили приписывать рынкам с монополистической конкуренцией. Движение в сторону единицы означает усиление конкуренции, в сторону нуля — ослабление конкуренции. Саму эластичность стали называть H -статистикой во всех последующих работах как по банковским секторам, так и по другим отраслям (например, страхования, [Bikker, Gorter, 2008](#)).

Чтобы сделать H -статистику микроэкономической величиной, т.е. измеренной на уровне банков, а не банковского сектора или его какого-либо рынка (кредитов, депозитов, др.) в целом, мы предлагаем расширить подход Carbo et al. (2009) за счет введения в состав эмпирической функции доходов банков попарных произведений не только самих цен входящих ресурсов, но и произведений этих цен с некоторым набором факторов, обуславливающих гетерогенность эффекта цен на доходы. Аналогично нашим рассуждениям для Индикатора Буна (см. Раздел 1.2.2), мы введем в рассмотрение некий набор микроэкономических факторов, которые отражают параметры бизнес-моделей банков и могут корректировать усредненный эффект цен на доходы на уровне отдельных банков. В этом отношении, мы исходим из того, что чувствительность банков к шокам цен входящих ресурсов может сильно разниться от банка к банку и степень такой чувствительности может определяться в общем случае параметрами бизнес-моделей банков.

С нашей точки зрения, к факторам, обуславливающим гетерогенность эффекта цен входящих ресурсов на доходы банков, следует отнести следующие группы показателей:

1. Интенсивность кредитования;
2. Модель поведения на кредитном рынке;
3. Капитализация и риски ликвидности.

Для оценки H -статистик на уровне отдельных банков было специфицировано следующее уравнение:

$$\ln INC_{it}^{(l)} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{m=1}^3 \gamma_m \cdot \ln P_{m,it} + \frac{1}{2} \sum_{r=1}^3 \sum_{q=1}^3 \gamma_{rq} \cdot \ln P_{r,it} \cdot \ln P_{q,it} + \sum_{k=1}^K \delta_k \cdot \ln X_{k,it} + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^3 \delta_{km} \cdot \ln X_{k,it} \cdot \ln P_{m,it} + \rho \cdot TA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.9)$$

где

i ($i = 1 \dots N$) и t ($t = 1 \dots T$) — нижние индексы, отвечающие за объект (банк) и время (квартал) соответственно;

$INC_{it}^{(l)}$ — доход банка вида l ($l = 1$: совокупный доход с сальдированием переоценки средств в валюте; $l = 2$: процентный доход);

$P_{m,it}$ — цена m -ого входящего ресурса ($m = 1 \dots N$, $N = 3$): цена привлеченных средств, цена расходов на персонал и цена прочих расходов, не связанных с персоналом и привлеченными средствами (как прокси-переменная для стоимости физического капитала банка);

$X_{j,it}$ — j -ый фактор, обуславливающий гетерогенность эффекта цен входящих ресурсов на доход вида l ;

TA_{it} — совокупные активы банка (фактор масштаба);

α_i — индивидуальный эффект банка i ; λ_t — временной эффект в квартале t ;

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ — регрессионная ошибка, независимо и одинаково распределенная (по предположению) для любого банка i в любом квартале t со средним 0 и непостоянной дисперсией σ_{it}^2 .

Во избежание проблем, связанных с мультиколлинеарностью, возникающих по причине включения попарных произведений в состав уравнений, все объясняющие переменные были центрированы относительно средних по рынку значений, аналогично расчетам по Индикатору Буну в предыдущем разделе.

В 2012-ом году в журнале «The Review of Economics and Statistics» вышла в свет статья авторов под руководством Биккера, [Bikker et al. \(2012\)](#), в которой они, по сути, ставят под сомнение релевантность всех работ, рассчитывавших H -статистики на основе уравнений, в которых в качестве контроля использовался фактор масштаба. А это порядка 50-ти работ только в журналах, не считая рабочих версий. Биккер и др. заметили, что Панзар и Росс обосновывали свои теоремы для уравнения дохода, а не уравнения цены, и, соответственно, выводы о границах различных типов рыночных структур, полученные для уравнения дохода, могут быть нерелевантны для уравнения цены. Авторы же, применяя технику Панзара-Росса в своих эмпирических

работах и включая фактор масштаба в качестве контроля, фактически сводят уравнение дохода к уравнению цены¹².

Биккер и др. показали в своей работе на выборке из 18000 банков, зарегистрированных в 67 странах, за период 1986-2004 гг., что включение фактора масштаба приводит к существенному завышению H -статистики и часто приводит к выводу о монополистической конкуренции, когда, на самом деле, банковские системы (почти) не отличаются от монополий.

Мы частично разделяем мнение Биккера, однако настаиваем на том, что с эконометрической точки зрения более правильным подходом является оценка уравнения, в обеих частях которого стоят либо только относительные, либо только абсолютные величины. Биккер же предлагает оценивать уравнение, в котором зависимая переменная будет абсолютной — доходы, а объясняющие переменные — относительными. Вместе с тем, мы не отрицаем релевантности подхода Биккера и будем проводить оценки по выборке российских банков по двум направлениям — с учетом фактора масштаба и без учета, что позволит нам сопоставить эти расчеты и показать цену включения масштаба в состав уравнения.

На основе формулы (1.9) H -статистика в предлагаемой нами модификации может быть представлена следующим образом:

$$H_{stat,it} = \sum_{m=1}^3 \frac{\partial \ln INC_{it}^{(l)}}{\partial \ln P_{m,it}} = \sum_{m=1}^3 \gamma_m + \sum_{m=1}^3 \frac{\partial \left(\frac{1}{2} \sum_{r=1}^3 \sum_{q=1}^3 \gamma_{rq} \cdot \ln P_{r,it} \cdot \ln P_{q,it} \right)}{\partial \ln P_{m,it}} + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^3 \delta_{km} \cdot \ln X_{k,it} \quad (1.10)$$

$$= \begin{cases} \leq 0 - \text{монополия} \\ (0,1) - \text{монополистическая конкуренция} \\ 1 - \text{совершенная конкуренция} \end{cases}$$

Микроэкономический характер в представленной нами модификации H -статистики определяется второй и третьей группами слагаемых в формуле (1.10). Заметим, что [Carbo et al. \(2009\)](#), по сути, использовали только первое и второе слагаемое этой формулы.

¹² Обе части уравнения можно разделить на фактор масштаба, что приведет к образованию отношения дохода к, например, активам, т.е. цене некоего продукта, на месте прежней зависимой переменной

В качестве факторов, обуславливающих гетерогенность эффекта цен входящих ресурсов на доходы банков, были выбраны следующие микроэкономические показатели:

- отношение собственного капитала к активам;
- кредитная нагрузка на активы;
- соотношение абсолютно ликвидных активов и счетов и депозитов;
- доля счетов и депозитов в привлеченных средствах;
- доля кредитов населению в кредитах.

Результаты оценки уравнения дохода (1.9) и H -статистик (1.10) представлены в [Приложении 1](#) ([параграф П1.2](#), Таблица П1.2). В моделях ПМ1.3 и ПМ1.4 в качестве зависимой переменной были использованы процентный доход банка, что фактически позволяет трактовать соответствующую H -статистику как меру конкуренции на кредитном рынке. В моделях ПМ1.5 и ПМ1.6 зависимой переменной выступал совокупный доход (с сальдированием переоценки средств в валюте), а соответствующая H -статистика, следовательно, отражает конкуренцию в банковском секторе в целом. Как мы указывали ранее, последнюю из двух версий H -статистик мы будем рассматривать лишь в качестве базы для сравнения с основной — первой — версией показателя.

Во всех оцененных уравнениях цены входящих ресурсов оказались значимыми, их попарные произведения в большинстве случаев также значимы. Можно заметить, что включение фактора масштаба меняет знак воздействия цены персонала с отрицательного на положительный, что и приводит к возможному завышению итоговых показателей H -статистики. Из экономических соображений, повышение затрат на любой входящий ресурс, в том числе персонал, должно обеспечивать рост, а не сокращение дохода. В модели ПМ1.3 (без учета масштаба) медианное значение эластичности доходов по цене персонала отрицательно и составляет -0.33, а в модели ПМ1.4 (с учетом масштаба) аналогичный показатель положителен и

составляет 0.29 (обе оценки значимы на 1% уровне). С нашей точки зрения, вторая модель предпочтительнее первой.

В модели ПМ1.4 (предпочтительная) эффекты всех линейных компонент факторов гетерогенности X оказались значимыми, тогда как из 15-ти их попарных произведений с ценами входящих ресурсов значимыми оказались лишь 2.

Наиболее интересные выводы состоят в следующем.

Во-первых, отношение собственного капитала к активам оказывает в среднем положительный эффект на доходы банков и этот эффект составляет 0.093 (значимость на 1% уровне). Это говорит о том, что с ростом обеспеченности активных операций банка его собственным капиталом возрастает потенциал для дальнейшего наращивания кредитования. Условно, этот потенциал равен разнице между текущим значением достаточности капитала и нормативно установленным порогом 10%. Заметим, что априори, т.е. до эмпирических оценок, направление подобного эффекта не очевидно, поскольку повышение обеспеченности капиталом, создающее предпосылки для наращивания кредитования в будущих периодах, в текущем периоде означает нереализованные возможности, как это уже отмечалось в параграфе 1.2.2 при моделировании Индикатора Буна. Размер повышения мог бы быть направлен на кредитование в текущем периоде и приносить дополнительный доход, начиная с текущего периода.

Во-вторых, были найдены два перекрестных эффекта, которые корректируют указанный выше средний эффект капитала на доходы. Один из таких эффектов оказывает коррекцию вниз, другой — вверх. Так, коэффициент при попарном произведении обеспеченности капиталом и цены привлеченных средств оказался отрицательным и составил -0.066 (значимость на 1% уровне), а коэффициент при попарном произведении обеспеченности капиталом и цены физического капитала оказался положительным и равным 0.040 (значимость на 5% уровне). Итоговый эффект на уровне медианного банка составляет 0.081 — т.е. при

одновременном росте всех трех показателей на 1% доходы в среднем увеличиваются на 0.081%. Для сравнения: для банков в 25-ом и 75-ом процентилях по такому агрегированному эффекту аналогичные показатели равны 0.048% и 0.125% соответственно.

В-третьих, фактор масштаба оказался высоко значимым (на 1% уровне), а оценка его эффекта превышает единицу. Это означает, что доходы банков в среднем эластичны по их масштабу: с ростом масштаба на 1% доходы растут более чем на 1%.

В предпочтительной модели ПМ1.4 значения показателя конкуренции — *H*-статистики — составили 0.56, 0.63 и 0.69 для банков в 25-ом, 50-ом (медианном) и 75-ом процентилях по этому показателю. Соответственно, из трех указанных значений первое относится к банку с большей рыночной властью, а третье — с меньшей. Другими словами, *H*-статистика обратна рыночной власти.

Результаты расчетов *H*-статистик в обобщенном виде представлены на Рисунках 5 и 6.

Сравнительный анализ гистограмм плотности распределения *H*-статистик в моделях ПМ1.3 и ПМ1.4, показанных на первом из двух рисунков, отчеливо указывает цену исключения масштаба банка из состава объясняющих факторов. Эта цена состоит в существенном занижении показателей конкуренции и, соответственно, завышении силы рыночной власти отдельных банков. Медианное значение *H*-статистики в модели без учета фактора масштаба составляет всего 0.22, что формально продолжает свидетельствовать в пользу наличия монополистической конкуренции в российском банковском секторе, однако, это значение почти в три раза ниже в сравнении с моделью, в которой фактор масштаба был учтен. Если вспомнить суть *H*-статистики (т.е. в какой мере банк может или способен отыграть рост цен входящих ресурсов за счет наращивания доходов) и трактовать ее как показатель, близкий к показателю эффективности по доходу, то получается следующее: модель без учета масштаба

(предпочтительная по Биккеру) предсказывают, что российский банковский сектор в 3 раза менее эффективный, чем предсказывается моделью с учетом масштаба (предпочтительная с нашей точки зрения).

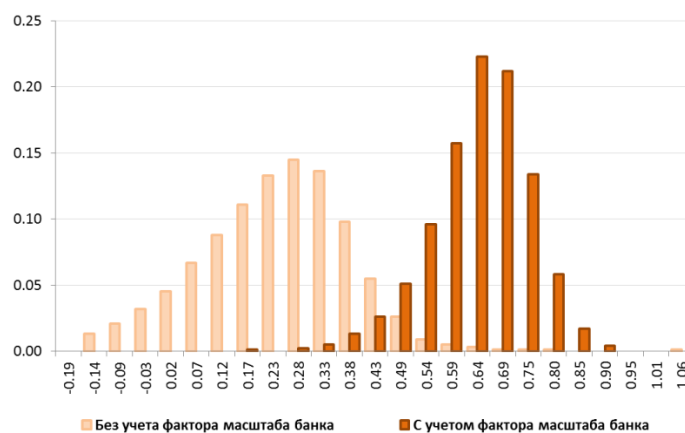
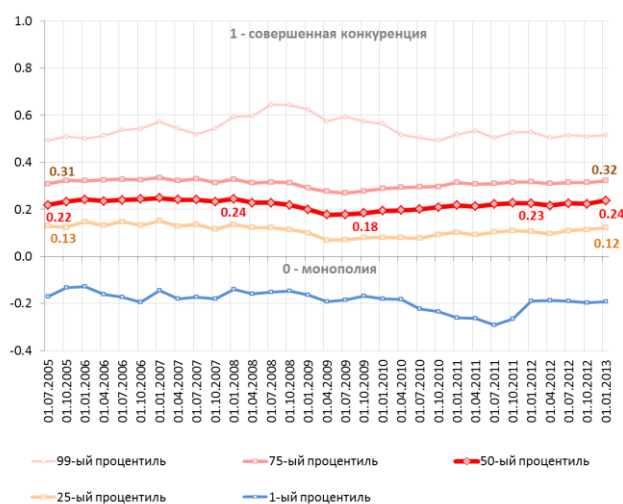
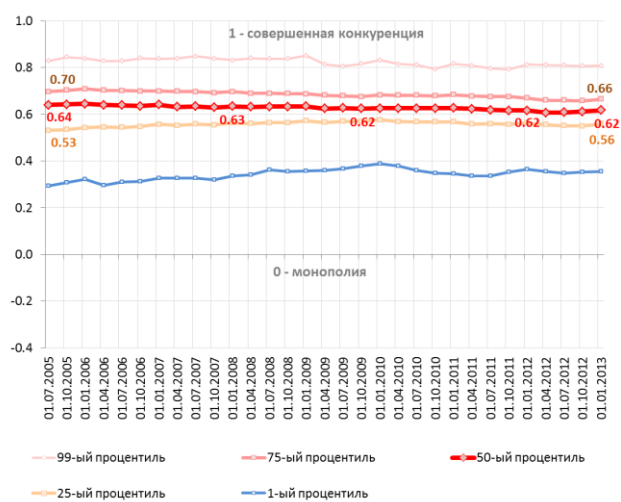


Рисунок 5. Гистограмма плотности распределения банков по показателю H -статистики (по процентным доходам, расчеты по моделям ПМ1.3-ПМ1.4)



а) без учета масштаба



б) с учетом масштаба

Рисунок 6. Динамика показателя H -статистики (по процентным доходам) в различных процентилях выборки банков (расчеты по моделям ПМ1.3-ПМ1.4)

Анализ динамики H -статистик показал, что в модели с учетом фактора масштаба на протяжении всего периода времени значение H -статистики в 1-ом процентиле было выше, чем медианное значение этого показателя в модели без учета фактора масштаба. Это выглядит весьма странно и, с учетом вышеописанных рассуждений, подкрепляет наши мысли о том, что модель с учетом масштаба банков (ПМ1.4) предпочтительнее альтернативной

модели (ПМ1.3). Единственное, в чем согласуются обе модели, — в предсказании отсутствия роста конкуренции на уровне медианного банка в кризис 2008-2009 гг.

1.2.4 От макро к микро уровню: Индекс концентрации банков на рынках платных активов в модификации Бергера-Ханнана

В работе [Berger, Hannan \(1998\)](#) предпринята попытка дезагрегировать общеотраслевой Индекс концентрации Герфиндаля-Хиршмана (ННІ) на микроэкономический уровень. Для этого авторы предложили, во-первых, рассчитать ННІ-индексы для различных рынков платных активов (кредитов населению, кредитов нефинансовым предприятиям и т.д.) и, во-вторых, взвешивать в каждый момент времени в выборке значения полученных ННІ долями соответствующих видов активов в совокупных активах по каждому банку. Итоговые значения отражают степень вовлеченности банка в те рынки платных активов, в которых он присутствует. Ключевая идея — даже если банк небольшой, но имеет значительную долю в своих активах, приходящуюся на некий вид актива, рынок которого высоконцентрирован, и при этом банк может устойчиво, от периода к периоду, функционировать на таком концентрированном рынке и, тем более, если он может наращивать этот вид актива, то такой банк обладает определенной рыночной силой. Возможно, он занимает некую пустующую в своем регионе кредитную нишу и обслуживает (почти)постоянный круг лояльных клиентов.

Такая логика и соответствующий ей микроуровневый индекс концентрации обладают существенными недостатками. Мы не имеем статистической возможности определять точные границы ниш в пределах того или иного рынка. Соответственно, мы не можем считать концентрации в этих нишах. Следовательно, в описанной выше логике некий мелкий банк может обладать такой же (или даже большей) рыночной властью, как и Сбербанк, просто ввиду сопоставимой структуры баланса (т.е. аналогичных,

или очень схожих, долей различных видов активов в своих совокупных активах и пассивах).

Вместе с тем, показатель существенно проще в расчетах, чем любой другой — неструктурный — показатель рыночной власти, рассмотренный в предыдущих разделах. Мы будем использовать микроуровневый индекс концентрации в последующих расчетах (оценках воздействия рыночной власти на уровни устойчивости банков) лишь для сопоставления с основными результатами, полученными на основе неструктурных измерителей рыночной власти.

Формально, микроуровневый индекс концентрации (для рынка платных активов) может быть представлен следующим образом:

$$HHI_{it}^A = \sum_{j=1}^4 d_{it}^{(j)} \cdot HHI_t^{(j)} = \begin{cases} 0 - \text{совершенная конкуренция} \\ (0, 10000) - \text{монополистическая конкуренция} \\ 10000 - \text{монополия} \end{cases} \quad (1.11)$$

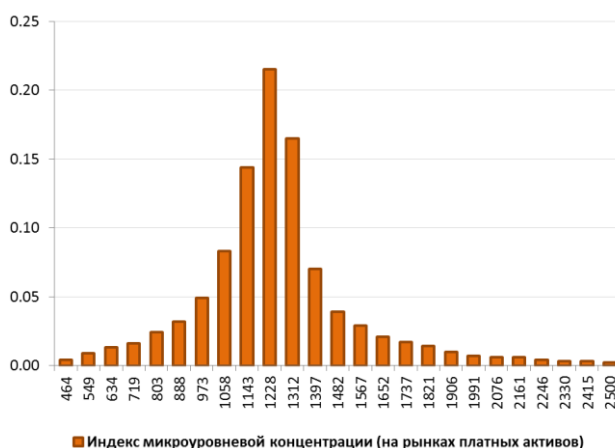
где $j = 1...4$ — виды рынков активов: рынки розничных кредитов, корпоративных кредитов, выданных межбанковских кредитов, ценных бумаг;

$HHI_t^{(j)}$ — агрегированный (общесистемный) индекс концентрации Герфиндаля-Хиршмана на рынке актива j ;

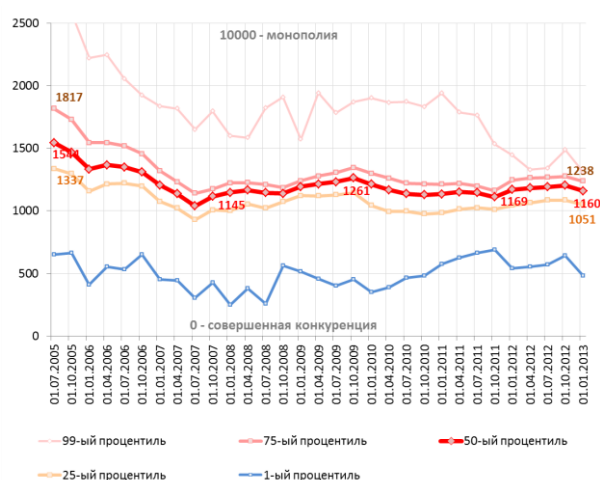
$d_{it}^{(j)}$ — доля актива j в совокупных активах банка i в квартале t .

Результаты расчетов значений Индекса микроуровневой концентрации для российских банков в период 2005-2012 гг. представлены в обобщенном виде на Рисунке 7: в виде плотности распределения банков по этому показателю (а) и его динамики в различных процентилях выборки (б). Среднее значение показателя составило 1217 пунктов, что далеко от показателей монополии (10000 пунктов) и указывает на наличие монополистической конкуренции в среднем по банковскому сектору (со всеми допущениями, описанными выше). Это в целом согласуется с результатами расчетов прочих индикаторов рыночной власти, описанных в предыдущих разделах. Нужно отметить, что, хотя разброс по Индексу микроуровневой концентрации весьма

высок — наблюдаются банки со значениями этого показателя ниже 500 и выше 2500 пунктов, — основная масса наблюдений сконцентрирована вокруг среднего. Так, в диапазоне 1050-1400 пунктов сосредоточено около 70% наблюдений за весь анализируемый период. Это свидетельствует о наличии общих черт в бизнес-моделях различных банков — по крайней мере, внутри тех или иных сегментов рынка банковских услуг.



а) Гистограмма плотности распределения банков



б) Динамика в различных процентилях выборки банков

Рисунок 7. Индекс микроуровневой концентрации российских банков на рынках платных активов

Динамика Индекса микроуровневой концентрации в различных процентилях выборки показывает, что, во-первых, на уровне медианного банка до кризиса 2008-2009 гг. наблюдался тренд на сокращение концентрации, в кризис имел место обратный тренд, однако менее сильный; после кризиса концентрация весьма постоянна и составляет порядка 1160-1170 пунктов. Во-вторых, наблюдается явная конвергенция между банками с наибольшей вовлеченностью на рынки платных активов и банки с наименьшей такой вовлеченностью.

1.2.5 Обобщение результатов расчетов индикаторов конкуренции и рыночной власти банков на общеотраслевом уровне

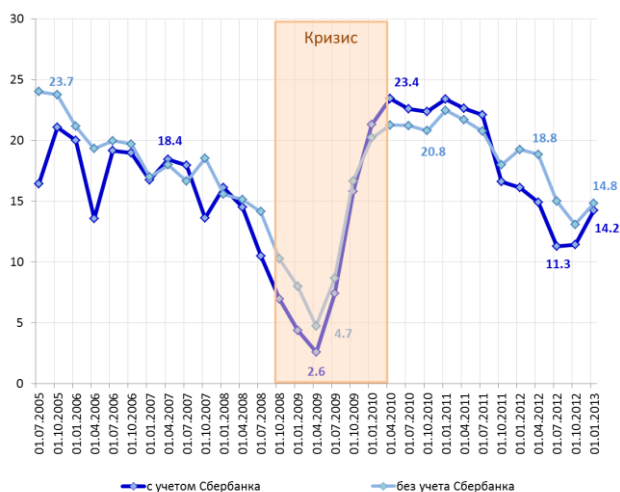
В качестве обобщения и для обеспечения сравнения результатов, полученных в рамках расчетов различных индикаторов рыночной власти, были оценены общеотраслевые значения таких индикаторов с помощью взвешивания по долям банков в совокупных активах. Результаты расчетов представлены на Рисунке 8 для Индекса Лернера (на рынке кредитов, а), Индикатора Буна (по прибыли, б), *H*-статистики (по процентным доходам, с учетом фактора масштаба, в) и Индекса микроуровневой концентрации (на рынке платных активов, г). Для каждого из 4-х индикаторов были проведены расчеты как с учетом Сбербанка, так и без него. Это необходимо для обеспечения уверенности в том, что результаты расчетов общеотраслевых значений не продиктованы динамикой лишь крупнейшего банка с долей в банковской системе около 25%.

Основные выводы сравнительного анализа состоят в следующем.

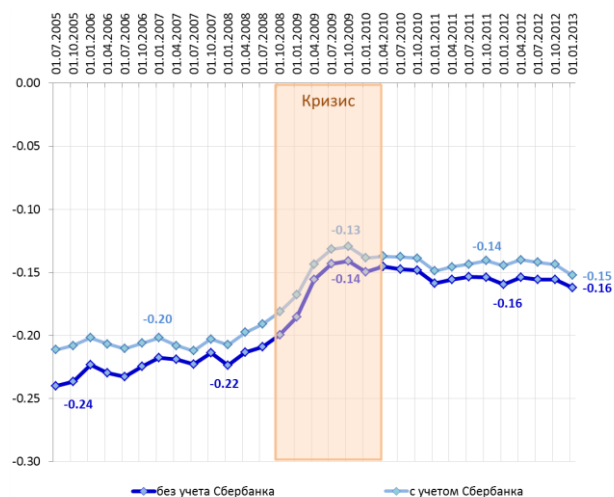
Первое. Степень согласованности в поведении индикаторов не превышает $\frac{1}{2}$. Так, согласно результатам корреляционного анализа лишь в 6-ти из 12-ти случаев оценки коэффициентов парных корреляций оказались положительными ([Приложение 1](#), [параграф П1.3](#), Таблица П1.3). Однако, даже в этих случаях величины оценок — от 0.11 до 0.47 — свидетельствуют о не сильной связи.

Наиболее согласованными индикаторами оказались Индекс Лернера и $-H$ -статистика (взята с обратным знаком для прямой связи с рыночной властью), коэффициенты парных корреляций для которых составили 0.38 на уровне банковской системы в целом и 0.46 — для банковской системы без учета Сбербанка.

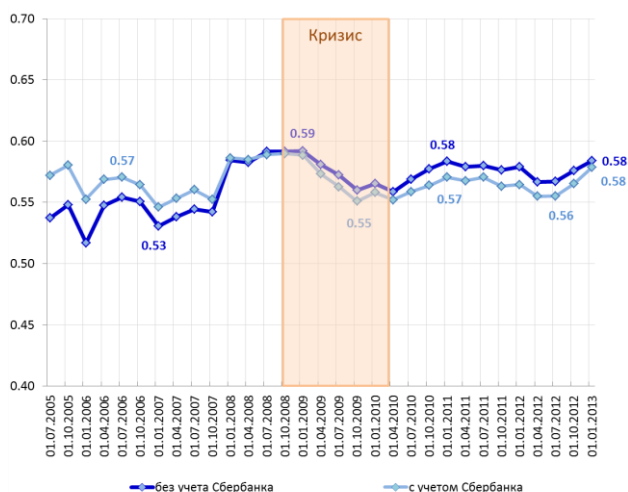
Наименее согласованными — а, по сути рассогласованными, — оказались Индикатор Буна и Индекс микроуровневой концентрации, которые вне зависимости от учета Сбербанка коррелируют с коэффициентом -0.42.



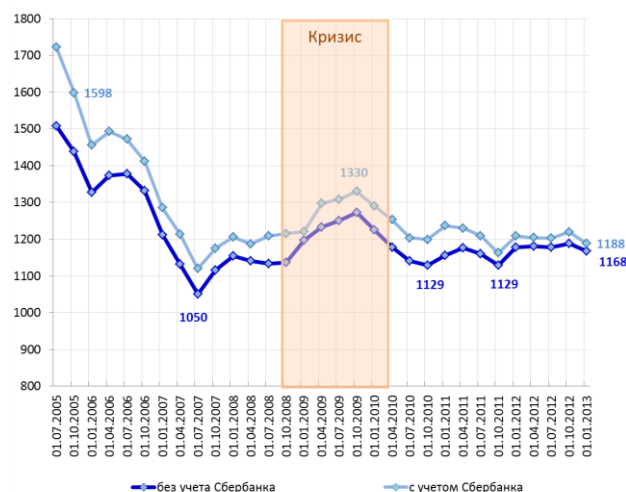
а) Индекс Лернера (на рынке кредитов)



б) Индикатор Буна (по прибыли)



в) H-статистика (по процентным доходам)



г) Индекс микроуровневой концентрации (на рынке платных активов)

Рисунок 8. Агрегированные значения различных индикаторов рыночной власти банков: уровень банковской системы в целом

Второе. Тренды в поведении 3-х из 4-х индикаторов рыночной власти на промежутке 2005-2012 гг. указывают на усиление конкуренции и, соответственно, снижение монополизации российской банковской системы, причем не только вне Сбербанка, но и с учетом этого крупнейшего банка. Этот вывод характерен для Индекса Лернера (несмотря на его повышенную в сравнении с другими показателями волатильность), H-статистики и Индекса микроуровневой концентрации.

Третье. Индикатор Буна — показатель, который оказался наименее согласованным со всеми остальными показателями рыночной власти. Лишь его динамика свидетельствует о том, что до кризиса конкуренция в банковской системе могла ослабляться, а сама система — монополизироваться. После кризиса поведение Индикатора указывает на определенную стабилизацию конкуренции на невысоком уровне — по крайней мере, на отсутствие тренда на дальнейшее усиление монополизации банковской системы. Единственное, в чем Индикатор Буна схож с одним из трех остальных индикаторов — Индексом микроуровневой концентрации — это с предсказанием менее монополистического характера банковской системы вне Сбербанка¹³.

Четвертое. Единственное, в чем все индикаторы рыночной власти дают согласованный результат, — это указание на ослабление конкуренции и, соответственно, усиление монополизации банковской системы в период кризиса 2008-2009 гг., а точнее его наиболее острой фазы 4 кв. 2008 – 1 кв. 2010 г. Так, за указанный промежуток времени прирост Индекса Лернера составил +16 проц. п., Индикатор Буна вырос на 0.04 пункта, –Н-статистика выросла на 0.04 пункта и Индекс Микроуровневой концентрации прибавил 38 пунктов.

Глава 2. Моделирование воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости: базовый подход

В этой главе реализован базовый подход к анализу воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости (подверженности рискам) на микроэкономическом уровне. Суть этого подхода состоит в:

- оценивании эконометрических моделей гомогенного линейного и квадратичного воздействия рыночной власти на устойчивость, специфицированных с использованием альтернативных прокси для обеих переменных;

¹³ Другими словами, Сбербанк — согласно этим двум индикаторам — усиливает монополизацию банковской системы в целом.

- сравнительном анализе полученных альтернативных оценок: определении степени согласованности выводов оцененных моделей относительно того, как — положительно, отрицательно или нелинейно — рыночная власть банков влияет на уровни их устойчивости.

Такой анализ позволяет получить общее представление о том, как в данной банковской системе, на заданном промежутке времени связаны рыночная власть и устойчивость в среднем для всех банков в системе. Другими словами, на текущем этапе исследования мы не будем анализировать факторы, которые могут обуславливать гетерогенность воздействия рыночной власти на устойчивость на межбанковском уровне. Этому вопросу будет посвящена следующая глава диссертации.

На данном этапе, во-первых, был проведен обзор мирового опыта по моделированию воздействия рыночной власти на устойчивость банков в банковских системах различных странах. Этот обзор позволил выявить две альтернативные концепции такого воздействия: «рыночная власть-устойчивость» и «рыночная власть-уязвимость» (они же «конкуренция-уязвимость» и «конкуренция-стабильность» соответственно). Во-вторых, была осуществлена попытка, с одной стороны, выявления доминирующей концепции связи на российских данных и, с другой стороны, совмещения обеих противоречивых концепций в рамках единой регрессионной модели, позволяющей выявлять пороги релевантности каждой из концепции (т.е. уровней, после которых связь между рыночной властью и устойчивостью может изменить знак на противоположный). Такие пороги могут иметь серьезное значение при проведении экономической политики, направленной на стимулирование конкуренции, когда она недостаточна, или на ее дестимулирование, когда она избыточна. В этом отношении особый вопрос, который был изучен в данной главе, состоит в определении того, насколько постоянными во времени являются такие пороги и в какой пропорции они делят банковскую систему (насколько системно значимыми являются группы банков по каждую сторону оцененных пороговых значений?).

2.1 Обзор концепций воздействия рыночной власти и устойчивость банков

2.1.1 Концепции линейного и нелинейного воздействия

В этом параграфе будет осуществлена постановка задач поиска *преобладающего* эффекта воздействия рыночной власти банков на уровни их устойчивости и поиска совмещения противоположных эффектов — эффектов концепций «рыночная власть-устойчивость» и «рыночная власть-уязвимость». Постановка задач будет проведена сквозь призму таких ключевых понятий теории контрактов, как моральный риск (*moral hazard*) и неблагоприятный отбор (*adverse selection*).

В 1990-ом г. в журнале «*American Economic Review*» вышла статья Майкла Кили под названием «Страхование вкладов, риск и рыночная власть банков», в которой впервые была сформулирована концепция «рыночная власть-устойчивость» (она же «конкуренция-уязвимость»). В ней утверждается, что с ростом рыночной власти стимулы банков к риску сокращаются, поскольку рыночная власть обеспечивает банки дополнительными потоками прибыли в текущем и будущих периодах ([Keeley, 1990](#)), гарантируя им большие размеры буфера капитала ([Allen, Gale, 2004](#)).

Эту концепцию можно проинтерпретировать следующим образом. Чтобы сохранить (и укрепить) свои рыночные позиции, банки начинают вести более разумную и взвешенную политику на всех рынках своего присутствия. В частности, сокращается склонность банков к предоставлению кредитов на нерыночных условиях¹⁴, а также — к спекулятивным «играм» на фондовом и валютном рынках. Таким образом, рост рыночной власти позволяет банкам решить проблему *морального риска* их менеджеров, что положительно сказывается на устойчивости банков. И, напротив, по мере ослабления рыночной власти банков и, соответственно, роста конкуренции в системе (или на отдельном на рынке — например, кредитов) происходит сокращение

¹⁴ Модель «кэптивного» банка, предполагающая кредитование связанных заемщиков, применительно к российской банковской системе рассмотрена в [Мамонов и др. \(2012\)](#)

цен на банковские услуги (процентных ставок по кредитам и т.п.), что негативно сказывается на рентабельности капитала (ROE) банков. В таких условиях менеджеры банков вынуждены искать новые источники поддержки ROE, что зачастую повышает их склонность к риску. Последнее негативно сказывается на устойчивости банков.

Спустя 15 лет, в 2005 г., Джоном Бойдом и Джианни Де Николо была сформулирована альтернативная концепция воздействия рыночной власти на устойчивость банков, получившая название «рыночная власть-уязвимость» (она же «конкуренция-стабильность»). Этой концепции была посвящена статья «Теория принятия риска банком и конкуренции под пересмотром» в *Journal of Finance*. Она, в свою очередь, утверждает, что повышение процентных ставок по кредитам, являющееся следствием роста рыночной власти банков, приводит к негативному отбору заемщиков, т.е. заемщиков с заведомо более низким качеством (менее устойчивым финансовым положением; [Boyd, De Nicolo, 2005](#)).

В этой концепции качество заемщика определяется не столько его кредитной историей, сколько рискованностью его бизнес-проекта, под который он хочет привлечь кредит в банке. Более качественные заемщики могут обосновать банкам, что положительная отдача от их бизнес-проектов гарантирована уже при невысоком уровне риска (такие заемщики считаются менее склонными к риску). Напротив, менее качественные заемщики имеют бизнес-проекты, положительная отдача от которых возможна при существенно большем уровне риска (такие заемщики, следовательно, считаются более склонными к риску). Соответственно, если банк одобрит кредит и первому, и второму типу заемщиков, то он установит премию за риск менее высокую для первых (скажем, ниже среднего по рынку кредитов) и более высокую — для вторых. В первом случае банк подвергает себя меньшему риску невозврата долга и неполучения процентных платежей, во втором — значительно большему. Другими словами, в первом случае подверженность кредитному риску банка будет меньше, во втором — больше. А значит, если банк будет

ориентироваться на первый тип заемщиков, то это будет положительно сказываться на его устойчивости в текущем и будущих периодах, если же на второй тип заемщиков — то отрицательно.

Существующие эмпирические работы, тестирующие эти две концепции на панельных данных по банкам (либо одной страны, либо совокупности стран), делятся на три блока (Таблица 2). В первом из них, стимулируемом [Keeley \(1990\)](#), авторы подтверждают концепцию «конкуренция-уязвимость». Здесь выделяются работы [Yeyati, Micco \(2007\)](#) по банкам 8-ми латиноамериканских стран в период 1993-2002 гг. и [Agoraki et al. \(2011\)](#) по банкам стран ЦВЕ в период 1998-2005 гг.

Второй блок исследований, основанный на работе [Boyd, De Nicolo \(2005\)](#), в противовес первому блоку, находит весьма убедительные подтверждения альтернативной концепции («конкуренция-стабильность»). Здесь определенный вклад внесли работы [Schaeck, Cihak \(2010\)](#) по банкам европейских стран и США в период 1995-2005 гг., [Koetter, Poghosyan \(2009\)](#) по банкам Германии в период 1994-2004 гг. и др.

Кроме того, в последние несколько лет под влиянием исследований [Martinez-Miera, Repullo \(2007, 2010\)](#) начинает формироваться блок работ, тестирующих наличие нелинейных связей между конкуренцией и стабильностью (подробнее эта работа будет рассмотрена ниже). Такие взаимосвязи были найдены, в частности, в [Berger et al. \(2009\)](#) по банкам 30 развитых стран в период 1999-2005 гг. и в [Tabak et al. \(2012\)](#) по банкам 10 стран Латинской Америки в период 2003-2008 гг.

Большинство авторов используют в качестве меры рыночной власти Индекс Лернера ([Beck et al., 2013](#); [Berger et al., 2009](#); [Turk Ariss, 2010](#)), *H*-статистику Панзара-Росса ([Yeyati, Micco, 2007](#)) или индексы концентрации ([Uhde, Heimeshoff, 2009](#); [Mirzaei et al., 2013](#)) и реже — индикатор Буна ([Schaeck, Cihak, 2010](#); [Tabak et al., 2012](#)). В качестве меры риска в работах применяются такие показатели, как доля «плохих» кредитов в кредитном портфеле банков (NPL, non-performing loan ratio), отражающая их

Таблица 2. Классификация работ, исследующих воздействие рыночной власти банков (конкуренции в банковской системе) на их устойчивость (стабильность системы)

Тип воздействия		
Линейное		Нелинейное
Рыночная власть-уязвимость (Конкуренция-стабильность)	Рыночная власть-стабильность (Конкуренция-уязвимость)	
<i>Boyd, De Nicolo (2005)</i>	<i>Keeley (1990)</i>	<i>Martinez-Miera, Repullo (2007, 2010)</i>
Boyd, De Nicolo, Jalal (2006)	Hellmann, Murdock, Stiglitz (2000)	Berger et al. (2009)
De Nicolo, Loukoianova (2006)	Hauswald, Marquez (2006)	Tabak et al. (2012)
Schaeck, Cihak, Wolfe (2006)	Yeyati, Micco (2007)	Мамонов (2012)
Beck, Demirguc-Kunt, Levine (2006)	Chang et al. (2007)	Beck et al. (2013)
Carletti, Hartmann, Spagnolo (2007)	Jimenez et al. (2010)	
Schaeck, Cihak (2007, 2010)	De Jonghe, Vennet (2008)	
Uhde, Heimeshoff (2009)	Turk Ariss (2010)	
Koetter, Poghosyan (2009)	Fonseca, Gonzalez (2010)	
Мамонов (2010b)	Buch et al. (2010)	
Soedarmono, Machrouh, Tarazi (2013)	Agoraki et al. (2011)	
Mirzaei, Moore, Liu (2013)	Fungáčová, Weill (2013)	
	Karminsky et al. (2012)	
	Nguyen et al. (2012)	

Примечание. Курсивом выделены ключевые работы в каждой из трех групп

подверженность кредитному риску, или Z-индекс устойчивости ко всем видам рисков (агрегированный показатель), рассчитываемый в методологии Роя ([Roy, 1952](#)). Иногда, авторы сопоставляют выводы моделей для NPL и для Z-индексов ([Berger et al., 2009](#)).

Насколько нам известно, существуют всего четыре работы, которые прямо или косвенно посвящены анализу воздействия рыночной власти на устойчивость российских банков (конкуренции — на стабильность в банковском секторе России). В одной из них [Мамонов \(2010a\)](#), на основе выборки из 525 банков, охватывающей 85% совокупных активов системы в период 2004–2009 гг., делается вывод о положительном влиянии конкуренции в банковской системе в целом на стабильность системы (макроуровень). Напротив, в [Fungáčová, Weill \(2013\)](#), [Мамонов \(2012\)](#) и [Karminsky et al. \(2012\)](#) авторы анализируют данные на микроуровне и приходят к противоположному выводу, используя данные по всем банкам в период 2001–2007, 2005–2011 1998–2011 гг. соответственно. Возможно, такие существенные различия в

выводах связаны, во-первых, с разным временным промежутком анализа и, во-вторых, с разными методами, используемыми для оценки взаимосвязи конкуренции и стабильности. В первом случае это анализ влияния *H*-статистики на *Z*-индекс стабильности в целом по банковскому сектору, во втором — оценка влияния Индекса Лернера на вероятность банкротства или на долю просроченных кредитов в совокупных кредитах банков на уровне панели банков.

2.1.2 Объяснение феномена нелинейного воздействия через теорию контрактов

Обзор литературы показал, что рост рыночной власти, с одной стороны, может приводить к сокращению остроты проблемы морального риска менеджеров банков (позитивный эффект) и, с другой — к обострению проблемы неблагоприятного отбора заемщиков (негативный эффект).

С нашей точки зрения, оба эффекта — «рыночная власть-устойчивость» и «рыночная власть-уязвимость» — действуют *одновременно*, но в разных направлениях. Первый ведет к повышению устойчивости банков, второй — к сокращению (посредством ухудшения качества кредитных портфелей). Какой из них преобладает и, соответственно, какова будет результирующая — заранее неизвестно. Это зависит, во-первых, от склонности банков и их заемщиков к риску в той или иной стране. Во-вторых, от временного промежутка для анализа в конкретной стране, другими словами — от фазы бизнес-цикла (до кризиса может преобладать эффект морального риска, во время кризиса — эффект неблагоприятного отбора). В-третьих, от уровня развития страны, качества институтов и жесткости пруденциального надзора со стороны центральных банков ([Beck et al., 2013](#)).

Соответственно, *первая задача*, которая возникает в этом отношении, — определить эмпирически преобладающий эффект рыночной власти на устойчивость по данным российского банковского сектора. Другими словами, задача состоит в определении того, какая из двух концепций — «рыноч-

ная власть-уязвимость» или «рыночная власть-устойчивость» — более точно описывает поведение российских банков в среднем (параграф 2.3.1).

Аналогичную задачу решало большинство исследователей вплоть до 2008 г., когда в свет вышла рабочая версия статьи Дэвида Мартинес-Миера и Рафаэля Репулло «Сокращает ли конкуренция риск банкротства банков?» ([Martinez-Miera, Repullo, 2008](#)). Эти авторы ослабили предпосылку адептов концепции «рыночная власть-уязвимость» о полной корреляции между дефолтами заемщиков и теоретически вывели U-образную форму связи между рыночной властью и риском банкротства банков.

Суть представлений Мартинес-Миера и Репулло состоит в следующем. Всех заемщиков банка можно разделить на две группы: устойчивые к повышению процентной ставки по кредиту (X_1) и неустойчивые к такому повышению (X_2). В случае, если банк будет повышать ставку группа А продолжит выплаты по кредитам, тогда как группа В перейдет в дефолтную категорию и остановить выплаты по кредитам. Соответственно, в таком случае — по сути, свидетельствующем о росте рыночной власти банка — стабильность банка будет сокращаться ввиду утери им части процентных доходов по кредитам дефолтной группы В. Напротив, если ставка будет снижаться — что свидетельствовало бы о росте конкуренции и сокращении рыночной власти этого банка — обе группы, X_1 и X_2 , будут платить по кредитам, но банк будет получать меньшую сумму процентных платежей от группы X_1 , чем мог бы при более высокой ставке. Значит, в этом случае его стабильность также будет иметь тенденцию к снижению (ввиду сокращения способности капитализировать прибыль и создавать «буферы капитала»).

Таким образом, Мартинес-Миера и Репулло предсказывают, что стабильность банковской системы будет достигать больших значений при монополистической конкуренции (промежуточном состоянии рынка между совершенной конкуренцией и монополией).

Мы поддерживаем вывод авторов об U-образной форме связи между рыночной властью и риском банкротства банков. Однако, их объяснение этой

формы не учитывает поведения банков, т.е. не учитывает эффект концепции «рыночная власть-устойчивость», согласно которому с ростом конкуренции банки становятся более склонными к вовлечению в рискованные проекты (моральный риск). Обе ветки U-образной формы Мартинес-Миера и Репулло объясняют поведением заемщиков и их способностью выплачивать проценты по кредитам. Другими словами, авторы учитывают только проблему неблагоприятного отбора заемщиков.

В этом отношении, мы предлагаем альтернативное объяснение феномену U-образной формы связи между рыночной властью и риском банкротства банков — сквозь призму основных понятий теории контрактов: проблем неблагоприятного отбора и морального риска, позволяющих объединить поведение заемщиков и банков, соответственно.

Идея альтернативного объяснения состоит в следующем. Необходимо проанализировать соотношение между этими двумя проблемами в различных типах рыночной структуры банковской системы. На Рисунке 9 в координатах (рыночная власть, неустойчивость к рискам) монотонно убывающей линией изображен эффект концепции «рыночная власть-устойчивость», что отражает сокращение морального риска менеджеров банка при росте рыночной власти управляемого ими банка. Напротив, эффект концепции «рыночная власть-уязвимость» изображен восходящей линией, что символизирует повышение неблагоприятного отбора заемщиков в случае роста рыночной власти банка. Эти два противоположных эффекта имеют равнодействующую (изображена серой линией на рисунке). Эта равнодействующая убывает вплоть до точки пересечения эффектов противоположных концепций (точка A на рисунке), отражая преобладающее значение морального риска менеджеров банков в высоко конкурентных рынках, и возрастает — после нее, ввиду преобладания проблемы неблагоприятного отбора заемщиков в слабо конкурентных рынках. Итоговая функция неустойчивости имеет минимум в точке A . Ее координаты соответствуют некоему невысокому (и не низкому) уровню рыночной власти (X_A), при котором неустойчивость системы минимальна (Y_A).

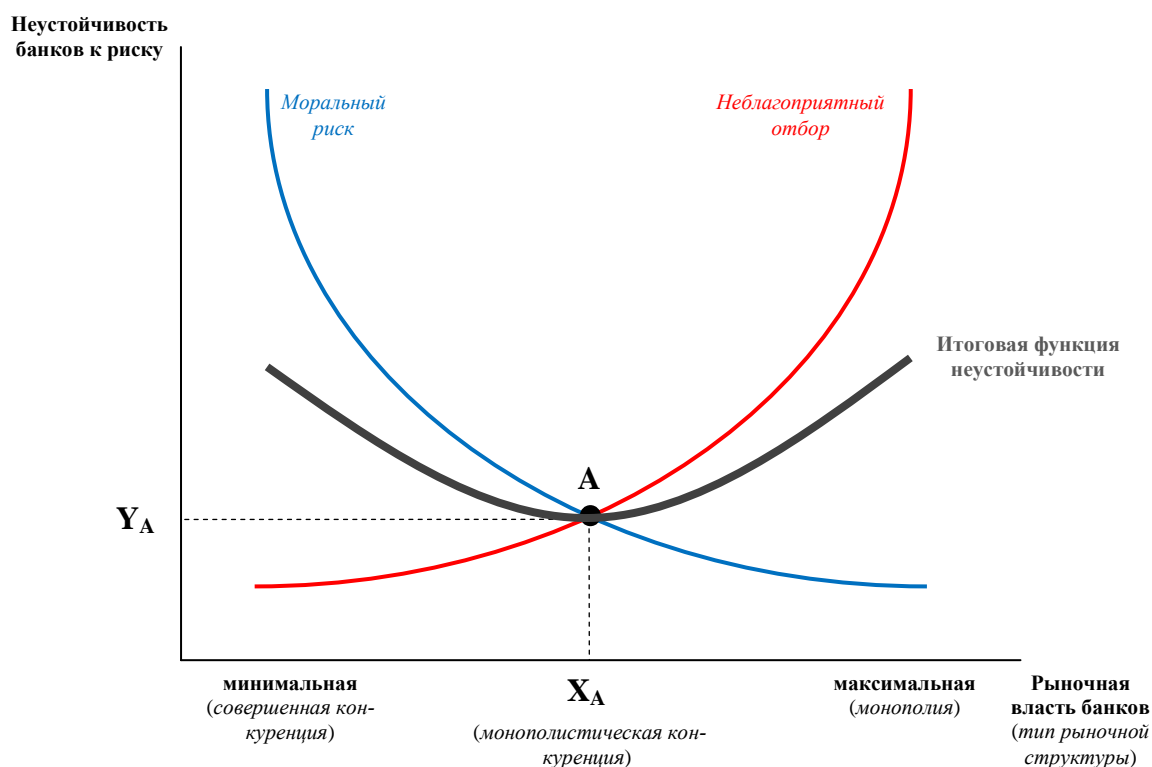


Рисунок 9. Оптимальные параметры рыночной власти банков, минимизирующие их неустойчивость к риску

Устойчивость системы в любой другой точке рыночной власти будет меньше, чем Y_A .

Однако, не все эмпирические исследования согласятся с таким теоретическим предсказанием. Так, авторы работы [Tabak et al. \(2012\)](#), опубликованной в *Journal of Banking & Finance*, пришли к прямо противоположным эмпирическим выводам, исследуя банки 10-ти стран Латинской Америки. Они обнаружили, что связь между общеотраслевым Индикатором Буна и микроэкономическим индексом нестабильности (Z-индексом устойчивости) описывается перевернутой U-образной формой. Однако, авторы не сформулировали гипотез относительно релевантности той или иной формы связи и признались в том, что у них нет объяснения обнаруженной — чисто эконометрическими способами — форме связи.

Если попытаться проинтерпретировать их работу, то получается, что банковская система должна быть наиболее стабильной в условиях совершенной конкуренции (когда высока вероятность морального риска со стороны

менеджеров банков) или в условиях монополии (когда высока вероятность неблагоприятного отбора заемщиков). Напротив, в состоянии монополистической конкуренции банковская система должна быть наименее устойчивой к риску (хотя в этом случае и моральный риск, и неблагоприятный отбор ниже, чем в состояниях совершенной конкуренции и монополии).

С такими эмпирическими предсказаниями трудно согласиться. По сути, рекомендации, которые могут быть сделаны для монетарных властей, состояли бы в следующем. Если банковская система страны ближе к состоянию совершенной конкуренции, чем к монополии, тогда — в целях повышения ее стабильности — необходимо стимулировать дальнейший рост конкуренции и ограничивать рыночную власть игроков на рынке. И наоборот, если система ближе к монополии, то необходимо поддерживать и укреплять и без того высокую рыночную власть существующих игроков (вплоть до образования одного крупнейшего игрока посредством, например, M&A, несмотря на актуализацию проблемы «спокойной жизни» монополиста, *Quiet Life hypothesis*, [Nicks, 1935](#)). Заметим здесь же, что большинство авторов, исследующих тип рыночной структуры различных банковских секторов в тех или иных странах, приходят к выводу о том, что монополистическая конкуренция — т.е. состояние между монополией и совершенной конкуренцией — наиболее часто встречающийся в мировых банковских системах тип рынка (см. обзор в [Bikker et al., 2006](#)). Это могло бы означать, что большинство банковских секторов априори менее устойчивы, чем могли бы быть в граничных состояниях рынка. Опять же, с этим трудно согласиться.

Соответственно, *вторая задача*, которая требует решения на данных по российским банкам, — поиск совмещения противоположных эффектов рыночной власти в рамках оценки единой эконометрической модели устойчивости банков.

Практический интерес в решении второй задачи состоит в определении положения российского банковского сектора в среднем относительно порога, разделяющего положительное и отрицательное воздействие конкуренции на

устойчивость (точки *A*, Рисунок 9). Если значение показателя рыночной власти банка со средними характеристиками меньше такого порога (конкуренция избыточна), то государству не следует стимулировать рост конкуренции в банковском секторе. И наоборот, если рыночная власть среднего банка выше оцененного порога (конкуренция недостаточна), то меры экономической политики должны быть направлены на усиление конкуренции.

В этом отношении важный вопрос — как стимулировать или ограничивать конкуренцию? С нашей точки зрения, необходимо обеспечение равных условий функционирования банков. Такие условия позволят эффективным банкам завоевывать новые рыночные позиции и/или укреплять старые. Напротив, неэффективные банки, проигрывая в конкурентной борьбе, будут вынуждены либо ограничивать деятельность, либо покидать рынок. В этом смысле, рост рыночной власти банков будет обоснован их большей эффективностью, а не применением недобросовестных методов конкурентной борьбы.

2.2 Методология моделирования

В этом разделе будут представлены способы решения поставленной выше задачи о поиске преобладающего эффекта и задачи о совмещении противоположных эффектов, оказываемых рыночной властью на подверженность банков риску. На основе идеи об устойчивости оценок к различным техникам оценки будет проведено ранжирование по значимости всех 4-х используемых в работе индикаторов рыночной власти.

2.2.1 Задача о поиске преобладающего эффекта

Для оценки линейного воздействия рыночной власти на подверженность российских банков риску было специфицировано эмпирическое уравнение, учитывающее в качестве контрольных факторов инерцию зависимой переменной (Salas, Saurina, 2002), а также микро- и макроэкономические

факторы. Подобное уравнение использовалось в большинстве работ по анализу взаимосвязей между конкуренцией и устойчивостью национальных банковских секторов (см., например, [Beck et al., 2013](#); [Tabak et al., 2012](#); [Turk Ariss, 2010](#); [Jimenez et al., 2010](#); [Pestova, Mamonov, 2013](#); [Мамонов, 2012](#)).

Для оценок эконометрических уравнений была использована поквартальная база данных по российским банкам за период 1 кв. 2004 – 4 кв. 2012 гг., уже применявшаяся в главе 1 для оценки всех 4-х индикаторов рыночной власти банков. Квартальный формат значительно расширяет возможности изучения лагированных зависимостей объясняемой переменной от набора ключевых объясняющих показателей. Соответственно, был поставлен вопрос о том, как — с каким лагом — учесть индикаторы рыночной власти в составе объясняющих переменных уравнения. Априори неизвестно, какой из лагов оказывает наибольшее влияние. Если текущее значение — то это поднимает проблему эндогенности (рыночная власть недолговечных банков весьма ограничена), что требует применения метода инструментальных переменных. Если же предшествующие лаги — то какие именно? Если только первый (т.е. кварталом ранее), то можно упустить значимое влияние со стороны более ранних лагов (вплоть до 5-го). Банки, укрепив свои рыночные позиции и начав эксплуатировать свою возросшую рыночную власть, могут почувствовать результаты такой эксплуатации спустя определенное время — возможно через год (как в работе [Koetter, Poghosyan, 2009](#)), а может быть и раньше (через 2-3 квартала). Для того, чтобы эмпирические результаты были устойчивы к подобной критике, было решено оценить влияние как текущего лага в рамках инструментальных регрессий, так и совокупное влияние всех 4-х предшествующих лагов, и затем сравнить результаты.

В общем виде эмпирическое уравнение подверженности банков риску выглядит следующим образом:

$$RISK_{it}^{(p)} = \alpha_i + I_{INERT} \cdot \lambda \cdot RISK_{it-1}^{(p)} + I_{LL} \cdot \sum_{j=1}^4 \beta_j \cdot COMPET_{it-j}^{(q)} \quad (2.1)$$

$$+ (1 - I_{LL}) \cdot \beta_0 \cdot COMPET_{it}^{(q)} + \sum_{l=1}^L \gamma_l \cdot BSF_{it-k}^{(l)} + \sum_{m=1}^M \gamma_m \cdot MACRO_{t-k}^{(m)} + \varepsilon_{it}$$

где

i ($i = 1 \dots N$) и t ($t = 1 \dots T$) — нижние индексы, обозначающие объект (банк) и время (квартал) соответственно;

I_{INERT} — бинарный индикатор учета инертности в поведении устойчивости банков к риску. В случае, если индикатор принимает значение 1, уравнение переходит из класса статических панельных регрессий в динамические, и поэтому оценка уравнения осуществляется с помощью динамической модификации обобщенного метода моментов (GMM), разработанной [Arellano, Bond \(1991\)](#), — одношагового разностного GMM¹⁵;

I_{LL} — бинарный индикатор лаговой структуры показателей рыночной власти (Indicator of Lag Length). Задается равным 1 для анализа влияния значений показателей рыночной власти в предыдущие четыре квартала. В этом случае оценка производится либо с помощью OLS (если $I_{INERT} = 0$) с поправками на гетероскедастичность, либо с помощью GMM. Если I_{LL} задается равным 0, то производится оценка воздействия текущего значения рыночной власти на устойчивость к рискам. В этом случае для борьбы с проблемой эндогенности используется двухшаговая процедура оценки с помощью статического GMM. В качестве инструмента для текущего значения рыночной власти на первом шаге используется ее первый лаг, т.е. значение в предшествующем квартале;

$RISK_{it}^{(p)}$ — p -ая прокси-переменная для устойчивости банка i к рискам в квартале t . В качестве прокси-переменных выступают:

$p = 1$: Z-индекс, отражающий устойчивость банка ко всем рискам его деятельности или, другими словами, «расстояние до банкротства», измеренное в стандартных отклонениях прибыльности акти-

¹⁵ Оценки одношагового системного GMM, разработанного [Arellano, Bover \(1995\)](#) и [Blundell, Bond \(1998\)](#), не дали положительных результатов, поскольку оценки при факторе инерции оказались устойчиво больше единицы, что указывает на возможные проблемы, связанные с нестационарностью рядов

вов ROA (Beck et al., 2013). Подробное описание Z-индекса и его оценки для российских банков представлены в [Приложении 2](#);

$p = 2$: ODL (Overdue loans ratio) — доля просроченных кредитов в совокупных кредитах, отражающая (не)устойчивость банка к кредитному риску. Из расчетов показателя были исключены банки, которые могли фальсифицировать свои отчетности по форме 101, в соответствии с процедурой, предложенной в [Pestova, Mamonov \(2013\)](#);

$COMPET_{it-j}^{(q)}$ — q -ый индикатор рыночной власти банка i в квартале $(t-j)$, $j = 1 \dots 4$;

$q = 1$: Индекс Лернера «рыночной надбавки» к цене кредита банка. Индикатор был скорректирован на неэффективность операционных издержек банков (efficiency adjustment) и цены привлекаемых ими средств в пассивы (funding adjustment), см. параграф 1.2.1;

$q = 2$: Индикатор «эффективной конкуренции» Буна, отражающий способность банка повышать прибыльность своего бизнеса (ROA) или наращивать свою долю на рынке кредитов посредством снижения своих предельных издержек на выдачу кредитов, см. параграф 1.2.2;

$q = 3$: $-H$ -статистика Панзара-Росса, отражающая реакцию процентных доходов банка на изменение факторных цен (труда, физического капитала и привлеченных средств), см. параграф 1.2.3. Показатель был дополнительно домножен на -1 для обеспечения прямой пропорциональности рыночной власти и, следовательно, удобства сопоставимости с остальными тремя индикаторами рыночной власти;

$q = 4$: Микроуровневый индекс концентрации банка на внутренних рынках платных активов (кредитов населению, кредитов нефинансовым предприятиям, кредитов банкам-резидентам (МБК), ценных бумаг). Индикатор является микроэкономическим аналогом об-

щеотраслевого Индекса Герфиндаля-Хиршмана (НИИ), предложенным в Berger, Hannan (1998), см. параграф 1.2.4;

β_j , $j = 0, 1 \dots 4$, — ключевые параметры модели (2.1), отражающие чувствительность устойчивости банка i к изменениям его рыночной власти, имевшим место в кварталах $(t-4) \dots (t-1)$, t ;

BSF и *MACRO* — две группы контрольных факторов, микро- и макроэкономических соответственно (систематизированы в [Приложении 3, параграф ПЗ.1](#)). Призваны минимизировать смещение оценок ключевых параметров β из-за неучтенных факторов (omitted variables bias problem);

$BSF_{it-k}^{(l)}$ — l -ый микроэкономический фактор ($l = 1 \dots L$), отражающий параметры бизнес-модели банка i , его масштаб относительно банковской системы, динамичность развития бизнеса, подверженность риску ликвидности и процентному риску в квартале $(t-k)$, $k = 1 \dots 4$;

$MACRO_{t-k}^{(m)}$ — m -ый макроэкономический фактор ($m = 1 \dots M$), отражающий общее для всех банков i ($i = 1 \dots N$) состояние бизнес-цикла и платежного баланса РФ, платежеспособность ключевых заемщиков (населения и нефинансовых предприятий), а также динамичность развития внутреннего финансового сектора в квартале $(t-k)$, $k = 1 \dots 4$;

α_i — индивидуальный эффект банка i ;

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ — регрессионная ошибка, независимо и одинаково распределенная (по предположению) для любого банка i в любом квартале t со средним 0 и непостоянной дисперсией σ_{it}^2 .

Интерпретация знаков оценок коэффициентов β и, соответственно, принятие или отвержение концепции «рыночная власть-уязвимость» или «рыночная власть-устойчивость» зависит от конкретной меры устойчивости.

В случае использования Z-индекса ($p = 1$):

- если совокупный эффект $\sum_{j=1}^4 \beta_j > 0$ ($I_{LL} = 1$) или $\beta_0 > 0$ ($I_{LL} = 0$) и статистически значим для индикатора рыночной власти q ($q = 1 \dots 4$), то по-

повышение рыночной власти банка i в текущем году способствует росту стабильности этого банка в следующем году за счет сокращения стимулов к риску для сохранения достигнутых позиций на различных рынках. Рост рыночной власти позволяет банку i генерировать дополнительные буферы капитала, защищающие его от непредвиденных действий конкурентов (смягчений ценовых параметров бизнес-моделей, нацеленных на увеличение доли на рынке) или ухудшения макроэкономических условий. В этом случае не отвергается концепция «рыночная власть-устойчивость» для индикатора q ;

- если совокупный эффект $\sum_{j=1}^4 \beta_j < 0$ ($I_{LL} = 1$) или $\beta_0 < 0$ ($I_{LL} = 0$) и статистически значим для индикатора рыночной власти q ($q = 1 \dots 4$), то повышение рыночной власти негативно сказывается на стабильности банка. Предполагается, что банки пытаются в таком случае извлекать больше выгод из своей рыночной власти, чем такая власть в действительности подразумевает. Это проявляется, во-первых, в завышенных ставках по кредитам, ухудшающих платежеспособность заемщиков. Во-вторых, в более рискованных операциях по привлечению и размещению средств, нацеленных на повышение маржи. Банки могут эксплуатировать рыночную власть на рынке депозитов, привлекая относительно дешевые средства населения, и вкладывать эти средства в высокодоходное потребительское кредитование, игру на рынке ценных бумаг и т.п., что предполагает повышение подверженности риску банкротства. В этом случае не отвергается концепция «рыночная власть-уязвимость» для индикатора q .

Заметим, что в первом случае (концепция «рыночная власть-устойчивость») банк, нацеленный на повышение своей устойчивости, старается минимизировать масштаб проблемы морального риска (moral hazard) при заданном масштабе проблемы неблагоприятного отбора (adverse selection). По факту, в этой концепции предполагается, что неблагоприятный

отбор либо минимален *per se*, либо находится под контролем любого банка. Оба предположения достаточно жесткие.

Диаметрально противоположная ситуация характерна для второго случая (концепция «рыночная власть-уязвимость»). Здесь устойчивый банк решает проблему неблагоприятного отбора при заданной значимости проблемы морального риска. По факту, моральный риск здесь предполагается минимальным или находящимся под контролем банка. Это такие же жесткие предположения, как и в первом случае.

В случае использования доли просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, $p = 2$):

- если совокупный эффект $\sum_{j=1}^4 \beta_j > 0$ ($I_{LL} = 1$) или $\beta_0 > 0$ ($I_{LL} = 0$) и статистически значим для индикатора рыночной власти q ($q = 1 \dots 4$), то повышение рыночной власти банка i в текущем году приведет к ухудшению качества кредитного портфеля (росту показателя ODL) этого банка в следующем году. В этом случае не отвергается концепция «рыночная власть-уязвимость» для индикатора q ;
- если совокупный эффект $\sum_{j=1}^4 \beta_j < 0$ ($I_{LL} = 1$) или $\beta_0 < 0$ ($I_{LL} = 0$) и статистически значим для индикатора рыночной власти q ($q = 1 \dots 4$), то повышение рыночной власти будет положительно сказываться на качестве кредитного портфеля такого банка (показатель ODL будет сокращаться). Банк будет использовать свою рыночную власть для более тщательной фильтрации заемщиков и отсеивания наименее качественных из них. В этом случае не отвергается концепция «рыночная власть-устойчивость» для индикатора q .

Для удобства восприятия выводы относительно справедливости той или иной концепции в зависимости от используемого индикатора подверженности банка рискам систематизированы в Таблице 3.

Таблица 3. Знаки влияния рыночной власти на подверженность банков риску в зависимости от используемого индикатора устойчивости

		Концепция	
		«рыночная власть- устойчивость» («конкуренция- уязвимость»)	«рыночная власть- уязвимость» («конкуренция- стабильность»)
Индикатор устойчивости	Z-индекс устойчивости	$\sum_{j=1}^4 \beta_j > 0$ $\beta_0 > 0$	$\sum_{j=1}^4 \beta_j < 0$ $\beta_0 < 0$
	Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL)	$\sum_{j=1}^4 \beta_j < 0$ $\beta_0 < 0$	$\sum_{j=1}^4 \beta_j > 0$ $\beta_0 > 0$

2.2.2 Задача о совмещении противоположных эффектов

Для оценки нелинейного воздействия рыночной власти банков на уровни их устойчивости (подверженности риску), совмещающего эффекты концепций «рыночная власть-устойчивость» и «рыночная власть-уязвимость», было специфицировано уравнение, аналогичное уравнению (2.1) по части контрольных факторов, но включающее квадратичную компоненту индикаторов рыночной власти. Для удобства интерпретации нелинейной связи было решено перейти от использования четырех предшествующих лагов показателей рыночной власти к анализу только первого из лагов (и его квадрата) в статических OLS-регрессиях и динамических GMM-регрессиях. В статических инструментальных регрессиях было оставлено текущее значение показателей рыночной власти, как и прежде.

В общем виде нелинейное уравнение воздействия рыночной власти на подверженность банков рискам выглядит следующим образом:

$$\begin{aligned}
 RISK_{it}^{(p)} = & \alpha_i + I_{INERT} \cdot \lambda \cdot RISK_{it-1}^{(p)} + I_{LL} \cdot \left(\beta_1 \cdot COMPET_{it-1}^{(q)} + \mu_1 \cdot COMPET_{it-1}^{(q)^2} \right) \\
 & + (1 - I_{LL}) \cdot \left(\beta_0 \cdot COMPET_{it}^{(q)} + \mu_0 \cdot COMPET_{it}^{(q)^2} \right) \\
 & + \sum_{l=1}^L \gamma_l \cdot BSF_{it-k}^{(l)} + \sum_{m=1}^M \gamma_m \cdot MACRO_{t-k}^{(m)} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (2.2)$$

При спецификации мы опирались на опыт таких работ, как [Berger et al. \(2009\)](#) и [Tabak et al. \(2012\)](#).

При оценке мы исходили из предположения о том, что нелинейное воздействие должно существовать, но может не быть идентифицированным используемыми индикаторами рыночной власти ввиду их несовершенства.

Были сформулированы критерии идентификации нелинейного воздействия.

Первый — статистически значимые оценки линейного и квадратичного компонентов рыночной власти, т.е. параметров β и μ , соответственно, вне зависимости от техники их оценки.

Второй — форма квадратичной зависимости должна быть перевернутой U-образной формы, если в качестве зависимой переменной используется Z-индекс стабильности, и простой U-образной формы, если зависимая переменная — доля просроченных кредитов в совокупных кредитах. Это соответствует идее о том, что банковская система наименее стабильна как при высоких, так и при низких уровнях конкуренции (см. Раздел 2.1).

Третий — абсцисса точки оптимума квадратичной функции, равная $-\beta/(2\mu)$, во-первых, должна лежать в области допустимых значений индикатора рыночной власти и, во-вторых, должна делить эти допустимые значения в соотносимых пропорциях. Для определенности, эта точка должна лежать внутри интервала (10-ый проц., 90-ый проц.) выборки по соответствующему показателю.

2.2.3 Критерии поиска оптимальных индикаторов рыночной власти

Предложенные уравнения линейного и нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков можно рассматривать в качестве своеобразного теста на предпочтительность каждого из используемых 4-х индикаторов рыночной власти. Результаты теста могут быть использованы

для ранжирования индикаторов по степени предпочтительности их использования.

Идея такого теста состоит в следующем.

Первое. Если линейное воздействие существует, то оно должно идентифицироваться вне зависимости от, во-первых, техники оценки (статические/динамические регрессии, регрессии с экзогенными/эндогенными переменными) и, во-вторых, глубины лагов рыночной власти, вовлеченных в анализ.

Второе. Если нелинейное воздействие существует, то оно должно идентифицироваться вне зависимости от техники оценки, иметь перевернутую U-образную форму для Z-индекса и простую U-образную форму — для доли просроченных кредитов в совокупных кредитах, а оценка точки оптимума функции должна лежать внутри интервала (10-ый проц., 90-ый проц.) по соответствующему индикатору рыночной власти.

Те индикаторы рыночной власти, которые смогут пройти такой тест, будут считаться основными и приоритетными для дальнейшего эмпирического анализа в главе 3. Остальные индикаторы будут считаться второстепенными, призванными обеспечить сравнение с основными.

2.3 Результаты моделирования

В этом параграфе будут представлены оценки линейного и нелинейного воздействия рыночной власти российских банков и уровни их устойчивости (подверженности рискам). Сначала будет представлено решение задачи поиска преобладающего эффекта и сделан вывод о том, какая концепция — «рыночная власть-устойчивость» или «рыночная власть-уязвимость» — доминирует в случаях использования тех или иных индикаторов рыночной власти и устойчивости (Раздел 2.3.1). Затем будет представлено решение задачи о совмещении обеих концепций в рамках единой эконометрической модели (Раздел 2.3.2).

Как уже отмечалось выше, для оценок была использована панельная база данных по всем российским банкам, предоставлявшим отчетности по формам 101 (оборотные ведомости по счетам бухгалтерского учета) и 102 (отчеты о прибылях и убытках) в период 1 кв. 2004 – 4 кв. 2012 гг.

Описательные статистики переменных, задействованных в моделировании, приведены в Таблице П4.1 ([Приложение 4](#)). Для устранения возможных выбросов и нивелирования их негативного воздействия на результаты оценок из анализа были исключены данные 1-го и 99-го перцентилей по тем микроэкономическим показателям, которые были рассчитаны как относительные величины и при этом не являлись по своей природе долями какого-либо компонента в общей сумме.

Число наблюдений, доступных для эконометрического анализа, весьма велико и варьируется от 13272 (*Z*-индекс) до 25562 (индекс микроуровневой концентрации, масштаб банка, кредитная нагрузка на активы и доля кредитов населению в кредитах банка).

Оценка уравнения (2.1) линейного воздействия рыночной власти на устойчивость проводилась по данным за 32 квартала (1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.) в моделях с долей просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL) в качестве зависимой переменной. В моделях с *Z*-индексом в качестве зависимой переменной число доступных наблюдений меньше ввиду специфики расчета *Z*-индекса ([Приложение 2](#)) — всего 20 кварталов (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.).

Данные по макроэкономическим факторам, собранные из базы данных Росстата, доступны за все 36 кварталов наблюдений (кроме одного показателя — отношения прибыли к долгу нефинансовых предприятий).

2.3.1 Поиск преобладающего эффекта: оценка линейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков

Было оценено 10 версий уравнения (2.1) линейного воздействия рыночной власти на устойчивость (подверженность банков риску). Каждая вер-

сия включала в себя один из четырех индикаторов рыночной власти (один из которых — 2 разновидности Индикатора Буна) и один из 2-х индикаторов устойчивости. Каждая версия уравнения оценивалась с помощью 3-х различных техник оценки (статический OLS, статический GMM и динамический GMM, см. методологию в параграфе 2.2). При этом, для каждой техники было проведено 2 серии оценок в зависимости от набора контрольных факторов — укороченная (только с микроэкономическими факторами) и полная (с микро- и макроэкономическими факторами). Такие серии оценок позволяли получить представление о масштабе смещения вверх или вниз воздействия микроэкономических факторов — в том числе, и индикаторов рыночной власти — при переходе от укороченной к полной модели. В итоге, было оценено $5 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 2 = 60$ эконометрических уравнений, которые позволили сделать состоятельные выводы о характере воздействия рыночной власти на устойчивость российских банков. Заметим, что в каждом из 60-ти уравнений набор контролей идентичен — это необходимо для обеспечения одинаковой силы выводов по всем индикаторам рыночной власти и подверженности риску.

Непосредственные оценки коэффициентов соответствующих 60-ти уравнений представлены в [Приложении 4](#), в Таблицах П4.2-П4.11.

Итоговые выводы о релевантности концепции «рыночная власть-уязвимость» (она же «конкуренция-стабильность», Competition-Stability, CS) или концепции «рыночная власть-устойчивость» (она же «конкуренция-уязвимость», Competition-Fragility, CF), полученные в рамках оцененных 60-ти уравнений, систематизированы в Таблице 4 для различных техник оценки, индикаторов рыночной власти и устойчивости.

В первом столбце представлены индикаторы рыночной власти банков в разделении на неструктурные (эконометрические) и структурные (балансовые). Индикаторы упорядочены по степени согласованности выводов о релевантности концепций CF или CS, которые были получены в рамках различных техник оценки в пределах каждого конкретного индикатора.

Таблица 4. Обобщение эконометрических оценок воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости

Индикатор устойчивости	Техника оценки связи ^а	Z-индекс устойчивости	Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL)
Индикатор рыночной власти банка			
<i>Неструктурные индикаторы:</i>			
Индекс Лернера (на рынке кредитов)	1	CF	CF
	2	CF	CF
	3	CF	CF
Индикатор Буна:			
по прибыли	1	CS	CS
	2	CS	CS
	3	CS	CS
по доле на рынке кредитов	1	CS	CF
	2	CF	CS (н/з)
	3	CS	CF
–H-статистика (по процентным доходам)	1	CF	CS (н/з)
	2	CF (н/з)	н/и
	3	CF	CS
<i>Структурный индикатор:</i>			
Микроуровневый индекс концентрации (на рынках платных активов) ^б	1	н/и	CF
	2	н/и	н/и
	3	CF	CF
Период наблюдений		1 кв. 2008 – 4 кв. 2012	1 кв. 2005 – 4 кв. 2012
Число наблюдений (банков), мин – макс		3615 (449) – 9733 (749)	7730 (630) – 18853 (950)
Теснота связи, мин – макс		0.43-0.70	0.50-0.87

Примечания: Условные обозначения.

CF – концепция «рыночная власть-устойчивость» (Keeley, 1990; Allen, Gale, 2004);

CS – концепция «рыночная власть-уязвимость» (Boyd, De Nicolo, 2005).

н/з – (не значима) оценка связи в рамках данного метода статистически незначима

н/и – (не идентифицирована) знак оценки связи не устойчив к набору контрольных переменных

^а Панельные регрессии:

1 – Статическая регрессия с фиксированными эффектами (fixed effects), лаги индикатора рыночной власти – с 1-го по 4-ый, оценка OLS с поправками на гетероскедастичность в форме Уайта;

2 – Динамическая регрессия, лаги индикатора рыночной власти – с 1-го по 4-ый, оценка одношагового разностного GMM (One-Step Difference GMM), разработанного [Arellano, Bond \(1991\)](#)

3 – Статическая регрессия с фиксированными эффектами (fixed effects), лаги индикатора рыночной власти – 0-ой (текущий), заинструментированный предыдущим значением, оценка двухшагового GMM;

^б показатель рассчитан в рамках методологии Berger, Hannan (1998) и является микроуровнем аналогом общеотраслевого индекса концентрации Герфиндаля-Хиршмана (HHI)

Во втором столбце указаны техники оценки воздействия рыночной власти на устойчивость. Цифрами обозначены: “1” — OLS-оценка совокупного эффекта воздействия первых четырех лагов индикатора рыночной вла-

сти на устойчивость (с поправками на гетероскедастичность в форме Уайта) в статической версии уравнения (2.1). “2” — GMM-оценка аналогичного эффекта в динамической версии (2.1). “3” — GMM-оценка эффекта воздействия текущего значения индикатора рыночной власти на устойчивость в статической версии (2.1).

Далее, в третьем столбце представлены собственно выводы о характере воздействия — CF или CS — для Z-индекса устойчивости (первой меры подверженности риску), в четвертом столбце — для доли просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, второй меры подверженности риску).

Результаты моделирования показали, что выводы о релевантности концепций CS или CF устойчивы к технике оценки и выбора индикатора подверженности риску лишь для двух индикаторов рыночной власти — для Индекса Лернера и Индикатора Буна (по прибыли). Эти два показателя удовлетворяют первому из сформулированных выше критериев выбора оптимального индикатора рыночной власти (параграф 2.2.3).

Наиболее интересный и значимый вывод состоит в том, что для связей «Индекс Лернера – Z-индекс» и «Индекс Лернера – ODL» было найдено подтверждение концепции CF, а для связей «Индикатор Буна – Z-индекс» и «Индикатор Буна – ODL» — концепции CS. Поскольку мы не делаем предпочтений в пользу того или иного индикатора рыночной власти *a priori*, а настаиваем на том, что такие индикаторы отражают процесс конкуренции с различных точек зрения, наш вывод — по сути, о неустойчивости линейной связи между конкуренцией и стабильностью к выбору индикаторов рыночной власти — говорит о следующем. В условиях российской банковской системы не существует однозначной, положительной или отрицательной, линейной связи между рыночной властью и стабильностью банков. Одни индикаторы (такие, как Индекс Лернера) в большей мере улавливают эффект CF, тогда как другие (такие, как Индикатор Буна) свидетельствуют о преобладании противоположного эффекта — CS. Насколько неожиданными являются такие результаты с точки зрения международного опыта?

В параграфе 2.1 анализировался опыт различных работ по исследованию воздействия рыночной власти (или конкуренции на уровне системы) на устойчивость банковских секторов различных стран. Этот опыт был систематизирован в Таблице 2, в столбцах которой указывались работы, поддерживающие концепцию CF или концепцию CS. Примечательно, что CF чаще всего подтверждалась в тех исследованиях, где авторы использовали Индекс Лернера (и ни разу — Индикатор Буна), а CS — в работах с Индикатором Буна или индексами концентрации. С таких позиций, наши текущие выводы были весьма ожидаемы.

Возьмем типичную работу из первого столбца Таблицы (CF) — исследование [Turk Ariss \(2010\)](#) по 821 банку из 60 развивающихся стран, включая Россию. Автор обнаружила устойчивую положительную связь между тремя различными вариантами Индекса Лернера (обычный, скорректированный на неэффективность банков, скорректированный на структуру фондирования банков), с одной стороны, и Z-индексом, с другой стороны. Этот вывод полностью совпадает с нашим, однако, заметим, что ее исследование строилось лишь на одной статической инструментальной регрессии, и автором не была обоснована устойчивость вывода к технике оценке и выбору лагов Индекса Лернера.

В типичной работе из второго столбца этой же таблицы — [Schaeck, Cihak \(2010\)](#) — авторы пришли к выводу о справедливости концепции CS для выборки из 3600 банков по 10 странам ЕС, проведя серию инструментальных регрессий Z-индекса на Индикатор Буна. Их выводы устойчивы к набору контрольных факторов. Однако, дополнительные серии регрессий на подвыборках групп банков оказались менее устойчивыми — для сберегательных и кооперативных банков связь подтвердилась, а для коммерческих — оказалась незначимой (неустойчивость относительно банковских бизнес-моделей). Более того, для выборки из 8900 банков США связь также оказалась незначимой (неустойчивость к выборке). Вместе с тем, это не помешало

авторам утверждать о релевантности CS в целом. Как и в случае с работой [Turk Ariss \(2010\)](#), выводы данных авторов схожи с нашими.

Следовательно, с точки зрения международного опыта наши результаты для российского банковского сектора не противоречат ни блоку работ-сторонников CS, ни блоку работ-приверженцев CF. Все сказанное выше дает первые свидетельства в пользу того, что связь между рыночной властью и подверженностью банков риску может действительно быть нелинейной, а различные индикаторы улавливают противоположные преобладающие эффекты (Индекс Лернера — эффект CF, Индикатор Буна — эффект CS, как было сказано выше). Дальнейший анализ этого вопроса будет представлен в следующем параграфе.

Теперь остановимся подробнее на выводах относительно индикаторов рыночной власти, удовлетворяющих критерию выбора оптимального индикатора.

Индекс Лернера (подтвержденный эффект — CF). Во-первых, повышение рыночной власти, индицируемое ростом значений Индекса Лернера, оказывает позитивный эффект на качество кредитного портфеля, что отражается в снижении показателя ODL. Это может быть объяснено фильтрацией менее качественных заемщиков благодаря росту переговорной силы банков. Во-вторых, рост Индекса позитивно сказывается на общей устойчивости банков к рискам, что отражается в росте Z-индекса стабильности. Это может быть объяснено аккумулярованием дополнительных буферов капитала благодаря возможности извлечения банками повышенной прибыли от кредитных операций с заемщиками.

Заметим, что в работе [Berger et al. \(2009\)](#) авторы, анализируя выборку из 30-ти развитых стран, приходят к выводу о справедливости концепции CF для связки «Индекс Лернера – NPL», но CS — для связки «Индекс Лернера – Z-индекс». Авторы утверждают, что банки рискуют на кредитном рынке, чтобы заработать большие объемы прибыли на повышенной процентной марже, и, заработав эти средства, становятся менее склонными к риску на

прочих рынках, не связанных с кредитованием. В итоге, NPL растет, но и Z-индекс растет. Банки компенсируют повышенный кредитный риск снижением прочих видов риска. Это частично противоречит нашим выводам, но может быть следствием различий в выборках банков и структуре их операций. Известно (Yeyati, Micco, 2007), что банки в развитых странах постепенно переводят акценты с традиционных — кредитных — банковских операций на новые рынки банковских услуг. В условиях же России этот процесс пока мало заметен¹⁶ и, возможно, лишь начнет набирать обороты в ближайшие 5-10 лет. Соответственно, вряд ли российским банкам в среднем удалось бы компенсировать высокий кредитный риск, скажем, низким валютным или фондовым риском.

Индикатор Буна по прибыли (подтвержденный эффект — CS). Усиление конкуренции между эффективными банками, индицируемое снижением значений Индикатора Буна, оказывает позитивный эффект, а не негативный, как было в случае Индекса Лернера, на качество кредитных портфелей таких банков, что отражается в снижении показателя ODL. Возможное объяснение этому феномену состоит в следующем.

Как было отмечено в параграфе 1.2.2, снижение значений Индикатора Буна происходят тогда, когда банки повышают прибыльность своего бизнеса (ROA) или наращивают долю на рынке за счет повышения эффективности своих издержек (сокращения предельных издержек выдачи дополнительного рубля кредитов). Очевидно, что это усиливает конкуренцию за клиента между такими банками, поскольку для большинства клиентов важно получить качественную услугу при наименьших издержках. Соответственно, усиливается переток клиентов от менее эффективных к более эффективным игрокам, что может сопровождаться повышением концентрации в банковском секторе при одновременном усилении конкуренции (Tabak et al., 2012). Дополни-

¹⁶ Так, наибольшее значение в формировании ROA по-прежнему имеет чистая процентная маржа, составляющая 3.4% совокупных активов в среднем за период 1 кв. 2005 – 2 кв. 2013 гг., тогда как чистые доходы от операций с ценными бумагами и чистый комиссионный доход составляли в аналогичный период всего лишь 0.9% и 1.4% соответственно.

тельный приток клиентов от менее эффективных банков позволяет более эффективным банкам нарастить свои переговорные позиции и провести фильтрацию менее качественных из прибывших клиентов. Это сопровождается повышением качества кредитного портфеля, как и в случае с Индексом Лернера. Можно предположить также, что рост конкуренции между эффективными игроками раньше или позже завершится усилением рыночных позиций некоторых из них. Будут созданы все предпосылки для роста их рыночной власти. В таком свете прослеживается связь между снижением Индикатора Буна (ростом эффективной конкуренции) и последующим ростом Индекса Лернера (усилением рыночной власти, что будет подтверждено с помощью эконометрических способов — подробнее см. ниже).

Далее, снижение Индикатора Буна (по прибыли) приводит и к снижению общей подверженности банков рискам, что отражается в росте Z-индекса. Это хорошо укладывается в концепцию Бергера и ДэЯнга о «плохом менеджменте» ([Berger, DeYoung, 1997](#); параграф 3.1). Согласно этой концепции, если менеджеры банка способны контролировать кредитный риск (операционная эффективность), то они, вероятно, способны контролировать и прочие виды риска, которые в агрегированном виде отражаются в Z-индексе.

Прочие индикаторы рыночной власти, отличные от Индекса Лернера и Индикатора Буна (по прибыли), критерию выбора оптимального индикатора не удовлетворяют.

H-статистика (*CF* или *CS*). Показатель *H*-статистики, во-первых, предсказывает справедливость концепции *CF* для Z-индекса, но *CS* — для *ODL* (неустойчивость к выбору индикатора риска). Во-вторых, 2-я из 3-х техник оценки (динамический GMM) состоятельно оценивает связь между *H*-статистикой и Z-индексом как незначимую и не идентифицирует связь между этим же индикатором рыночной власти и *ODL* вообще. Как показано в Таблице П4.9 [Приложения 4](#), в модели ПМ14.2, в которой в качестве контролей используются только микроэкономические факторы, оценка совокупного эффекта предыдущих 4-х лагов *H*-статистики, взятой со знаком «-» для обес-

печения прямой пропорциональности рыночной власти, положительна (это говорит в пользу CS), хотя и слабо значима (лишь на 10% уровне), а в модели ПМ15.2 с микро- и макроэкономическими факторами аналогичная оценка становится статистически незначимой (неустойчивость к набору контрольных факторов). Состоятельные выводы о релевантности концепций CF для Z-индекса и CS для ODL, полученные в рамках 3-й техники оценки (статический GMM), ставятся под сомнение ввиду конфликта с первыми 2-я техниками оценки (неустойчивость к технике оценки)¹⁷.

Индекс микроуровневой концентрации (CF). Связь Индекса микроуровневой концентрации и Z-индекса была не идентифицирована 2-мя из 3-х техник оценки (статическим OLS и динамическим GMM). В Таблице П4.10 в [Приложении 4](#) показано, что в соответствующих моделях совокупный эффект концентрации на стабильность либо незначим в случае микроконтролей и значим для микро- и макро-контролей (модели ПМ16.1 и ПМ17.1 соответственно), либо наоборот (модели ПМ16.2 и ПМ17.2 соответственно). Это указывает на неустойчивость выводов к набору контрольных факторов. На основе статического GMM в моделях ПМ16.3 и ПМ17.3 делается состоятельный вывод о релевантности концепции CF, однако отсутствие идентификации связи двумя другими техниками оценки ставит такой вывод под сомнение (неустойчивость к технике оценке).

Индикатора Буна по доле на рынке кредитов (CF или CS). Для Индикатора Буна (по доле на рынке кредитов) 1-я и 3-я техники оценки (статические OLS и GMM) дают аргументы в пользу CS для Z-индекса, но CF — для ODL (неустойчивость выводов относительно выбора индикатора риска). При этом 2-я техника оценки (динамический GMM), напротив, указывает на спра-

¹⁷ Заметим, что использование аналогичной методологии оценки (статические инструментальные регрессии), примененной в работе [Yeyati, Micco \(2007\)](#) для анализа банковских секторов 8-ми стран Латинской Америки, привело к схожим результатам относительно связки «H-статистика – NPL»: справедлива концепция CF, как и в нашем случае. Однако, авторы нашли подтверждение релевантности концепции CF и для связки «H-статистика – Z-индекс», что противоположно нашим выводам. Насколько устойчивыми были бы эти два вывода авторов при использовании первого, а текущего, лага H-статистики и/или оценки динамической версии тех же регрессий? Этот вопрос остался без ответа.

ведливость CF для Z-индекса и CS — для ODL (неустойчивость к технике оценки, см. для сравнения Таблицы П4.6 и П4.7 в [Приложении 4](#)).

В качестве резюме к разделу мы можем сделать заключение о том, что связь между индикаторами рыночной власти и подверженности риску очень часто является неустойчивой не только к выбору индикатора власти или риска, но и к технике оценке выбранных конкретных индикаторов и даже — к набору контролей, применяемых при оценивании. С этой точки зрения, выводы работ, опирающихся лишь на одну из возможных техник оценки, индикатор власти и риска, могут быть поставлены под сомнение. Более того, различные индикаторы могут улавливать различные аспекты конкуренции и давать подтверждения противоположным концепциям, что актуализирует поиск и анализ нелинейных форм связей между рыночной властью и подверженностью банков риску.

2.3.2 Совмещение противоположных эффектов: оценки нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков

Для решения задачи совмещения противоположных эффектов, оказываемых рыночной властью на подверженность банков риску, было оценено 30 эконометрических уравнений, общий вид которых был представлен формулой (2.2) в параграфе 2.2.2. Для каждого из 4-х индикаторов рыночной власти (плюс одной разновидности индикатора Буна) оценивались по 2 вида уравнения (с зависимой переменной Z-индексом и ODL) 3-мя различными способами (две статических и одна динамическая техники оценки) по аналогии с решением задачи поиска преобладающего эффекта.

Результаты оценки уравнения (2.2) нелинейного воздействия рыночной власти российских банков на их подверженность риску систематизированы в Таблице 5 в виде итогового вывода о наличии такой связи, ее форме и точке оптимума — для каждой возможной связки «индикатор рыночной власти — индикатор стабильности». Сами оценки коэффициентов представлены в Таблицах П5.1-П5.10 [Приложения 5](#) по аналогии с предыдущим случаем.

Расчеты показали, что лишь два индикатора рыночной власти из четырех (и одной разновидности) позволяют говорить о наличии нелинейного эффекта, т.е. удовлетворяют сформулированному выше критерию поиска оптимальных индикаторов (параграф 2.2.3). Как и в предыдущем случае, такими индикаторами оказались Индекс Лернера и Индикатор Буна (по прибыли). Для моделей с Z-индексом в качестве зависимой переменной и моделей с ODL на основе этих индикаторов были идентифицированы перевернутая U-образная и обычная U-образная форма связи соответственно (Таблица 5). Эти формы связи удовлетворяют нашим теоретическим представлениям, описанным в параграфе 2.1.2.

Оптимальные пороги, разделяющие положительное и отрицательное воздействие рыночной власти банков на их подверженность риску, были оценены в следующих диапазонах:













- по Индексу Лернера — 50.1-60.8% (процентили выборки: [49, 71]) в моделях Z-индекса и 49.7-61.8% (процентили выборки: [48, 73]) в моделях ODL;
- по Индикатору Буна (по прибыли) — -0.385 – -0.345 (процентили выборки: [9, 14]) в моделях Z-индекса и -0.511 – -0.492 (процентили выборки: [1, 2]) в моделях ODL.

Оговоримся, что последний случай — связка «Индикатор Буна (по прибыли) — ODL» не удовлетворяет одному из условий сформулированного критерия оптимального индикатора, а именно: точка оптимума в этой связке лежит левее интервала [10-ый, 90-ый] процентилей выборки.

Однако, это менее существенное обстоятельство, чем найденные по всем остальным индикаторам рыночной власти противоречия в выводах о наличии и/или форме нелинейной связи. Значительно более важным обстоятельством является то, что форма связи в связке «Индикатор Буна (по прибыли) — ODL» U-образная вне зависимости от техники оценки такой связи.

Напротив, в связке «Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов) — ODL» U-образная форма связи предсказывается лишь одной из трех техник

Таблица 5. Эмпирические выводы о наличии и характере нелинейной связи $y=f(x)$ между различными индикаторами рыночной власти (x) российских банков и их устойчивости к рискам (y)

Индикатор рыночной власти банка	Индикатор устойчивости	Техника оценки связи ^а	Z-индекс устойчивости			Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL)		
			Наличие связи	Форма связи (параболы)	Точка оптимума (процентиль выборки банков)	Наличие связи	Форма связи (параболы)	Точка оптимума (процентиль выборки банков)
Индекс Лернера (на рынке кредитов)	1	+			58	+		73
	2	+			71	+		48
	3	+			49	+		62
Индикатор Буна (прибыль)	1	+			9	+		1
	2	+			12	+		2
	3	+			14	+		2
Индикатор Буна (доля на рынке кредитов)	1	–				–		
	2	–				–		
	3	–				+		87
H-статистика (процентные доходы)	1	–				–		
	2	–				–		
	3	–				+		93
Индекс микроуровневой концентрации (по активам) ^б	1	–				–		
	2	–				–		
	3	+			90	+		94

Примечания: Условные обозначения.

^а Панельные регрессии по российским банкам за период 1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг. для моделей Z-индекса и 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг. для моделей ODL:

- 1 – Статическая регрессия с фиксированными эффектами (fixed effects), лаги индикатора рыночной власти – с 1-го по 4-ый, оценка OLS с поправками на гетероскедастичность в форме Уайта;
- 2 – Динамическая регрессия, лаги индикатора рыночной власти – с 1-го по 4-ый, оценка одношагового разностного GMM (One-Step Difference GMM), разработанного [Arellano, Bond \(1991\)](#)
- 3 – Статическая регрессия с фиксированными эффектами (fixed effects), лаги индикатора рыночной власти – 0-ой (текущий), заинструментированный предыдущим значением, оценка двухшагового GMM;

^б показатель рассчитан в рамках методологии Berger, Hannan (1998) и является микроуровнем аналогом общеотраслевого индекса концентрации Герфиндаля-Хиршмана (HHI)

оценки (статической инструментальной регрессией). При этом, точка оптимума лежит в 87-ом процентиле данных, т.е. внутри заданного интервала [10-ый, 90-ый] процентилей. Если бы мы использовали только эту технику оцен-

ки и только эту связку индикаторов, мы бы — ошибочно — утверждали о наличии нелинейной связи.

В связке «*H*-статистика — ODL» была предсказана неправильная форма связи — перевернутая вместо обычной U-образной — и только в одной из трех техник оценки.

В связке «Индекс микроуровневой концентрации — Z-индекс» и «Индекс микроуровневой концентрации — ODL» правильная форма связи предсказывается также лишь одной техникой оценки (статической инструментальной регрессией). В обоих случаях точки оптимума лежат достаточно близко — в 90-ом и 94-ом процентилях данных (последнее согласуется с результатами [Мамонов, 2012](#)).

Наиболее важный результат на текущем этапе исследования состоит в том, что и в моделях с Z-индексом в качестве зависимой переменной, и в моделях с ODL формы нелинейной связи устойчивости с Индексом Лернера и с Индикатором Буна (по прибыли) идентичны. Это очень важный эмпирический вывод, поскольку на предыдущем этапе исследования было установлено, что Индекс Лернера улавливает преимущественно эффект концепции «конкуренция-уязвимость», и Индикатор Буна — преимущественно противоположный эффект «конкуренция-стабильность». Результаты анализа нелинейных форм связей этих индикаторов с Z-индексом и с ODL позволили снять это противоречие.

Далее, остановимся подробнее на результатах оценок форм нелинейных связей, идентифицированных на основе Индекса Лернера, Индикатора Буна (по прибыли) и Индекса микроуровневой концентрации. Последний индикатор, хотя и не удовлетворяет критерию оптимального индикатора, все же имеет важное значение с точки зрения поиска более сбалансированной структуры банковского сектора в России.

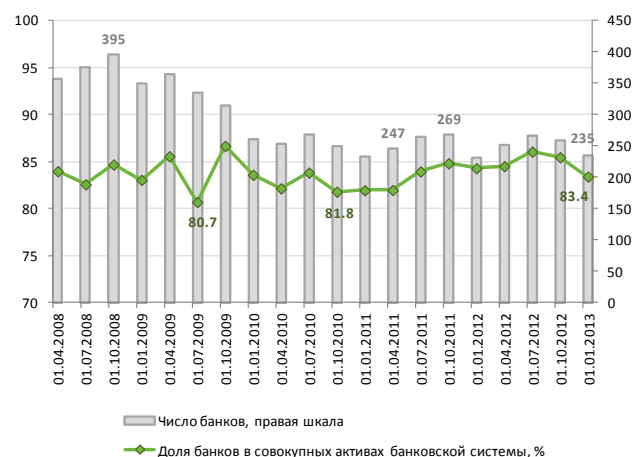
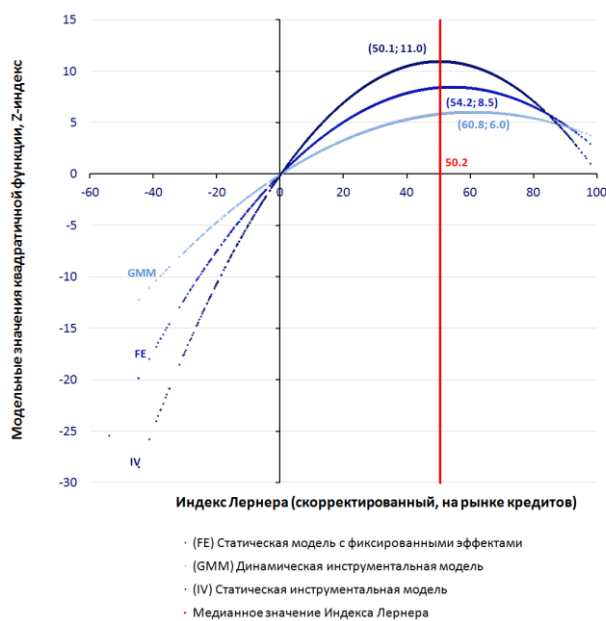
Индекс Лернера (на рынке кредитов). На Рисунке 10.а представлены модельные значения квадратичной функции Z-индекса от Индекса Лернера¹⁸, полученные в рамках статической регрессии с экзогенными переменными (FE), статической регрессии с эндогенными переменными (IV) и динамической регрессии с эндогенными переменными (GMM). В модели IV точка максимума квадратичной функции примерно соответствует медиане Индекса Лернера (50.2%), оставаясь немногим меньше ее. В моделях FE и GMM точки максимума больше медианы.

На Рисунке 11.а графически изображены модельные значения квадратичной функции показателя доли просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL) от Индекса Лернера, рассчитанные по результатам тех же трех техник оценки. В этом случае точка минимума GMM лежит несколько левее медианы, а FE и IV — правее ее.

Таким образом, расчеты показали, что и в моделях Z-индекса, и в моделях ODL примерно $\frac{1}{2}$ всех наблюдений с наименьшими значениями рыночной власти лежат в области релевантности концепции «рыночная власть-устойчивость» («конкуренция-уязвимость») и еще порядка $\frac{1}{3}$ наблюдений с наибольшими значениями рыночной власти соответствуют концепции «рыночная власть-уязвимость» («конкуренция-стабильность»). Соответственно, зона неопределенности существует и она весьма вместительна — порядка $\frac{1}{5}$ всех наблюдений со средними значениями рыночной власти.

Для определенности итоговой точкой оптимума будем считать среднее значение из трех точек оптимума, полученных при оценке одной и той же связи тремя различными техниками оценки. Тогда, для связки «Индекс Лернера – Z-индекс» такой итоговой точкой оптимума будет значение 55.1% по Индексу Лернера, что соответствует 60-му перцентилю выборки по этой переменной, для связки «Индекс Лернера – ODL» — 55.9%, что соответствует 61-му перцентилю. Следовательно, медиана лежит левее точек максимума в обоих случаях. Это означает, что для банка, который соответствовал

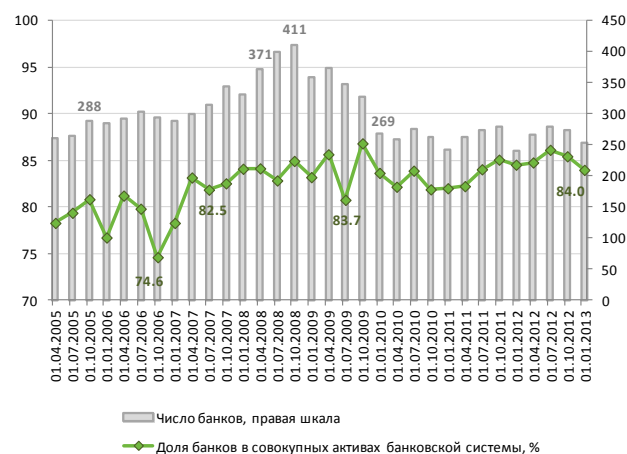
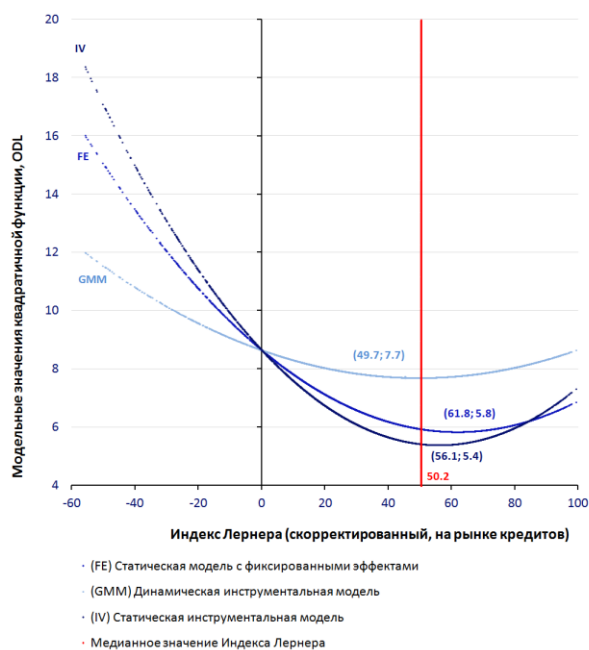
¹⁸ здесь и далее: прочие факторы были условно приравнены к нулю



а) Параболические формы воздействия рыночной власти на устойчивость

б) Число банков в области «конкуренция-уязвимость» и их доля в совокупных активах банковской системы

Рисунок 10. Результаты оценки нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков: Индекс Лернера (на рынке кредитов) и Z-индекс



а) Параболические формы воздействия рыночной власти на подверженность банков кредитному риску

б) Число банков в области «конкуренция-уязвимость» и их доля в совокупных активах банковской системы

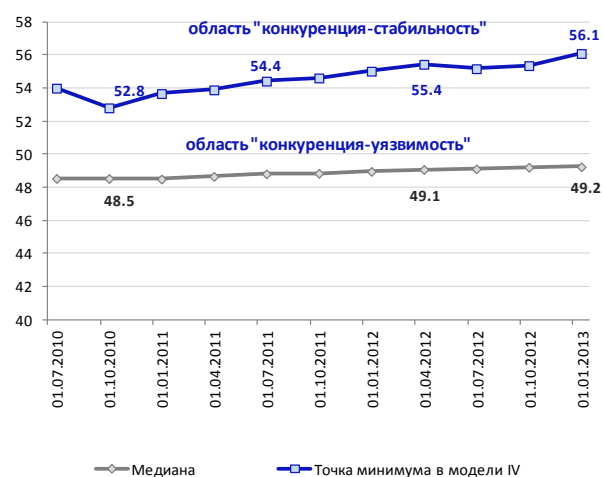
Рисунок 11. Результаты оценки нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков: Индекс Лернера (на рынке кредитов) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах

медианному в выборке, потенциал безопасного наращивания рыночной власти составляет 5-6 проц. п. по Индексу Лернера. Такое наращивание будет сопровождаться снижением как общей подверженности рискам (рост Z-индекса), так и подверженности кредитному риску в частности (сокращение ODL).

Наиболее важный вопрос, который встает после анализа нелинейных форм связи рыночной власти и стабильности банков, — это соотношение масштабов групп банков, расположенных в областях «конкуренция-уязвимость» и «конкуренция-стабильность». Расчеты показали, что и в модели Z-индекса (Рисунок 10.б), и в модели ODL (Рисунок 11.б) наибольшая часть банковской системы, включая Сбербанк, — 80-85% в первом случае и 75-85% во втором случае — соответствует области «конкуренция-уязвимость». В обоих случаях, доля банков в активах банковской системы имеет небольшую тенденцию к росту — по крайней мере, после кризиса 2008-2009 гг., а число банков — наоборот, тенденцию к сокращению.

Следующий вопрос состоит в том, как движутся точки максимума в модели Z-индекса и точки минимума в модели ODL с течением времени и относительно медианного банка в выборке? Для ответа на этот вопрос мы провели две серии итеративных регрессионных расчетов — одну для модели Z-индекса, другую — для модели ODL. На первой итерации временной промежуток наблюдений был ограничен 2-ым кв. 2010 г. (выход из кризиса), на второй итерации — 3-им кв. 2010 г., и так далее до 4-ым кв. 2012 г., т.е. всего 11 итераций. Результаты расчетов полученных на каждой итерации точек оптимума представлены на Рисунке 12.а для модели Z-индекса и Рисунке 12.б для модели ODL.

Общий вывод состоит в том, что в обеих моделях точки оптимума во всех кварталах лежат выше значений индекса Лернера медианного банка. Это указывает на то, что во всех кварталах за последние 2.5 года средний банк в российской банковской системе имел потенциал безопасного наращивания рыночной власти.



а) Индекс Лернера (на рынке кредитов) и Z-индекс устойчивости (точки максимума)

б) Индекс Лернера (на рынке кредитов) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (точки минимума)

Рисунок 12. Оценка динамики точек оптимума квадратичных функций устойчивости от рыночной власти банков

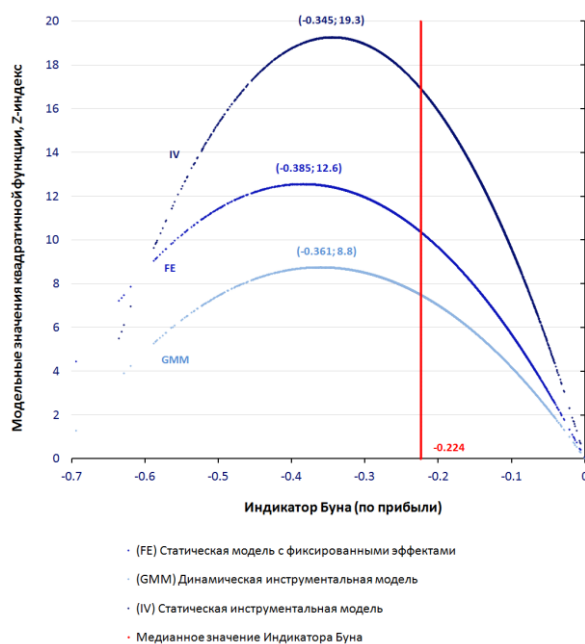
Частные выводы заключаются в том, что, во-первых, динамика точек оптимума модели Z-индекса более волатильна, чем в модели ODL. В первом случае размах колебаний составил 7.8 проц. п. Индекса Лернера со стандартным отклонением 2.4 проц. п., во втором — всего 3.3 проц. п. при стандартном отклонении 0.9 проц. п. Во-вторых, точки оптимума имеют тенденцию к росту: для модели Z-индекса — только начиная с 2012 г., для модели ODL — а весь период наблюдений (с середины 2010 г.). При этом, скорость такого роста значительно опережает скорость роста медианного значения, что указывает на расширяющийся потенциал безопасного с точки зрения стабильности наращивания рыночной власти медианным банком в российской банковской системе.

С точки зрения пруденциального надзора такая ситуация говорит о том, что Банку России имеет смысл подходить дифференцированно к ограничению рыночной власти российских банков. Для банков с высокой рыночной властью (выше оцененных точек оптимума) могут быть ужесточены нормативные требования — равномерно по мере усиления рыночной власти, тогда как для прочих банков (в число которых входит и медианный банк) нормативные требования могут быть оставлены на прежнем уровне.

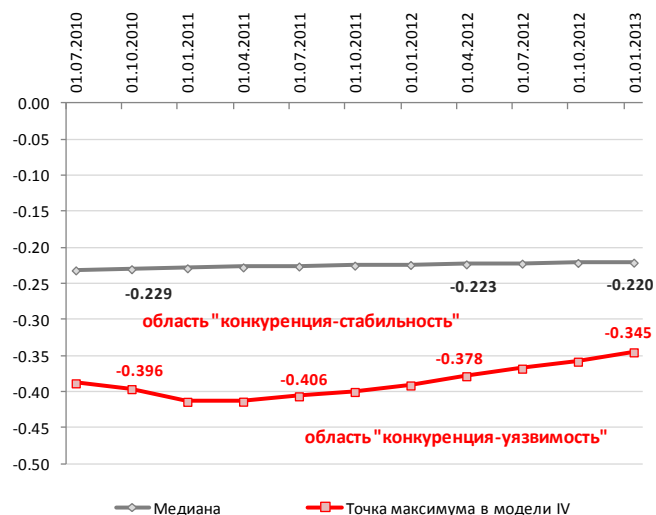
Индикатор Буна (по прибыли). На Рисунке 13.а представлены модельные значения квадратичной функции Z-индекса от Индикатора Буна (по прибыли), рассчитанные с помощью тех же трех техник, что и в случае с Индексом Лернера. Точки максимума всех трех парабол лежат левее медианного значения (-0.224). Это означает, что медианный банк в выборке в среднем за период 2008-2012 гг. находился в области релевантности концепции «рыночная власть-уязвимость» («конкуренция-стабильность»), в отличие от медианного банка по Индексу Лернера. Это говорит о том, что в случае дальнейшего роста рыночной власти медианного банка (движение к нулю по горизонтальной оси), согласно Индикатору Буна, его стабильность, отражаемая в данном случае Z-индексом, будет сокращаться, а не расти, как в случае с Индексом Лернера.

Аналогичная ситуация наблюдается и с модельными значениями квадратичной функции ODL от Индикатора Буна (по прибыли). Минимумы всех трех парабол лежат левее значения показателя рыночной власти медианного банка, Рисунок 14.а. Дальнейший рост рыночной власти медианного банка может сопровождаться ухудшением качества его кредитного портфеля.

Далее, для анализа динамики точек оптимума квадратичных функций Z-индекса и ODL была проведена серия итерационных регрессионных расчетов по аналогии с предыдущим случаем для Индекса Лернера. Результаты представлены на Рисунке 13.б для связки «Индикатор Буна — Z-индекс» и Рисунке 14.б для связки «Индикатор Буна — ODL». В обоих случаях в последние 2.5 года медианные значения Индикатора Буна устойчиво лежали в области «рыночная власть-уязвимость» («конкуренция-стабильность»). В первом случае наблюдается постепенное сближение медианы и точки максимума, во втором же — напротив, расстояние между медианой и точкой минимума остается постоянным. Соответственно, с точки зрения общей подверженности банков рискам (отражается Z-индексом) потенциал безопасного наращивания эффективными банками прибыльности своих операций ROA имеет тенденцию к сокращению, однако пока весьма умеренную. С точки же

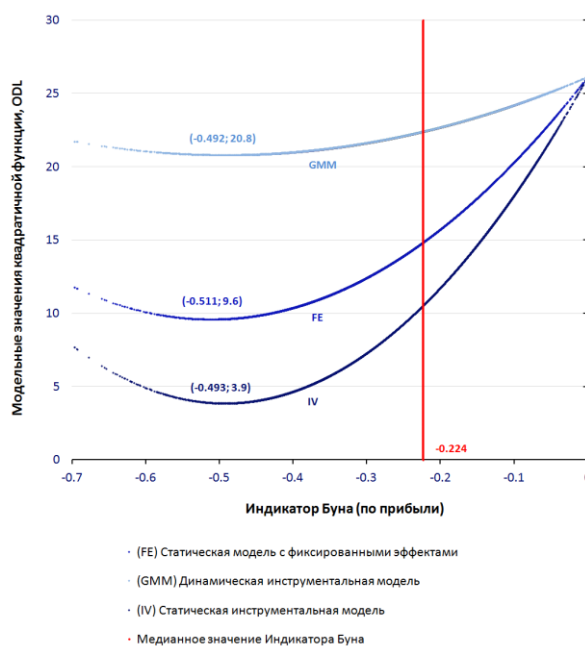


а) Параболические формы воздействия рыночной власти на устойчивость

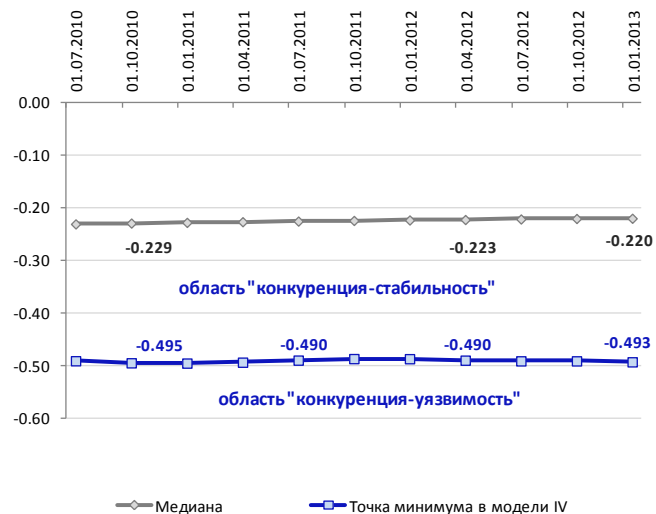


б) Оценка динамики точек максимума квадратичных функций устойчивости от рыночной власти банков

Рисунок 13. Результаты оценки нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков: Индикатор Буна (по прибыли) и Z-индекс



а) Параболические формы воздействия рыночной власти на подержанность банков кредитному риску



б) Оценка динамики точек минимума квадратичных функций устойчивости от рыночной власти банков

Рисунок 14. Результаты оценки нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков: Индикатор Буна (по прибыли) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах

зрения подверженности кредитному риску (отражается показателем ODL) такой потенциал постоянен во времени. Его следовало бы начать использовать, поскольку это будет сопровождаться как сокращением доли просроченных кредитов в совокупных кредитах эффективных банков, так и ростом прибыльности их операций ROA.

Для сравнения результатов по Индексу Лернера и по Индикатору Буна следует вспомнить о различиях между этими двумя индикаторами рыночной власти и о рассуждениях относительно возможной связи между ними, представленные в параграфе 2.3.1. Рост рыночной власти по версии Индекса Лернера отражает повышение способности банков устанавливать процентные ставки по кредитам выше их предельных издержек, т.е. расширять маржу посредством, в том числе, наращивания эффективности. В такой интерпретации Индекса Лернера отражается суть концепции «эффективной структуры рынка» Демсеца ([Demsetz, 1973](#)). На этой же концепции построен и Индикатор Буна ([Boone, 2008](#)). Только, в отличие от Индекса Лернера, Индикатор Буна предполагает, что по мере повышения «контестабильности» рынка (contestable market), т.е. снятия ограничений на свободный переток клиентов от одних банков к другим, что имеет место при ослаблении — а не усилении — рыночной власти банков, эффективные банки могут все в большей мере наращивать прибыльность бизнеса за счет вновь прибывших к ним клиентов.

Соответственно, если меры экономической политики государства были бы направлены, во-первых, на ослабление барьеров для свободного входа/выхода новых игроков и на сокращение асимметрии информации о платежеспособности заемщиков (что усилило бы переток клиентов между банками, [Fonseca, Gonzalez, 2010](#)) и, во-вторых, на способствование повышению эффективности банков, то совокупный эффект от таких мер, как видится из нашего анализа, привел бы к следующим последствиям. Сначала мы наблюдали бы рост способности эффективных банков наращивать прибыльность своего бизнеса в условиях сокращения асимметрии информации за счет перетока клиентов от менее эффективных игроков. Это отразилось бы в сокраще-

нии значений Индикатора Буна, в том числе, медианного банка. По сути, указанные меры политики дали бы импульс к усилению эффективной конкуренции. Но любой импульс рано или поздно заканчивается. В нашем случае по окончании такого импульса эти более эффективные банки перераспределят рынок в свою пользу — мы наблюдали бы усиление их рыночной власти, отражаемое в росте Индекса Лернера этих банков. Правда, видится, что сохранение набранных позиций на рынке — в новых институциональных условиях, обеспеченных указанными мерами политики, — это вопрос поддержки банками собственной эффективности. Если эффективность какого-либо из новых лидеров будет сокращаться (эффект Хикса «спокойной жизни» монополиста, [Maudos, Fernandez de Guevara, 2007](#)), то он будет терять свои позиции за счет оттока своих клиентов к остальным — более эффективным — игрокам.

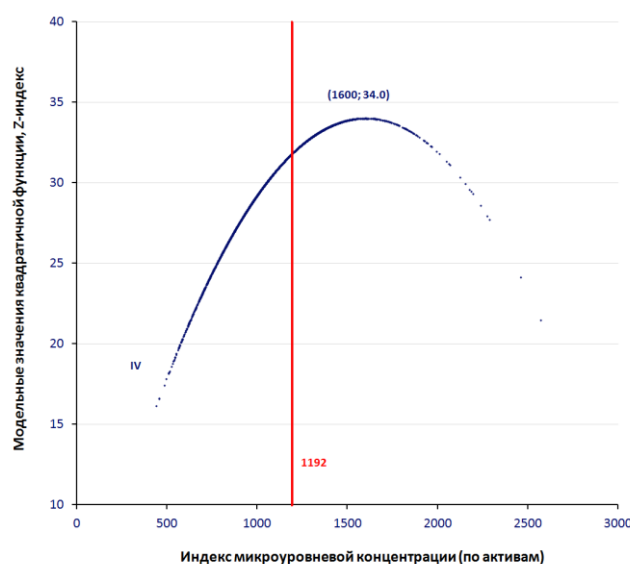
Наш анализ говорит о том, что подобные меры сначала будут отражаться в движении влево медианных значений Индикатора Буна — в направлении к оптимумам стабильности (Рисунок 13.а) и минимумам доли просроченных кредитов (Рисунок 14.а). Затем, это простимулирует движение вправо медианных значений Индекса Лернера — в направлении также к оптимумам стабильности (Рисунок 10.а) и минимумам доли просроченных кредитов (Рисунок 11.а).

Как будут соотноситься такие движения индикаторов рыночной власти и их влияния на устойчивость банков ко всем рискам (Z-индекс)? Для ответа на этот вопрос мы провели дополнительный эконометрический анализ: были построены несколько вариантов регрессий Индекса Лернера на предшествующий лаг Индикатора Буна (по прибыли) при прочих контрольных переменных. Оценка соответствующего коэффициента в регрессии с наибольшим числом контролей составила -15.2 (значима на 1%, Таблица П6.1, [Приложение 6](#)). Во-первых, это подтверждает наши предположения о том, что конкуренция по Буну — это рыночная власть по Лернеру. Во-вторых, зная, что расстояние от медианы Индикатора Буна до среднего оптимума квадратич-

ной функции Z-индекса (Рисунок 13.а) составляет 0.14, мы можем сделать вывод о том, что импульс росту конкуренции (например, в результате указанных выше мер политики) в 0.14 пунктов по Индикатору Буна, может в будущем (через квартал, как минимум) отразиться в 2.1 проц. п. прироста Индекса Лернера ($-15.2 \cdot 0.14 = 2.1$). Это будет положительно сказываться на устойчивости медианного банка, поскольку текущее медианное значение Индекса Лернера составляет 50.3%, а расстояние до среднего максимума квадратичной функции Z-индекса составляет 4.7 проц. п. (Рисунок 10.а).

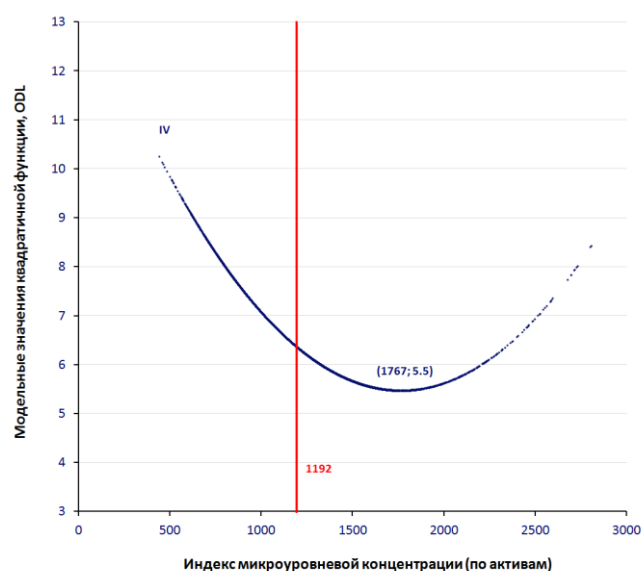
Микроуровневый индекс концентрации (по активам). На Рисунке 15.а и 15.б представлены модельные значения квадратичных функций Z-индекса и ODL соответственно от Микроуровневого индекса концентрации. В обоих случаях медианное значение показателя рыночной власти (1192 пункта) лежит в области «конкуренция-уязвимость». Потенциал безопасного наращивания рыночной власти весьма велик в обоих случаях — примерно 400 и 600 пунктов соответственно. Очевидно, что наиболее предпочтительным вариантом было бы наращивание концентрации на не более чем 400 пунктов, т.к. это сопровождалось бы ростом Z-индекса и сокращением ODL. Приросты концентрации в диапазоне от 400 до 600 пунктов будут сопровождаться сокращением, а не ростом, Z-индекса, что противоречило бы целям поддержания стабильности российского банковского сектора.

Анализ оценок эффектов, оказываемых контрольными факторами на устойчивость банков в моделях линейного и нелинейного воздействия рыночной власти, вынесен в [Приложение 3, параграф П3.2.](#)



- (IV) Статическая инструментальная модель
- Медианное значение Индекса микроуровневой концентрации (по активам)

а) Индекс микроуровневой концентрации (по активам) и Z-индекс



- (IV) Статическая инструментальная модель
- Медианное значение Индекса микроуровневой концентрации (по активам)

б) Индекс микроуровневой концентрации (по активам) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL)

Рисунок 15. Параболические формы воздействия концентрации банков на уровни их устойчивости

Глава 3. Моделирование воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости: дополнительные подходы

В этой главе реализованы другие подходы к моделированию воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости. В отличие от оценок гомогенного воздействия (глава 2) определены микроэкономические и общеотраслевые факторы, которые могут обуславливать гетерогенность такого воздействия. Эти факторы протестированы в статических и динамических линейных эконометрических моделях в предположении наличия фиксированных эффектов. Ключевой вопрос, который решается при оценке этих моделей, — существуют ли пороги по выделенным факторам гетерогенности, на основе которых можно отделить положительное воздействие рыночной власти на устойчивость банков от отрицательного? Соответственно, подтверждается ли вывод предыдущей главы о том, что для части российских банков характерен эффект концепции «рыночная власть»

устойчивость» (она же «конкуренция-уязвимость»), а для остальных банков — «рыночная власть-уязвимость» (она же «конкуренция-стабильность»)?

Эта глава разделена на две части. В параграфе 3.1 исследуются микроэкономические факторы гетерогенного воздействия рыночной власти на устойчивость банков, в параграфе 3.2 — общеотраслевые.

При этом в первом случае такое воздействие оценивается не напрямую от рыночной власти к устойчивости, как в главе 2, а посредством канала эффективности издержек кредитных организаций. В таком случае анализ становится более глубоким. Если в предыдущей главе утверждалось, что рост рыночной власти банков ведет к усилению их переговорной силы с заемщиками, что позволяет фильтровать менее качественных из них и, тем самым, улучшать качество кредитного портфеля (повышать свою устойчивость), то при исследовании канала эффективности в описанную логику вклинивается новая цепочка связей. А именно: рыночная власть может способствовать удлинению отношений с заемщиками, что позволяет банкам экономить на скрининге, а значит — повышать свою эффективность. Рост эффективности, в свою очередь, позволяет банкам улучшать контроль за качеством заемщиков, что способствует повышению устойчивости банков. Итоговый эффект рыночной власти на устойчивость можно будет в таком случае оценить как сумму прямого эффекта, полученного в главе 2, и дополнительного эффекта, полученного в данном параграфе через канал эффективности. Подробнее эти вопросы будут освещены в параграфе 3.1.

В параграфе 3.2 будет введен набор общеотраслевых показателей, которые характеризуют российский банковский сектор и на которые при этом может оказывать воздействие государство при проведении экономической политики, направленной на обеспечение стабильности финансового сектора. Соответственно, будут оцениваться эконометрические модели, позволяющие ответить на два взаимодополняющих вопроса. Первый — как результативность тех или иных мер экономической политики государства может зависеть от режима рыночной власти банков? Другими словами, проще ли госу-

дарству добиться своих целей, когда система ближе к совершенной конкуренции или ближе к монополии? Второй — как воздействие рыночной власти банков на их устойчивость может корректироваться проводимой государством экономической политикой?

3.1 Эффективность издержек банков как канал трансмиссии воздействия рыночной власти на устойчивость

До сих пор тестирование канала эффективности, передающего импульс от рыночной власти к устойчивости банков, реализовывалось в международных исследованиях лишь дважды — в работах [Schaeck, Cihak \(2010\)](#) и [Turk Ariss \(2010\)](#). Первая исследовала банковские секторы ЕС и США, вторая — банковские секторы стран с развивающимся рынком.

Эти работы будут рассматриваться в качестве базовых исследований, анализирующих закономерности функционирования банковских систем различных стран в рамках триады «рыночная власть — эффективность — устойчивость». При этом, [Schaeck, Cihak \(2010\)](#) модифицирует эту формулу в «рыночная власть — неэффективность — уязвимость», используя на входе Индикатор Буна в качестве прокси-переменной рыночной власти банков, как уже было отмечено выше. Напротив, [Turk Ariss \(2010\)](#) остается в рамках исходной триады, используя Индекс Лернера для аппроксимации рыночной власти банков и показывая в итоге, что все три процесса положительно взаимосвязаны. Таким образом, работы стоят на принципиально различных позициях относительно роли рыночной власти в банковских системах и, соответственно, дают противоположные рекомендации центральным банкам по политике стимулирования конкуренции между банками.

Наши выводы, полученные на предыдущем этапе исследования (глава 2), позволяют утверждать, что подобные различия позиций в работах не сводятся к дилемме «развитые — развивающиеся рынки», а объясняются использованием противоречащих друг другу индикаторов рыночной власти. Как было показано нами для нашей выборки российских банков, усиление конку-

ренции между эффективными банками (отражается в сокращении рыночной власти по Индикатору Буна) как импульс или неравновесное состояние системы ограничено во времени. В итоге, по прошествии определенного времени (по нашим оценкам – не менее одного квартала, [Приложение 6](#)) импульс «затухает»: в системе образуется новое равновесие с новым составом банков-лидеров, опередивших своих соперников в конкурентной борьбе и укрепивших свои текущие рыночные позиции (отражается в повышении Индекса Лернера). Как уже отмечалось выше, это исключает противоречие между двумя индикаторами, что позволяет нам считать усиление эффективной конкуренции по Индикатору Буна предвестником, или опережающим индикатором, усиления рыночной власти банков по Индексу Лернера в будущем. Соответственно, основные выводы в текущем параграфе будут строиться на результатах анализа по Индексу Лернера, дополнительные – по Индикатору Буна.

Подобный анализ в рамках триады «рыночная власть – эффективность – стабильность» еще не проводился по данным российского банковского сектора, поэтому можно было бы ограничиться репликацией методологий двух вышеупомянутых работ и получить оценки усредненных по всем банкам эффектов рыночной власти на устойчивость через канал эффективности, интерпретируя такие эффекты как общесистемные. Однако, было решено сделать следующий шаг в развитии методологии обеих работ и направить свои усилия на анализ причин межбанковской гетерогенности таких эффектов. Другими словами, мы будем развивать модели с перекрестными эффектами, на первом этапе анализа исследуя факторы, обуславливающие гетерогенности воздействия рыночной власти на эффективность издержек российских банков, на втором – факторы гетерогенности воздействия эффективности издержек на подверженность банков кредитному риску и общую устойчивость банков.

3.1.1 Методология моделирования

В этом параграфе будет представлена методология оценки воздействия рыночной власти на подверженность банков риску через канал эффективности их издержек. Ключевая идея состоит в том, что импульс рыночной власти может в первую очередь распространяться на эффективность банков как их способность контролировать издержки в условиях более сильных рыночных позиций. Затем такой импульс, будучи частично поглощенным эффективностью, транслируется в большую или меньшую подверженность банков рискам в этих изменившихся рыночных условиях. Масштаб изменения такой подверженности — как и направление ее изменения — вопрос эмпирический. Таким образом, действие импульса проходит по триаде «рыночная власть — эффективность — стабильность». Для того чтобы оценить, какая часть импульса может дойти до третьего звена цепи, была модифицирована двухуровневая система оценивания, предложенная в [Schaeck, Cihak \(2010\)](#) и [Turk Ariss \(2010\)](#).

Описание комплекса моделей

На первом уровне оценивается воздействие рыночной власти на эффективность издержек банков при прочих контрольных факторах, микро- и макроэкономических. Такое воздействие раскладывается на два эффекта: влияние, оказываемое непосредственно рыночной властью, и влияние, оказываемое посредством ею других микроэкономических факторов.

На втором уровне оценивается влияние, оказываемое эффективностью издержек банков на их подверженность рискам при прочих контрольных факторах, микро- и макроэкономических, по аналогии с предыдущим этапом. Такое влияние также, как и в предыдущем случае, раскладывается на непосредственный и опосредованные эффекты.

В общем смысле, к факторам гетерогенности будем относить переменные, способные усиливать или ослаблять импульс рыночной власти на эф-

фективность (первый уровень) или импульс эффективности на подверженность рискам (второй уровень) за счет изменения профиля бизнес-моделей банков и их ключевых характеристик (см. ниже).

Итак, модели для оценок взаимосвязей процессов внутри триады «рыночная власть – эффективность – стабильность» были специфицированы следующим образом:

$$1 \text{ уровень: } EFF_{it} = \alpha_{1i} + \beta_1 COMPET_{it-k}^{(j)} + \sum_{p=1}^P \gamma_{1p} COMPET_{it-k}^{(j)} X_{1p,it-k} + \sum_{p=1}^P \delta_{1p} X_{1p,it-k} + \sum_{q=1}^Q \varphi_{1q} \cdot MACRO_{1q,t-k} + \varepsilon_{1,it} \quad (3.1)$$

$$2 \text{ уровень: } RISK_{it}^{(p)} = \alpha_{2i} + \beta_2 EFF_{it-k} + \sum_{r=1}^R \gamma_{2r} EFF_{it-k} X_{2r,it-k} + \sum_{r=1}^R \delta_{2r} X_{2r,it-k} + \lambda \cdot RISK_{it-1}^{(p)} + \sum_{s=1}^S \varphi_{2s} \cdot MACRO_{2s,t-k} + \varepsilon_{2,it} \quad (3.2)$$

где

i ($i = 1 \dots N$) и t ($t = 1 \dots T$) — нижние индексы, отвечающие за объект (банк) и время (квартал) соответственно;

1 и 2 — нижние индексы первого и второго уровня оценки соответственно;

EFF_{it} — прокси-переменная для эффективности операционных издержек банка i в квартале t (SFA-индекс, [параграф П1.1](#), [Приложение 1](#));

$RISK_{it}^{(p)}$ — p -ая прокси-переменная для устойчивости банка i к рискам в квартале t . В качестве прокси-переменных, как и в главе 2, выступают:

$p = 1$: Z-индекс;

$p = 2$: ODL (Overdue loans ratio) – доля просроченных кредитов в совокупных кредитах;

$COMPET_{it-k}^{(j)}$ — j -ый индикатор рыночной власти банка i в квартале $(t-k)$, $k = 1 \dots 4$. С учетом результатов анализа различных индикаторов рыночной власти, полученных в главе 2, предпочтение было отдано показателям, отвечающим критериям оптимального индикатора (параграф 2.2.3):

$j = 1$: Индекс Лернера рыночной надбавки к цене кредита банка;

$j = 2$: Индикатор «эффективной конкуренции» Буна (по прибыли);

$X_{1p,it-k}$ и $X_{2r,it-k}$ — p -ый ($p = 1 \dots P$) и r -ый ($r = 1 \dots R$) контрольные факторы из числа факторов гетерогенного эффекта рыночной власти (первый уровень) и эффективности (второй уровень) соответственно, отражающие профиль и ключевые характеристики бизнес-модели банка i в квартале $(t-k)$, $k = 0 \dots 4$;

$MACRO_{1q,t-k}$ и $MACRO_{2s,t-k}$ — q -ый ($q = 1 \dots P$) и s -ый ($s = 1 \dots R$) макроэкономические контрольные факторы ($m = 1 \dots M$), отражающие общие для всех банков i ($i = 1 \dots N$) условия функционирования на территории России в квартале $(t-k)$, $k = 1 \dots 4$;

α_{1i} и α_{2i} — индивидуальные эффекты банка i на первом и втором уровнях оценки соответственно, отражающие присущие этому банку — средний за анализируемый период — уровень эффективности и подверженности рискам;

$\varepsilon_{1,it} \sim N(0, \sigma_{1,it}^2)$ и $\varepsilon_{2,it} \sim N(0, \sigma_{2,it}^2)$ — регрессионные ошибки на первом и втором уровне оценок соответственно;

$\beta_1, \gamma_{11} \dots \gamma_{1P}$ и $\beta_2, \gamma_{21} \dots \gamma_{2P}$ — ключевые параметры, подлежащие оценке на первом и втором уровнях соответственно. Оценки β_1 и β_2 отражают основной эффект воздействия рыночной власти на эффективность и эффективности — на подверженность рискам соответственно, $\gamma_{11} \dots \gamma_{1P}$ и $\gamma_{21} \dots \gamma_{2P}$ — дополнительные эффекты, усиливающие или ослабляющие прямые эффекты в зависимости от изменения профиля и ключевых характеристик бизнес-моделей банков.

Все микроэкономические факторы были центрированы относительно своих средних значений во избежание проблемы мультиколлинеарности. Соответственно, коэффициенты моделей (3.1)-(3.2) могут интерпретироваться как эффекты отклонения объясняющих переменных от своих средних.

Поскольку в модели (3.1) мы не рассматривали фактор инерции эффективности и все объясняющие переменные были включены в уравнение, как

минимум, с первым лагом, проблема эндогенности исключается. Уравнение оценивалось с помощью OLS на within-преобразованных данных с коррекцией стандартных ошибок на гетероскедастичность в форме Уайта в рамках модели с фиксированными эффектами. Напротив, в модели (3.2) мы не могли избежать учета фактора инерции в подверженности банков рискам (Salas, Saurina, 2002), поэтому оценка производилась с помощью одношагового разностного GMM, разработанного Arellano, Bond (1991) для оценки уравнений на динамических панельных данных. Кроме того, в уравнении (3.2) мы использовали текущие, а не лагированные, значения микроэкономических переменных, отражающих факторы гетерогенности. Это было необходимо для того, чтобы импульс рыночной власти доходил до подверженности рискам уже в следующем квартале, а не два квартала спустя, что было бы менее реалистичным. Все текущие значения микроэкономических объясняющих переменных были заинструментированы стандартным способом, в рамках процедуры одношагового разностного GMM (инструменты в стиле GMM, “gmm-style” instruments, Roodman, 2009).

В общем случае, совокупность моделей (3.1)-(3.2) является микроэкономическим расширением модели (2.1) из главы 2.

Ключевые предельные эффекты

Предельные эффекты в моделях (3.1)-(3.2) задаются следующими выражениями:

$$1 \text{ уровень: } \frac{\partial EFF_{it}}{\partial COMPET_{it-k}^{(j)}} = \beta_1 + \sum_{p=1}^P \gamma_{1p} \cdot X_{1p, it-k} \quad (3.3)$$

$$2 \text{ уровень: } \frac{\partial RISK_{it}^{(p)}}{\partial EFF_{it-k}} = \beta_2 + \sum_{r=1}^R \gamma_{2r} \cdot X_{2r, it-k} \quad (3.4)$$

Эти выражения определяют итоговые воздействия рыночной власти на эффективность на первом уровне оценок и эффективности на риск — на втором уровне. Такие воздействия являются уникальными для каждого банка в выборке в каждый квартал времени, а их итоговые знаки зависят от «наде-

ленности» конкретного банка тем или иным фактором X . Коэффициенты β отражают усредненные по всем банкам эффекты, а γ — те самые уникальные для каждого банка эффекты. Вполне возможна ситуация, когда знаки β и $\sum_{p=1}^P \gamma_p$ являются противоположными. В таком случае, знак итогового эффекта для каждого банка будет определяться тем, какой из двух эффектов — основной или дополнительный — доминирует для этого банка в каждый конкретный момент времени.

Если итоговый эффект на первом уровне $\frac{\partial EFF_{it}}{\partial COMPET_{it-k}^{(j)}}$:

- положительный и рыночная власть положительно воздействует на эффективность банков, то для российского банковского сектора справедлива так называемая концепция «уникальности банковской деятельности» (the «banking specificities» concept), сформулированная в [Pruteanu-Podpiera et al. \(2008\)](#). Суть этой концепции состоит в том, что рыночная власть позволяет банкам удлинить сроки взаимоотношений с клиентами на кредитном рынке (customer relationship), что, в свою очередь, способствует снижению издержек на скрининг заемщиков, поскольку более долгосрочные взаимоотношения банка и клиента помогают первому быть более осведомленным о платежеспособности второго.
- отрицательный и рыночная власть отрицательно воздействует на эффективность банков, то российским банкам в среднем присущ эффект «спокойной жизни» монополиста (the Quiet Life hypothesis), сформулированный Хиксом в 1935 г., [Hicks \(1935\)](#). Хикс утверждал, что наиболее важным из всех возможных приобретений, связанных с усилением позиций на рынке, является возможность менеджеров сокращать свои усилия, т.е. эффективность.

Концепция «уникальности банковской деятельности» нашла эмпирическое подтверждение на данных по банковскому сектору Чехии в [Pruteanu-Podpiera et al. \(2008\)](#). В работе [Maudos, Fernandez de Guevara \(2007\)](#) было по-

казано, что эта концепция справедлива как для рынка кредитов, так и для рынка депозитов в банковских секторах 14 наиболее развитых стран ЕС и Великобритании. В [Solis, Maudos \(2008\)](#) авторы пришли к выводу о том, что мексиканские банки ведут себя как «спокойные монополисты» на кредитном рынке, однако на рынке депозитов усиление позиций банков способствует повышению эффективности их издержек. В работах [Koetter et al. \(2012\)](#) и [Schaeck, Cihak \(2010\)](#), анализирующих банковские секторы стран ЕС в сравнении с США, авторы также приходят к выводу о релевантности концепции «уникальности банковской деятельности», отвергая «спокойную жизнь». Заметим, что все работы используют Индекс Лернера в качестве прокси для рыночной власти банков и SFA-индекс для измерения эффективности их издержек.

Напротив, в [Berger, Hannan \(1998\)](#) рыночная власть аппроксимируется индивидуальными индексами концентрации, что, несмотря на использование тех же SFA-индексов, привело авторов к выводу о справедливости концепции «спокойной жизни» монополиста для банков США. К аналогичному выводу пришли авторы работы [Delis, Tsionas \(2009\)](#), применяя инновационную методику локальной оптимизации параметров поведения банков 12 стран ЕС, включая Грецию, в рамках модели Бреснахана ([Bresnahan, 1989](#)). Заметим, что как индексы концентрации, так и параметры поведения банков в модели Бреснахана являются альтернативными Индексу Лернера прокси-переменными для рыночной власти. Это может частично объяснять противоречия двух блоков работ.

Если итоговый эффект на втором уровне $\frac{\partial RISK_{it}^{(p)}}{\partial EFF_{it-k}}$:

- положительный и эффективность усиливает подверженность банков рискам, то для российского банковского сектора в среднем характерна концепция «экономии на риск-менеджменте» (the skimping hypothesis). Концепция состоит в том, что в целях повышения эффективности в краткосрочном периоде банки могут сократить затраты на скрининг

качества заемщиков, что в будущем может привести к росту «плохих» долгов (посредством неблагоприятного отбора заемщиков);

- отрицательный и эффективность ослабляет подверженность банков рискам, то российским банкам присущ эффект, обратный эффекту «плохого менеджмента». Этот эффект, и соответствующая ему концепция, альтернативная «скимпингу», состоит в том, что низкая операционная эффективность менеджеров банков может восприниматься как сигнал об общих недостатках корпоративного управления (моральный риск), проявляющихся, в том числе, в неадекватных процедурах скрининга качества заемщиков, что в будущем ведет к росту «плохих» долгов.

Обе концепции были предложены в работе [Berger, DeYoung \(1997\)](#).

Концепция «плохого менеджмента» подтвердилась для банковских систем:

- США в [Berger, DeYoung \(1997\)](#), [Kwan, Eisenbeis \(1997\)](#);
- ЕС в [Williams \(2004\)](#), [Fiordelisi et al. \(2011\)](#), [Salas, Saurina \(2002\)](#), [Louzis et al. \(2011\)](#);
- России в [Мамонов \(2012\)](#), [Pestova, Mamonov \(2013\)](#), [Mamonov \(2013\)](#).

В [Quagliariello \(2007\)](#) концепция «плохого менеджмента» не нашла подтверждения для банков Италии.

Концепция «скимпинга» подтвердилась в [Berger, DeYoung \(1997\)](#) — однако лишь на подвыборке высокоэффективных банков США и в целом для банков ЕС в [Altunbas et al. \(2007\)](#). В [Mamonov \(2013\)](#) эффекты «скимпинга» были обнаружены на подвыборке высокоэффективных и при этом быстро растущих на кредитном рынке банков.

В итоге, мы можем заключить, что существующие работы как по исследованию эффектов рыночной власти на эффективность (первый уровень наших оценок), так и по анализу влияния эффективности на риск, не приходят к единым мнениям. Это обуславливает необходимость проведения собственного исследования по данным российского банковского сектора.

При этом, если опираться на выводы, полученные нами в предыдущей разделе, то можно предположить три возможных исхода моделирования на текущем этапе исследования. Так, в главе 2 мы доказали эмпирически, что для российского банковского сектора характерна концепция «рыночная власть-устойчивость» («конкуренция-уязвимость»). Тогда если на первом уровне оценок в уравнении (3.1) мы получим положительный эффект рыночной власти на эффективность (концепция «уникальности банковской деятельности»), то в уравнении (3.2) мы должны получить отрицательное воздействие эффективности на риск. В таком случае выводы текущего раздела будут согласованы с предыдущим этапом исследования. Будем считать это первым из возможных исходов моделирования.

Напротив, если на первом этапе эффект будет оценен как отрицательный (негативное воздействие рыночной власти на эффективность, концепция «спокойной жизни» монополиста), то для того, чтобы не противоречить выводам главы 2, на втором этапе эффект должен быть положительным (сокращение эффективности вызовет снижение подверженности рискам, концепция «скимпинга»). Будем считать это вторым из возможных исходов моделирования.

Третий возможный исход моделирования состоит в блокировке исходного импульса рыночной власти каналом эффективности. Это может отражаться в статистической незначимости итогового эффекта на первом уровне. Очевидно, это наименее благоприятный исход из всех трех.

Наиболее благоприятным исходом моделирования будем считать первый. Он предполагает, что российские банки могут использовать усиление своих рыночных позиций не для своей «спокойной жизни» и, соответственно, сокращения эффективности финансового посредничества в России, как во втором исходе, а, наоборот, для установления более длительных отношений с заемщиками, что позволяет нарастить такую эффективность. Выгоды от такого наращивания будут заметны на макроэкономическом уровне в виде снижения процентных ставок для конечных заемщиков из числа нефинансо-

вых предприятий, что может дать положительный импульс инвестиционным процессам в стране. Кроме того, если справедлив первый исход, а не второй, то умеренное усиление рыночной власти российских банков способно вызывать не только повышение их эффективности, но и сокращение их подверженности рискам и, следовательно, сокращение вероятности наступления системных банковских кризисов.

В такой постановке особенно раскрывается актуальность исследования роли канала эффективности в трансмиссии импульса рыночной власти на устойчивость банков и большая предпочтительность такого исследования в сравнении с анализом простых эффектов рыночной власти на устойчивость, как это было осуществлено в главе 2. Если канал эффективности действительно работоспособен и не блокирует импульс рыночной власти, то монетарные власти могут добиться успехов сразу по двум направлениям. Они могут способствовать повышению эффективности финансового посредничества и сокращению вероятности системного банковского кризиса в России — за счет политики поддержки рыночных позиций эффективных, добросовестных банков и устранения препятствий на их пути, вызванных действиями недобросовестных конкурентов.

Напротив, второй исход будем считать неблагоприятным. Он предполагает негативный профиль российских банков. Типичный банк в таком профиле может быть описан как «спокойный монополист», экономящий на риск-менеджменте. С ростом масштаба и количества таких банков их типичное поведение будет автоматически вовлекать значимую часть банковского сектора в системные кризисы, что будет создавать дополнительную и — вполне вероятно — весьма существенную нагрузку на федеральный бюджет.

Систематизация факторов гетерогенности

Ключевую роль в дальнейшем исследовании играет выбор факторов гетерогенности X для обоих уровней оценок. Насколько нам известно, в таком аспекте вопрос для исследования еще не ставился в современных работах.

Есть лишь отдельные исследования, которые рассматривают гетерогенность эффектов рыночной власти — правда, не на эффективность, а на подверженность рискам. К таким работам относятся уже упоминавшиеся выше [Tabak et al. \(2012\)](#) и [Beck et al. \(2013\)](#). В первой из них факторами, обуславливающими непостоянство эффекта рыночной власти на устойчивость банков, выступают отношение капитала к активам и масштаб банков, во второй — институциональные и регуляторные факторы на межстрановом уровне. Мы попытаемся частично использовать этот опыт — по крайней мере, в части микроэкономических переменных.

Анализ особенностей поведения российских банков в 2000-начале 2010 гг. ([Мамонов, 2010а,б; 2011, 2012, 2013а,б](#)) позволил выделить следующие группы показателей-кандидатов на роль факторов гетерогенности:

1. *Зависимость пассивов банков от привлеченных счетов и депозитов («откуда берутся средства»?).*
 - доля счетов и депозитов в привлеченных средствах.
2. *Вовлеченность на кредитный или некредитные рынки («куда вкладываются средства»?).*
 - кредитная нагрузка на активы;
 - темп прироста реальных кредитов за скользящие 4 кв.;
 - доля непроцентных доходов в доходах × Индекс Лернера;
3. *Розничная или корпоративная модель поведения на кредитном рынке («кредитование населения или нефинансовых предприятий»?).*
 - доля кредитов населению в кредитах;
4. *Сбалансированность привлеченных и размещенных средств («кредитование за счет депозитов или других источников»?).*
 - отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD);
5. *Обеспеченность ликвидностью и собственным капиталом («насколько устойчива бизнес-модель банка к шокам ликвидности и прочим рискам»?).*

- отношение абсолютно ликвидных активов к привлеченным счетам и депозитам населения и нефинансовых предприятий;
- отношение собственного капитала к совокупным активам;
- 6. *Масштаб банка* («крупный или мелкий: какова способность оказать системный эффект?»).
- доля активов банков в совокупных активах банковской системы;
- 7. *Форма собственности и институциональная принадлежность* («кому принадлежит банк и где он расположен?»). В качестве прокси-переменных были построены фиктивные переменные:
 - банки, находящиеся в собственности федеральных властей;
 - банки, находящиеся в собственности региональных властей;
 - банки, находящиеся в собственности государственных корпораций или государственных банков;
 - дочерние банки нерезидентов;
 - частные столичные банки (с головным офисом, расположенным на территории Москвы или Санкт-Петербурга);
 - частные региональные банки (были использованы в качестве референтной группы).

Списки регистрационных номеров банков, находящихся в собственности федеральных властей, региональных властей и государственных корпораций или банков были взяты из работы [Vernikov \(2009\)](#).

Квартальные списки дочерних банков нерезидентов и частных столичных банков были построены самостоятельно на основе Интернет-запросов на веб-сайте Банка России.

Все семь групп факторов были последовательно протестированы на предмет значимого совместного воздействия с рыночной властью (первый уровень оценок) на зависимую переменную уравнения (3.1) и с эффективностью (второй уровень оценок) — на зависимую переменную уравнения (3.2). В итоговых версиях оцененных уравнений оставлялись лишь те факторы ге-

терогенности, эффект которых был оценен как значимый хотя бы в одной из спецификаций.

Итоговые эффекты рыночной власти на подверженность банков рискам

Оценки предельных эффектов (3.3)-(3.4) позволяют оценить итоговый эффект, оказываемый рыночной властью на подверженность банков рискам. Если индикатор рыночной власти получит импульс, равный единице, то это спровоцирует изменение индикатора подверженности рискам, равное

$$\frac{\Delta RISK_{it}^{(p)}}{\Delta COMPET_{it-k}^{(j)}} = \beta_2 \cdot \left(\beta_1 + \sum_{p=1}^P \gamma_{1p} \cdot X_{1p,it-k} \right) + \sum_{r=1}^R \gamma_{2r} \cdot X_{2r,it-k} \cdot \left(\beta_1 + \sum_{p=1}^P \gamma_{1p} \cdot X_{1p,it-k} \right) \quad (4.5)$$

Заметим, что в случае анализа моделей без факторов гетерогенности X (по сути, как это было сделано в [Schaeck, Cihak, 2010](#); [Turk Ariss, 2010](#)), эффект рыночной власти на риск будет оцениваться как $\beta_2 \cdot \beta_1$. Очевидно, что это ограничивало бы возможности дальнейшего анализа.

3.1.2 Результаты моделирования

Оценки воздействия рыночной власти на эффективность издержек банков

В этом параграфе будут представлены оценки уравнения (3.1) и предельных эффектов (3.3) воздействия рыночной власти российских банков на эффективность их операционных издержек. Оценки осуществлялись на той же выборке банков, что и в главах 1 и 2.

Общий ход эмпирического анализа состоял в том, что сначала оценивалась работоспособность каждого отдельного фактора «поглощающей способности», а затем тестировалась их совместная работоспособность. Сначала факторы «поглощающей способности» тестировались для Индекса Лернера как наиболее предпочтительного индикатора рыночной власти, затем — для Индикатора Буна (по прибыли) с теми факторами, которые оказались значимыми для Индекса Лернера. На основе полученных оценок для всех банков в

выборке были построены гистограммы плотности распределений эффектов рыночной власти на эффективность в среднем за весь период наблюдений.

В Таблице П7.1 ([параграф П7.1](#), [Приложение 7](#)) представлены результаты серий оценок эффектов воздействия каждого из предложенных выше факторов гетерогенности рыночной власти в отдельности на эффективность издержек российских банков.

Результаты расчетов показали, что, во-первых, основной эффект Индекса Лернера на SFA-индекс положительный и статически значимый в большинстве оцененных спецификаций. Это свидетельствует о том, что в среднем для российского банковского сектора характерна концепция «*уникальности банковской деятельности*» (the «banking specificities» concept), тогда как эффекты «спокойной жизни» монополиста не являются доминирующими в поведении банков, хотя могут и присутствовать, как будет показано ниже. Оценки эффекта рыночной власти на эффективность банков составили 0.054-0.190 в зависимости от спецификации. Следовательно, при росте Индекса Лернера на 1 проц. п. максимальный прирост SFA-индекса может составить 0.2 проц. п., минимальный — в 4 раза меньше.

Во-вторых, наиболее работоспособными факторами «поглощающей способности» в уравнении (3.1) оказались *отношение собственного капитала к активам банков*, *доля кредитов населению в совокупных кредитах банков* и *кредитная нагрузка на активы банков*. Эти три фактора оказывают статистически значимые эффекты — совместные с показателем рыночной власти и индивидуальные — на эффективность банков как в простых спецификациях, в которых эти факторы рассматривались по отдельности (модели ПМ3.1-ПМ3.3), так и в более сложной спецификации, объединяющей все девять факторов (модель ПМ3.10). При этом, если оценки индивидуальных эффектов всех трех показателей оказались положительными, то оценки их перекрестных эффектов с рыночной властью — отрицательными (значимость — на 1% уровне). Последнее говорит о следующих закономерностях в поведении банков.

1. *избыточный капитал может ослабить действие положительного эффекта рыночной власти на эффективность банков.* Это свидетельствует о том, что в случае повышения рыночной власти банка и, соответственно, его возможности удлинять сроки взаимоотношений с клиентами (customer relationship), повышенные в сравнении с рынком уровни собственного капитала будут неэффективны: образовавшиеся «буферы» капитала следует использовать на развитие бизнеса, т.е. на кредитование своих клиентов.
2. *переход от корпоративной модели поведения на кредитном рынке к розничной сопряжен с ослаблением воздействия рыночной власти на эффективность банков.* Это объясняется тем, что розничных клиентов может быть существенно больше, чем корпоративных, что требует от банка осуществление дополнительных издержек на скрининг заемщиков, причем не только единоразовых (смена скоринговой платформы), но и периодических — на поддержку технологических модулей измененной скоринговой платформы. Кроме того, розничных заемщиков может быть сложнее удержать в одном банке в рамках модели customer relationship, чем корпоративных, поскольку розничные кредитные продукты менее индивидуальные, чем корпоративные, а следовательно, легче замещаемые от одного банка к другому.
3. *повышение кредитной нагрузки на активы — вне зависимости от реализации корпоративной или розничной бизнес-модели — способно привести к сокращению эффективности банков в случае, если они не смогут параллельно наращивать свою рыночную власть.* Возможная причина состоит в том, что, на наш взгляд, наращивание кредитования без усиления переговорных позиций банков — что могло бы быть обеспечено за счет усиления их рыночной власти — приводит к неблагоприятному отбору и, соответственно, необходимости банков осуществлять дополнительные (и, возможно, весьма высокие) издержки на скрининг

заемщиков. Это автоматически предполагает сокращение эффективности.

Прочие переменные-кандидаты на роль факторов «поглощающей способности» оказались незначимыми, что показано в моделях ПМ3.4-ПМ3.10. Исключение может составить лишь такой показатель, как годовые темпы прироста реальных кредитов, который оказался значимым в модели ПМ3.10, объединяющей все микроэкономические факторы. Эффект этой переменной оценен как отрицательный (значимость на 1% уровне). Возможная интерпретация схожа с кредитной нагрузкой на активы: усиление интенсивности — а не просто наращивание — кредитования без обеспечения банком устойчивых рыночных позиций чревато сокращением эффективности такого банка.

Среди макроэкономических контрольных факторов обнаружено, что динамика ВВП — как показатель цикличности развития экономики — не имеет (или имеет весьма слабое) воздействия на эффективность банков. Это может быть проинтерпретировано тем, что в кризис (период отрицательных темпов ВВП) даже эффективные банки вынуждены осуществлять дополнительные издержки на скрининг, т.е. стать менее эффективными, что укладывается в концепцию «неудачного стечения обстоятельств» (*bad luck*), предложенную в [Berger, DeYoung \(1997\)](#). Напротив, во время макроэкономической экспансии (в периоды положительных темпов ВВП) даже неэффективные банки могут стать более эффективными за счет расширения спроса на кредиты со стороны конечных заемщиков. Заметим, что этот вывод противоречит результатам [Williams \(2012\)](#), в котором обнаружен положительный эффект темпов ВВП на эффективность банков в странах Латинской Америки.

Далее, было обнаружено устойчивое негативное воздействие со стороны улучшения платежного баланса РФ на эффективность банков. Это может объясняться тем, что в периоды роста сальдо счета текущих операций относительно ВВП происходит улучшение финансового положения потенциальных заемщиков, сокращающее их спрос на кредиты. Последнее может означать сокращение эффективности издержек банков при условии постоянства

заданных цен входящих ресурсов для банков и заданных объемах их издержек. Частично этот отрицательный эффект перекрывается положительным эффектом от роста соотношения «прибыль-долг» по предприятиям.

Альтернативное объяснение отрицательного эффекта сальдо счета текущих операции на эффективность состоит в том, что в периоды макроэкономических улучшений банки менее склонны к экономии издержек.

И наконец, практически во всех моделях мы показываем, что нестабильность курса рубля ведет к сокращению эффективности банков. Это связано с тем, что в периоды девальваций национальной валюты происходит ухудшение платежеспособности заемщиков, чей долг номинирован в валюте, и банкам требуются дополнительные издержки на скрининг таких заемщиков, чтобы определить потенциал их дальнейшего ухудшения.

Заметим, что предсказательная сила построенных моделей оказалась весьма высокой: скорректированный R^2 составил 77-83% в зависимости от спецификации. Это позволяет надеяться на то, что большая часть значимых факторов была учтена в моделях и, соответственно, негативный эффект от невключенных переменных (omitted variables bias) минимален.

Результаты моделирования отдельных эффектов со стороны факторов гетерогенности (модели ПМ3.1-ПМ3.9) дают возможность рассчитать совокупный эффект рыночной власти (Индекса Лернера) на эффективность (SFA-индекс) по формуле (3.3). Результаты таких расчетов были агрегированы в виде гистограмм плотностей распределения совокупных эффектов в соответствующих моделях (Рисунок П7.1, [параграф П7.1](#), [Приложение 7](#)).

Анализ таких гистограмм показывает, что воздействие рыночной власти на эффективность весьма неустойчив в простых моделях, учитывающих каждый из факторов «поглощающей способности» в отдельности. Лишь модель ПМ3.3 (с кредитной нагрузкой на активы в перекрестном эффекте с рыночной властью) представляет более или менее адекватную плотность распределения эффекта — в этом случае эффект весьма гетерогенен, что похоже на реальность в условиях большого количества банков в российской банков-

ской системе. В остальных случаях, эффекты по всем банкам сосредоточены в основном вблизи своих средних, что менее реалистично, и кроме того такие средние весьма непостоянны — особенно если сравнить модель ПМ3.4 (с долей непроцентных доходов в совокупных доходах) с остальными моделями. В последнем случае была выявлена проблема мультиколлинеарности между переменной Индекса Лернера и долей непроцентных доходов¹⁹, которая приводила к занижению индивидуального эффекта рыночной власти на эффективность. Это указывает на то, что в последующем анализе в итоговых моделях переменная доли непроцентных доходов может содержаться лишь в виде перекрестного эффекта с рыночной властью, но не индивидуально.

Это указывает на необходимость поиска оптимальной конфигурации факторов гетерогенности рыночной власти. Результаты такого поиска для Индекса Лернера представлены в Таблице 6, в моделях М3.11-М3.15.

Сначала мы объединили в одну модель три фактора, которые оказались наиболее значимыми на предыдущем этапе анализа (М3.11) — отношение капитала к активам, доля кредитов населению в совокупных кредитах и кредитная нагрузка на активы. Значимость этих переменных подтвердилась.

Далее, мы подключили к этим трем перекрестным эффектам следующие три, в том числе произведения Индекса Лернера и следующих переменных: доли непроцентных доходов в совокупных доходах, темпов наращивания кредитования и доли счетов и депозитов в совокупных депозитах (модель М3.12). Из вновь введенных трех переменных лишь вторая оказалась значимой и предполагала эффект, аналогичный обнаруженному ранее в модели ПМ3.10 ([параграф П7.1](#), [Приложение 7](#)). Исходные три перекрестных эффекта по-прежнему остались высоко значимыми.

Затем, к исходным трем значимым перекрестным эффектам мы добавили три оставшихся эффекта — произведения Индекса Лернера и следующих переменных: соотношения кредитов и депозитов (LTD), соотношения

¹⁹ Коэффициент парной корреляции этих двух переменных составляет 0.29, что превышает коэффициенты корреляции между зависимой переменной и любыми другими объясняющими переменными.

Таблица 6. Результаты оценок воздействия рыночной власти на эффективность банков: модели с Индексом Лернера и комбинациями перекрестных эффектов

Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Модели		Зависимая переменная — SFA-индекс эффективности операционных издержек банка		
	М3.11	М3.12	М3.13	М3.14	М3.15
Индекс Лернера (скоррект.), центрир.	0.157*** (0.024)	0.042* (0.022)	0.147*** (0.030)	0.062*** (0.023)	0.149*** (0.025)
<i>Перекрестные эффекты (на основе центрир. переменных)</i>					
Отношение собственного капитала к совокупным активам × Индекс Лернера (скоррект.)	−0.0039*** (0.0010)	−0.0032*** (0.0010)	−0.0031*** (0.0010)	−0.0026*** (0.0010)	−0.0033*** (0.0010)
Доля кредитов населению в кредитах × Индекс Лернера (скоррект.)	−0.0014** (0.0006)	−0.0018*** (0.0006)	−0.0014** (0.0006)	−0.0013** (0.0007)	−0.0014** (0.0006)
Кредитная нагрузка на активы × Индекс Лернера (скоррект.)	−0.0026*** (0.0009)	−0.0030*** (0.0009)	−0.0023** (0.0010)	−0.0025*** (0.0009)	−0.0022** (0.0009)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.) × Индекс Лернера (скоррект.)		−0.0001 (0.0008)		−0.0002 (0.0008)	0.0015 (0.0009)
Темп прироста реальных кредитов за скользящ. 4 кв. × Индекс Лернера (скоррект.)		−0.00010*** (0.00004)		−0.00014*** (0.00004)	−0.00017*** (0.00004)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах × Индекс Лернера (скоррект.)		0.0008 (0.0006)			
Отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD) × Индекс Лернера (скоррект.)			−0.00007 (0.00005)		
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов × Индекс Лернера (скоррект.)			0.0003 (0.0004)		
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы) × Индекс Лернера (скоррект.)			0.024 (0.015)	0.017 (0.014)	0.020 (0.014)
Отношение собственного капитала к совокупным активам, центрир.	0.413*** (0.040)	0.381*** (0.041)	0.419*** (0.039)	0.408*** (0.042)	0.397*** (0.039)
Доля кредитов населению в кредитах, центрир.	0.062** (0.024)	0.081*** (0.020)	0.065*** (0.024)	0.085*** (0.022)	0.050*** (0.022)
Кредитная нагрузка на активы, центрир.	0.154*** (0.024)	0.046** (0.022)	0.153*** (0.027)	0.055** (0.023)	0.160*** (0.024)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.), центрир.		−0.470*** (0.030)		−0.444*** (0.031)	
Темп прироста реальных кредитов за скользящ. 4 кв., центрир.		−0.0033 (0.0022)		−0.0065*** (0.0022)	−0.0096*** (0.0019)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах, центрир.		0.214*** (0.022)			
Отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD), центрир.			−0.002 (0.002)		
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов, центрир.			−0.023* (0.013)		
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы), центрир.			3.450* (1.854)	3.714** (1.589)	3.402* (1.778)
<i>Макроэкономические контрольные факторы</i>					
Темп прироста реального объема ВВП за скользящ. 4 кв.	0.058* (0.032)	0.018 (0.030)	0.053* (0.032)	0.066** (0.030)	0.075* (0.033)
Отношение сальдо счета текущих операций к ВВП	−0.136*** (0.046)	−0.108*** (0.039)	−0.131*** (0.046)	−0.183*** (0.043)	−0.133*** (0.045)

Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Модели	Зависимая переменная — SFA-индекс эффективности операционных издержек банка				
		M3.11	M3.12	M3.13	M3.14	M3.15
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю		−1.089*** (0.307)	−0.912*** (0.264)	−1.149*** (0.309)	−0.318 (0.284)	−1.049*** (0.313)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям		0.158*** (0.058)	0.102* (0.053)	0.142** (0.058)	0.212*** (0.057)	0.173*** (0.060)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скольз. 4 кв.		−0.005 (0.035)	0.034 (0.030)	0.003 (0.035)	−0.033 (0.032)	0.002 (0.035)
Константа		68.747*** (0.500)	66.843*** (0.493)	66.475*** (1.073)	66.393*** (0.487)	68.219*** (0.530)
Число наблюдений (банков)		10615 (646)	10483 (646)	10615 (646)	10483 (646)	10483 (646)
Скорректированный R ² (LSDV)		0.792	0.833	0.794	0.823	0.796

Примечания: ***, ** и * — значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки

абсолютно ликвидных активов и счетов и депозитов, масштаба банка (модель M3.13). К сожалению, ни один из вновь рассмотренных эффектов не оказался значимым. Однако, исходные три эффекта по-прежнему продолжают оказывать значимое воздействие на эффективность банков.

В следующей модели (M3.14) мы попытались объединить наиболее удачные моменты двух предыдущих моделей и оставить наряду с исходными тремя значимыми эффектами перекрестные эффекты Индекса Лернера с темпами кредитования, а также с масштабом банка и долей непроцентных доходов. Последние две переменные, хотя и не были значимыми в предыдущих моделях, являются важными с точки зрения принятия решений монетарными властями. Первая отражает масштаб среднего банка и играет ключевую роль в вопросах поиска оптимальной структуры банковского сектора с точки зрения его системных рисков и совершенствования пруденциального надзора Банка России. Вторая переменная отражает общий для национальных банковских секторов тренд на замещение кредитов прочими видами активов (Yeyati, Micco, 2007), который пока лишь набирает обороты в российском банковском секторе.

Возможно, значимость последних двух факторов — вопрос поиска более оптимальной конфигурации уравнения (3.1). Так, например, модели

М3.12 и М3.14 страдают от мультиколлинеарности ввиду включения индивидуального эффекта со стороны переменной доли непроцентных доходов в доходах. Поэтому в модели М3.15 мы оставили лишь перекрестный эффект этой переменной и Индекса Лернера. Это позволило получить более значимые результаты относительно перекрестных эффектов. Теперь эффект замещения кредитов прочими видами активов стал значимым, хотя и маргинально (лишь на 10% уровне). Однако, это указывает на то, что с ростом вовлечения на прочие (некредитные) рынки эффект рыночной власти (заметим — на рынке кредитов) на эффективность издержек банков имеет тенденцию к повышению. Это объясняется тем, что с вовлечением на прочие рынки повышается диверсификация направлений размещения средств банками, что может повышать переговорные позиции банков на кредитном рынке в отношении со своими заемщиками. Последнее позволяет банкам размещать привлеченные средства в кредиты на более выгодных для себя условиях, т.е. повышать свою эффективность.

Заметим, что в большинстве моделей со сложной конфигурацией перекрестных эффектов удалось достичь значимого и положительного эффекта ВВП на эффективность, что снимает противоречия выводов предыдущих моделей с результатами [Williams \(2012\)](#).

Анализ гистограмм плотностей распределения совокупного эффекта рыночной власти на эффективность также указывает на то, что наиболее оптимальной из всех рассмотренных до сих пор моделей является модель М3.15, распределение эффекта в которой ближе к нормальному, чем в прочих моделях (Рисунок 16). Среднее в этом распределении составляет 0.150, медиана — 0.152, значение в 99-ом процентиле — 0.351, значение в 1-ом процентиле — -0.089. Переход от положительного воздействия рыночной власти к отрицательному, т.е. от концепции «уникальности банковской деятельности» к эффекту «спокойной жизни монополиста» происходит в 4-ом процентиле данных (и ниже). Это говорит о том, что 96% российских банков склонны в среднем повышать свою эффективность в результате усиления своих

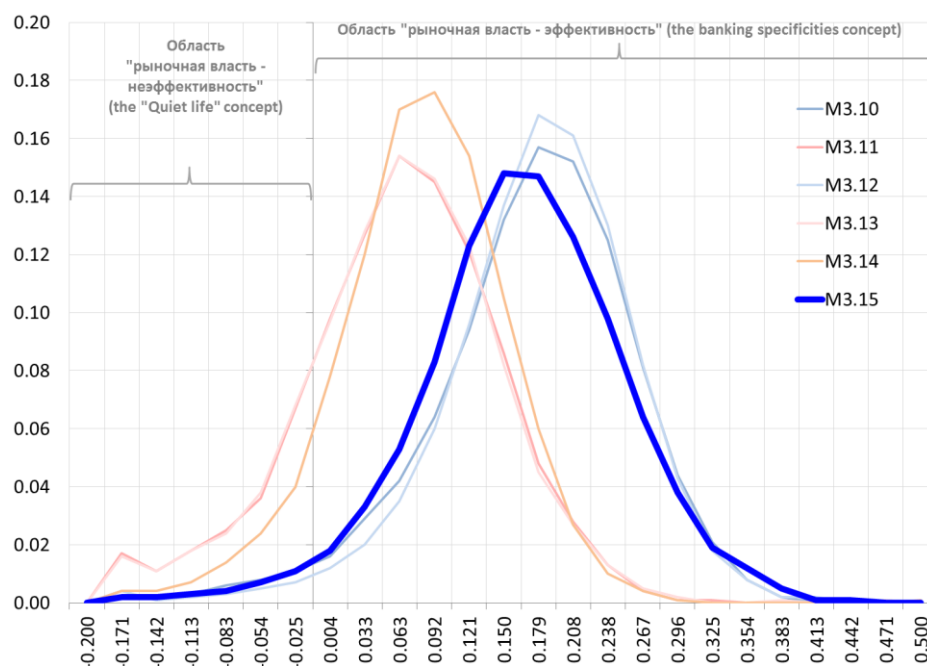


Рисунок 16. Распределения предельного эффекта рыночной власти (Индекс Лернера) на эффективность издержек (SFA-индекс) в многофакторных моделях M3.10-M3.15

рыночных позиций, и лишь 4% банков поступают иначе. В этом отношении ключевой вопрос состоит в том, как соотносятся масштабы этих двух групп банков? Как показали расчеты, в российской банковской системе на долю банков, которым присущ эффект «спокойной жизни», приходится менее 1% совокупных активов, а их число невелико (не более 40-50 в последние кварталы наблюдений, Рисунок П7.2, [параграф П7.2](#), [Приложение 7](#)).

Далее, мы проанализировали динамику совокупного эффекта Индекса Лернера на SFA-индекс во времени в различных процентилях выборки банков. Результаты анализа свидетельствуют о том, что, как минимум, для 50% российских банков (а именно для банков внутри диапазона 25-75 процентиля выборки) эффект рыночной власти на эффективность повышается в кризис 2008-2009 гг. (Рисунок П7.3, [параграф П7.2](#), [Приложение 7](#)), тогда как до кризиса и после кризиса такой эффект стабилизируется. Анализ средних значений детерминант эффекта рыночной власти на эффективность (Таблица П7.2, [параграф П7.2](#), [Приложение 7](#)) указывает на то, что рост эффекта в кризис был вызван, во-первых, замедлением динамики кредитования и повыше-

нием доли непроцентных доходов в совокупных доходах. Во-вторых, росту эффекта в кризис могли способствовать сокращение наделенности банков капиталом, снижение доли кредитов населению в кредитах банков и небольшой рост масштаба банков. Напротив, росту эффекта в кризис могло препятствовать повышение кредитной нагрузки на активы.

В качестве следующего шага мы реплицировали расчеты, заменив Индекс Лернера на Индикатор Буна (Таблица П7.3, [параграф П7.3](#), [Приложение 7](#), модели ПМ3.16-ПМ3.20, аналогичные моделям М3.11-М3.15). Как и предсказывалось нами ранее, результаты моделирования с Индикатором Буна являются «зеркальным отражением» результатов с Индексом Лернера. Так, основной эффект Индикатора Буна на эффективность не положительный, как в случае Индекса Лернера, а отрицательный — во всех спецификациях, кроме модели ПМ3.19, которая, как отмечалось выше, подвержена проблеме мультиколлинеарности (между переменной рыночной власти и долей непроцентных доходов). Отрицательный эффект говорит о том, что повышение эффективной конкуренции, индицируемое сокращением значений Индикатора Буна, транслируется в повышение эффективности издержек оставшихся на рынке игроков²⁰. Весьма странно было бы получить противоположный результат.

Из трех ключевых факторов «поглощающей способности», выявленных на этапе моделирования с Индексом Лернера, в текущих расчетах значимыми остались два: отношение капитала к активам и доля кредитов населению в кредитах, причем их знаки также изменились на противоположные.

Показатель тесноты связи в моделях с Индикатором Буна оказался меньше, чем в моделях с Индексом Лернера, однако лишь на 2-3 проц. п.

Расчеты итоговых эффектов Индикатора Буна на SFA-индекс эффективности показали, что, во-первых, наибольшая плотность распределения таких эффектов сосредоточена в отрицательной области как

²⁰ Другими словами, с точки зрения показателя Индикатора Буна усиление конкуренции — это возможность для эффективных игроков получить выгоды в виде дальнейшего повышения их эффективности.

следствие отрицательности индивидуального эффекта Индикатора Буна на эффективность (Рисунок П7.4, [параграф П7.3](#), [Приложение 7](#)). В области наибольшей плотности эффекта Индикатора Буна релевантна концепция «спокойной жизни», а не «уникальности банковской деятельности», как в случае с Индексом Лернера. Во-вторых, динамика медианного эффекта (как и эффекта в 75-ом процентиле выборки) весьма постоянна во времени — в лучшем случае, с небольшой тенденцией к сокращению в абсолютном выражении (Рисунок П7.5, [параграф П7.3](#), [Приложение 7](#)). Напротив, динамика эффекта в 25-ом процентиле выборки имеет тенденцию к росту в абсолютном выражении (хотя и слабую), что в большей степени согласуется с аналогичными показателями при моделировании с Индексом Лернера.

В заключение этого раздела мы представим дополнительные результаты моделирования, связанные с введением *перекрестных эффектов типа собственности и институциональной принадлежности банков* (Таблица П7.4, [параграф П7.4](#), [Приложение 7](#)). Эти эффекты были добавлены к модели М3.15 с Индексом Лернера (модель ПМ3.15а) и к модели ПМ3.20 с Индикатором Буна (модель ПМ3.20а). Первое, на что стоит обратить внимание, — это хотя и положительный, однако почти нулевой прирост показателя тесноты связи в соответствующих расширенных моделях в сравнении с их предшественниками. Если в модели М3.15 R^2 составлял 0.796, то в модели ПМ3.15а — всего на 0.002 больше. Аналогичный прирост объясняющей силы и в модели М3.20а. Соответственно, плотности распределений не почти не изменились.

Вместе с тем, выделяются следующие два наиболее важных вывода по результатам моделирования (на примере модели ПМ3.15а с Индексом Лернера).

Во-первых, эффект рыночной власти федеральных госбанков на их эффективность отрицателен, а не положителен, как для остальных банков, и равен -0.427 (0.165-0.592*1). Это говорит о том, что этим банкам может быть присущ эффект «спокойной жизни» монополиста. Однако, итоговые эффекты

для этих банков все же положительные, но это объясняется действием лишь одного из шести факторов гетерогенности — масштабом таких банков. Масштаб позволяет им существенно экономить издержки и нивелировать эффект «спокойной жизни». Представляется, что сокращение масштаба таких банков может значительно ослабить совокупный эффект — в большей мере, чем ухудшение по другим показателям.

Во-вторых, с включением типа собственности и институциональной принадлежности удалось добиться значимых эффектов со стороны шести факторов гетерогенности, использованных на предыдущих этапах анализа. В частности, лишь в текущей версии оцененного уравнения (3.1) перекрестный эффект масштаба и Индекса Лернера стал значимым с положительным знаком. Это означает, что с ростом масштаба банков повышается их способность контролировать издержки за счет своей рыночной власти. Следовательно, в случае, например, повышения минимальной планки по собственному капиталу в банковской системе, стимулирующего рост размера среднего банка, эффективности оставшихся банков может быть задан положительный импульс. Аналогичный положительный импульс может быть достигнут за счет M&A — правда, на уровне не всей системы, а лишь вновь образованного банка.

Оценки воздействия эффективности издержек банков на устойчивость

В этом разделе будет осуществлена оценка параметров различных спецификаций модели (3.2) и, соответственно, предельных эффектов (3.4) воздействия эффективности российских банков на их устойчивость.

Результаты оценок представлены в Таблице 7. В моделях М3.21-М3.23 оценивается воздействие эффективности на индикатор кредитного риска (ODL), в моделях М3.24-М3.26 — на индикатор устойчивости ко всем рискам (Z-индекс). В первой из трех моделей для каждой из двух зависимых переменных оценивается усредненный по всем банкам эффект воздействия эф-

фективности на риск, т.е. без факторов гетерогенности. Это необходимо для сопоставления такого усредненного эффекта с медианным эффектом в моделях с попарными произведениями микроэкономических переменных. Во второй и третьей модели для каждой из двух зависимых переменных оцениваются уникальные для каждого банка эффекты воздействия эффективности на риск. При этом, третья модель отличается от второй учетом фиктивных переменных формы собственности и институциональной структуры.

Наиболее значимые факторы гетерогенности рыночной власти, выявленные в моделях типа (3.1) на предыдущем этапе анализа, не оказали значимого воздействия ни в одной оцененной спецификации модели (3.2) и поэтому не представляются в итоговых результатах оценок на текущем этапе. Это относится к таким показателям, как отношение собственного капитала к активам, доля кредитов населения в совокупных кредитах банка, кредитная нагрузка на активы и годовые темпы прироста реальных кредитов.

Модели подверженности кредитному риску (М3.21-М3.23). Ключевые выводы.

Во-первых, в среднем эффективность издержек оказывает отрицательное воздействие на долю просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL), т.е. рост эффективности способствует улучшению качества кредитных портфелей банков. Это укладывается в концепцию «плохого менеджмента» (Berger, DeYoung, 1997). Напротив, концепция «экономии на риск-менеджменте» (скимпинга) не характерна для поведения среднего российского банка. Оценка воздействия эффективности на долю просроченных кредитов в совокупных кредитах составила -0.027 (модель М3.21), т.е. повышение на 1 проц. п. по SFA-индексу ведет в среднем к -0.027 проц. п. сокращения доли просроченных кредитов. Эффект весьма невысок, однако заметим, что среднее стандартное отклонение показателя SFA-индекс для любого банка в выборке составляет порядка 10 проц. п. и соответствующий импульс может иметь уже весьма ощутимый эффект на сокращение доли просроченных кредитов.

Таблица 7. Результаты оценок воздействия эффективности издержек банков на их устойчивость: оптимальные конфигурации факторов гетерогенности.

	Зависимая переменная:					
	Подверженность кредитному риску (ODL)			Общая устойчивость (Z-индекс)		
	M4.21	M4.22 (итоговая)	M4.23	M4.24	M4.25 (итоговая)	M4.26
Зависимая переменная, лаг = 1 кв. (эффект инерции)	0.730*** (0.031)	0.719*** (0.035)	0.726*** (0.042)	0.795*** (0.036)	0.675*** (0.042)	0.749*** (0.072)
SFA-индекс эффективности издержек:						
исходное значение	–0.027** (0.013)			0.130** (0.064)		
центрированное значение		–0.019** (0.009)	–0.021 (0.019)		0.245*** (0.084)	0.416*** (0.148)
<i>Попарные произведения SFA-индекса и микроэкономических факторов гетерогенности (на основе центрированных переменных)</i>						
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.) × SFA-индекс эффективности издержек		–0.00043* (0.00024)	–0.00089*** (0.00031)		0.00096 (0.00135)	0.00125 (0.00160)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах × SFA-индекс эффективности издержек		–0.00019 (0.00019)	–0.00027 (0.00025)		0.00070 (0.00142)	–0.00066 (0.00153)
Отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD) × SFA-индекс эффективности издержек		–0.000015*** (0.000005)	–0.000021** (0.000009)		0.00015*** (0.00005)	0.00014*** (0.00004)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов × SFA-индекс эффективности издержек		0.00026*** (0.00009)	0.00043*** (0.00012)		0.00158** (0.00077)	0.00173* (0.00096)
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы) × SFA-индекс эффективности издержек		–0.0009 (0.0036)	–0.0063 (0.0097)		0.00869 (0.00760)	0.00993 (0.01428)
Банки в собственности федеральных властей × SFA-индекс эффективности издержек			0.023 (0.054)			–0.069 (0.151)
Банки в собственности региональных властей × SFA-индекс эффективности издержек			0.087** (0.041)			–0.159 (0.189)
Банки в собственности государственных корпораций или государственных банков × SFA-индекс эффективности издержек			0.036 (0.063)			–0.284* (0.172)
Дочерние банки нерезидентов × SFA-индекс эффективности издержек			–0.007 (0.034)			–0.175 (0.157)
Частные столичные банки × SFA-индекс эффективности издержек			–0.003 (0.024)			–0.148 (0.135)

Зависимая переменная:						
	Подверженность кредитному риску (ODL)			Общая устойчивость (Z-индекс)		
	M4.21	M4.22 (итоговая)	M4.23	M4.24	M4.25 (итоговая)	M4.26
<i>Контрольные микроэкономические факторы (BSF)</i>						
Реальная эффективная ставка по кредитам населению и нефинансовым предприятиям (% годовых, лаг = 1 кв.)	0.030** (0.013)			−0.113* (0.061)		
Отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD, лаг = 1 кв.)	0.0002 (0.0010)			−0.026** (0.012)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	0.915 (1.164)			9.906* (5.910)		
Отношение абсолютно ликвидных активов к счетам и депозитам (лаг = 1 кв.)	0.0089** (0.0044)			−0.041 (0.026)		
<i>Контрольные макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скользящ. 4 кв.		−0.011* (0.007)				
		лаг = 4 кв.		−0.174*** (0.037)	−0.098* (0.056)	−0.061 (0.054)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям		лаг = 1 кв.	−0.079*** (0.012)			
		лаг = 4 кв.		0.416*** (0.072)	0.421*** (0.096)	0.401*** (0.104)
Отношение сальдо счета текущих операций к ВВП		лаг = 1 кв.	−0.028*** (0.006)			
		лаг = 4 кв.		0.232*** (0.042)	0.301*** (0.064)	0.296*** (0.077)
Число наблюдений (банков)	14129 (713)	14880 (725)	14880 (725)	7916 (622)	7976 (628)	7976 (628)
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.	0.000/ 0.461	0.000/ 0.147	0.000/ 0.146	0.000/ 0.664	0.000/ 0.724	0.000/ 0.667
Тест Хансена на релевантность инструментов	0.326	0.265	0.230	0.157	0.409	0.383

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки

В моделях с гетерогенными эффектами воздействия, оказываемыми операционной эффективностью на ODL (М3.22-М3.23), оценки существенно разнятся. Так, в модели без учета формы собственности банков (М3.22) средний эффект был оценен на уровне -0.017, а медианный — -0.023, что предполагает чуть более слабый эффект в сравнении с моделью М3.21, однако существенно не отличающийся от него. Однако, в модели с учетом фиктивных переменных формы собственности (М3.23) средний эффект не отличим от нуля. Эта модель не использовалась для дальнейшего анализа.

Во-вторых, к факторам гетерогенности, которые оказывают наиболее значимое и не зависящее от состава контрольных переменных воздействие на ODL, относятся соотношение кредитов и депозитов (LTD), отношение абсолютно ликвидных активов к счетам и депозитам и доля непроцентных доходов в совокупных доходах. Значение LTD, устойчиво превышающее единицу, свидетельствует о дисбалансе между кредитами и депозитами, что ослабляет положительный эффект, оказываемый эффективностью издержек на качество кредитных портфелей. Отношение абсолютно ликвидных активов к счетам и депозитам, напротив, оказывает усиливающее воздействие эффективности на ODL, а доля непроцентных доходов в совокупных доходах — ослабляет такое воздействие.

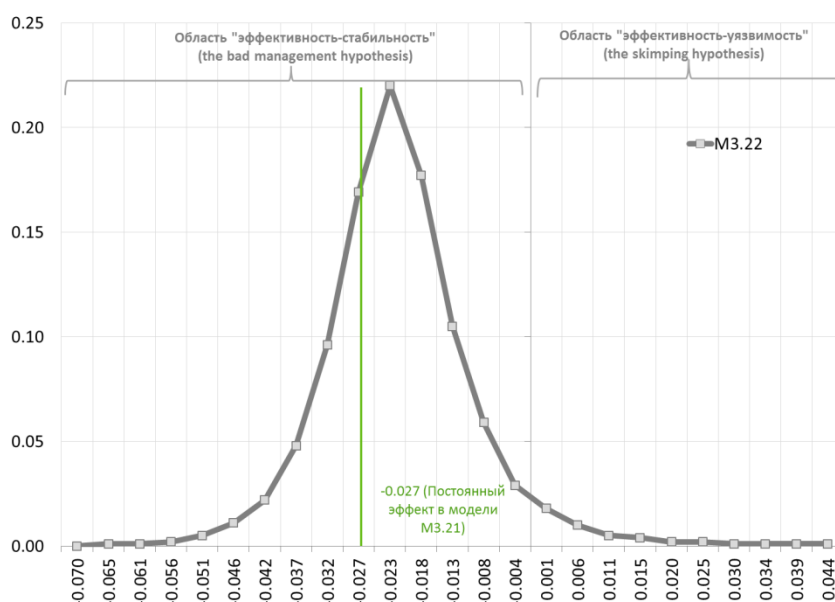
В-третьих, подверженность кредитному риску характеризуется достаточно сильной инерцией. Оценки при первом лаге ODL в моделях М3.21-М3.23 составили 0.719-0.730. Это указывает на высокую цену, которую банки будут вынуждены платить за выдачу кредитов менее качественным заемщикам. Такая цена выражается в повышенных отчислениях в резервы под возможные потери и обесценение, создающих давление на собственный капитал и ограничивающих дальнейшее развитие бизнеса.

В-четвертых, попытки оценить воздействие эффективности на ODL в моделях с макроэкономическими контрольными переменными не

увенчались успехом: коэффициенты при переменных, связанных с SFA-индексом оказывались устойчиво незначимыми. Интерпретация подобного феномена уже проводилась при обсуждении итогов моделирования воздействия рыночной власти на эффективность.

Далее, были построены гистограммы плотности распределения эффектов воздействия эффективности на ODL (Рисунок 17). Расчеты показали, что основная масса банков действительно функционирует в области релевантности концепции «плохого менеджмента», однако, вместе с тем, часть банков находится в области другой концепции — «экономии на риск-менеджменте».

Дальнейшие расчеты показали, что масштаб группы банков, экономящих на риск-менеджменте, вряд ли является системно значимым (Рисунок П8.1, [параграф П8.1](#), [Приложение 8](#)). Так, если в отдельные кварталы 2006 г. доля активов таких банков в совокупных активах банковской системы могла составлять вплоть до 10%, то к концу анализируемого периода — всего не более 2%.



Примечание: расчеты по моделям М3.21-М3.22

Рисунок 17. Распределения предельного эффекта воздействия эффективности издержек (SFA-индекса) на подверженность кредитному риску (ODL) в итоговых многофакторных моделях

Динамика медианного эффекта (как и в целом эффектов внутри диапазона 25-75 процентиля выборки банков), оказываемого эффективностью на ODL имеет тенденцию к усилению во времени, хотя и слабую (Рисунок П8.2, [параграф П8.1](#), [Приложение 8](#)).

Модели общей стабильности (М3.24-М3.26). Ключевые выводы.

Во-первых, в среднем эффективность издержек оказывает положительное воздействие на устойчивость ко всем рискам (Z-индекс), что согласуется с выводами, полученными в ходе моделирования воздействия эффективности на подверженность кредитному риску. Оценка среднего эффекта составила 0.13 (модель М3.24) — рост SFA-индекса на 1 проц. п. способен повысить стабильность банков на 0.13 пунктов по Z-индексу. Оценки средних и медианных эффектов в моделях с факторами «поглощающей способности» оказались существенно выше — 0.245 (модель М3.25) и 0.416 (модель М3.26). Однако, расчетным значениям таких эффектов были присущи выбросы в верхних процентилях выборки банков (выше 99-го). После исключения таких выбросов средний эффект в модели М3.25 сократился до 0.104 (Рисунок 18), а медианный — до 0.170.

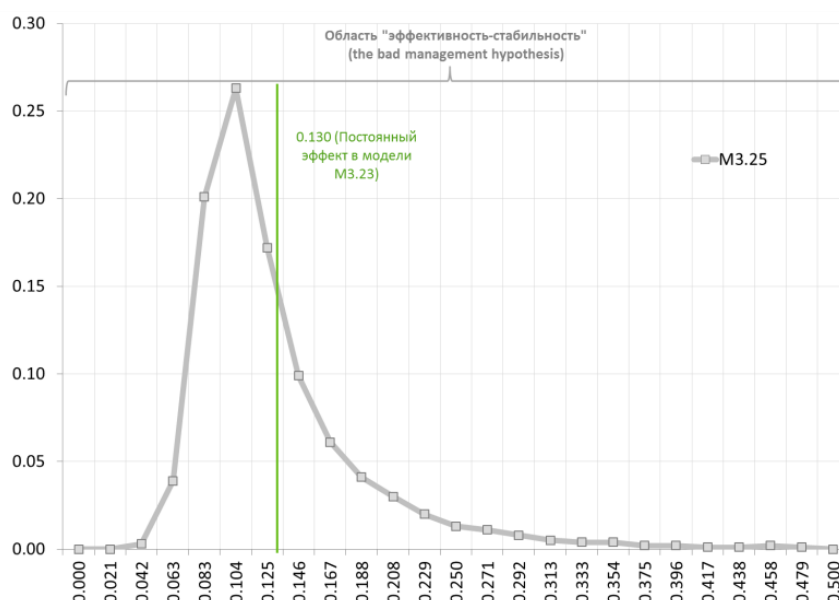
Во-вторых, подтвердилось значимое воздействие на Z-индекс со стороны таких факторов гетерогенности, как соотношение кредитов и депозитов (LTD) и отношение абсолютно ликвидных активов к счетам и депозитам. Значимого эффекта со стороны доли непроцентных доходов в совокупных доходах не было обнаружено, в отличие от моделей подверженности кредитному риску.

В-третьих, устойчивости ко всем рискам, по аналогии с подверженностью кредитному риску, присуща высокая степень инерции.

Расчет плотности распределения эффекта, оказываемого SFA-индексом эффективности на Z-индекс устойчивости, показал, что все банки находятся в области положительных значений (Рисунок 18). В этой

области справедлива концепция «плохого менеджмента». Таким образом, построенные модели Z-индекса не позволяют выявить банков, экономящих на риск-менеджменте, в отличие от моделей подверженности кредитному риску. В итоговых расчетах мы опираемся на модель М3.25, а не М3.26, содержащую фиктивные переменные формы собственности, ввиду незначимости соответствующих эффектов на нашей выборке банков.

Оценка предельных эффектов во времени для различных процентилей выборки банков показала, что такие эффекты весьма постоянны во времени для банков внутри 25-75 процентилей выборки (Рисунок П8.3, [параграф П8.2](#), [Приложение 8](#)).



Примечание: расчеты по моделям М3.25

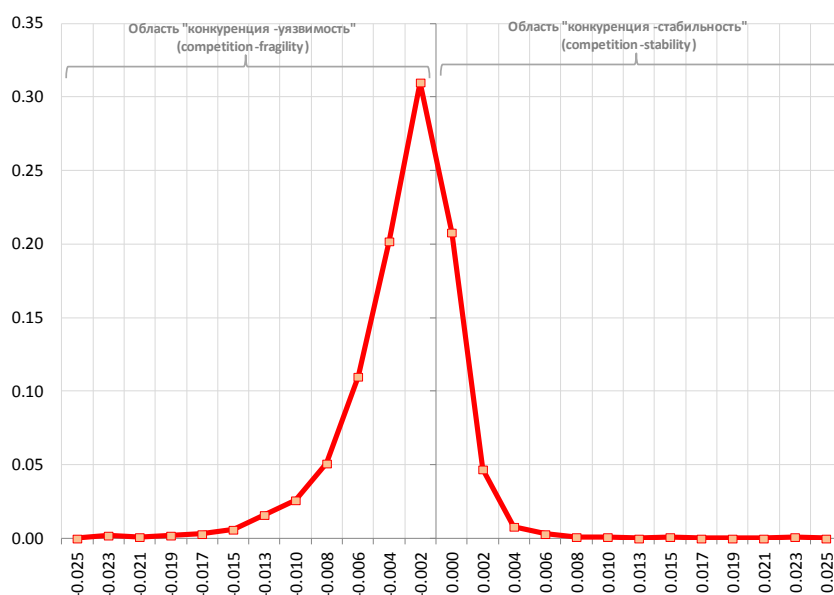
Рисунок 18. Распределение предельного эффекта эффективности издержек (SFA-индекс) на общую стабильность (Z-индекс) в итоговой многофакторной модели

Результаты расчетов итоговых эффектов рыночной власти банков на уровни их устойчивости через канал эффективности издержек

Оценки предельных эффектов (3.3) рыночной власти на эффективность издержек банков и предельных эффектов (3.4) эффективности на

устойчивость (подверженность рискам) позволили рассчитать итоговые эффекты (3.5), оказываемые рыночной властью на устойчивость банков.

Первое — эффекты на долю просроченных кредитов в совокупных кредитах. Анализ плотности распределения показал, что среднее составило -0.0042, а медиана — -0.0036 (Рисунок 19). Оба показателя находятся в области «рыночная власть-устойчивость» («конкуренция-уязвимость»), что подтверждает выводы главы 2. Вместе с тем, эффекты непосредственного воздействия рыночной власти на подверженность банков кредитному риску, полученные в главе 2, были примерно в 10 раз сильнее. Импульс рыночной власти, по большей части, поглощается эффективностью, однако — и что самое важное — не полностью. Остаточный импульс доходит до устойчивости.



Примечание: расчеты по моделям ПМ3.15а и М3.22

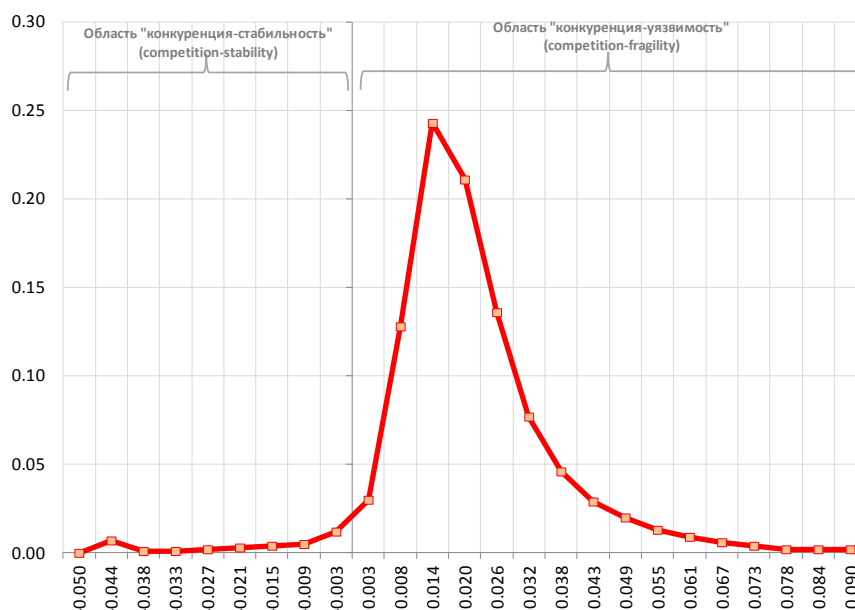
Рисунок 19. Распределение предельного эффекта рыночной власти (Индекс Лернера) на подверженность кредитному риску (долю просроченных кредитов в совокупных кредитах) в итоговых многофакторных моделях

Далее, расчеты показали, что активы группы банков, расположенных в области альтернативной концепции — «рыночная власть-уязвимость» («конкуренция-стабильность»), составляют не более 8% совокупных активов банковской системы на конец 2012 г. (Рисунок П9.1, [параграф П9.1](#),

[Приложение 9](#)). Это в среднем на 6 проц. п. ниже, чем в отдельные кварталы предкризисного периода наблюдений в выборке.

И наконец, эффект «рыночная власть-устойчивость» имеет тенденцию к усилению — и такое усиление имеет системный характер, т.е. наблюдается для многих банков (Рисунок П9.2, [параграф П9.1](#), [Приложение 9](#)).

Второе — эффекты на устойчивость ко всем рискам. По аналогии с предыдущим случаем, среднее (0.018) и медиана (0.016) находятся в области концепции «рыночная власть-устойчивость» (Рисунок 20), что вновь подтверждает выводы главы 2. Эти значения, как минимум, в 7.5 раз ниже соответствующих эффектов прямого воздействия рыночной власти на устойчивость, оцененных в главе 2. Однако они все же отличны от нуля.



Примечание: расчеты по моделям ПМ3.15а и М3.24

Рисунок 20. Распределение предельного эффекта рыночной власти (Индекс Лернера) на устойчивость (Z-индекс) в итоговых многофакторных моделях

Далее, как и в предыдущем случае, активы банков в области «рыночная власть-уязвимость» («конкуренция-стабильность») не превышают 8% совокупных активов (Рисунок П9.3, [параграф П9.2](#), [Приложение 9](#)). Итоговый эффект имеет тенденцию к усилению во времени — как минимум, для

50% российских банков, расположенных внутри диапазона 25-75 процентиля выборки (Рисунок П9.4, [параграф П9.2](#), [Приложение 9](#)).

В качестве заключения к текущей главе отметим, что, во-первых, вне зависимости от способа оценки воздействия рыночной власти на устойчивость банков — прямые эффекты или опосредованные эффективностью, с учетом или без учета факторов гетерогенности — мы продемонстрировали доминирование концепции «рыночная власть-устойчивость» («конкуренция-уязвимость») над концепцией «рыночная власть-уязвимость» («конкуренция-стабильность») по данным российского банковского сектора.

Во-вторых, мы обосновали наличие межбанковской гетерогенности эффектов рыночной власти на устойчивость банков и работоспособность канала эффективности издержек в идентификации такой гетерогенности.

В-третьих, эффект «рыночная власть-устойчивость» усиливается во времени, а на долю банков, для которых характерен противоположный эффект, приходится не более 8% совокупных активов банковской системы.

3.2 Способность экономической политики государства корректировать воздействие рыночной власти на устойчивость банков

В этом параграфе будут произведены заключительные серии расчетов, посвященные оценке воздействия рыночной власти российских банков на уровни их устойчивости. На этом этапе ключевой вопрос — как те или иные меры экономической политики государства в области регулирования банковского сектора могут сказываться на устойчивости банков в различных режимах их рыночной власти? Другими словами, вносит ли изменение рыночной власти банков какие-либо коррективы в воздействие таких мер на устойчивость банковского сектора?

Для ответа на этот вопрос были рассмотрены направления политики, регулирующие:

1. масштаб кредитных организаций и минимальный размер собственного капитала действующих банков (*первое направление*);

2. доли банковского сектора, контролируемые различными группами собственников, — государством, нерезидентами и частными предпринимателями (*второе направление*);

Это одни из наиболее актуальных направлений политики для российского банковского сектора в текущих условиях.

Так, в соответствии с последней редакцией федерального закона № 391-ФЗ «О банках и банковской деятельности» (от декабря 2011 г.) размер минимального капитала для банков, устанавливаемый ЦБ РФ, был повышен с 01.01.2012 вдвое — с 90 млн. руб. до 180 млн. руб. — для действующих кредитных организаций и до 300 млн. руб. для вновь создаваемых. В 2013 г. в правительственных кругах и среди крупнейших банкиров возобновилась дискуссия о необходимости и целесообразности дальнейшего увеличения размера минимального капитала до 1 млрд. руб. в перспективе ближайших лет²¹. Как такие новации отразятся на подверженности банков риску — вопрос заранее неоднозначный.

Далее, вопросы, связанные с необходимостью и целесообразностью приватизации банков, контролируемых государственным капиталом (здесь и далее — госбанками), также стоят необычайно остро — особенно в посткризисных условиях. С одной стороны, частные банкиры подвергают критике монетарные власти за непротивление искажению конкуренции ввиду содействия экспансии государственного капитала в банковской системе (сделки М&А, инициированные вторым по величине федеральным госбанком ВТБ, особенно — с Банком Москвы и Транскредитбанком). При этом, крупнейший федеральный госбанк Сбербанк высказывается «за» полную приватизацию²², тогда как третий по величине федеральный госбанк Россельхозбанк (РСХБ) выступает строго «против» приватизации и «за» изменения статуса на отраслевой институт развития²³. В таких условиях ЦБ РФ и ФАС в 2011 г. обсуждали идеи (а) частичной или полной приватизации

²¹ См. издание «Коммерсант» от 28.09.2013

²² См. издание «Reuters», 22.03.2011

²³ См. издание «Коммерсант», 09.04.2013

госбанков и (б) введения верхнего порога по доле государства в активах системы. Вторая идея не получила распространения, а первая нашла отражение в Распоряжении Правительства РФ от 27 ноября 2010 г. N 2102-р, в соответствии с которым в 2011 г. был продан пакет из 10% акций ВТБ; в 2012 г. — пакет 7.58% акций Сбербанка.

На этом фоне представители академической среды все чаще приходят к выводу о том, что, во-первых, госбанки эффективнее частных банков (Karas et al., 2010) и, во-вторых, государство осуществляет целенаправленную политику по выращиванию «национальных чемпионов» в российском банковском секторе (Верников, 2013) и вряд ли будет продавать полные пакеты в контролируемых банках. Если это так, то приватизация госбанков может сопровождаться не повышением, а снижением эффективности российской банковской системы. Как в таких условиях будет изменяться подверженность банков риску — вопрос также открытый.

Для того чтобы оценить воздействие этих мер на подверженность банков риску, были использованы следующие показатели:

1. в рамках *первого направления* политики:

- коэффициенты концентрации CR_j , отражающие доли активов первых j банков в совокупных активах банковской системы (были рассмотрены случаи $j = 3, 5, 10, 30$, отражающие положение крупнейших банков, и — для сопоставления — была рассчитана доля банков с позицией в рэнкинге кредитных организаций по активам с 31-ой по 100-ю как прокси-переменная состояния средних банков);
- индексы концентрации Герфиндаля-Хиршмана ННІ на рынках розничных кредитов, корпоративных кредитов и розничных депозитов;
- минимальный размер собственного капитала действующих банков в абсолютном выражении.

2. в рамках *второго направления* политики:

- доля активов федеральных госбанков в совокупных активах банковской системы;
- доля активов региональных госбанков в совокупных активах банковской системы;
- доля активов частных столичных банков-резидентов в совокупных активах банковской системы;
- доля активов дочерних банков нерезидентов в совокупных активах банковской системы.

Все показатели были рассчитаны в соответствии с форматом используемой панельной базы данных по банкам — в поквартальном режиме.

Эти показатели последовательно вводились в состав объясняющих переменных типичного уравнения воздействия рыночной власти банков на устойчивость, оценки различных спецификаций которого проводились в главе 2 настоящей диссертации (уравнения (2.1), (2.2)). Причем, для ответа на поставленный выше общий вопрос указанные факторы вводились в уравнения линейно и в виде перекрестных эффектов с показателем рыночной власти. Первое отражает средний эффект того или иного фактора, второе — как сильно (и в какую сторону) такой эффект может корректироваться в различных режимах рыночной власти.

Заметим, что такая постановка задачи и эмпирический способ ее решения позволяют также ответить и на симметричный вопрос: в какой мере те или иные макрофинансовые показатели, на которые способно воздействовать государство (прямо или косвенно) при проведении экономической политики в области регулирования банковского сектора, способны скорректировать характер связи между рыночной властью банков и их подверженностью риску, выявленный на предыдущих этапах анализа?

В целях упрощения восприятия результатов расчеты проводились только для подверженности банков кредитному риску, отражаемой показателем доли просроченных кредитов в совокупных кредитах банков. Расчеты с Z-индексом устойчивости не проводились.

3.2.1 Концентрация различных видов собственности в банковской системе и требования ЦБ РФ к минимальному размеру капитала

Одним из наиболее общих и широких направлений государственной политики в области банковского сектора является стимулирование укрупнения банков. Такое стимулирование может осуществляться, в том числе, с помощью упрощения механизмов реализации сделок слияния и поглощения (M&A) в банковской среде, предоставление ликвидности и/или субординированных кредитов на более выгодных условиях для крупных банков в сравнении с более мелкими, поднятие планки по минимальному капиталу и др. В любом из таких вариантов в банковском секторе, при прочих равных условиях, будет наблюдаться рост концентрации. Всегда ли такой рост будет сопровождаться повышением стабильности банковского сектора и есть ли границы безопасного наращивания концентрации?

С одной стороны, как показывает ряд авторитетных работ, концентрация способствует повышению стабильности банковских систем ввиду следующих причин ([Allen, Gale, 2004](#); [Uhde, Heimeshoff, 2009](#)): во-первых, концентрация сопровождается ростом прибыльности банковских операций, а значит, повышается возможность банков генерировать «буферы капитала» для защиты от негативных шоков; во-вторых, чем меньше банков, тем проще их регулировать, тем эффективнее надзор со стороны центральных банков. Так, в работе [Beck et al. \(2006\)](#) показано по 69-ти развитым и развивающимся странам в период 1980-2007, что вероятность наступления системного финансового кризиса тем меньше, чем более концентрированным является банковский сектор. Аналогичные выводы содержатся в работе [Demirguc-Kunt, Detragiache \(2002\)](#).

С другой стороны, рост масштаба банков может обострять проблему морального риска и связанную с ней проблему TBTF (too-big-to-fail). Эмпирические подтверждения подобным эффектам найдены, например, в [Uhde, Heimeshoff \(2009\)](#) по данным 25 стран зоны евро в 1997-2005 гг.

Соответственно, на первом шаге анализа будет протестировано влияние коэффициентов концентрации CR_j (по активам) на подверженность российских банков кредитному риску с учетом возможных изменений показателей их рыночной власти²⁴.

На втором шаге будет оценено воздействие повышения планки по минимальному капиталу для действующих банков на их склонность к кредитному риску в условиях возможных изменений их рыночных позиций.

Первое. Концентрация крупных и средних банков в банковской системе

В общем виде эмпирическое уравнение совместного воздействия доли первых j банков в активах банковской системы (макро-фактор) и рыночной власти банков (микро-фактор) на подверженность банков кредитному риску было специфицировано следующим образом:

$$ODL_{it} = \alpha_i + \beta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} + \gamma \cdot CR_{j,t-k} + \eta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} \cdot CR_{j,t-k} \quad (4.1)$$

$$+ \sum_{l=1}^L \gamma_l \cdot BSF_{it-k}^{(l)} + \sum_{m=1}^M \gamma_m \cdot MACRO_{t-k}^{(m)} + \varepsilon_{it}$$

где

i ($i = 1 \dots N$) и t ($t = 1 \dots T$) — нижние индексы, отвечающие за объект (банк) и время (квартал) соответственно;

$LERNER_{it-k}^{(LNS)}$ — Индекс Лернера рыночной власти банка i в квартале ($t-k$), $k = 1 \dots 4$, на рынке кредитов (LNS) населению и нефинансовым предприятиям;

$CR_{j,t-k}$ — коэффициент концентрации, отражающий долю активов первых j банков в совокупных активах банковской системы. Были рассмотрены случаи $j = 3, 5, 10, 30$, отражающие положение крупнейших банков на рынке. Для сопоставления результатов относительно крупных банков с результатами концентрации средних банков был рассчитан коэффи-

²⁴ В качестве дополнения на данном этапе были рассмотрены также и Индексы концентрации Герфиндаля-Хиршмана, оцененные для различных рынков банковских услуг.

циент $CR_{31-100,t-k}$, отражающий долю активов банков с позицией в ранкинге по активам с 31-й по 100-ю в активах банковской системы;

$BSF_{it-k}^{(l)}$ — l -ый контрольный микроэкономический фактор ($l = 1 \dots L$) банка i в квартале $(t-k)$, $k = 1 \dots 4$;

$MACRO_{t-k}^{(m)}$ — m -ый контрольный макроэкономический фактор ($m = 1 \dots M$) в квартале $(t-k)$, $k = 1 \dots 4$;

α_i — индивидуальный эффект банка i ;

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ — регрессионная ошибка, независимо и одинаково распределенная (по предположению) для любого банка i в любом квартале t со средним 0 и непостоянной дисперсией σ_{it}^2 .

Все объясняющие переменные были центрированы относительно своих средних за весь промежуток времени (1 кв. 2004 – 4 кв. 2012) для устранения проблем, связанных с мультиколлинеарностью факторов и их попарных произведений.

Наборы контрольных факторов идентичны рассмотренным ранее.

Оценка уравнения (4.1) проводилась с помощью метода наименьших квадратов (OLS) с поправками на гетероскедастичность в форме Уайта на within-преобразованных данных в предположении фиксированных эффектов.

На основе уравнения (4.1) далее были рассчитаны два вида предельных эффектов:

$$\frac{\partial ODL_{it}}{\partial CR_{j,t-k}} = \gamma + \eta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} \quad (4.2)$$

$$\frac{\partial ODL_{it}}{\partial LERNER_{it-k}^{(LNS)}} = \beta + \eta \cdot CR_{j,t-k} \quad (4.3)$$

Предельный эффект (4.2) интерпретируется следующим образом. Его отрицательные значения свидетельствуют в пользу концепции «концентрация-устойчивость» (Beck et al., 2006), положительные — в пользу концепции «концентрация-уязвимость» (Uhde, Heimeshoff, 2009). Для банков,

для которых характерен первый случай, рост концентрации в банковском секторе способствует улучшению качества их кредитных портфелей. Напротив, для банков, для которых характерен второй случай, рост концентрации ведет к ухудшению качества их кредитных портфелей.

Мы предполагаем, что изменения рыночной власти банков будут корректировать эффекты концентрации на подверженность кредитному риску в обоих случаях.

Так, в первом случае («концентрация-устойчивость») можно предположить, что, если одновременно будут иметь место и рост концентрации в банковском секторе, и повышение рыночной власти отдельных банков выше среднего по системе (напомним, что все переменные центрированы относительно своих средних), то у таких банков возможно обострение проблемы морального риска и эффекта Хикса «спокойной жизни» монополиста. Такие обострения будут проявляться в сокращении эффективности банков. Последнее может негативно сказываться на качестве их кредитных портфелей уже в ближайшем будущем по причинам, описанным в параграфе 3.1. В таком случае негативный эффект концентрации ($\gamma < 0$) на долю просроченных кредитов в совокупных кредитах банков будет ослаблен ростом их рыночной власти ($\eta > 0$) — вплоть до положительных значений такого эффекта (и смены концепции связи на противоположную). В этом отношении возникает вопрос в определении границ безопасного для банковской системы наращивания концентрации самой системы и рыночной власти отдельных банков.

Если же для банковской системы характерна противоположная концепция связи «концентрация-уязвимость» ($\gamma > 0$), а рыночная власть банков по-прежнему ведет к моральному риску в случае одновременного роста с концентрацией системы ($\eta > 0$), то, очевидно, совокупный эффект на долю просроченных кредитов в кредитных портфелях банков будет положителен и превосходить по силе аналогичный эффект в первом случае.

Правда, возможна ситуация, когда рыночная власть может сокращать положительное воздействие концентрации на долю просроченных кредитов ($\gamma > 0$, но $\eta < 0$) — вплоть до отрицательных значений (и смены концепции связи на противоположную). Последнее может наблюдаться в тех случаях, в которых банки используют рост своей концентрации на рынке для извлечения повышенной прибыли²⁵, однако, вместе с тем, направляют извлеченные дополнительные объемы прибыли на формирование «буферов капитала»²⁶.

Интерпретация предельного эффекта (4.3) проводится по аналогии с предыдущим случаем. В определенном смысле, такие эффекты являются симметричными.

Для оценки уравнения (4.1) мы сократили временной интервал в используемой панели данных и ограничились рассмотрением лишь посткризисного этапа развития российского банковского сектора, а именно: со 2 кв. 2010 г. (начала периода «разморозки» кредитного рынка, [Мамонов, 2011](#)) по 4 кв. 2012 г. Это было необходимо, потому что в кризис наблюдались одновременно и рост доли просроченных кредитов в совокупных кредитах, и рост доли крупнейших банков в банковской системе (в основном, за счет федеральных госбанков). Соответственно, результаты оценки за весь промежуток времени, включая кризис, были бы подвержены эффекту ложной корреляции.

Результаты оценки уравнения (4.1) представлены в Таблице 8. Анализ результатов, во-первых, позволяет сделать вывод о том, что вне зависимости от концентрации крупных (модели М4.1-М4.4) или средних (модель М4.5) банков рыночная власть продолжает в среднем оказывать отрицательное воздействие на долю просроченных кредитов в кредитах. Это подтверждает выводы главы 2 и параграфа 3.1 о справедливости

²⁵ с помощью, например, увеличения ставок по кредитам, что обостряет проблему неблагоприятного отбора и негативно сказывается на качестве портфелей

²⁶ это, в свою очередь, повышает устойчивость к шокам и смягчает негативное воздействие концентрации на качество портфелей

Таблица 8. Результаты оценки воздействия концентрации крупных и средних банков в банковской системе на подверженность банков кредитному риску при различных уровнях рыночной власти банков (за период 2 кв. 2010 – 4 кв. 2012)

CR_j	Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL)				
	$j = 3$	$j = 5$	$j = 10$	$j = 30$	$j = 31...100$
Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	M4.1	M4.2	M4.3	M4.4	M4.5
Индекс Лернера (скоррект.), центрир.	–0.050*** (0.015)	–0.052*** (0.015)	–0.053*** (0.016)	–0.050*** (0.015)	–0.043*** (0.014)
Доля первых j банков в банковской системе, центрир.	–0.349*** (0.117)	–0.290*** (0.095)	–0.329*** (0.097)	–0.527*** (0.162)	0.815*** (0.241)
Доля первых j банков в банковской системе × Индекс Лернера (скоррект.)	0.0093** (0.0042)	0.0084** (0.0037)	0.0083** (0.0037)	0.0106** (0.0047)	–0.0200** (0.0079)
Кредитная нагрузка на активы, центрир.	–0.076*** (0.022)	–0.075*** (0.022)	–0.074*** (0.022)	–0.075*** (0.022)	–0.075*** (0.022)
Доля кредитов населению в кредитах, центрир.	0.018* (0.011)	0.018* (0.011)	0.018* (0.011)	0.019* (0.011)	0.018* (0.011)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.), центрир.	–0.039** (0.016)	–0.039** (0.016)	–0.038** (0.016)	–0.039** (0.016)	–0.038** (0.016)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов, центрир.	–0.004 (0.005)	–0.005 (0.005)	–0.005 (0.005)	–0.005 (0.005)	–0.005 (0.005)
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы), центрир.	1.232 (1.443)	1.279 (1.433)	1.351 (1.427)	1.268 (1.464)	1.321 (1.442)
<i>Макроэкономические контрольные факторы</i>					
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв.	–0.061*** (0.020)	–0.052*** (0.019)	–0.044*** (0.017)	–0.080*** (0.023)	–0.058*** (0.019)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям	–0.053 (0.046)	–0.091** (0.043)	–0.188*** (0.048)	–0.265*** (0.061)	–0.236*** (0.055)
Константа	5.192*** (0.328)	5.409*** (0.343)	5.884*** (0.406)	6.196*** (0.472)	5.756*** (0.384)
Число наблюдений (банков)	4362 (574)	4362 (574)	4362 (574)	4362 (574)	4362 (574)
R ² (LSDV)	0.798	0.799	0.799	0.799	0.799
<i>Оценки эффектов рыночной власти на подверженность кредитному риску для</i>					
банка при доле первых j банков, равной 25-ому процентилю	–0.056*** (0.016)	–0.061*** (0.017)	–0.064*** (0.019)	–0.057*** (0.016)	–0.035** (0.014)
банка при доле первых j банков, равной 50-ому процентилю	–0.047*** (0.014)	–0.048*** (0.014)	–0.047*** (0.015)	–0.048*** (0.014)	–0.040*** (0.014)
банка при доле первых j банков, равной 75-ому процентилю	–0.038*** (0.014)	–0.037*** (0.014)	–0.039*** (0.014)	–0.041*** (0.014)	–0.053*** (0.015)
<i>Оценки эффектов доли первых j банков на подверженность кредитному риску для</i>					
банка в 25-ом процентиле (по Индексу Лернера)	–0.456*** (0.127)	–0.386*** (0.106)	–0.424*** (0.110)	–0.649*** (0.166)	1.045*** (0.262)
банка в 50-ом процентиле (по Индексу Лернера)	–0.333*** (0.117)	–0.275*** (0.095)	–0.315*** (0.097)	–0.509*** (0.162)	0.781*** (0.241)
банка в 75-ом процентиле (по Индексу Лернера)	–0.218* (0.131)	–0.172 (0.105)	–0.212** (0.107)	–0.378** (0.180)	0.534** (0.259)
Уровень рыночной власти, при которой эффект доли первых j банков на подверженность кредитному риску меняет знак	86.0%	83.1%	88.1%	98.2%	89.3%
Справочно: средний уровень рыночной власти			48.6%		
Уровень доли первых j банков, при которой эффект рыночной власти на подверженность кредитному риску меняет знак	47.6%	54.6%	64.9%	79.2%	11.9%
Справочно: средний уровень доли первых j банков	42.2%	48.4%	58.6%	74.5%	14.1%

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

концепции «рыночная власть-устойчивость» (она же «конкуренция-уязвимость») для российского банковского сектора.

Во-вторых, полученные результаты свидетельствуют о том, что эффект «концентрация-стабильность» характерен только для крупных банков (модели М4.1-М4.4), однако, он ослабляется действием их рыночной власти (первый из трех рассмотренных выше вариантов соотношения параметров γ и η — $\gamma < 0$ и $\eta > 0$). Другими словами, крупные российские банки — по крайней мере, входящие в топ-30 по активам — в случае повышения концентрации в среднем способны отфильтровывать менее качественных заемщиков (эффект роста переговорных позиций), однако если при этом имеет место также и рост их рыночной власти — т.е. способности повышать процентные ставки по кредитам относительно их предельных издержек — то начинает проявляться эффект морального риска, ослабляющий положительное воздействие роста их концентрации на качество их кредитных портфелей.

Вместе с тем, как показали расчеты в различных процентилях банков по Индексу Лернера, итоговый эффект концентрации на подверженность риску остается отрицательным — в любой из моделей для крупных банков. Так, например, в модели М4.4 эффект CR_{30} на долю просроченных кредитов оценен на уровне -0.649 для банка со значением Индекса Лернера в 25-м процентиле, -0.509 — для банка с медианным значением Индекса Лернера и -0.378 — для банка с еще более высокими значениями Индекса Лернера, равными 75-му процентилю (все оценки значимы минимум на 5%).

Интересно, но диаметрально противоположная ситуация характерна для средних банков (модель М4.5): им присущ эффект «концентрация-уязвимость», и этот эффект ослабляется воздействием со стороны их рыночной власти (третий из рассмотренных выше вариантов соотношения параметров γ и η — $\gamma > 0$, но $\eta < 0$). Это означает, что повышение концентрации средних по размеру банков — по крайней мере, с позицией в рейтинге по активам с 31-й по 100-ю — имеет в среднем отрицательный эф-

фект на качество кредитных портфелей таких банков. По-видимому, конкурируя с остальными банками — в первую очередь, крупными, — они воспринимают ситуации роста своей концентрации на рынке как эпизодические, не носящие долгосрочный характер, и стараются извлечь выгоду от роста концентрации «здесь-и-сейчас». В частности, они могут повысить процентные ставки по вновь выдаваемым кредитам, усиливая тем самым свою подверженность кредитному риску (через проблему неблагоприятного отбора). Вполне вероятно, они идут на это сознательно, зная, что уже в ближайшем будущем более качественные клиенты могут перейти, например, к крупным банкам (у них ставки ниже). Однако, средние по размеру банки, по всей видимости, успевают извлечь даже из таких краткосрочных отношений свою прибыль. Положительным моментом во всей этой картине является то, что в среднем такие банки используют эту прибыль не на проведение сомнительных операций, связанных с выводом капитала, офшоризацией и т.п., а именно на пополнение собственного капитала. К сожалению, такой положительный эффект не превосходит по силе отрицательный эффект роста концентрации: даже в 75-ом процентиле по Индексу Лернера итоговый эффект концентрации средних банков на долю просроченных кредитов остается положительным и значимым, равным 0.534. Однако, заметим, что в 25-ом процентиле по Индексу Лернера аналогичный эффект не просто положительный, но и вдвое превышающий аналогичный в 75-ом процентиле — 1.045 (все оценки значимы, как минимум, на 5%).

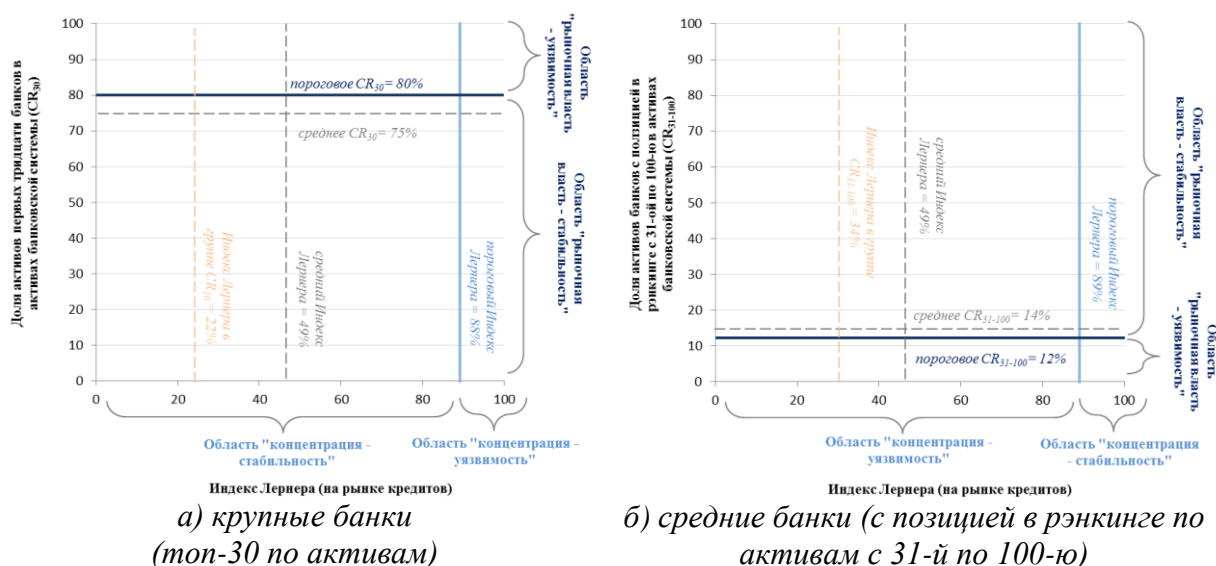
Заметим также, что оценки коэффициентов при прочих контрольных факторах не претерпели качественных изменений по сравнению с результатами аналогичных оценок, проведенных в главе 2 и параграфа 3.1, что дополнительный раз указывает на устойчивость полученных результатов. Кроме того, учет макро-фактора CR_j позволил повысить показатель тесноты связи с 65% (см. модель ПМ4.1, Таблица П4.3, [Приложение 4](#)) до порядка 80% (модели М4.1-М4.5), т.е. на 15 проц. п.

По сути, наши результаты говорят о том, что Центральному банку РФ не стоит допускать ситуаций *одновременного* роста и концентрации, и рыночной власти крупнейших банков — по крайней мере, банков из топ-30 по активам. Если имеет место повышение концентрации, то следует стимулировать конкуренцию между такими банками. Если же наблюдается устойчивое повышение их рыночной власти, следует ограничивать их концентрацию на рынке.

Напротив, Центральному банку не стоит допускать ситуаций *одновременного* сокращения и концентрации, и рыночной власти средних по размеру банков — по крайней мере, с позицией в рэнкинге по активам с 31-й по 100-ю. Если сокращается их концентрация на рынке, то не следует ограничивать их рыночную власть. Если же происходит утрата рыночной власти, то следует стимулировать повышение их концентрации на рынке.

Однако, в обоих случаях есть свои границы безопасных для банковской системы изменений как концентрации, так и рыночной власти банков. Такие границы могут быть оценены на основе предельных эффектов (4.2) и (4.3) путем последовательного приравнивания их к нулю и решения соответствующих уравнений. Результаты таких оценок представлены в последних двух блоках Таблицы 8, а также на Рисунках 21.а, 21.б и Рисунках П10.1-П10.3 ([параграф П10.1](#), [Приложение 10](#)).

Так, для банков из топ-3, топ-5, топ-10 и топ-30 эффект концентрации на долю просроченных кредитов в совокупных кредитах остается отрицательным («концентрация-устойчивость») вплоть до индивидуальных значений рыночной власти, равных 86%, 83%, 88% и 98% по Индексу Лернера соответственно. Лишь после этих пороговых значений эффект концентрации меняет знак и становится положительным («концентрация-уязвимость»). Учитывая, что средний Индекс Лернера по системе составляет 49%, а значения в соответствующих четырех группах банков равны 14%, 22%, 19% и 22% соответственно (см. рис. 4.1-4.4), т.е. далеки от своих пороговых значений, то эти группы находятся в области



Примечание: расчеты по моделям М4.4 (а) и М4.5 (б)

Рисунок 21. Рыночная власть и доля активов различных групп банков: оценки порогов, разделяющих противоположные концепции связи с подверженностью банков кредитному риску

«концентрация-устойчивость» и вряд ли перейдут в соседнюю область в ближайшем будущем.

Далее, эффекты рыночной власти каждой из четырех таких групп банков на их показатели доли просроченных кредитов в совокупных кредитах остаются отрицательными (концепция «рыночная власть-устойчивость») вплоть до значений их доли в активах банковской системы, равных 48%, 55%, 65% и 79% соответственно. Лишь после этих значений эффект рыночной власти может сменить знак на противоположный (концепция «рыночная власть-уязвимость»). Как и в предыдущем случае, текущие значений долей всех четырех групп банков в активах банковской системы находятся ниже пороговых значений — правда, всего лишь на 5 проц. п. в среднем. Это говорит о том, что пока для крупнейших банков релевантна концепция «рыночная власть-устойчивость», однако, если продолжится рост их вовлеченности в банковскую систему свыше указанных порогов, Центральному банку придется применять меры в отношении ограничения их рыночной власти.

Наконец, для банков с позицией в рэнкинге по активам с 31-й по 100-ю эффект концентрации на долю просроченных кредитов остается положительным вплоть до 89% по Индексу Лернера, притом что групповое значений Индекса Лернера для этих банков составляет 34%. Эффект рыночной власти на долю просроченных кредитов в совокупных кредитах становится отрицательным лишь тогда, когда доля активов группы в активах банковской системы опускается ниже 12%. Текущее значение доли активов лишь на 2 проц. п. выше этого порога, а следовательно, Центральному банку не стоит допускать снижения вовлеченности этих банков в банковскую систему. В целом, результаты относительно средних банков говорят о том, что такие банки в настоящее время находятся в области «концентрация-уязвимость», в отличие от крупнейших банков, однако, вместе с тем, в области «рыночная власть-устойчивость», как и крупнейшие банки.

Агрегируя результаты, можно утверждать, что крупнейшие банки находятся в настоящее время в оптимальном положении — и в области «концентрация-стабильность», и в области «рыночная власть-устойчивость». При этом, значения концентрации таких банков близки к пороговым, и потому Центральному банку не стоит допускать дальнейшего роста концентрации таких банков. Запасы по росту рыночной власти у группы еще пока большие, однако вряд ли стоит стимулировать дальнейший ее рост — это будет ослаблять положительный эффект концентрации на стабильность ввиду обострения проблемы морального риска (TBTF).

Напротив, средние банки находятся в неоптимальном положении — в области «концентрация-уязвимость», хотя и в области «рыночная власть-устойчивость». При этом, значения доли активов таких банков в совокупных активах банковской системы лишь немногим превышают порог, за которым рыночной власти таких банков будет настолько недостаточно, что это будет стимулировать их к принятию дополнительных рисков, в том числе кредитных, для повышения рентабельности своего бизнеса. Следовательно, Центральному банку не стоит допускать сокращения concentra-

ции таких банков. Однако, при стимулировании роста концентрации таких банков следует иметь в виду, что они находятся в области «концентрация-уязвимость», а потому каждый дополнительный проц. п. прироста их доли в активах банковской системы может негативно сказываться на качестве их кредитных портфелей. Чтобы этого не происходило, следует также стимулировать повышение их рыночной власти в разумных пределах. Наши модельные расчеты показывают, что доля просроченных кредитов в совокупных кредитах таких банков останется неизменной при росте концентрации на 1 проц. п., если одновременно произойдет повышение рыночной власти на 12.8 проц. п. по Индексу Лернера ($-0.043 \cdot 12.8 - 0.020 \cdot 12.8 \cdot 1 + 0.815 \cdot 1 \approx 0$, модель М4.5).

Очевидно, что нельзя допускать роста рыночной власти до рассчитанного нами порога 89% с текущих значений 34% — это слишком большой (и нереальный) рост, который привел бы к росту долговой нагрузки на конечных заемщиков, что негативно сказалось бы в итоге на макроэкономической динамике и финансовой стабильности. Однако, прирост рыночной власти на 12.8% — это порядка $\frac{1}{2}$ среднеквартального изменения рыночной власти группы средних банков за весь период наблюдений. Интересно, наши расчеты показывают, что прирост концентрации на 1 проц. п. — это, напротив, весьма много для этой группы банков: их среднеквартальное стандартное отклонение по этому показателю составляет всего 0.5 проц. п. за аналогичный период времени. Поэтому стимулирование роста масштаба группы средних банков на 0.5 проц. п. в активах банковской системы требует для поддержания кредитного риска на прежнем уровне повышения рыночной власти этих банков на порядка 6.4 проц. п.

Причем, с течением времени на каждый проц. п. прироста концентрации будет требоваться все меньше прироста рыночной власти средних банков. Репликация регрессионных расчетов по моделям М4.4 и М4.5 с последовательным расширением временного горизонта показала, что со временем для группы средних банков эффект «концентрация-уязвимость» со-

кращается, а эффект «рыночная власть-устойчивость», напротив, усиливается (Рисунок П10.4, [параграф П10.1](#), [Приложение 10](#)).

Анализ с альтернативными показателями концентрации — Индексами Герфиндаля-Хиршмана вместо CR_j — привел в целом к аналогичным результатам ([параграф П10.2](#), [Приложение 10](#)).

Второе. Требования ЦБ РФ к минимальному размеру капитала для действующих банков

В общем виде эмпирическое уравнение совместного воздействия минимального размера капитала, устанавливаемого ЦБ РФ для действующих банков (макро-фактор), и рыночной власти банков (микро-фактор) на подверженность банков кредитному риску было специфицировано следующим образом:

$$ODL_{it} = \alpha_i + \beta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} + \gamma \cdot MIN EQ_{t-k} + \eta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} \cdot MIN EQ_{t-k} \quad (4.4) \\ + \sum_{l=1}^L \gamma_l \cdot BSF_{it-k}^{(l)} + \sum_{m=1}^M \gamma_m \cdot MACRO_{t-k}^{(m)} + \varepsilon_{it}$$

где

i ($i = 1 \dots N$) и t ($t = 1 \dots T$) — нижние индексы, отвечающие за объект (банк) и время (квартал) соответственно;

$LERNER_{it-k}^{(LNS)}$ — Индекс Лернера рыночной власти банка i в квартале ($t-k$), $k = 1 \dots 4$, на рынке кредитов (LNS) населению и нефинансовым предприятиям;

$MIN EQ_{t-k}$ — минимальный размер капитала, устанавливаемый ЦБ РФ для действующих банков;

$BSF_{it-k}^{(l)}$ — l -ый контрольный микроэкономический фактор ($l = 1 \dots L$) банка i в квартале ($t-k$), $k = 1 \dots 4$;

$MACRO_{t-k}^{(m)}$ — m -ый контрольный макроэкономический фактор ($m = 1 \dots M$) в квартале ($t-k$), $k = 1 \dots 4$;

α_i — индивидуальный эффект банка i ;

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ — регрессионная ошибка, независимо и одинаково распределенная (по предположению) для любого банка i в любом квартале t со средним 0 и непостоянной дисперсией σ_{it}^2 .

Наборы контрольных факторов идентичны рассмотренным ранее.

Оценка уравнения (4.4) проводилась с помощью метода наименьших квадратов (OLS) с поправками на гетероскедастичность в форме Уайта на within-преобразованных данных в предположении фиксированных эффектов.

На основе уравнения (4.4) далее были рассчитаны два вида предельных эффектов:

$$\frac{\partial ODL_{it}}{\partial MIN EQ_{t-k}} = \gamma + \eta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} \quad (4.5)$$

$$\frac{\partial ODL_{it}}{\partial LERNER_{it-k}^{(LNS)}} = \beta + \eta \cdot MIN EQ_{t-k} \quad (4.6)$$

Интерпретация предельных эффектов (4.5), (4.6) аналогична предыдущему случаю.

Уравнение (4.4) оценивалось только за период 1 кв. 2010 – 4 кв. 2012, поскольку именно с 1 кв. 2010 г. был повышен размер минимального капитала, как уже отмечалось выше. Результаты оценки представлены в Таблице 9. В первых двух столбцах оценены спецификации без контрольных факторов (модель М4.12) и только с одним ключевым контрольным микроэкономическим фактором — кредитной нагрузкой на активы (модель М4.13). Это позволяет получить первоначальное представление о том, наблюдается ли эмпирически воздействие минимального капитала на долю просроченных кредитов. Далее, в последних четырех столбцах представлены оценки спецификаций с полным набором контролей на расширяющихся горизонтах времени: верхняя граница по времени последовательно сдвигалась на одним квартал вперед — 1 кв. 2012 (модель М4.14), 2 кв. 2012 (модель М4.15), 3 кв. 2012 г. (модель М4.16) и 4 кв. 2012 г. (модель М4.17). Такие итеративные расчеты позволили получить представления о

Таблица 9. Результаты оценки воздействия минимального размера капитала, устанавливаемого ЦБ РФ для действующих банков, на их подверженность кредитному риску при различных уровнях рыночной власти

Период оценки: 2010 кв. 1 – 2012 кв. j	Зависимая переменная – Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску					
	j = 4	j = 4	j = 1	j = 2	j = 3	j = 4
	M4.12	M4.13	M4.14	M4.15	M4.16	M4.17
Объясняющие переменные (лаг = 1 квартал)						
Индекс Лернера (скоррект.), центрир.	–0.021* (0.011)	–0.037*** (0.013)	–0.031** (0.015)	–0.033** (0.014)	–0.040*** (0.014)	–0.043*** (0.013)
Минимальный размер собственного капитала для действующего банка, центрир./100	–0.662*** (0.165)	–0.478*** (0.183)	–0.421** (0.168)	–0.382** (0.171)	–0.435** (0.173)	–0.438** (0.176)
Минимальный собственный капитал для действующего банка × Индекс Лернера/100	0.018** (0.009)	0.020** (0.009)	0.016** (0.008)	0.016** (0.007)	0.019** (0.008)	0.019** (0.008)
Кредитная нагрузка на активы, центрир.		–0.066*** (0.020)	–0.065*** (0.023)	–0.065*** (0.022)	–0.074*** (0.023)	–0.074*** (0.022)
Доля кредитов населению в кредитах, центрир.			0.014 (0.013)	0.018 (0.012)	0.013 (0.012)	0.016 (0.012)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.), центрир.			–0.051*** (0.018)	–0.042*** (0.016)	–0.042*** (0.016)	–0.040*** (0.015)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов, центрир.			–0.003 (0.005)	–0.005 (0.005)	–0.006 (0.005)	–0.006 (0.005)
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы), центрир.			1.100 (1.399)	1.288 (1.440)	1.476 (1.561)	1.455 (1.640)
<i>Макроэкономические контрольные факторы</i>						
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв.			–0.053* (0.029)	–0.055* (0.029)	–0.052* (0.028)	–0.055** (0.027)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям			–0.197*** (0.067)	–0.176*** (0.062)	–0.150*** (0.051)	–0.148*** (0.052)
Константа	4.503*** (0.027)	5.053*** (0.167)	5.659*** (0.446)	5.460*** (0.413)	5.259*** (0.369)	5.242*** (0.377)
Число наблюдений (банков)	3958 (550)	3958 (550)	2927 (521)	3266 (528)	3616 (543)	3958 (550)
R ² (LSDV)	0.811	0.815	0.828	0.819	0.824	0.818
<i>Оценки эффектов рыночной власти на подверженность кредитному риску для</i>						
банка при минимальном капитале, равном 50-ому процентилю	–0.027** (0.012)	–0.044*** (0.013)	–0.036** (0.015)	–0.039*** (0.014)	–0.046*** (0.015)	–0.049*** (0.014)
банка при минимальном капитале, равном 75-ому процентилю	–0.011 (0.011)	–0.026** (0.013)	—	–0.024 (0.015)	–0.029** (0.014)	–0.032** (0.014)
<i>Оценки эффектов минимального капитала на подверженность кредитному риску для</i>						
банка в 25-ом процентиле (по Индексу Лернера) / 100	–0.866*** (0.216)	–0.710*** (0.222)	–0.606*** (0.208)	–0.568*** (0.203)	–0.655*** (0.208)	–0.655*** (0.210)
банка в 50-ом процентиле (по Индексу Лернера) / 100	–0.632*** (0.162)	–0.445** (0.181)	–0.394** (0.166)	–0.354** (0.170)	–0.402** (0.171)	–0.406** (0.175)
банка в 75-ом процентиле (по Индексу Лернера) / 100	–0.413** (0.181)	–0.196 (0.201)	–0.195 (0.181)	–0.153 (0.187)	–0.164 (0.191)	–0.172 (0.199)
Уровень рыночной власти, при которой эффект минимального капитала на подверженность кредитному риску меняет знак	85.9%	72.4%	75.2%	72.4%	71.4%	71.8%
Справочно: средний уровень рыночной власти	48.6%	48.6%	48.8%	48.7%	48.7%	48.6%
Уровень минимального капитала, при котором эффект рыночной власти на подверженность кредитному риску меняет знак (млн. руб.)	242	309	301	320	326	350
Справочно: уровень минимального капитала на последнюю дату, млн. руб.						

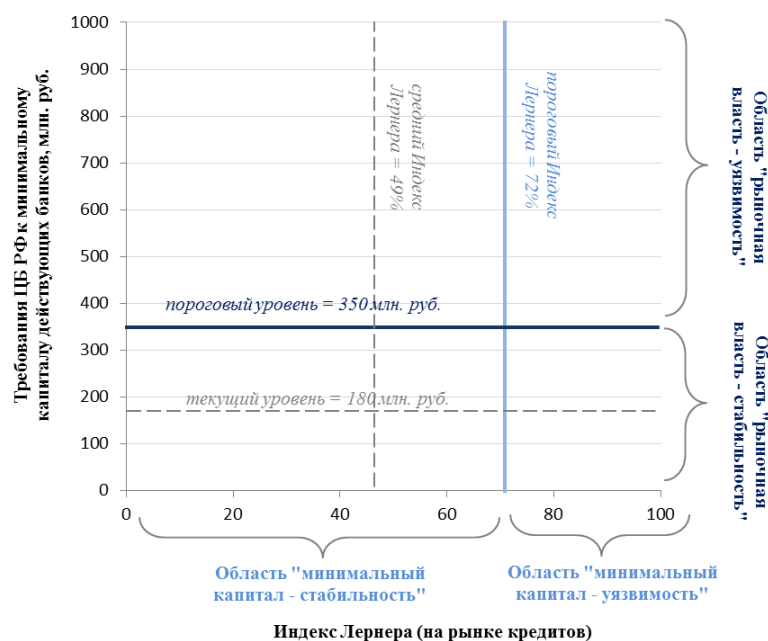
Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

том, как меняется (и насколько устойчива) связь минимального капитала, рыночной власти и подверженности кредитному риску во времени.

Итак, результаты оценок говорят о том, что, во-первых, связь между минимальным капиталом и подверженностью банков кредитному риску существует (значимость не ниже 5% уровня). Во-вторых, связь между минимальным капиталом и подверженностью банков кредитному риску имеет тенденцию к усилению во времени.

Расчеты границ безопасных повышений минимального капитала и рыночной власти банков показали, что пороговые уровни по капиталу составляют 350 млн. руб. (при текущем уровне в 180 млн. руб.), по рыночной власти — 72% (при среднем по системе 49%, Рисунок 22). Соответственно, в текущих условиях банк со средними характеристиками располагается в области «рыночная власть-устойчивость» и «минимальный капитал-устойчивость». При этом, наиболее важный эмпирический вывод состоит в том, что с течением времени порог по капиталу имеет тенденцию к росту. Так, согласно оценкам по моделям M4.14-M4.17, такой порог рос с 301 млн. руб. в 1 кв. 2012 до 320 млн. руб. во 2 кв. 2012, затем — до 326 млн. руб. в 3 кв. 2012 и, наконец, до 350 млн. руб. в 4 кв. 2012 г. Таким образом, за 2012 г. прирост порога составил почти 50 млн. руб. ($\frac{1}{6}$ часть от уровня начала года). Если предположить, что такая тенденция сохранится, то к 1 января 2015 г. прирост может оставить еще 100 млн. руб. и вывести порог безопасного повышения минимального капитала до 450 млн. руб. После этого порога воздействие рыночной власти на долю просроченных кредитов может сменить знак на противоположный, что весьма нежелательно, поскольку может повышать системные кредитные риски в российской банковской системе.

Очевидно, что, если наши расчеты верны, обсуждаемое в настоящее время поднятие планки до 1 млрд. руб. может оказать негативное воздействие на текущую стабильность банковской системы в случае существенного роста рыночной власти банков. Лучше ограничиться половиной от



Примечание: расчеты по модели М4.17

Рисунок 22. Рыночная власть и минимальный размер капитала, устанавливаемый ЦБ РФ для действующих банков: границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску

такой планки и установить ее не раньше начала 2015 г. Однако, ее повышение можно предусмотреть в несколько этапов, поскольку порог имеет тенденцию к росту во времени. Например, к началу 2015 г. поднять законодательно планку до 450-500 млн. руб., далее ежегодно повышать планку еще на 50 млн. руб. Конечно, с течением времени будут меняться и закономерности связи минимального капитала и подверженности кредитному риску, поэтому требуется периодическое обновление расчетов и коррекция уровней минимальных планок по капиталу.

Для того, чтобы понять, как в текущих условиях может изменяться доля просроченных кредитов в совокупных кредитах при изменении рыночной власти банков и минимального капитала для действующих кредитных организаций, были проведены дополнительные расчеты (на основе модели М4.17 за полный промежуток времени, т.е. 1 кв. 2010 – 4 кв. 2012). За базовое состояние были приняты текущие значения Индекса Лернера и минимального капитала (0-ые изменения или отсутствия отклонения от среднего). Далее обоим показателям задавались импульсы, как положи-

тельные, так и отрицательные (по ± 1 проц. п. для Индекса Лернера и ± 100 млн. руб. для минимального капитала), затем проводились итеративные расчеты изменения доли просроченных кредитов в совокупных кредитах (для банка со средними характеристиками).

Результаты расчетов представлены в Таблице П10.2 ([параграф П10.3, Приложение 10](#)). Основные выводы.

Во-первых, до оцененного порога по капиталу (350 млн. руб., согласно модели М4.17) каждый последующий проц. п. прироста Индекса Лернера будет стимулировать усиление процесса «расчистки» баланса банка от просроченных кредитов; после оцененного порога по капиталу — напротив, такой процесс будет постепенно ослабляться.

Так, если прирост по минимальному капиталу составит не более 100 млн. руб. от текущего значения, то сокращение доли просроченных кредитов составит порядка 0.43 проц. п., если Индекс Лернера сократится на 3 проц. п. от своего текущего значения, и порядка 0.51 проц. п. (т.е. на четверть больше), если Индекс Лернера вырастет на 3 проц. п. к своему текущему значению.

Напротив, если прирост по минимальному капиталу составит свыше 100 млн. руб. от текущего значения — например, на 200 млн. руб., то сокращение доли просроченных кредитов составит порядка 0.95 проц. п., если Индекс Лернера сократится на 3 проц. п. от своего текущего значения, и порядка 0.62 проц. п. (т.е. на треть меньше), если Индекс Лернера вырастет на 3 проц. п. к своему текущему значению.

Во-вторых, до оцененного порога по Индексу Лернера (72%) каждые последующие 100 млн. руб. прироста требований регулятора к минимальному капиталу для действующих банков будет сопровождаться усилением процесса «расчистки» баланса банка от просроченных кредитов; после порога — напротив, ослаблением такого процесса. Расчеты показали, что переход к накоплению просроченных кредитов возможен лишь в случаях, когда минимальный капитал будет повышен сразу на 400 млн. руб. (что

более или менее реалистично с учетом описанных выше дискуссий в правительственных кругах в 2013 г.), а рыночная власть среднего банка вырастет на 34 проц. п. (что нереально, поскольку стандартное отклонение для него за весь период наблюдений составляет не более 2 проц. п.). В таких мало представимых условиях доля просроченных кредитов в совокупных кредитах среднего банка может вырасти — правда, всего лишь на 0.03 проц. п.

3.2.2 Концентрация госбанков и частных банков: приватизировать или не приватизировать?

В общем виде эмпирическое уравнение совместного воздействия концентрации различных групп банков (макро-фактор) и рыночной власти банков (микро-фактор) на их подверженность кредитному риску было специфицировано следующим образом:

$$ODL_{it} = \alpha_i + \beta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} + \gamma \cdot CR_{t-k}^{(d)} + \eta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} \cdot CR_{t-k}^{(d)} + \sum_{l=1}^L \gamma_l \cdot BSF_{it-k}^{(l)} + \sum_{m=1}^M \gamma_m \cdot MACRO_{t-k}^{(m)} + \varepsilon_{it} \quad (4.7)$$

где

i ($i = 1 \dots N$) и t ($t = 1 \dots T$) — нижние индексы, отвечающие за объект (банк) и время (квартал) соответственно;

$LERNER_{it-k}^{(LNS)}$ — Индекс Лернера рыночной власти банка i в квартале ($t-k$), $k = 1 \dots 4$, на рынке кредитов (LNS) населению и нефинансовым предприятиям;

$CR_{t-k}^{(d)}$ — доля d -ой группы банков в активах банковской системы, $d = 1 \dots 4$: федеральные госбанки, региональные госбанки, дочерние банки нерезидентов и частные столичные банки-резиденты (прочие банки — частные региональные банки-резиденты — были выбраны в качестве референтной группы);

$BSF_{it-k}^{(l)}$ — l -ый контрольный микроэкономический фактор ($l = 1 \dots L$) банка i в квартале ($t-k$), $k = 1 \dots 4$;

$MACRO_{t-k}^{(m)}$ — m -ый контрольный макроэкономический фактор ($m = 1 \dots M$) в квартале $(t-k)$, $k = 1 \dots 4$;

α_i — индивидуальный эффект банка i ;

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ — регрессионная ошибка, независимо и одинаково распределенная (по предположению) для любого банка i в любом квартале t со средним 0 и непостоянной дисперсией σ_{it}^2 .

Наборы контрольных факторов идентичны рассмотренным ранее.

Оценка уравнения (4.7) проводилась с помощью метода наименьших квадратов (OLS) с поправками на гетероскедастичность в форме Уайта на within-преобразованных данных в предположении фиксированных эффектов.

На основе уравнения (4.7) далее были рассчитаны два вида предельных эффектов:

$$\frac{\partial ODL_{it}}{\partial CR_{t-k}^{(d)}} = \gamma + \eta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} \quad (4.8)$$

$$\frac{\partial ODL_{it}}{\partial LERNER_{it-k}^{(LNS)}} = \beta + \eta \cdot CR_{t-k}^{(d)} \quad (4.9)$$

Интерпретация предельных эффектов (4.8), (4.9) аналогична предыдущим случаям.

Уравнение (4.7) оценивалось только за период 1 кв. 2010 – 4 кв. 2012, как и в случае с уравнениями (4.1) и (4.4), чтобы исключить возможность ложной корреляции. Результаты оценки представлены в Таблице П10.3 ([параграф П10.4](#), [Приложение 10](#)). В моделях ПМ4.18-ПМ4.21 переменные доли различных групп банков $CR_{t-k}^{(d)}$ вводятся в состав уравнения отдельно, в моделях ПМ4.22-ПМ4.23 — совместно²⁷. Это помогает оценить устойчивость оценок при тестировании совместных эффектов различных групп банков. Наиболее важный вывод состоит в том, что наращивание доли

²⁷ Между переменными, отражающими доли федеральных госбанков и региональных госбанков, наблюдается очень сильная корреляция, что заставило нас построить две агрегированные модели: первую с федеральными, вторую — с региональными госбанками.

лишь частных столичных банков-резидентов в совокупных активах банковской системы ассоциировалось с повышением доли просроченных кредитов в кредитных портфелях, т.е. с ухудшением качества кредитов и повышением подверженности банков кредитному риску. Прирост доли таких банков на 1 проц. п. мог вызвать в среднем прирост доли просроченных кредитов на 0.10-0.18 проц. п. (модели ПМ4.22 и ПМ4.20 соответственно). Напротив, аналогичные приросты долей прочих банков на 1 проц. п. в активах банковской системы могли бы способствовать снижению доли просроченных кредитов в кредитах среднего банка на 0.25-0.38 проц. п., если такой прирост происходил за счет расширения федеральных госбанков, на 0.50-0.79 проц. п. — за счет наращивания позиций региональных банков, на 0.29-0.82 проц. п. — за счет повышения вовлеченности дочерних банков-нерезидентов.

Последнего, как показывают расчеты, реально не происходило. На посткризисном этапе развития доля дочерних банков нерезидентов сохранялась на уровне 12.5% с тенденцией к сокращению на порядка 0.04 проц. п. за квартал. Доля региональных госбанков находилась на уровне порядка 4%, увеличиваясь в среднем на 0.03 проц. п. за квартал. Соответственно, первое имело небольшой негативный, второе — небольшой позитивный эффекты на качество кредитных портфелей банков. Напротив, существенно более динамичным были процессы внутри федеральных госбанков — их доля на рынке росла в среднем на 0.19 проц. п. за квартал, что имело значительный положительный эффект на качество портфелей банков. Почти такой же сильный прирост доли на рынке испытывали частные столичные банки-резиденты — 0.16 проц. п. за квартал, однако, как показали наши модельные расчеты, такие прироста имели отрицательный эффект на устойчивость банков к кредитному риску.

Результаты текущих расчетов могут быть соотнесены с результатами оценок моделей с концентрацией групп банков, выделенных по критерию размера. Так, мы показывали, что эффект укрупнения банков из топ-30 по

активам на качество портфелей положительный, эффект банков с позицией с 31-й по 100-й (средних банков) — отрицательный. Очевидно, что в первом случае направление эффекту задают федеральные госбанки, во втором — частные столичные банки.

Расчеты границ безопасных наращиваний долей различных групп банков дали следующие результаты.

Первое: федеральные госбанки. Порог по наращиванию доли федеральных госбанков весьма близок к их текущему значению — он был оценен на уровне 45% при среднем значении по группе, равном 39% (Рисунок 24.а), и значении на 4 кв. 2012 г., равном 42% (Рисунок 23). Выше этого порога может произойти переключение от концепции «рыночная власть-устойчивость» к «рыночной власти-уязвимости». Порог по рыночной власти был оценен в 72%, что очень далеко от текущих значений, равных 14% в среднем по группе.

Заметим, что показатель Индекса Лернера на рынке кредитов для госбанков (14%) существенно ниже среднего по системе (49%). Однако, это не стоит трактовать, как слабость позиций госбанков на рынке кредитов, что было бы в корне неверным. Как уже отмечалось, [Fonseca, Gonzalez \(2010, С.897\)](#) утверждали, что, если *«риск высок, Индекс Лернера также будет высок независимо от рыночной власти»*. Очевидно, что госбанки имеет более низкую подверженность рискам, чем средний банк по системе и, тем более, средний частный столичный банк. Другими словами, мы можем констатировать, что госбанки, обладая доминирующей долей на рынке, устанавливают меньшую надбавку к цене кредитов, чем другие банки в банковской системе, что отражает меньшую рискованность их бизнес-моделей (меньшую премию за риск)²⁸. По крайней мере, расчеты показывают, что в группе банков с позицией в ранкинге по активам с 1-й по 30-ю

²⁸ Было бы странным считать, что крупнейшие банки в системе, которыми и являются госбанки, устанавливали бы большую, чем по системе в среднем, премию за риск. Это противоречило бы консенсусному мнению аналитиков о том, что госбанки менее рискованны, чем прочие банки. Цена кредита в госбанках

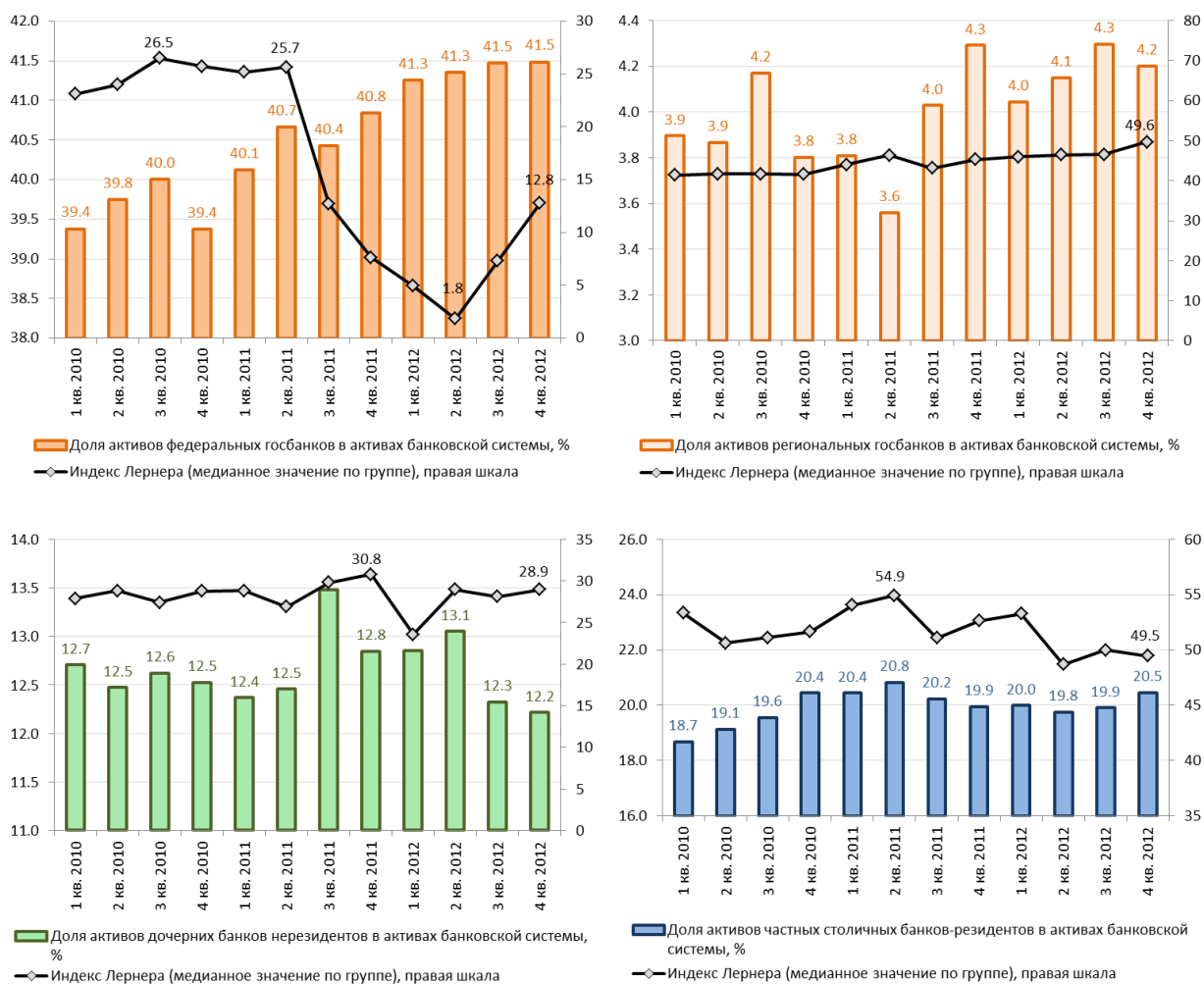


Рисунок 23. Доли различных групп банков, выделенных по критерию собственности и институциональной структуры, в активах банковской системы на посткризисном этапе развития

федеральные госбанки устанавливают одну из наименьших надбавок к цене кредитов, наряду с дочерними банками нерезидентов (Таблица П10.4, Панель А, [параграф П10.4](#), [Приложение 10](#)).

Напротив, частные столичные банки-резиденты и частные региональные банки-резиденты устанавливают наибольшую надбавку к цене кредитов — об этом свидетельствуют как значения Индекса Лернера в соответствующих группах, так и рассчитанные специально для сравнения значения Индикатора Буна (Таблица П10.4, Панель Б, [параграф П10.4](#), [Приложение 10](#)). В определенном смысле, такая картина может указывать

ниже, чем в прочих банках, однако, получить такой кредит существенно сложнее (госбанки предъявляют большие требования по обеспечению и т.п.).

на четко сегментированную нишевость кредитного рынка в России. Федеральные госбанки занимают нишу высококачественных заемщиков, предъявляют высокие требования к обеспечению по кредитам, отфильтровывая тем самым менее качественных заемщиков, однако для оставшихся устанавливая более привлекательную цену кредита, чем в среднем по рынку.

Напротив, частные банки занимают нишу более рискованного кредитования, принимая отфильтрованных госбанками — менее качественных — заемщиков и устанавливая для них цену по кредиту выше, чем по рынку в среднем. Особенно это касается региональных частных банков.

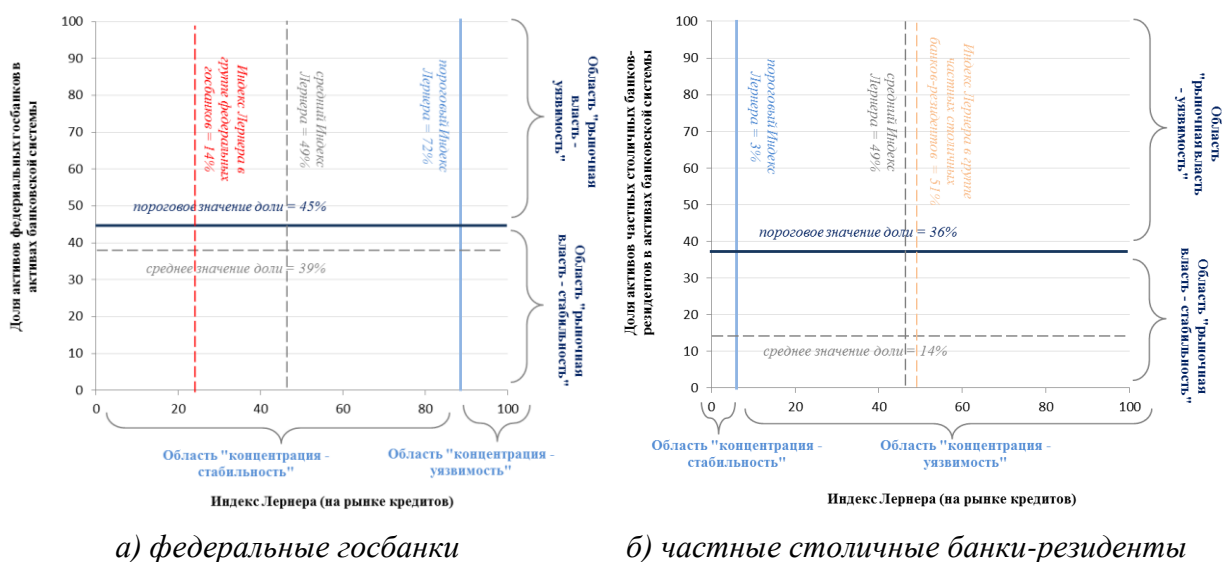
Такая ситуация говорит о том, что прямое сравнение значений Индексов Лернера (или любых других показателей рыночной власти) для разных банков неинформативно и, более того, может приводить к ошибочным выводам. Например, мы могли бы заключить, что госбанки обладают меньшей рыночной властью, чем частные банки. Корень подобных ошибок кроется в нишевости банковского бизнеса — сравниваемые банки могут принадлежать к разным нишам: более рискованной (частные банки) и менее рискованной (госбанки). Мы приходим к мысли о том, что эти ниши не пересекаются (или слабо пересекаются) и показатели рыночной власти в них несопоставимы (или мало сопоставимы) из-за структурно разного уровня риска. Прямому сравнению подлежат лишь банки, находящиеся внутри одной какой-либо ниши. Для сравнения банков из разных ниш требуется разработка риск-скорректированных показателей рыночной власти. Это должно быть предметом будущих исследований.

Второе: региональные госбанки. Порог по наращиванию доли региональных госбанков составил всего 6% при текущем значении, равном 4% (Рисунок П10.8, [параграф П10.4](#), [Приложение 10](#)). Порог по рыночной власти составил также, как и федеральных госбанков, 72% при существенно более высоком среднем — 46%.

Третье: частные столичные банки-резиденты. Порог по наращиванию доли частных столичных банков-резидентов был оценен на уровне

36% (Рисунок 24.б), что более чем вдвое превышает текущее среднее, равное 14% (заметим, что медиана по группе ощутимо выше — 20%). Порог по рыночной власти оказался практически незначимым, т.е. при любом уровне рыночной власти концентрация рассматриваемых банков оказывает негативный эффект на качество их кредитных портфелей.

Четвертое: дочерние банки нерезидентов. Порог по наращиванию доли дочерних банков нерезидентов оценен на уровне 17% (Рисунок П10.9, [параграф П10.4](#), [Приложение 10](#)), что немногим превышает текущее среднее по группе 12%. Порог по рыночной власти составил 75% при среднем по группе 31%.



Примечание: расчеты по модели ПМ4.22
(Таблица П10.3, [параграф П10.4](#), [Приложение 10](#))

Рисунок 24. Рыночная власть и доля активов федеральных госбанков и частных столичных банков-резидентов: границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску

Таким образом, наши расчеты показывают, что в текущих условиях Центральному банку вряд ли стоит способствовать укрупнению частных столичных банков без предварительного осуществления комплекса мер пруденциального характера, направленного на сокращение аппетитов таких банков к риску, стимулирования большей финансовой открытости и достоверности их финансовых показателей. Пока же этого не будет осу-

ществлено, не стоит ограничивать укрупнение госбанков и дочерних банков нерезидентов, поскольку такие укрупнения в среднем приводят к улучшению качества кредитных портфелей соответствующих банков, что имеет позитивный системный эффект для банковского сектора в целом.

Заключение

В работе был проведен комплексный анализ существующих методов оценки конкуренции в банковской системе и рыночной власти банков и были предложены различные способы идентификации связи между рыночной властью и устойчивостью банков на микроэкономическом уровне. В отличие от многих существующих работ, анализирующих связи между общеотраслевыми индикаторами конкуренции и микроэкономическими индикаторами устойчивости, в данной работе принципиально исследовалось воздействие рыночной власти на устойчивость банков на основе только микроэкономических индикаторов. Такой анализ обеспечивает большую уверенность в результатах эконометрического моделирования и более четкую интерпретацию выводов.

Для моделирования была сформирована панель данных по всем российским банкам, предоставлявшим отчетности по структуре активов (пассивов) и доходов (расходов) в Банк России на протяжении 1 кв. 2004 – 4 кв. 2012 гг.

Основной целью диссертационного исследования являлось определение характера, формы и каналов воздействия рыночной власти на устойчивость в условиях российской банковской системы в указанный период времени.

Поскольку конкуренция между банками, как и динамика рыночной власти банков, является сложным и многосторонним процессом, то не существует одного общепризнанного, наилучшего индикатора, позволяющего ее измерить. Следовательно, невозможно на основе какого-либо одного

индикатора конкуренции или рыночной власти строго идентифицировать их воздействие на устойчивость банков. Недостатком большинства современных работ является использование одного-двух индикаторов конкуренции или рыночной власти для анализа связи с устойчивостью на уровне различных стран, как развитых (Schaeck, Cihak, 2010), так и развивающихся (Turk Ariss, 2010), притом что таких индикаторов выделяется не менее 8 без учета различных модификаций. Неудивительно, что авторы этих работ часто приходят к противоположным выводам (первая из указанных работ находит подтверждение концепции положительного воздействия конкуренции в банковских системах ЕС и США на устойчивость отдельных банков, вторая — концепции отрицательной связи по данным 60 стран с развивающимся рынком).

В данном диссертационном исследовании удалось достичь большей полноты в понимании сути воздействия рыночной власти на устойчивость банков на примере российской банковской системы за счет:

- ✓ использования 4 альтернативных индикаторов рыночной власти (Индекса Лернера «рыночной надбавки» к цене кредита, Индикатора «эффективной конкуренции» Буна, *H*-статистики Панзара-Росса и Микроуровневой модификации Индекса концентрации Герфиндаля-Хиршмана);
- ✓ эконометрического анализа воздействия рыночной власти, измеренной этими четырьмя прокси-переменными, на устойчивость банков, вычисленную 2 альтернативными показателями — долей просроченных кредитов в совокупных кредитах (отражает качество кредитных портфелей и, соответственно, подверженность ключевому из рисков, кредитному) и Z-индексом устойчивости (показывает «расстояние до дефолта»).

Результаты моделирования, полученные на основе указанных 4-х индикаторов конкурентной силы и 2-х индикаторов подверженности рискам, показали, что воздействие рыночной власти на уровень риска россий-

ских банков в период 2005-2012 гг. имело прямую U-образную форму. Большая часть наблюдений (порядка $\frac{2}{3}$) была сосредоточена в области отрицательного воздействия рыночной власти на риск (концепция «рыночная власть-устойчивость», предложенная в [Keeley, 1990](#)), меньшая — в области положительного воздействия (концепция «рыночная власть-уязвимость», введенная в [Boyd, De Nicolo, 2005](#)).

Таким образом, в российской банковской системе доминирующим эффектом в указанный период оказался именно эффект концепции «рыночная власть-устойчивость»: повышение рыночной власти банков позволяло им наращивать свою переговорную силу с заемщиками, фильтровать менее качественных из них, добиваться более стабильных потоков процентных платежей по кредитам и, в итоге, формировать «буферы капитала», что непосредственно способствовало повышению их устойчивости к шокам.

На уровне банковской системы это говорит о том, что конкуренция воздействовала, в основном, негативно на устойчивость банковской системы. Негативный характер воздействия мог быть продиктован как объективными причинами²⁹, так и недобросовестными методами конкурентной борьбы³⁰.

В диссертации на данных по российским банкам было показано, что не все индикаторы рыночной власти дают одинаковые предсказания относительно эффекта рыночной власти на устойчивость банков в моделях линейного воздействия. Индекс Лернера приводил к выводу о справедливости концепции «рыночная власть-устойчивость», а Индикатор Буна — о релевантности альтернативной концепции. Обзор литературы показал, что авторы, использовавшие в своих работах либо Индекс Лернера, либо Ин-

²⁹ конкуренция приводит к сокращению прибыльности бизнеса и, соответственно, снижению возможности банков генерировать «буферы» капитала для повышения своей устойчивости к шокам

³⁰ вбрасывание в информационное пространство «черных списков» в периоды локальных кризисов ликвидности, какой-либо ложной информации о финансовом положении конкурентов с целью перераспределения клиентов в свою пользу; занижение цен на кредиты в сравнении с экономически обоснованными уровнями, демпинг; продвижение своих кандидатов на руководящие посты в потенциально привлекательные для поглощения бани с целью ухудшения их текущих позиций и т.п.

дикатор Буна приходили к абсолютно аналогичным эмпирическим выводам. Соответственно, одни утверждали, что конкуренция отрицательно воздействует на устойчивость банков, другие — положительно. Что было бы, если они совместили в своем анализе оба индикатора? Вопрос остается открытым. Но это позволяет утверждать, что противоречия в выводах большинства существующих работ вызваны не столько межстрановыми различиями в выборках банков (развитые или развивающиеся страны), сколько использованием внешне противоречащих друг другу индикаторов рыночной власти.

В диссертации на данных по российским банкам показано, что противоречие между обоими индикаторами снимается в моделях квадратичного воздействия рыночной власти на уровень риска банков — оба индикатора предсказывают U-образную форму. Кроме того, с помощью аппарата линейных регрессионных уравнений с лагированными объясняющими переменными показано, что конкуренция по Буну является предвестником будущего снижения конкуренции по Лернеру на основе идеи вытеснения с рынка менее эффективных банков более эффективными финансовыми институтами.

Доминирование эффекта «рыночная власть-устойчивость» над противоположным эффектом в период 2005-2012 гг. не гарантирует, что такое доминирование всегда будет сохраняться в будущем. Соотношение между ними подвижно во времени, поскольку оно отражает баланс между, с одной стороны, качественными и некачественными заемщиками и, с другой — устойчивыми и неустойчивыми банками. Качество заемщиков и устойчивость банков в России, как и в любой стране, определяется огромным спектром причин, макроэкономических, регуляторных, социальных и др.

Однако, в диссертации было показано, что в указанный период времени конкуренция в банковской системе имела тренд на усиление, а ры-

ночная власть банков — в целом на ослабление³¹. Кроме того, было показано, что эффект «рыночная власть-устойчивость» имел тенденцию к усилению. Таким образом, можно заключить, что усиление конкуренции в системе и усиление эффекта «рыночная власть-устойчивость» — два взаимосвязанных процесса. С этой точки зрения, если когда-либо в будущем произойдет изменение тренда в конкуренции с усиления на ослабление, то стоит ожидать усиления эффекта альтернативной концепции — «рыночная власть-уязвимость». Однако, когда это произойдет, заранее неизвестно. Нужно накапливать опыт анализа конкуренции в российской банковской системе и ее влиянии на устойчивость банков.

Выводы проведенного исследования могут быть полезны Банку России при осуществлении им политики пруденциального надзора за банками. В этом отношении проведенная работа, во-первых, позволила выявить пороговые значения по индикаторам рыночной власти, разделяющие положительное и отрицательное ее воздействие на устойчивость банков. Во-вторых, в работе было показано, как те или иные меры экономической политики государства способны усилить положительное или ослабить отрицательное воздействие рыночной власти на устойчивость банков.

Основные результаты и выводы работы.

В диссертации решены все поставленные задачи.

1. Обзор литературы по оценке уровня конкуренции в банковских системах позволил выявить «узкое место»: отсутствие достаточного количества микроэкономических индикаторов рыночной власти, использование которых в совокупности позволило бы с большей полнотой описать различные аспекты конкуренции между банками. Такие аспекты делятся на

³¹ Лишь в период кризиса 2008-2009 гг. рыночная власть банков росла (в первую очередь, крупнейших, с государственным участием в капитале). Однако, это было обусловлено не повышением эффективности банков, а, скорее, кризисными процессами в экономике и способами их решения государством, в частности, неравенством в доступе крупных и мелких банков к расширенной программе рефинансирования банков в ЦБ РФ. Поэтому кризисный рост рыночной власти вряд ли стоит ассоциировать с ростом устойчивости банков на общесистемном уровне. Тем более, что в кризис устойчивость банков снижалась ввиду системного ухудшения качества заемщиков.

прямые и косвенные. Прямые отражают особенности ценообразования и отражаются единственным из существовавших прежде микроэкономических индикаторов — Индексом Лернера. Косвенные аспекты связаны с возможностью более эффективных банков вытеснять с рынка менее эффективных соперников (отражается Индикатором Буна), спецификой чувствительности банков к ценам входящих ресурсов (измеряется *H*-статистикой Панзара-Росса) и др. Содержательного дезагрегирования Индикатора Буна и *H*-статистики с общеотраслевого на микроэкономический уровень до сих пор не производилось. Кроме того, Индекс Лернера в используемой в литературе форме мало применим для российской банковской системы.

2. Предложены новые спецификации эконометрических моделей для дезагрегирования общеотраслевых индикаторов конкуренции на микроэкономический уровень и оценены на панельных данных по российским банкам за период 1 кв. 2005 — 4 кв. 2012 гг. Для дезагрегирования предложена идея изучения причин межбанковской гетерогенности эффектов, заложенных в эти индикаторы, и выделения факторов, которые способны отразить эту гетерогенность. Показано, что наиболее работоспособными факторами являются показатели, отражающие параметры бизнес-моделей банков и склонности к риску: отношение капитала к активам банков, кредитная нагрузка на их активы, вовлеченность в рискованное розничное кредитование, диверсификация доходов на кредитные и некредитные и другие. Эконометрическое тестирование работоспособности этих факторов в рамках линейных эконометрических моделей на панельных данных позволило получить микроэкономические модификации Индикатора Буна и *H*-статистики Панзара-Росса и произвести расчеты их значений для всех банков во все кварталы наблюдений.

3. Была предложена новая модификация Индекса Лернера за счет коррекции рыночной надбавки к цене кредита на цену всех привлеченных банками средств, а не только с межбанковского рынка, как было принято в

литературе. Для расчета одной из компонент Индекса, предельных издержек по кредитам, была специфицирована функция издержек российских банков и оценена с помощью итеративного метода максимального правдоподобия в рамках подхода стохастической границы эффективности (SFA, Stochastic Frontier Analysis). На основе расчетов по этой модификации показано, что в России рыночные надбавки в ценах кредитов банков для населения и нефинансовых предприятий, с одной стороны, обратны масштабу банков и, с другой стороны, ниже в федеральных госбанках, чем в частных банках. Это показывает, что в российской банковской системе рынок кредитов не является единым — он поделен на ниши по принципу склонности банков и их заемщиков к риску. Госбанки занимают нишу менее рискованного кредитования: они предъявляют более жесткие требования к заемщикам, что (вместе с более дешевым фондированием) позволяет им устанавливать более конкурентоспособные процентные ставки по кредитам, удерживая тем самым заемщиков в своей нише («hold up» эффект). Напротив, частные банки занимают нишу более рискованного кредитования, компенсируя это повышенной премией за риск, что ведет к удорожанию кредитов и препятствует их проникновению в экономику. Кроме того, наличие таких малопересекающихся ниш указывает на необходимость введения норм дифференцированного пруденциального регулирования.

4. Были предложены новые спецификации эконометрических моделей линейного и нелинейного воздействия рыночной власти российских банков на уровни их риска и оценены на панельных данных за 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг. Оценки показали, что в условиях российской банковской системы в 2005-2012 гг., во-первых, такое воздействие имело U-образную форму. Это означает, что по мере движения от состояния монополистической конкуренции к граничным состояниям рынка (монополии или совершенной конкуренции) стабильность банковской системы могла сокращаться. Во-вторых, концепция «рыночная власть-устойчивость» доминировала над концепцией «рыночная власть-уязвимость»: в области релевантности

первой находилось порядка $\frac{2}{3}$ от общего числа банков с долей в совокупных активах банковской системы от 50% до 85% в зависимости от техники оценки воздействия и квартала наблюдений. Рассчитаны соответствующие оптимальные пороговые значения по индикаторам рыночной власти, разделяющие положительное и отрицательное ее воздействие на устойчивость банков. На эти расчеты могут опираться монетарные власти при разработке политики регулирования конкуренции в банковской системе.

5. Были предложены новые спецификации эконометрических моделей гетерогенного воздействия рыночной власти на эффективность издержек банков и эффективности — на уровень риска и оценены по данным российских банков за 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг. (*микроэкономическая гетерогенность*). Результаты расчетов показали, что эффективность издержек банков является работоспособным каналом трансмиссии эффекта рыночной власти на устойчивость банков. Это означает, что, стимулируя умеренное наращивание банками своей рыночной власти — в пределах оцененных порогов (до порядка 50-60% по Индексу Лернера), — Банк России мог бы добиться успехов сразу по двум направлениям. С одной стороны, будет повышаться эффективность издержек банков (ввиду удлинения сроков взаимоотношений с заемщиками, что предполагает сокращение расходов банков на их скрининг). С другой стороны, банки будут более склонны к сокращению своей подверженности кредитным рискам (для исключения роста своих репутационных рисков на рынке), что позитивно скажется на стабильности всей банковской системы.

6. Были предложены новые спецификации эконометрических моделей гетерогенного воздействия рыночной власти на устойчивость банков, в которых гетерогенность определяется мерами экономической политики государства, направленной на обеспечение стабильности финансового сектора (*общепотраслевая гетерогенность*). Модели оценены на панельных данных по российским банкам за 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг. Результаты расчетов показали, что

Во-первых, поспешная приватизация банков с государственным участием в капитале может привести, скорее всего, к повышению склонности к риску в банковской системе вследствие, во-первых, более высокой склонности частных банков к риску и, во-вторых, к еще более ограниченной конкурентоспособности частных банков в кредитовании крупных надежных заемщиков. Возможные способы расшивки этих «узких мест» — (а) установление дифференцированных взносов банков в АСВ с привязкой величины таких взносов к степени рискованности кредитных портфелей банков и (б) развитие рынка корпоративных облигаций, направленное на выравнивание доступа частных и государственных банков к разным категориям заемщиков (разного масштаба и качества).

Во-вторых, оценка порога по безопасному наращиванию Банком России размеров минимального капитала для действующих банков составила 350 млн. руб. (при текущих значениях, равных 180 млн. руб.). При этом, серией итеративных регрессионных расчетов было показано, что такой порог имеет тенденцию к росту на 50 млн. руб. в среднем за один год. Это указывает на то, что обсуждаемое в текущих условиях единовременное повышение регулятором планки по капиталу до 1 млрд. руб. с 2015 г. будет оказывать, скорее, негативный эффект на устойчивость банков к кредитному риску. Этот эффект может быть связан со слишком быстрым ростом концентрации на региональных рынках банковских услуг и, в первую очередь, тех из них, с которых после повышения планки должны будут уйти значительное количество местных (мелких) банков.

Список литературы

1. Анисимова А.И., Верников А.В. Структура рынка банковских услуг и ее влияние на конкуренцию (на примере двух российских регионов) // Деньги и Кредит, 2011. – №11. – С. 53-62.
2. Банк России. Отчет о развитии банковского сектора и банковского надзора в 2009 году. М.: 2010.
3. Белоусова В.Ю. Эффективность издержек однородных российских коммерческих банков: обзор проблемы и новые результаты // Экономический журнал Высшей школы экономики, 2009. – Т. 13. № 4. – С. 489-519.
4. Верников А.В. «Национальные чемпионы» в структуре российского рынка банковских услуг // Вопросы экономики, 2013. – №3. – С. 94-108.
5. Головань С.В. Факторы, влияющие на эффективность российских банков // Прикладная эконометрика, 2006. – №2(2). – С. 3-17.
6. Головань С.В., Карминский А.М., Пересецкий А.А. Эффективность российских банков с точки зрения минимизации издержек, с учетом факторов риска // Экономика и математические методы, 2008. – №44 (4). – С. 28-38.
7. Греф Г., Юдаева К. Российская банковская система в условиях глобального кризиса // Вопросы экономики, 2009. – №7. – С. 4-14.
8. Дробышевский С., Пащенко С. Анализ конкуренции в российском банковском секторе. Научные труды ИЭПП, 2006. – № 96. – 130 с.: ил. – (Научные труды / Ин-т экономики переходного периода. № 96). – ISBN 5-93255-196-8.
9. Евгеньев А. Почему иностранные банки покидают российский рынок? // Forbes, 23.11.2011. 2011.
10. Карминский А.М., Костров А.В. Моделирование вероятности дефолта российских банков: расширенные возможности // Журнал Новой экономической ассоциации, 2013. – № 1 (17). – С. 64-86.

11. Мамонов М.Е. Неструктурный подход к оценке уровня конкуренции в российском банковском секторе // Банковское дело, 2010. – №11. – С. 17-24.
12. Мамонов М.Е. Моделирование конкуренции в российском банковском секторе с использованием подхода Панзара–Росса: теоретический и прикладной аспекты // Прикладная эконометрика, 2010. – №20 (4). – С. 3-27.
13. Мамонов М.Е., Пестова А.А., Солнцев О.Г. Культ наличности в России: как его развенчать и к чему это приведет? // Вопросы экономики, 2011. – №7. – С. 79-101.
14. Мамонов М.Е. Влияние кризиса на прибыльность российского банковского сектора // Банковское дело, 2011. – №12. – С. 15-26.
15. Мамонов М.Е., Пестова А.А., Солнцев О.Г. Оценка системных эффектов от ужесточения пруденциального регулирования банковского сектора: результаты стресс-теста // Вопросы экономики, 2012. – №8. – С. 4-32.
16. Моисеев С.Р. Реалии монополистической конкуренции в российском банковском секторе // Современная конкуренция, 2007. – №1 (1). – С. 94-108.
17. Назин В.В. Изменение эффективности российских банков во время кризиса. Непараметрическая оценка // Прикладная эконометрика, 2010. – №20 (4). – С. 28-52.
18. Пересецкий А.А. Эконометрические методы в дистанционном анализе деятельности российских банков. М.: Издательский дом НИУ ВШЭ, 2012.
19. Сбербанк России. Обзор банковского сектора в странах ВЕ и СНГ. Центр макроэкономических исследований. 2012.
20. Соколов В.Н. Влияние ликвидности, предоставленной Центральным банком, на банки с высоким уровнем иностранных заимствований во время кризиса // Журнал Новой экономической ассоциации, 2012. – №12. – С. 51-78.

21. Солнцев О.Г., Пестова А.А., Мамонов М.Е. Стресс-тест: потребуется ли российским банкам новая поддержка государства? // Вопросы экономики, 2010. – №4. – С. 61-81.
22. Солнцев О.Г., Пестова А.А., Мамонов М.Е., Магомедова З.М. Опыт разработки системы раннего оповещения о финансовых кризисах и прогноз развития банковского сектора на 2011–2012 гг. // Журнал Новой экономической ассоциации, 2011. – № 4 (12). – С. 41-76.
23. Центр Макроэкономического Анализа и Краткосрочного Прогнозирования. Итоги 2012 года и прогноз социально-экономического развития на среднесрочную перспективу. Обзор макроэкономических тенденций №73. М.: 2010.
24. Admiraal P., Carree M. Competition and Market Dynamics on the Russian Deposits Market. ERIM Report Series in Research and Management, 25, 2000.
25. Agoraki M.E.K., Delis M.D., Pasiouras F. Regulations, competition and bank risk-taking in transition countries // Journal of Financial Stability, 7, 2011. p. 38-48.
26. Allen F., Gale D. Competition and Financial Stability // Journal of Money, Credit, and Banking, 36(3). 2004. p. 453-480.
27. Anzoategui D., Martínez Pería M.S., Melecky M. Bank competition in Russia: an examination at different level of aggregation // Emerging Markets Review, 13. 2012. p. 42-57.
28. Arellano M., Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations // Review of Economic Studies, 58. 1991. p. 277-297.
29. Arellano M., Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models // Journal of Econometrics, 68. 1995. p. 29-51.
30. Barros F., Modesto L. Portuguese banking sector: a mixed oligopoly? // International Journal of Industrial Organization, 17 (6). 1999. p. 869-886.
31. Beck T. Bank competition and financial stability: Friends or foes? Policy Research Working Paper Series 4656. The World Bank. 2008.

32. Beck T., Dermirguc-Kunt A., Levine R. Bank concentration, competition and crises: First results // *Journal of Banking and Finance*, 30 (5). 2006. p. 1581-1603.
33. Beck T., De Jonghe O., Schepens G. Bank competition and stability: Cross-country heterogeneity // *Journal of Financial Intermediation*, Elsevier, vol. 22(2). 2013. p. 218-244.
34. Berger A.N. 'Distribution-Free' estimates of efficiency in the U.S. banking industry and tests of the standard distributional assumptions // *Journal of Productivity Analysis*, 4. 1993. p. 261-292.
35. Berger A.N. The relationship between capital and earnings in banking // *Journal of Money, Credit and Banking*, 27 (2). 1995. p. 432-456.
36. Berger A.N., DeYoung R. Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of Banking and Finance*, 21 (6). 1997. p. 849-870.
37. Berger A.N., Hannan T.H. The efficiency cost of market power in the banking industry: A test of the «quiet life» and related hypotheses // *The Review of Economics and Statistics*, 80 (3). 1998. p. 454-465.
38. Berger A.N., Klapper L.F., Turk-Ariss R. Bank competition and financial stability // *Journal of Financial Services Research*, 35. 2009. p. 99-118.
39. Bertrand J. Book review of *theorie mathematique de la richesse sociale* and of *recherches sur les principes mathematiques de la theorie des richesses* // *Journal de Savants*, 67. 1883. p. 499–508.
40. Bikker J., Spierdijk L., Finnie P. Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry. DNB Working Papers 114, Netherlands Central Bank, Research Department. 2006.
41. Bikker J.A., Gorter J. Performance of the Dutch non-life insurance industry: competition, efficiency and focus. DNB Working Papers 164, Netherlands Central Bank, Research Department. 2008.
42. Bikker J.A., Shaffer S., Spierdijk L. Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium // *The Review of Economics and Statistics*, 94(4). 2012. p. 1025-1044.
43. Blundell R., Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models // *Journal of Econometrics*, 87. 1998. p. 115-143.

44. Bonin J.P., Hasan I., Wachtel P. Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries // *Journal of Banking and Finance*, 29. 2005. p. 31-53.
45. Boone J. A new way to measure competition // *Economic Journal*, 188. 2008. p. 1245-1261.
46. Boyd J.H., De Nicolo G. The theory of bank risk taking and competition revisited // *Journal of Finance*, 60. 2005. p. 1329-1343.
47. Boyd J.H., De Nicolo G., Jalal A.M. Bank risk-taking and competition revisited: New theory and new evidence. IMF Working Paper 06/297. 2006.
48. Bresnahan T. The oligopoly solution concept is identified // *Economics Letters*, 10. 1982. p. 87-92.
49. Brissimis S.N., Delis M.D. Bank-level estimates of market power // *European Journal of Operational Research*, 212(3). 2011. p. 508-517.
50. Carbó S., Humphrey D., Maudos J., Molyneux P. Cross-country comparisons of competition and pricing power in European banking // *Journal of International Money and Finance*, 28. 2009. p. 115-134.
51. Carletti E., Hartmann P., Spangnolo G. Bank mergers, competition, and liquidity // *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (5). 2007. p. 1067-1105.
52. Chernykh L., Cole R.A. Does deposit insurance improve financial intermediation? Evidence from the Russian experiment // *Journal of Banking and Finance*, 35(2). 2011. p. 388-402.
53. Claessens S., Laeven L. What Drives Bank Competition? Some International Evidence // *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3). 2004. p. 563-583.
54. Claessens S., Laeven L. Financial dependence, banking sector competition, and economic growth // *Journal of the European Economic Association*, 1. 2005. p. 179-207.
55. Cubillas E., Suarez N. Bank market power after a banking crisis: some international evidence // *The Spanish Review of Financial Economics*, 11. 2013. p. 13-28.

56. De Jonghe O., Vennet R.V. Competition versus efficiency: What drives franchise values in European banking? // *Journal of Banking and Finance*, 32 (9). 2008. p. 1820-1835.
57. De Nicolo G., Loukoianova E. Bank ownership, market structure, and risk. IMF Working Paper WP/07/215. 2007.
58. Delis M.D., Tsionas E.G. The joint estimation of bank-level market power and efficiency // *Journal of Banking and Finance*, 33(10). 2009. p. 1842-1850.
59. Delis M.D. Bank competition, financial reform, and institutions: The importance of being developed // *Journal of Development Economics*, 97(2). 2012. p. 450-465.
60. Demirgüç-Kunt A., Detragiache E. Does Deposit Insurance Increase Banking System Stability? An Empirical Investigation // *Journal of Monetary Economics*, 49. 2002. p. 1373-1406.
61. Demsetz H. Industry structure, market rivalry and public policy // *Journal of Law and Economics*, 16. 1973. p. 1-10.
62. Fiordelisi F., Marques-Ibanez D., Molyneux P. Efficiency and Risk in European Banking // *Journal of Banking and Finance*, №35. 2011. p. 1315–1326
63. Fonseca A.R., Gonzalez F. How bank capital buffers vary across countries: The influence of cost of deposits, market power and bank regulation // *Journal of Banking and Finance*, 34. 2010. p. 892-902.
64. Fries S., Taci A. Cost Efficiency of Banks in Transition: Evidence from 289 Banks in 15 Post-Communist Countries // *Journal of Banking and Finance*, 29. 2005. p. 55-81.
65. Fu X., Heffernan S. The Effects of Reform on China's Bank Structure and Performance // *Journal of Banking and Finance*, 33 (1). 2009. p. 39-52.
66. Fungáčová Z., Weill L. Does competition influence bank failures? // *The Economics of Transition*, The European Bank for Reconstruction and Development, vol. 21(2). 2013. p. 301-322.
67. Goldberg L.G., Rai, A. The Structure-Performance Relationship for European Banking // *Journal of Banking and Finance*, 20. 1996. p. 617-645.

68. Hicks J. Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly // *Econometrica*, 3. 1935. p. 1-20.
69. Hauswald R., Marquez R. Competition and Strategic Information Acquisition in Credit Markets // *Review of Financial Studies*, Society for Financial Studies, 19 (3). 2006. p. 967-1000.
70. Hellmann T.F., Murdock K.C., Stiglitz J.E. Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough? // *American Economic Review*, 90 (1). 2000. p. 147-165.
71. Hughes J.P., Lang W.W., Mester L.J., Moon C.-G., Pagano M. S. Do bankers sacrifice values to build empires? Managerial incentives, industry consolidation, and financial performance // *Journal of Banking and Finance*, 27. 2003. p. 417-447.
72. Jimenez G., Lopez J.A., Saurina J. How does competition affect bank risk taking? Banco de Espana, Working Papers Series №1005. 2010.
73. Karas A., Schoors K., Weill L. Are private banks more efficient than public banks? // *The Economics of Transition*, The European Bank for Reconstruction and Development, 18(1). 2010. p. 209-244.
74. Karas A., Pyle W., Schoors K. Deposit Insurance, Banking Crises, and Market Discipline: Evidence from a Natural Experiment on Deposit Flows and Rates // *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, 45(1). 2013. p. 179-200.
75. Karminsky A., Kostrov A., Murzenkov T. Comparison of default probability models: Russian experience. National Research University Higher School of Economics, Working Papers WP BRP 06/FE/2012. 2012.
76. Keeley M. Deposit insurance, risk and market power in banking // *American Economic Review*, 80. 1990. p. 1183-1200.
77. Koetter M., Poghosyan T. The identification of technology regimes in banking: Implications for the market power – fragility nexus // *Journal of Banking and Finance*, 33. 2009. p. 1413-1422.
78. Koetter M., Kolari L.W., Spierdijk L. Enjoying the Quiet Life under Deregulation? Evidence from Adjusted Lerner Indices for U.S. Banks // *The Review of Economics and Statistics*, 94 (2). 2012. p. 462-480.

79. Kumbhakar S.C., Peresetsky A.A. Cost efficiency of Kazakhstan and Russian banks: Results from competing panel data models // *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 6 (1). 2013. p. 88-113.
80. Kwan S., Eisenbeis R. Bank risk, capitalization and operating efficiency // *Journal of Financial Services Research*, №12. 1997. p. 117-131.
81. Lau L. On Identifying the degree of competitiveness from industry price and output data // *Economics Letters*, 10. 1982. p. 93-99.
82. Lerner A.P. The concept of monopoly and the measurement of monopoly power // *Review of Economic Studies*, 1. 1934. p. 157-175.
83. Louzis D.P., Vouldis A.T., Metaxas V.L. Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios // *Journal of Banking and Finance*, 36(4). 2011. p.1012-1027.
84. Martinez-Miera D., Repullo R. Does competition reduce the risk of bank failure? Unpublished manuscript, CEMFI. 2007.
85. Martinez-Miera D., Repullo R. Does competition reduce the risk of bank failure? // *Review of Financial Studies*, 23 (10). 2010. p. 3638-3664.
86. Mason E. Price and production policies of large-scale enterprise // *American Economic Review*, 29. 1939. p. 61-74.
87. Maudos J., Fernandez de Guevara J. The cost of market power in banking: Social welfare loss vs. cost inefficiency // *Journal of Banking and Finance*, 31. 2007. p. 2103-2125.
88. Mirzaei A., Moore T., Guy L. Does market structure matter on banks' profitability and stability? Emerging vs. advanced economies // *Journal of banking and finance*, 37. 2013. p. 2920-2937.
89. Olivero M.P., Li Y., Jeon B.,N. Competition in banking and the lending channel: Evidence from bank-level data in Asia and Latin America // *Journal of Banking & Finance*, 35(3). 2011. p. 560-571.
90. Panzar J.C., Rosse J.N. Testing for monopoly equilibrium // *The Journal of Industrial Economics*, 35 (4). 1987. p. 443-456.

91. Peresetsky A.A. Bank cost efficiency in Kazakhstan and Russia. BOFIT Discussion Papers 1/2010, Bank of Finland, Institute for Economies in Transition. 2010.
92. Pestova A., Mamonov M. Macroeconomic and bank-specific determinants of credit risk: Evidence from Russia. EERC Working paper №13/10E. 2013.
93. Quagliariello M. Banks' Riskiness over the Business Cycle: A Panel Analysis on Italian Intermediaries // *Applied Financial Economics*, 17 (2). 2007. p. 119-138.
94. Roodman D. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata // *Stata Journal*, 9 (1). 2009. p. 86-136.
95. Roy A.D. Safety First and the Holding of Assets // *Econometrica*, 20 (3). 1952. p. 431-449.
96. Salas V., Saurina J. Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks // *Journal of Financial Services Research*, 22 (3). 2002. p. 203-224.
97. Schaeck K., Cihak M., Wolfe S. Are more competitive banking systems more stable? IMF Working Paper, 06/143. 2006.
98. Schaeck K., Cihak M. Banking competition and capital Ratios. IMF Working Paper, 07/216. 2007.
99. Schaeck K., Cihak M. Competition, Efficiency, and Stability in Banking // *Financial Management*, 43 (1). 2010. p. 215-241.
100. Shaffer S., DiSalvo J. Conduct in a banking duopoly // *Journal of Banking and Finance*, 18. 1994. p. 1063-1082.
101. Soedarmono W., Machrouh F., Tarazi A. Bank competition, crisis and risk taking: Evidence from emerging markets in Asia // *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 23. 2013. p. 196-221.
102. Solís L., Maudos J. The social costs of bank market power: evidence from Mexico // *Journal of Comparative Economics* 36(3). 2008. p. 467-488.
103. Tabak B., Fazio D., Cajueiro D. The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter? // *Journal of Banking and Finance*, 36 (12). 2012. p. 3366-3381.

104. Turk-Ariss R. On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries // Journal of Banking and Finance, 34 (4). 2010. p. 765-775.
105. Uhde A., Heimeshoff U. Consolidation in Banking and Financial Stability in Europe: Empirical Evidence .. Journal of Banking & Finance, 33 (7). 2009. p. 1299-1311.
106. Vernikov A. Russian banking: The state makes a comeback? BOFIT Discussion Papers 24/2009, Bank of Finland, Institute for Economies in Transition. 2009.
107. Williams J. Efficiency and market power in Latin American banking // Journal of Financial Stability, 8. 2012. p. 263-276.
108. Yeyati E., Micco A. Concentration and foreign penetration in Latin American banking sector: Impact on competition and risk // Journal of Banking and Finance, 31. 2007. p. 1633-1647.

Приложение 1. Вспомогательные расчеты для альтернативных оценок конкуренции и рыночной власти

П1.1 Оценка эмпирического уравнения операционных издержек российских банков: подход стохастической границы эффективности

Для оценки предельных издержек российских банков по кредитам и SFA-индексов эффективности издержек было специфицировано уравнение:

$$\begin{aligned}
 \ln OC_{it} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \cdot \ln Y_{j,it} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{l=1}^3 \beta_{kl} \cdot \ln Y_{k,it} \cdot \ln Y_{l,it} + \\
 & + \sum_{m=1}^3 \gamma_m \cdot \ln P_{m,it} + \frac{1}{2} \sum_{r=1}^3 \sum_{q=1}^3 \gamma_{rq} \cdot \ln P_{r,it} \cdot \ln P_{q,it} + \\
 & + \sum_{s=1}^3 \sum_{u=1}^3 \delta_{su} \cdot \ln Y_{s,it} \cdot \ln P_{u,it} + \\
 & + \sum_{j=1}^3 \varphi_j \cdot \ln Y_{j,it} \cdot TREND + \sum_{m=1}^3 \psi_m \cdot \ln P_{m,it} \cdot TREND + \\
 & + \alpha_1 \cdot TREND + \alpha_2 \cdot TREND^2 +
 \end{aligned}
 \tag{П1.1}$$

$$\begin{aligned}
& + \mu_1 \cdot \ln \frac{EQ_{it}}{TA_{it}} + \mu_2 \cdot \left(\ln \frac{EQ_{it}}{TA_{it}} \right)^2 + \\
& + \sum_{j=1}^3 \rho_j \cdot \ln Y_{j,it} \cdot \ln \frac{EQ_{it}}{TA_{it}} + \sum_{m=1}^3 \xi_m \cdot \ln P_{m,it} \cdot \ln \frac{EQ_{it}}{TA_{it}} + \\
& + \eta \cdot TREND \cdot \ln \frac{EQ_{it}}{TA_{it}} + v_{it} + u_{it}
\end{aligned}$$

где для банка i в момент времени t :

- OC_{it} — операционные издержки (в годовом выражении);
- $Y_{j,it}$ — j -ый выпуск ($j = 1 \dots N, N = 3$): совокупные кредиты (без учета кредитов государству и межбанковских кредитов), сумма вкладов населения и нефинансовых предприятий, комиссионные доходы (прокси-переменная для масштаба забалансовых операций банка);
- $P_{m,it}$ — цена m -ого входящего ресурса ($m = 1 \dots N, N = 3$): привлеченных средств, расходов на персонал и прочих расходов, не связанных с персоналом и привлеченными средствами (как прокси-переменная для физического капитала банка);
- $\frac{EQ_{it}}{TA_{it}}$ — отношение собственного капитала к совокупным активам;
- $TREND$ — временной тренд. Для учета немоного характера технического прогресса, накладывающего определенные ограничения на возможности банков сокращать свои издержки, кроме линейной компоненты была рассмотрена также квадратичная компоненты тренда. Для учета не нейтрального характера технического прогресса, отражающегося в различной затратоемкости тех или иных выпусков или факторов производства банков на разных стадиях макроэкономического цикла, в состав уравнения были включены также попарные произведения соответствующих переменных и тренда;
- β — параметры, подлежащие оценке;
- $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it}$, где $v_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$ — идиосинкратический шок; u_{it} — компонента неэффективности, $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ (v_{it} и u_{it} независимы).

Эффект u_{it} определяет расстояние до границы производственных возможностей (наилучшей банковской практики).

Аналогичные спецификации были использованы, например, в [Schaeck, Cihak \(2010\)](#), [Turk Ariss \(2010\)](#), [Fiordelisi et al. \(2011\)](#).

Мы предполагаем, что обе компоненты регрессионной ошибки в уравнении (П1.1) могут быть подвержены гетероскедастичности и автокорреляции ввиду значительных различий в масштабах российских банков, их склонностях к риску, нацеленности на различные ниши банковского рынка и т.п. Поэтому мы попытались учесть эти эффекты с помощью введения двух дополнительных регрессий, объясняющих дисперсии соответственно обеих компонент регрессионной ошибки идентичным набором факторов. В качестве таких факторов мы использовали фиктивные переменные собственности и институциональной принадлежности банков (госбанки, дочерние банки нерезидентов, частные столичные банки-резиденты и частные региональные банки-резиденты), а также следующие три переменные, отражающие рискованность бизнес-моделей банков: доля просроченных кредитов в совокупных кредитах, доля абсолютно ликвидных активов в совокупных активах и отношение собственного капитала к совокупным активам:

$$v_{it} = \lambda_{v,i} + \sum_{j=1}^K \vartheta_{v,j} \cdot X_{j,it} + \varepsilon_{v,it} \quad (\text{П1.2})$$

$$u_{it} = \lambda_{u,i} + \sum_{j=1}^K \vartheta_{u,j} \cdot X_{j,it} + \varepsilon_{u,it} \quad (\text{П1.3})$$

где $X_{j,it}$ — набор объясняющих факторов (риски и тип собственности).

При включении переменных риска в уравнения дисперсии компоненты (не)эффективности мы предполагаем, что более рискованные бизнес-модели банков приводят к более волатильным показателям эффективности издержек банков. В этом отношении мы следуем опыту работы [Ка-](#)

ras et al. (2010) и их подходу к инкорпорированию переменных риска и типа собственности в функцию издержек³².

На функцию издержек были наложены стандартные условия постоянной отдачи от масштаба цен входящих ресурсов:

$$\sum_{m=1}^3 \gamma_m = 1; \sum_{q=1}^3 \gamma_{rq} = 0 \quad \forall r = 1...3; \sum_{u=1}^3 \delta_{su} = 0 \quad \forall s = 1...3; \sum_{m=1}^3 \psi_m = 0 \quad (\text{П1.4})$$

Для обеспечения устойчивости эмпирических выводов были рассмотрены несколько различных интерпретаций компоненты u_{it} .³³

В рамках *подхода стохастической границы эффективности* (SFA, Stochastic Frontier Analysis)³⁴ были произведены две серии расчетов параметров функции (П1.1) при следующих предположениях:

- $u_{it} \sim i.i.d.N^+(0, \sigma_u^2)$ — случайная величина, имеющая полунормальное распределение с нулевым средним и дисперсией σ_u^2 ;
- $u_{it} \sim i.i.d.N^+(\vartheta, \sigma_u^2)$ — случайная величина, имеющая усеченное в нуле нормальное распределение с ненулевым средним и дисперсией σ_u^2 .

Отличие предположений относительно конкретных параметров распределения состоит в том, что во втором случае банкам приписывается некий средний априори постоянный уровень неэффективности (ϑ).

³² Мы также проводили расчеты в предположении гомоскедастичности регрессионной ошибки. Результаты не претерпели качественных изменений.

³³ Другие возможные спецификации функции издержек для оценки эффективности российских банков представлены в работах Головань и др. (2008), Назин (2010), Peresetsky (2010) и многие другие.

³⁴ Одним из наиболее близких к SFA-подходу является так называемый *подход без спецификации распределения* компонент неэффективности (DFA, Distribution Free Approach), см. Berger (1993). В этом подходе обычно производится серия расчетов параметров эмпирической функции издержек в предположении о том, что $u_{it} = u_i$ — фиксированный эффект, отражающий некий постоянный в течение заданного промежутка времени уровень неэффективности банка i .

Для того чтобы получить DFA-оценки эффективности для каждого банка в каждый момент времени в выборке и обеспечить тем самым их сопоставимость с SFA-оценками, фиксированные эффекты u_i могут быть оценены, например, в серии последовательных панельных регрессий по скользящим четверым кварталам. Результаты оценки компоненты u_i могут быть приписаны четвертому кварталу в каждом наборе скользящих четырех кварталов.

В рамках данного исследования были проведены оценки в рамках как SFA-, так и DFA-подходов, однако, они не дали качественно различных результатов, поэтому было решено использовать в дальнейшем лишь SFA-индексы.

Параметры функции (П1.1) оценивались с помощью метода максимального правдоподобия (ML, Maximum Likelihood) в рамках подхода SFA и с помощью метода наименьших квадратов (OLS, Ordinary Least Squares) в предположении наличия фиксированных эффектов в рамках подхода DFA в пакете STATA 11.2.

Заметим, что пакетом STATA предусмотрена оценка систем наподобие уравнений (П1.1)-(П1.3) только для случая полунормального распределения компоненты (не)эффективности регрессионной ошибки.

На основе полученных оценок компонент неэффективности издержек \hat{u}_{it} были построены SFA-индексы эффективности для каждого банка i в каждый момент времени t :

$$SFA_{it} = e^{-\hat{u}_{it}} \in (0, 1) \quad (\text{П1.5})$$

Оценки производились на панели данных по российским банкам за период 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг. (подробнее описание панели представлено во Введении и в Разделе 1).

Подчеркнем, что мы оцениваем эффективность именно операционных, а не совокупных издержек. Для этого из совокупных расходов были исключены:

- процентные расходы (кроме ценных бумаг) — для исключения искажающего воздействия на эффективность со стороны различий в рыночной власти банков (ценообразовании на финансовые услуги), см. Berger, DeYoung (1997);
- расходы, связанные с переоценкой средств в валюте³⁵ и ценных бумаг, составляющие в среднем порядка половины всех расходов и отражающих не эффективность, а вовлеченность банка в валютный и фондовый рынки;
- расходы по начислению средств в резервы под потери, которые подвержены циклическим колебаниям и отражают не эффективность

³⁵ В работе [Моисеев \(2007\)](#) указывается на существенную долю валютных доходов (расходов) в совокупных доходах (расходах) российских банков. Автор называет их «валютными брокерами».

используемых банком технологий, а его подверженность кредитному риску.

Результаты оценок представлены в Таблице П1.1. Во втором столбце таблицы расположены оценки, произведенные в предположении полунормальности распределения компонент эффективности — см. модель ПМ1.1 «SFA-halfN» (от англ. half — половина). В третьем столбце расположены оценки, осуществленные при предположении об усеченном в нуле нормальном распределении компонент неэффективности — см. модель ПМ1.2 «SFA-trunN» (от англ. truncated — усеченный). Большинство переменных в обеих моделях оказывает значимое воздействие на совокупные издержки, в том числе переменные, связанные с временным трендом. *P*-значение в тесте на отсутствие значимого воздействия переменной тренда и ее попарных произведений с остальными факторами составило 0.000, т.е. такое воздействие имело место и было высоко значимым в период 2005-2012 гг.

Оценки SFA-индексов в обоих уравнениях оказались весьма близки, несмотря на различные формы компонент (не)эффективности. Так, в 25-ом процентиле значения этих индексов составили 54.8% и 53.8% соответственно; в 50-ом процентиле — 72.9% и 73.6%; в 75-ом процентиле — 82.4% и 83.3%. Таким образом, медианному банку в выборке требуется преодолеть 36-37% $((1-0.736)/0.736; (1-0.729)/0.729)$ от своих текущих значений SFA-индексов для достижения границы эффективности.

Таблица П1.1 – Результаты оценки параметров транслогарифмической функции издержек российских банков в рамках SFA-подхода (за период 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Модели	ПМ1.1 «SFA-halfN» (базовая)	ПМ1.2 «SFA-trunN»
Зависимая переменная — операционные издержки [†] (в логарифмах)			
<i>Выпуски банков</i>			
Кредиты		–0.001 (0.041)	0.256*** (0.019)
Депозиты		0.250*** (0.026)	0.113*** (0.015)
Комис.доходы		0.342*** (0.025)	0.288 (0.015)
<i>Цены входящих ресурсов</i>			
Привл.средства		0.161*** (0.024)	0.082*** (0.014)
Персонал		0.440*** (0.027)	0.512*** (0.018)
Прочие расходы		0.399*** (0.022)	0.406*** (0.016)
<i>Перекрестные эффекты</i>			
по выпускам			
Кредиты × Кредиты		0.180*** (0.010)	0.021*** (0.001)
Кредиты × Депозиты		–0.155*** (0.010)	–0.020*** (0.004)
Кредиты × Комис.доходы		–0.067*** (0.008)	–0.023*** (0.004)
Депозиты × Депозиты		0.112*** (0.004)	0.103*** (0.002)
Депозиты × Комис.доходы		–0.022*** (0.005)	–0.042*** (0.004)
Комис.доходы × Комис.доходы		0.042*** (0.003)	0.038*** (0.002)
по ценам входящих ресурсов			
Привл.средства × Привл.средства		0.020*** (0.002)	0.004** (0.001)
Привл.средства × Персонал		–0.045*** (0.006)	–0.005 (0.004)
Привл.средства × Прочие расходы		0.005 (0.004)	–0.002 (0.003)
Персонал × Персонал		0.037*** (0.004)	0.012*** (0.003)
Персонал × Прочие расходы		–0.030*** (0.006)	–0.019*** (0.005)
Прочие расходы × Прочие расходы		0.012*** (0.003)	0.011*** (0.002)
по выпускам и стоимостям факторов производств			
Кредиты × Привл.средства		–0.038*** (0.008)	–0.003 (0.004)
Кредиты × Персонал		0.130*** (0.011)	0.080*** (0.006)
Кредиты × Прочие расходы		–0.092*** (0.008)	–0.077*** (0.005)

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Модели	ПМ1.1 «SFA-halfN» (базовая)	ПМ1.2 «SFA-trunN»
Депозиты × Привл.средства		0.001 (0.006)	–0.009*** (0.003)
Депозиты × Персонал		–0.010 (0.008)	–0.044*** (0.005)
Депозиты × Прочие расходы		0.009 (0.006)	0.053*** (0.004)
Комис.доходы × Привл.средства		0.015*** (0.005)	0.001 (0.003)
Комис.доходы × Персонал		–0.022*** (0.006)	–0.031*** (0.004)
Комис.доходы × Прочие расходы		0.007 (0.005)	0.031*** (0.003)
Временной тренд		–0.01811*** (0.00249)	–0.01107*** (0.00184)
Временной тренд (в квадрате)		0.00042*** (0.00004)	0.00027*** (0.00003)
Привл.средства × Тренд		–0.0004 (0.0005)	–0.0005 (0.0003)
Персонал × Тренд		0.0003 (0.0005)	0.0025*** (0.0004)
Прочие расходы × Тренд		0.0002 (0.0004)	–0.0019*** (0.0003)
Кредиты × Тренд		–0.0051*** (0.0009)	–0.0054*** (0.0005)
Депозиты × Тренд		0.0028*** (0.0007)	0.0033*** (0.0004)
Комис.доходы × Тренд		–0.0004 (0.0005)	–0.0014*** (0.0003)
<i>Контрольный микроэкономический фактор</i>			
Отношение собственного капитала к активам		0.359*** (0.034)	0.372*** (0.020)
Отношение собственного капитала к активам (в квадрате)		0.072*** (0.007)	0.067*** (0.004)
<i>Перекрестные эффекты контрольного микроэкономического фактора и выпусков</i>			
Кредиты × Отношение собственного капитала к активам		–0.102*** (0.015)	0.041*** (0.005)
Депозиты × Отношение собственного капитала к активам		–0.054*** (0.010)	–0.186*** (0.005)
Комис.доходы × Отношение собственного капитала к активам		–0.004 (0.007)	0.001 (0.004)
<i>Перекрестные эффекты контрольного микроэкономического фактора и цен входящих ресурсов</i>			
Привл.средства × Отношение собственного капитала к активам		0.022*** (0.007)	0.025*** (0.004)
Персонал × Отношение собственного капитала к активам		–0.162*** (0.008)	–0.085*** (0.005)
Прочие расходы × Отношение собственного капитала к активам		0.140*** (0.007)	0.060*** (0.004)
Тренд × Отношение собственного капитала к активам		0.0027*** (0.0007)	0.0041*** (0.0004)
Константа		–2.842*** (0.069)	–3.020*** (0.043)
Зависимая переменная — дисперсия компоненты v идиосинкратического шока (в логарифмах)			
Госбанки		–0.166 (0.111)	

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Модели	ПМ1.1 «SFA-halfN» (базовая)	ПМ1.2 «SFA-trunN»
Дочерние банки нерезидентов		-1.630*** (0.334)	
Частные региональные банки-резиденты		-0.463*** (0.061)	
Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах		0.023 (0.017)	
Отношение собственного капитала к совокупным активам		1.362*** (0.059)	
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов		-0.250*** (0.039)	
Константа		-6.064*** (0.183)	
Зависимая переменная — дисперсия компоненты неэффективности u (в логарифмах)			
Госбанки		-0.434*** (0.047)	
Дочерние банки нерезидентов		0.655*** (0.056)	
Частные региональные банки-резиденты		-1.245*** (0.033)	
Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах		-0.009 (0.009)	
Отношение собственного капитала к совокупным активам		-1.215*** (0.075)	
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов		-0.004 (0.021)	
Константа		2.576*** (0.176)	
Число наблюдений		16692	24664
Значение логарифма функции правдоподобия (Log likelihood)		-7586.919	-14341.2
P -значение теста Вальда на (не)значимость уравнения в целом		0.000	0.000
H_0 : суммарное воздействие компонент, связанных с временным трендом, незначимо		chi2(8) = 221.25 Prob > chi2 = 0.0000	chi2(8) = 409.97 Prob > chi2 = 0.0000
Значения SFA-индекса в:			
25-м процентиле		54.8	53.8
50-м процентиле		72.9	73.6
75-м процентиле		82.4	83.3

Примечание: Модели ПМ1.1-ПМ1.2 оценивались с помощью метода максимального правдоподобия (maximum likelihood estimation technique) в рамках анализа стохастической границы эффективности (SFA, Stochastic Frontier Analysis) банков, входящих в выборку. В модели ПМ1.1 предполагается, что компоненты неэффективности издержек банков распределены в соответствии с полунормальным распределением в положительной области, в модели ПМ1.2 – в соответствии с усеченным в нуле нормальным распределением в положительной области.

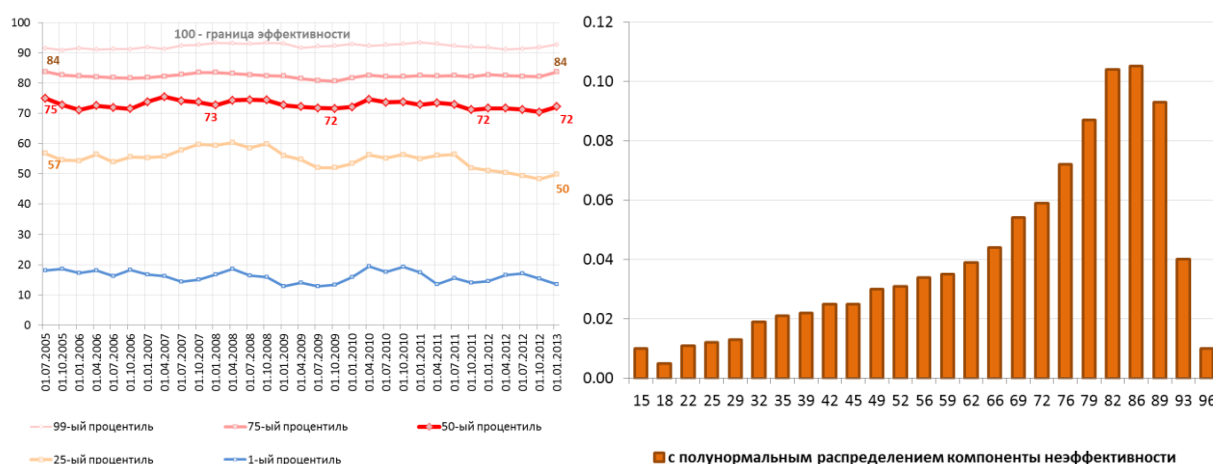
***, ** и * – оценка коэффициента значима на 1%, 5% и 10% уровне. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

‡ — совокупные доходы за вычетом процентных доходов и отрицательных переоценок ценных бумаг и средств в иностранной валюте, а также расходов по начислению резервов под возможные потери.

Моделью ПМ1.1 предсказывается, что (не)эффективность госбанков в меньшей степени подвержена волатильности, чем (не)эффективность референтной группы, в качестве которой были выбраны частные столичные банки-резиденты. Это отражает повышенную устойчивость госбанков к шокам — специфическая черта российской банковской системы. Напротив, как это ни странно, (не)эффективность дочерних банков нерезидентов более волатильна, чем в референтной группе. Это может отражать факт того, что существенная часть таких банков вошла на российский рынок непосредственно перед кризисом — в 2007 г., т.е. не в самое удачное время для развития бизнеса, и стали развивать розничное направление (более доходное), а не корпоративное (которое традиционно более понятно для иностранцев). Часть таких банков, столкнувшись с убытками во время кризиса, утратила интерес к развитию бизнеса в России и была вынуждена покинуть рынок в пост-кризисных условиях (Барклайс банк, Сведбанк, HSBC и др., см. [Евгеньев, 2011](#)). Далее, из трех переменных риска значимое воздействие на волатильность (не)эффективности оказывает лишь одна — отношение собственного капитала к совокупным активам. Эта переменная вошла в состав уравнения с отрицательным знаком (чем выше такое отношение и, соответственно, меньше финансовый рычаг, тем менее волатильны показатели (не)эффективности). Другими словами, мы не нашли подтверждений тому, что доля просроченных кредитов или ликвидность может влиять на волатильность (не)эффективности.

Динамика построенных SFA-индексов в различных процентилях выборки банков за период 2005-2012 гг. представлена на Рисунках П1.1.а (для случая полунормального распределения компонент неэффективности) и П1.2.а (для случая усеченного в нуле нормального распределения). Интересно, но в первом случае практически не наблюдается каких-либо трендов в динамике эффективности медианного банка в периоды до, во время и после кризиса 2008-2009 гг. Можно было ожидать, например, сокращения эффективности перед кризисом (на фоне перегрева кредитного рынка и

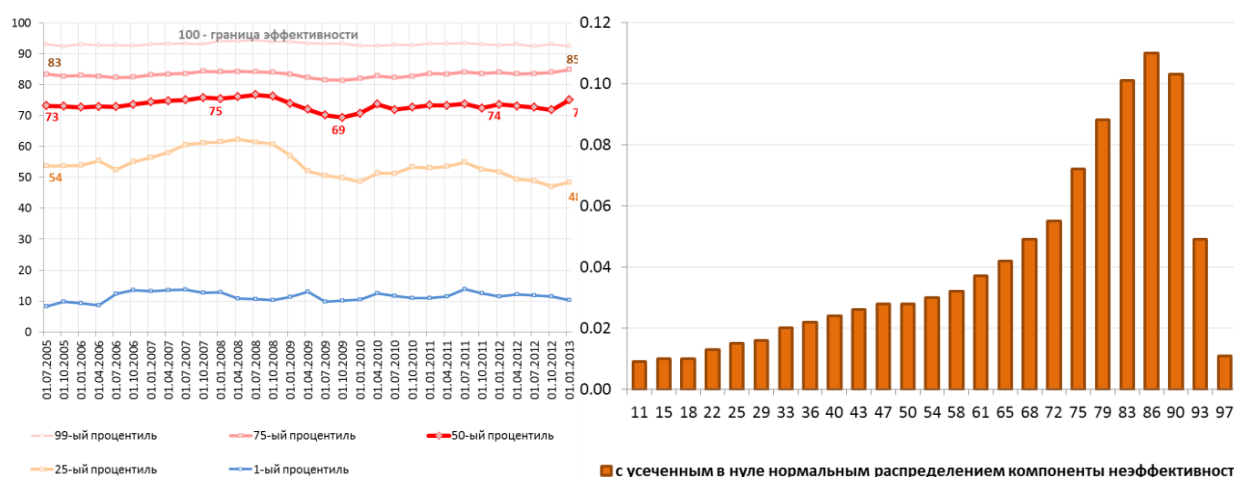
общей волны оптимизма, в том числе, среди банкиров, проявляющегося в повышении их склонности к завышенным издержкам на содержание аппарата управления). Напротив, во время кризиса можно было ожидать повышения эффективности (за счет сокращения зарплат сотрудников и прочих расходов). Однако, в кризис этого не наблюдалось: SFA-индекс медианного банка сократился с 74% до 72% в первом из двух случаев



а) Динамика индекса SFA в различных процентилях выборки банков

б) Гистограмма распределения банков по SFA-индексу

Рисунок П1.1. Динамика и гистограмма распределения банков по SFA-индексу в предположении полунормального распределения компонент неэффективности банков (в среднем за период 2005-2012 гг.)



а) Динамика индекса SFA в различных процентилях выборки банков

б) Гистограмма распределения банков по SFA-индексу

Рисунок П1.2. Динамика и гистограмма распределения банков по SFA-индексу в предположении усеченного в нуле нормального распределения компонент неэффективности банков (в среднем за период 2005-2012 гг.)

(причем дальше — на посткризисном этапе — он практически не восстановился) и с 78% до 69% во втором случае (правда, с восстановлением затем до 75% к концу 2012 г.). Сокращение эффективности в кризис может быть объяснено необходимостью нести дополнительные издержки, связанные с ростом просроченной задолженности населения и нефинансовых предприятий по ранее взятым кредитам (начисление дополнительных резервов под потери, работа с коллекторами и др.).

Динамики эффективности в более эффективных банках (например, в 75-ом процентиле) и в менее эффективных банках (например, в 25-ом процентиле) в обоих случаях демонстрируют схожие тенденции. В первом случае это плавный тренд на рост эффективности в промежутке 2005-2012 гг. с небольшим «проседанием» в период кризиса, во втором — рост до кризиса, сильное сокращение в период кризиса, небольшой «отскок» в начале посткризисного этапа, сменившийся дальнейшим ухудшением эффективности к концу 2012 г. Это говорит о том, что менее эффективным банкам труднее восстанавливать эффективность и, тем более, догонять более эффективных игроков по качеству корпоративного управления. В определенном смысле, это является значимым «тормозом» для развития таких банков (эффект «консервации отсталости»).

С точки зрения плотностей распределения банков по SFA-индексам значимых отличий выявлено не было (Рисунки П1.1.б и 1.2.б).

Полученные оценки эффективности российских банков оказались на 5-10 проц. п. ниже аналогичных оценок в работах [Belousova \(2009\)](#) и [Kumbhakar, Peresetsky \(2013\)](#). Причина — в сальдировании переоценки средств в валюте при расчете границы эффективности, что не было учтено авторами указанных работ.

П1.2 Уравнение дохода банков и H-статистика Панзара-Росса

Таблица П1.2. Результаты оценки воздействия цен входных ресурсов на доходы (за период 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012)

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Зависимая переменная (в логарифмах):			
	Процентные доходы банка		Совокупные доходы банка	
	нет	да	нет	да
Учет фактора масштаба банка	ПМ1.3	ПМ1.4	ПМ1.5	ПМ1.6
<i>Цена входящих ресурсов:</i>				
Привлеченные средства	0.359*** (0.029)	0.231*** (0.012)	0.214*** (0.029)	0.084*** (0.005)
Персонал	−0.333*** (0.034)	0.290*** (0.016)	−0.429*** (0.034)	0.205*** (0.006)
Физический капитал	0.169*** (0.020)	0.100*** (0.009)	0.720*** (0.019)	0.650*** (0.004)
<i>Перекрестные эффекты цен входящих ресурсов:</i>				
Привлеченные средства (в квадрате)	0.030*** (0.006)	0.030*** (0.003)	0.010* (0.005)	0.010*** (0.001)
Привлеченные средства × Персонал	0.006 (0.022)	0.002 (0.013)	−0.003 (0.018)	−0.006 (0.005)
Привлеченные средства × Физический капитал	−0.023* (0.013)	0.002 (0.007)	−0.041*** (0.012)	−0.015*** (0.004)
Персонал (в квадрате)	−0.051** (0.025)	0.059*** (0.012)	−0.060 (0.022)	0.051*** (0.004)
Персонал × Физический капитал	0.030 (0.021)	−0.057*** (0.013)	−0.003 (0.019)	−0.091*** (0.007)
Физический капитал (в квадрате)	−0.039*** (0.014)	−0.023*** (0.009)	0.049*** (0.016)	0.064*** (0.009)
<i>Факторы гетерогенности эффекта цен входящих ресурсов на доход:</i>				
Отношение собственного капитала к совокупным активам	−0.325*** (0.030)	0.093*** (0.014)	−0.400*** (0.030)	0.025*** (0.006)
Кредитная нагрузка на активы	0.200*** (0.042)	0.199*** (0.021)	0.011 (0.031)	0.010 (0.006)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов	−0.093*** (0.016)	−0.043*** (0.007)	−0.059*** (0.014)	−0.008*** (0.003)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах	−0.186*** (0.036)	−0.041** (0.017)	−0.151*** (0.033)	−0.004 (0.006)
Доля кредитов населению в кредитах	0.0004 (0.0163)	0.014** (0.007)	−0.016 (0.015)	−0.002 (0.003)
<i>Перекрестные эффекты цен входящих ресурсов и факторов гетерогенности их эффекта на доходы</i>				
Отношение собственного капитала к совокупным активам × Цена привлеченных средств	−0.114*** (0.022)	−0.066*** (0.011)	−0.067*** (0.020)	−0.020*** (0.006)
Отношение собственного капитала к совокупным активам × Цена персонала	−0.048 (0.032)	0.008 (0.017)	−0.056* (0.030)	−0.001 (0.007)
Отношение собственного капитала к совокупным активам × Цена физического капитала	0.011 (0.020)	0.040*** (0.011)	−0.032 (0.022)	−0.002 (0.006)

Объясняющие переменные (в логарифмах)	Зависимая переменная (в логарифмах):			
	Процентные доходы банка		Совокупные доходы банка	
	нет	да	нет	да
Учет фактора масштаба банка	ПМ1.3	ПМ1.4	ПМ1.5	ПМ1.6
Кредитная нагрузка на активы × Цена привлеченных средств	0.055*** (0.020)	0.006 (0.012)	0.063*** (0.013)	0.014*** (0.004)
Кредитная нагрузка на активы × Цена персонала	0.009 (0.043)	−0.040 (0.026)	0.053* (0.028)	0.005 (0.007)
Кредитная нагрузка на активы × Цена физического капитала	−0.030 (0.023)	0.011 (0.016)	−0.054*** (0.028)	−0.013*** (0.004)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов × Цена привлеченных средств	−0.006 (0.018)	0.007 (0.008)	−0.016 (0.013)	−0.003 (0.004)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов × Цена персонала	−0.013 (0.018)	−0.004 (0.010)	−0.003 (0.013)	0.006 (0.004)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов × Цена физического капитала	0.011 (0.013)	0.009 (0.008)	0.008 (0.011)	0.006* (0.003)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах × Цена привлеченных средств	−0.047** (0.019)	−0.017 (0.011)	−0.033* (0.018)	−0.003 (0.006)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах × Цена персонала	−0.059* (0.032)	−0.006 (0.020)	−0.052** (0.026)	0.002 (0.006)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах × Цена физического капитала	0.005 (0.027)	−0.009 (0.017)	0.026 (0.023)	0.012* (0.007)
Доля кредитов населению в кредитах × Цена привлеченных средств	0.005 (0.013)	−0.005 (0.006)	0.016 (0.010)	0.005** (0.002)
Доля кредитов населению в кредитах × Цена персонала	−0.022 (0.017)	−0.008 (0.007)	−0.016 (0.015)	−0.0003 (0.0032)
Доля кредитов населению в кредитах × Цена физического капитала	0.009 (0.011)	−0.004 (0.006)	0.010 (0.011)	−0.003 (0.003)
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы)		1.012*** (0.015)		1.029*** (0.006)
Константа	−0.984*** (0.025)	−2.601*** (0.026)	0.223*** (0.023)	−1.416*** (0.010)
Значение <i>H</i> -статистики в:				
25-м процентиле	0.109	0.559	0.419	0.926
50-м процентиле	0.219	0.626	0.527	0.941
75-м процентиле	0.311	0.685	0.623	0.954
Число наблюдений (банков)	25431 (1104)	25431 (1104)	25436 (1104)	25436 (1104)
R ² (LSDV)	0.962	0.989	0.973	0.998
Фиксированные эффекты	по объекту,	по объекту,	по объекту,	по объекту,

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. Оценки проводились с помощью метода наименьших квадратов (OLS) в рамках модели с двунаправленными фиксированными эффектами.

П1.3 Согласованность альтернативных индикаторов рыночной власти банков

Таблица П1.3. Оценки коэффициентов парных корреляций между различными версиями общеотраслевых индикаторов рыночной власти

	Банковская система всего				Банковская система без учета Сбербанка			
	Индекс Лернера	Индикатор Буна	-H-стат	Индекс микро концентр.	Индекс Лернера	Индикатор Буна	-H-стат	Индекс микро концентр.
Индекс Лернера	1				1			
Индикатор Буна	-0.01	1			-0.17	1		
-H-стат	0.38	0.22	1		0.46	-0.53	1	
Индекс микро концентр.	0.11	-0.42	-0.04	1	0.29	0.42	0.47	1
Справочно:								
Стандартное отклонение (в % к среднему)	34.8	18.7	2.2	10.7	26.8	19.2	3.5	8.5

Приложение 2. Меры устойчивости банков и результаты их оценок на российских данных

Одним из наиболее распространенных показателей устойчивости банков в современной литературе является Z-индекс, предложенный Артуром Роем в 1952 г. в статье «Безопасность прежде всего и владение активами», опубликованной в журнале *Econometrica* (Roy, 1952). Применительно к банковским исследованиям этот индекс рассчитывается следующим образом:

$$Z_{score,it} = \frac{ROA_{it} + \frac{EQ_{it}}{TA_{it}}}{\sigma_{3Y}(ROA_{it})} \quad (\text{П2.1})$$

где для банка i в период t

ROA (Return-on-assets ratio) — отношение прибыли к активам,

EQ/TA — отношение собственного капитала к активам,

$\sigma_{3Y}(ROA)$ — трехлетнее стандартное отклонение ROA.

Если под вероятностью банкротства понимать образование убытка в размере, превышающем собственный капитал банка, то на основе неравенства Чебышева можно показать, что Z-индекс равен максимальной вероятности банкротства банка:

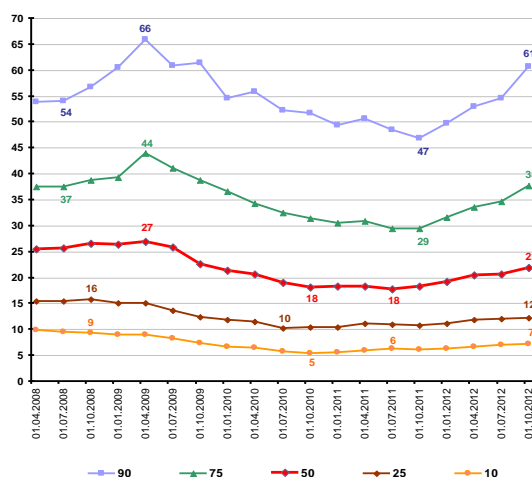
$$\begin{aligned} P\left(ROA_{it} - \overline{ROA}_i \geq \frac{EQ_{it}}{TA_{it}}\right) &\leq \frac{\sigma^2(ROA_{it})}{\left(\frac{EQ_{it}}{TA_{it}}\right)^2} \Rightarrow \\ \Rightarrow P\left(ROA_{it} \geq \overline{ROA}_i + \frac{EQ_{it}}{TA_{it}}\right) &\leq \frac{\sigma^2(ROA_{it})}{\left(\overline{ROA}_i + \frac{EQ_{it}}{TA_{it}}\right)^2} = \frac{1}{Z_{score}^2} \end{aligned} \quad (П2.2)$$

В работах по банкам при расчете Z-индекса авторы чаще используют не среднее значение ROA (\overline{ROA}_i), а его текущее значение, как показано в формуле (П2.1). В такой версии Z-индекс интерпретируется как «расстояние» до дефолта: насколько стандартных отклонений должна снизиться текущая прибыльность, чтобы образовавшиеся убытки объекта (банка, группы банков или банковской системы в целом) превзошли его собственный капитал (Beck et al., 2013).

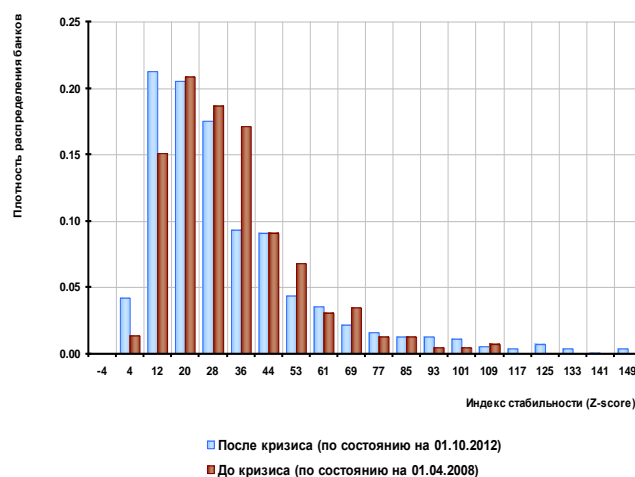
Для расчета Z-индекса была использована панель данных по российским банкам за период 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг. С учетом необходимости расчета трехлетних стандартных отклонений ROA значения Z-индексов доступны лишь с 1 кв. 2008 г.

Результаты расчетов Z-индексов по формуле (П2.1) показали, что траектории изменения уровней устойчивости банков были в достаточной степени согласованными на всех этапах развития банковской системы (до, во время и после кризиса 2008-2009 гг.). Однако, наиболее тесная согласованность (эффект «стадного поведения») наблюдалась дважды (Рисунок П2.1.а):

- в период 01.04.2009 – 01.07.2010 (активная фаза кризиса «плохих» долгов) — отражается в массовом снижении Z-индексов;
- с 01.10.2011 – 01.01.2013 (сокращение волатильности прибыльности бизнеса ввиду устойчиво высокого спроса населения на кредиты в относительно спокойных макроэкономических условиях) — отражается в массовом росте Z-индексов.



а) Динамика Z-индекса стабильности в различных процентилях выборки банков



б) Гистограмма плотности распределения банков по Z-индексу стабильности

Рисунок П2.1. Результаты расчета значений Z-индексов устойчивости российских банков в период 1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.

По состоянию на конец 2012 г. устойчивость российских банков была чуть ниже, согласно динамике Z-индексов в различных процентилях выборки, чем до кризиса (по состоянию на начало 2008 г., Рисунок П2.1.б). Наибольшая плотность распределения банков сместилась влево, в сторону более низких значений — с 20 до 12 пунктов, тогда как размах колебаний увеличился — максимальное значение выросло со 110 до 150 пунктов.

Оценка чувствительности Z-индекс устойчивости банков к ключевым видам рисков банковской деятельности

Кредитный риск является ключевым видом рисков в деятельности российских банков, на что указывают результаты опроса³⁶ банков, проведенного ЦБ РФ в 2008 г. (см. также Солнцев и др., 2010). Это, с одной стороны, обосновывает использование показателя подверженности кредитному риску — доли просроченных кредитов в совокупных кредитах — как более простой альтернативы Z-индексу. С другой — поднимает вопрос о том, какой вклад вносит кредитный риск в динамику Z-индекса: наибольший в сравнении с остальными видами рисков или нет? К остальным видам рисков мы отнесли процентный, ликвидности, фондовый и валютный.

Для ответа на этот вопрос была проведена оценка чувствительности Z-индекса к различным переменным, отражающим подверженность банков кредитному и остальным видам рисков, на микро-уровне в рамках линейной эконометрической модели. Для оценок была использована описанная выше в панель по всем банкам, раскрывающим информацию по формам 101 и 102 на сайте Банка России за 2004-2012 гг.

Общий вид оцененной модели:

$$Z_{it} = \alpha_i + \sum_{l=1}^L \beta_k \cdot RISK_{l,it-4} + \gamma \cdot HHI_{it-4}^{(EA)} + \sum_{m=1}^M \delta_m \cdot MACRO_{m,it-4} + \varepsilon_{it} \quad (\text{П2.3})$$

где

Z_{it} — индикатор устойчивости банка i в квартале t ,

$RISK_{l,it-4}$ — значение показателя, характеризующего подверженность риску вида l ($l = 1 \dots 5$), для банка i в квартале $(t-4)$,

$HHI_{it-4}^{(EA)}$ — индивидуальный индекс концентрации банка i в квартале $(t-4)$, отражающий вовлеченность этого банка в различные рынки платных активов (параграф 1.2.4),

$MACRO_{m,it}$ — m -й показатель макроэкономических условий ($m=1, 2$) в квартале $(t-4)$,

α_i — индивидуальный эффект банка i ;

³⁶ http://www.cbr.ru/analytics/bank_system/print.asp?file=stress_inf_08.htm&pid=bnksyst&sid=ITM_12305

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ — регрессионная ошибка, независимо и одинаково распределенная (по предположению) для любого банка i в любом квартале t со средним 0 и непостоянной дисперсией σ_{it}^2 .

Заметим, что в модели (П2.3) все объясняющие переменные используются с лагом в 4 квартала. С одной стороны, это необходимо для отражения того факта, что Z -индекс является показателем *реализовавшихся* рисков (а для их реализации необходимо определенное время), с другой — такая спецификация модели позволяет решить проблему эндогенности.

Далее, на основе (П2.3), оценивались стандартные эластичности вида

$$\frac{\partial \ln Z_i}{\partial \ln RISK_{l,i}}; \quad \frac{\partial \ln Z_i}{\partial \ln HHI_i^{(EA)}}; \quad \frac{\partial \ln Z_i}{\partial \ln MACRO_m} \quad (\text{П2.4})$$

где нижний индекс i относится к банкам из выборки с показателями доли просроченных кредитов в совокупных кредитах, равными 1.04%, 2.88% и 6.13% (25-й, 50-й и 75-й процентиля выборки соответственно).

Получены следующие основные результаты (Таблица П2.1).

Во-первых, предложенная модель не противоречит экспертному ранжированию рисков банков и выделению кредитного в качестве доминирующего. Так, для банков с долей просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, Overdue loans ratio) не ниже медианного уровня оцененные эластичности Z -индекса по кредитному риску превышают аналогичные показатели всех прочих рисков. Чем выше подверженность кредитному риску, тем сильнее его воздействие на стабильность, что тоже выглядит вполне логичным. Так, эластичность Z -индекса по ODL в медианном банке составляет -0.086, тогда как в банке, находящемся на уровне 75-го перцентиля, — уже -0.203, что более чем вдвое превышает воздействие всех прочих рисков.

Во-вторых, подверженность процентному риску оказывает второе по силе воздействие на устойчивость банка с долей просроченных кредитов, не ниже медианного значения в выборке. При этом в самом медианном банке эластичности Z -индекса по переменным, отражающим

Таблица П2.1. Оценки эластичностей Z-индекса стабильности по переменным, отражающим ключевые виды рисков банков (за 1 кв. 2008 – 4 кв. 2012)

Объясняющие переменные (лаг = 4 квартала)	Эластичность Z-индекса устойчивости для банка с показателем доли просроченных кре- дитов, равным:		
	1.04% (25-й проц.)	2.88% (50-й проц.)	6.13% (75-й проц.)
<i>Ключевые риски банков[†]:</i>			
Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах, %	–0.029*** (0.002)	–0.086*** (0.005)	–0.203*** (0.014)
Дифференциал эффективных процентных ставок ^{††} , проц. п.	0.078*** (0.027)	0.082*** (0.028)	0.091*** (0.032)
Доля вложений в частные акции в совокупных активах, %	–0.049*** (0.010)	–0.051*** (0.011)	–0.057*** (0.012)
Отношение абсолютно ликвидных активов к совокупным счетам и депозитам, %	0.019* (0.010)	0.020* (0.011)	0.022* (0.012)
Отношение чистых иностранных пассивов к совокупным пассивам, %	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>Концентрация банков и макроэкономические условия</i>			
Микроуровневый индекс концентрации на рынках платных активов [‡] , пунктов	0.143** (0.073)	0.151** (0.076)	0.168*** (0.085)
Темп прироста реального объема ВВП (в годовом выражении), %	0.024*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.027*** (0.004)
Сальдо счета текущих операций к ВВП, %	0.051** (0.021)	0.053** (0.022)	0.059** (0.024)
Прибыльность собственного капитала (ROE) банка в соответствующем процентиле	17.0%	18.5%	22.5%
Число наблюдений (банков)		6439 (546)	
Доля активов банков в выборке в совокупных активах банковской системы, 01.01.2013		92%	

Примечания: Z-индекс прямо пропорционален уровню устойчивости банков. Оценки эластичностей представлены в стандартной форме и отражают процент изменения показателя Z-индекс в ответ на однопроцентное изменение соответствующего фактора.

Оценка производилась с помощью обобщенного метода наименьших квадратов (ОМНК) по объединенной выборке в эконометрическом пакете Stata 11.2 для трех перцентилей выборки банков (25-го, 50-го и 75-го) по показателю кредитного риска.

***, ** и * – оценка значима на 1%, 5% и 10% уровне соответственно. В скобках под оцененными коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки, рассчитанные в рамках дельта-метода (Delta-method).

[†] из всех представленных показателей были исключены наблюдения, относящиеся к 1-ому и 99-ому перцентилем выборки банков, с целью исключения выбросов и их возможного негативного влияния на результаты оценивания.

^{††} разница между оцененными ставками по кредитам и ставками по счетам и депозитам (суммарно в корпоративном и розничном сегментах). Ставки по кредитам (счетам и депозитам) рассчитаны как отношение годового объема процентных доходов (расходов) к среднегодовому значению кредитов (счетов и депозитов).

[‡] показатель рассчитан на уровне отдельных банков в рамках подхода, предложенного в Berger, Hannan (1998). Показатель отражает вовлеченность банка на рынки с различной концентрацией. В качестве платных активов были выделены розничные и корпоративные кредиты, размещенный МБК, кредиты от ЦБ РФ и вложения банков в ценные бумаги.

подверженности кредитному и процентному рискам, в абсолютном выражении практически совпадают – -0.086 и 0.082 соответственно.

В предложенной модели оценка эффекта дифференциала процентных ставок, отвечающего за подверженность банка процентному риску, оказалась положительной. Это можно проинтерпретировать следующим образом: чем выше разность между ставками размещения и ставками привлечения, тем больше возможность банка зарабатывать и капитализировать прибыль, что в терминах Z -индекса означает рост устойчивости банков.

Однако, очевидно и ограничения такой интерпретации. Существуют пределы наращивания дифференциала ставок, при превышении которых знак воздействия с положительного должен измениться на отрицательный. Это может происходить либо ввиду обострения проблемы неблагоприятного отбора заемщиков (в случае существенных повышений ставок размещения кредитов), либо по причине утраты конкурентных позиций на рынке депозитов (в случае сильных сокращений ставок по срочным депозитам)³⁷.

В-третьих, прослеживается четкая положительная взаимосвязь рисков. Так, чем выше кредитный риск, т.е. доля просроченных кредитов, тем в большей степени банк склонен к принятию дополнительных процентных рисков, рисков ликвидности и валютных рисков. В Таблице П2.1 это отражается повышением в абсолютном выражении эластичностей Z -индекса по соответствующим переменным, отражающим подверженность рискам, при движении слева направо, т.е. от 1-го к 3-му столбцу таблицы.

Ключевой вопрос при этом — насколько обоснованным в терминах прибыльности является принятие дополнительных рисков? Как показали

³⁷ В принципе, такая проблема решается путем включения квадрата соответствующей объясняющей переменной в состав регрессоров уравнения и оценки точки оптимума. Однако, в нашем случае квадрат дифференциала ставок оказался незначимым и потому не был оставлен в итоговой версии уравнения Z -индекса. Возможное объяснение состоит в том, что банки действуют рационально и прибегают к повышению ставок по кредитам или к снижению ставок по депозитам, в основном, в случае повышения своей рыночной власти на соответствующих рынках. Во избежание утраты приобретенных конкурентных позиций банки, при прочих равных, будут менее склонны к резким повышением дифференциала ставок.

расчеты, переход от банка с долей просроченных кредитов в 25-м процентиле к банку в 50-м и далее – в 75-м процентиле выборки действительно сопровождается повышением прибыльности капитала (ROE, Return-on-equity ratio) с 17.0% до 18.5% и далее — до 22.5% соответственно. Это типичная плата за риск, однако, априори не очевидно, где границы действия подобной логики. Это открытый вопрос для будущих исследований.

В-четвертых, концентрация банка и, соответственно, его рыночная власть практически всегда оказывает наибольшее — и при этом положительное — воздействие на устойчивость. Эластичность Z-индекса по индивидуальному индексу ННІ составляет 0.14-0.17. Это еще раз подтверждает основные выводы диссертации, представленные в главах 2 и 3.

Приложение 3. Микро- и макроэкономические контрольные факторы в эконометрических моделях устойчивости российских банков

П3.1 Выбор контрольных факторов

Выбор микроэкономических контрольных факторов (BSF)

При выборе контрольных факторов для эконометрических уравнений устойчивости российских банков, оцениваемых в главах 2 и 3 диссертации, был использован опыт таких работ, как [Berger et al. \(2009\)](#), [Tabak et al. \(2012\)](#), [Beck et al. \(2013\)](#), [Turk Ariss \(2010\)](#), [Agoraki et al. \(2011\)](#), [Salas, Saurina \(2002\)](#), [Quagliariello \(2007\)](#), [Louzis et al. \(2011\)](#) и др.

В моделях с Z-индексом устойчивости в качестве зависимой переменной было предложено учесть следующее соображение. Поскольку Z-индекс отражает устойчивость банков не только к кредитному риску, но и ко всем остальным рискам банковской деятельности (процентному, ликвидности, и др.), в отличие от показателя доли просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL), то состав микроэкономических контрольных факторов в модели с Z-индексом должен быть шире, чем в модели с ODL.

Заметим, что ни в одной из рассмотренных работ, моделирующих одновременно и Z -индекс, и NPL (международный аналог для ODL в соответствии с МСФО), подобное соображение не принималось во внимание (см., например, [Yeati, Micco, 2007](#); [Berger et al., 2009](#); [Turk Ariss, 2010](#)).

В качестве микроэкономических контрольных переменных были выбраны следующие показатели ($p=1, 2$ — показатель используется и в модели с Z -индексом устойчивости в качестве зависимой переменной, и в модели с ODL; $p=1$ — только в модели с Z -индексом):

- ($p=1, 2$) *Масштаб банка* (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.);
- ($p=1, 2$) *Кредитная нагрузка на активы* (лаг = 1 кв.);
- ($p=1, 2$) *Доля непроцентных доходов в доходах* (с сальдированием переоценки средств в валюте, лаг = 1 кв.);
- ($p=1, 2$) *Доля кредитов населению в кредитах* (лаг = 1 кв.);
- ($p=1$) *Доля вложений в частные ценные бумаги в активах* (лаг = 1 кв.);
- ($p=1$) *Темп прироста кредитов за скользящие 4 кв.* (лаг = 1 кв.)³⁸;
- ($p=1$) *Соотношение абсолютно ликвидных активов и счетов и депозитов населения и нефинансовых предприятий* (лаг = 4 кв.);
- ($p=1$) *Дифференциал эффективных процентных ставок по кредитам и депозитам населения и нефинансовых предприятий* (лаг = 4 кв.).

Выбор макроэкономических контрольных переменных (MACRO)

Выбор контрольных факторов из числа макроэкономических переменных был основан на той же литературе, что и выбор микроэкономических контрольных факторов. Это касается всех работ, кроме [Beck et al.](#)

³⁸ Показатель был изначально включен также в модель ODL, однако оценка его воздействия на долю просроченных кредитов в совокупных кредитах была устойчиво отрицательной (вне зависимости от варьирования прочих факторов или его собственных лаговых значений). Это противоречит экономической интуиции, поскольку быстрый рост невозможен без смягчения критериев отбора заемщиков, что негативно, а не позитивно, сказывается на качестве кредитных портфелей банков

(2013), в которой анализировалось влияние микроэкономических и институциональных факторов на устойчивость банков.

Аналогично предыдущему случаю, при формировании конкретного списка показателей учитывались различия моделируемых показателей. Так, при моделировании доли просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL) акцент был поставлен на показателях, отражающих платежеспособность основных заемщиков банков — населения и нефинансовых предприятий, а при моделировании Z-индекса — на ключевые показатели макроэкономического развития, развития фондового рынка и подверженности нефтяным шокам.

Итоговый список макроэкономических контрольных переменных выглядит следующим образом ($p=1, 2$ — показатель используется и в модели с Z-индексом устойчивости в качестве зависимой переменной, и в модели с ODL; $p=1$ — только в модели с Z-индексом):

- ($p=1$) *Уровень безработицы* (лаг = 1 кв.);
- ($p=2$) *Темп прироста реального объема ВВП за скользящие 4 кв.* (лаг = 1 кв.)³⁹;
- ($p=2$) *Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю* (лаг = 1 кв.);
- ($p=2$) *Темп прироста реальных располагаемых доходов населения за скользящие 4 кв.* (лаг = 1 кв.);
- ($p=1, 2$) *Отношение прибыли к долгу по предприятиям* (лаг = 1 кв. в модели ODL, лаг = 4 кв. в модели Z-индекса);
- ($p=1$) *Темп прироста индекса ММВБ за скользящие 4 кв.* (лаг = 1 кв.);
- ($p=1$) *Темп прироста цены нефти Brent за кв.* (лаг = 1 кв.).

³⁹ Показатель был изначально использован и в модели Z-индекса ($p=1$), однако результаты оценки оказались контринтуитивными, поскольку ими предсказывалось негативное воздействие динамики ВВП на стабильность банков (результаты устойчивы к спецификации). Очевидно, что в периоды макроэкономической экспансии стабильность банков выше, чем в периоды макроэкономической рецессии. В связи с этим, было решено оставить в итоговых версиях модели Z-индекса показатель уровня безработицы, в модели ODL — динамику ВВП. В обоих случаях результаты оценок соответствовали теоретическим представлениям и экономической логике.

П3.2 Эффекты контрольных факторов на устойчивость банков

В этом параграфе представлены дополнительные результаты оценок эконометрических моделей линейного и нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость банков (параграфы 2.3.1 и 2.3.2 соответственно). Эти результаты касаются интерпретации эффектов, оказываемых контрольными факторами оцененных моделей на подверженность банков риску. Интерпретация основана на оценках предельных эффектов в уравнениях, представленных в Таблицах П4.2 – П4.11 (60 уравнений, [Приложение 4](#)) и в Таблицах П5.1-П5.10 (30 уравнений, [Приложение 5](#)) соответственно. Анализ воздействия любого из контрольных факторов проводился вне зависимости от использования того или иного индикатора рыночной власти. Анализировались только те эффекты, которые оказались значимыми на 1% и 5% уровнях.

Обобщение микроэкономических эффектов

1. Рыночная власть. Было обнаружено, что включение макроэкономических контролей приводит достаточно ощутимому сокращению оценок эффектов воздействия, оказываемых индикаторами рыночной власти на подверженность банков риску. Это характерно для Индекса Лернера и Индикатора Буна (по прибыли), двух основных индикаторов рыночной власти, и их влияния на Z-индекс и ODL. Такая ситуация свидетельствует, с одной стороны, о том, что неучет макроэкономических контролей приводит к смещению вверх (*upward bias*, или завышенным оценкам) эффектов рыночной власти⁴⁰ и, с другой стороны, рыночная власть сама находится под существенным воздействием макроэкономических факторов⁴¹.

⁴⁰ В таких случаях оценки эффектов рыночной власти неявным образом заключают в себе два эффекта: собственно рыночной власти и неучтенных макроэкономических факторов (что означает искажение реальных шоков рыночной власти, оказываемых на устойчивость банков). Пропорции между двумя этими эффектами становятся понятными только при сопоставлении оценок с микро-контролями и оценок с микро- и макро-контролями.

⁴¹ Это результат не удивителен — в большинстве работ по анализу детерминант рыночной власти банков используются макроэкономические контроли ([Claessens, Laeven, 2004](#); [Delis, 2012](#); [Cubillas, Suarez, 2013](#); и др.).

Правда, выводы работ весьма противоречивы. Так, [Claessens, Laeven \(2004\)](#) на выборке из 50-ти развитых и развивающихся стран, включая Россию, пришли к выводу о том, что ни ВВП на душу населения,

Так, эффекты Индекса Лернера на Z-индекс были оценены в диапазоне [0.216, 0.328] в моделях только с микро-контролями, тогда как в моделях с микро- и макро-контролями эффекты ниже — [0.134, 0.201]. Эффекты Индекса Лернера на ODL — [-0.067, -0.046] и [-0.051, -0.034] соответственно.

Примечательно, что в работе [Agoraki et al. \(2011\)](#), исследующей воздействия Индекса Лернера на те же два показателя подверженности банков риску на выборке из 13-ти стран ЦВЕ, аналогичные эффекты оказались существенно сильнее (даже с учетом макро-контролей): [0.285, 0.303] для Z-индекса и [-0.407, -0.377] для NPL. Это говорит о том, что в российской банковской системе устойчивость банков в значительно меньшей степени ассоциируется с их рыночной властью, чем устойчивость банков стран ЦВЕ — с их рыночной властью. Это может быть следствием различий в институциональных структурах банковских систем России и стран ЦВЕ. В первом случае в банковской системе доминирующие позиции занимают государственные банки ([Верников, 2013](#); [Сбербанк, 2012](#); [Anzoategui et al., 2012](#)), во втором — банки с иностранным происхождением капитала ([Сбербанк, 2012](#)). В этом отношении банковские системы стран ЦВЕ в большей мере отвечают принципам рыночной экономики. В российской же банковской системе существуют порядка 50-70 банков, прямо или опосредованно (через госкорпорации), контролируемых государством ([Vernikov, 2009](#)). Вопрос их выживаемости — в большей мере вопрос платежеспособности государства, чем устойчивости их собственных рыночных по-

ни инфляция не оказывают значимых эффектов на рыночную власть банков (*H*-статистику). Однако, в чуть более поздней работе [Delis \(2012\)](#) был получен прямо противоположный вывод: и ВВП на душу, и инфляция оказывают значимые воздействия на рыночную власть банков (Индикатор Буна, по прибыли) из 84 стран, в составе которых были и развитые, и развивающиеся экономики, включая Россию. ВВП на душу — это фактор, способствующий сокращению, а инфляция — фактор, способствующий росту рыночной власти банков. Вместе с тем, автор показал, что оба эффекта сохраняются на подвыборке стран с низким доходом (low-income countries), тогда как на подвыборке стран с высоким доходом (high-income countries) первый эффект пропадает.

Сравнение выводов работ [Claessens, Laeven \(2004\)](#) и [Delis \(2012\)](#) дает еще одну наглядную иллюстрацию нашего тезиса о том, что рыночная власть и конкуренция в банковском секторе являются многосторонними явлениями, и различные индикаторы-прокси рыночной власти улавливают лишь различные аспекты этих явлений. Нет одного универсального индикатора. Их (индикаторы рыночной власти) нужно использовать в связке (комплексно), чтобы добиться большей полноты картины.

зиций. Вместе с тем, очевидно, что есть и другие причины невысоких относительно ЦВЕ эффектов рыночной власти на устойчивость в российской банковской системе, однако они остаются за рамками исследования.

Вместе с тем, отметим еще один весьма важный эмпирический факт. Если сравнивать наши результаты оценки воздействия Индикатора Буна (по прибыли) на Z-индекс с результатами аналогичных оценок в уже упоминавшейся неоднократно работе [Schaeck, Cihak \(2010\)](#), то картина будет полностью противоположна той, которая была получена при сравнении наших оценок влияния Индекса Лернера на Z-индекс с результатами [Agoraki et al. \(2011\)](#). Так, интервал оценок воздействия Индикатора Буна на Z-индекс для российских банков составил $[-25.4, -20.5]$, тогда как аналогичный интервал оценок авторов для европейских банков оказался равным $[-18.7, -15.6]$ (Таблица 8, С. 39), что предполагает менее сильное воздействие. Получается, что рыночная власть российских банков — если бы она полностью описывалась Индикатором Буна — является более сильным фактором стабильности кредитных организаций в сравнении в западноевропейскими банками, даже несмотря на какие-либо институциональные различия (например, доминирования госбанков в России). Однако, сила такого вывода невелика, поскольку любой конкретный индикатор рыночной власти дает неполное представление о процессе конкуренции.

В итоге, этой серией противоположных сравнительных заключений мы еще раз показываем необходимость использования нескольких индикаторов рыночной власти для достижения большей полноты картины о процессах конкуренции между банками.

2. *Инерция подверженности риску.* Оценка динамических версий уравнений (3.1) и (3.4) показала, что как в случае с Z-индексом (общий, или усредненный, риск), так и в случае с ODL (кредитный риск) наблюдается высоко значимая (всегда – на 1%) и сильная зависимость этих показателей от своих предшествующих значений (с лагом в один квартал). Для Z-индекса интервал составил $[0.75, 0.83]$, для ODL — $[0.68, 0.89]$. Для срав-

нения, в работе [Agoraki et al. \(2011\)](#) аналогичные эффекты были оценены в интервалах $[0.59, 0.60]$ и $[0.58, 0.60]$, что предполагает меньшую инерцию рисков в целом и кредитного риска, в частности, в банках стран ЦВЕ, чем в России. В работе [Jimenez et al. \(2010\)](#) по испанским банкам оценки инерции кредитных рисков также меньше в сравнении с нашими — $[0.48, 0.65]$.

Такая ситуация говорит о том, что один и тот же негативный шок платежеспособности заемщиков, приводящий к росту просроченных кредитов на балансах банков, будет ощутимо дольше «рассасываться» в условиях российской банковской системы, чем, например, в странах ЦВЕ или в Испании. Это является следствием, с одной стороны, больших макроэкономических рисков в России в сравнении с этими странами и, с другой стороны, о более низкой ступени развития российского банковского сектора, предполагающего большую, чем в указанных странах, ориентацию на классические банковские продукты (кредиты).

3. Масштаб банка (на рынке кредитов, с лагом в один квартал). Основной эмпирический вывод состоит в том, что масштаб банка — это фактор в большей степени его устойчивости к общим рискам, чем устойчивости к кредитному риску в частности. Это может быть связано с тем, что с ростом масштаба банка обычно повышается его вовлеченность на прочие (некредитные) рынки, что позволяет диверсифицировать риски. Вместе с тем, рост масштаба может и не подразумевать более высокого качества кредитного портфеля. Хотя обычно с ростом масштаба растет и переговорная сила (*bargaining power*) банка в отношениях с заемщиками (что предполагает повышение качества кредитного портфеля). Однако, по-видимому, фактор большей склонности к риску менеджеров может проявлять себя и в этом случае и иметь отрицательный эффект на устойчивость банков к кредитному риску, сопоставимый с положительным эффектом от роста переговорной силы банка⁴², или даже превосходящий его.

⁴² Если положительный и отрицательный эффекты более или менее уравнивают друг друга и их результирующая близка к нулю, то становится понятным, почему индикатор масштаба может быть стати-

Из 45-ти оцененных уравнений Z-индекса (30 линейных и 15 квадратичных) показатель масштаба оказался значимым в 27 уравнениях. Предельный эффект положительный и равен 6.4 в моделях с микро-контролями и 7.2 в моделях с микро- и макро-контролями. Таким образом, без учета макроэкономических переменных оценка эффекта оказывается смещенной вниз (а не вверх, как в случае с Индексом Лернера или Индикатором Буна); учет же таких переменных повышает эффект на 13%. Таким образом, дополнительный прирост доли банка на рынке кредитов на, скажем, 0.1 проц. п. (внутриобъектное стандартное отклонение, *within standard deviation*) способен обеспечить прирост стабильности на 0.72 пункта по Z-индексу. Если же учитывать, что межобъектное стандартное отклонение (*between standard deviation*) составляет 1.1 проц. п., то, скажем, в случае приобретения в рамках M&A одним банком другого банка с долей рынка 1.1%, прирост стабильности новообразованного банка может составить $1.1 \cdot 7.2 = 7.9$ пунктов по Z-индексу, что является уже весьма значимым эффектом, поскольку медианное в выборке значение Z-индекса составляет 21.6 пунктов.

Вместе с тем, из остальных 45-ти оцененных уравнений, в которой зависимой переменной был показатель ODL, переменная масштаба оказалась значимой лишь в 4-х случаях (в двух уравнениях с Индикатором Буна по прибыли и в 2-х — с Индексом микроуровневой концентрации), и причем — только в уравнениях с полным набором контролей (микро- и макро-переменные). Эффект отрицателен и равен -0.40 в среднем. Таким образом, в нашем условном примере с приобретением банка с долей 1.1% рынка, сокращение подверженности кредитному риску новообразованного банка

чески мало значимым фактором подверженности банков кредитному риску. Если же отрицательный эффект (повышение склонности к риску менеджеров) начинает все больше доминировать положительный эффект (связанный с ростом переговорных позиций банка) при росте масштаба банка, а ситуация все больше начинает напоминать проблему «Too-big-to-fail», то следует обратиться к оценке нелинейных форм связи между масштабом и риском. Подобные связи в форме U-образной кривой воздействия масштаба на вероятность дефолта российских банков были эмпирически найдены в работе [Карминский, Костров \(2013\)](#).

может составить чуть больше 0.4 проц. п., что также представляется экономически сильным эффектом⁴³.

Заметим, что диверсификация рисков вследствие роста масштаба довольно часто находит подтверждение в эмпирических работах (Mirzaei et al., 2013; Jimenez et al., 2010; и др.). Так, в Jimenez et al. (2010) получен весьма широкий интервал оценок воздействия доли банков на рынке кредитов на NPL испанских банков $[-0.72, -0.20]$ (Таблицы 4 и 5, С.34-35), что сопоставимо с нашими соответствующими оценками. В работе Mirzaei et al. (2013) предсказываются существенно менее сильные, в сравнении с нашими оценками, эффекты доли банков на рынке кредитов на Z-индексы банков — порядка 0.04 (значимость — лишь 10%) для банков из стран с развивающимися рынками (emerging economies) и еще меньше — 0.007 (значимость — на 5%) для стран с развитыми рынками (advanced economies).

В качестве дополнительного вывода отметим следующее. Было обнаружено, что воздействие переменной масштаба банка всегда оказывалось сильнее в статических, чем в динамических инструментальных моделях. Известно, что первые обычно улавливают более долгосрочный характер связи, тогда как вторые нацелены на оценку краткосрочных колебаний. Соответственно, в краткосрочном периоде масштаб банка — далеко не главный фактор, обеспечивающий его стабильность. Это говорит о том, что вряд ли какому-либо российскому банку удастся быстро — в пределах, скажем, одного года — решить свои долгосрочные проблемы, связанные с недостаточной устойчивостью к рискам, за счет простого приобретения новых активов, т.е. частичной или полной покупки других банков. Эффект может почувствоваться лишь спустя определенное время.

⁴³ Другой вопрос здесь — о качестве активов приобретаемого банка. В истории российского банковского сектора не все сделки по приобретению одних банков другими имели своей целью снижение подверженности рискам (наиболее сильный и свежий пример — история с покупкой крупнейшим госбанком ВТБ Банка Москвы, входящего в топ-10 по основным финансовым показателям). Однако, в таких чисто эмпирических расчетах мы исходим из экономической целесообразности возможной сделки M&A, а не из прочих (в том числе, политических соображений таких сделок).

4. *Кредитная нагрузка на активы (с лагом в один квартал)*. В данном исследовании мы не останавливались на возможных нелинейных эффектах, оказываемых кредитной нагрузкой на активы банка на его подверженность риску, как, например, в наших более ранних работах, посвященных этому вопросу ([Мамонов, 2012](#); [Pestova, Mamonov, 2013](#))⁴⁴. Однако, в своих текущих выводах мы будем иметь в виду, что показатель может оказывать как положительное, так и отрицательное воздействие на подверженность риску.

В преобладающем большинстве случаев — в 62-х из 90 оцененных регрессий — кредитная нагрузка на активы оказывала положительное воздействие на устойчивость банков как в версии Z-индекса, так и в версии ODL. В основном, это были статические регрессии. При этом средний эффект на Z-индекс оказался равным 0.28 в моделях с микро-контролями и 0.18 в моделях с полным набором контролей, на ODL — -0.103 и -0.095 соответственно. В первом случае включение макро-контролей ослабляло эффект на 34%, во втором — на 7%. Наши оценки предполагают примерно в 2 раза менее сильное воздействие на Z-индекс, чем аналогичные эффекты, оцененные в [Turk Ariss \(2010\)](#) по 60-ти развивающимся странам и составившие порядка 0.45-0.47. Вместе с тем, наши оценки эффектов на ODL оказались ощутимо выше аналогичных оценок для испанских банков — -0.039 – -0.027, полученных в [Jimenez et al. \(2010\)](#).

Еще в 11 случаях — в большинстве динамических регрессий для Z-индекса — показатель оказывал отрицательный эффект, сопоставимый по модулю с положительными эффектами в предыдущем случае. В [Beck et al. \(2013\)](#) был получен схожий результат.

Напомним, что динамические регрессии улавливают специфику краткосрочных колебаний устойчивости банков. Наш результат может в таком случае указывать на то, что в краткосрочном периоде повышение

⁴⁴ В соответствующих работах предсказывалась U-образная форма зависимости ODL от кредитной нагрузки. На первом участке кривой доминирует логика диверсификации деятельности банка за счет разумного вовлечения в кредитование, на втором участке — эффект «зацикленности» на кредитовании.

кредитной нагрузки на активы может сопровождаться ухудшением качества портфеля, тогда как в долгосрочном — будет способствовать его улучшению.

Почему это возможно? Заметим, что медианное значение нагрузки на активы по нашей выборке российских банков относительно невелико (55.4%)⁴⁵, и неверно было бы утверждать, что российские банки сосредоточены лишь на кредитовании. Соответственно, у российских банков есть некоторый потенциал относительно безболезненного — с точки зрения подверженности кредитному риску — наращивания кредитования экономики (на это указывали также наши более ранние оценки, в соответствии с которыми порог, разделяющий положительное и отрицательное воздействие рассматриваемого показателя на кредитный риск, равен 62-64%, см. [Мамонов, 2012](#)). Однако, вполне возможно представить себе такую ситуацию, в которой банк наращивает кредитование в целях удержания своей доли на рынке (особенно, в периоды экстенсивного роста), и что такое наращивание может негативно сказаться на его текущих значениях показателя ODL. Несложно представить себе и одну из возможных «развилочек» в этой ситуации, а именно: качество таких кредитов может постепенно вырасти как в результате успешной работы коллекторов (внутри банка), так и в результате макроэкономических улучшений. По-видимому, наши оценки свидетельствуют о том, что такие ситуации — не редкость в российском банковском секторе.

5. Доля вложений в частные ценные бумаги в совокупных активах (с лагом в один квартал). Это один из показателей, отражающих альтернативные кредитам размещения банками привлеченных средств — в данном случае в рынок частных ценных бумаг. Оценки соответствующего эффекта на Z-индекс оказались значимыми лишь в 6-ти из 90 уравнений, а направление эффекта — отрицательное. Другими словами, рост вложений в цен-

⁴⁵ При этом, в 1 кв. 2006 г. медиана составляла 56.7%, а в 4 кв. 2012 г. — 52.0%. Это указывает на общий тренд сокращения кредитной нагрузки на активы по мере развития банковского сектора ([Yeyati, Micco, 2007](#))

ные бумаги сопровождается сокращением стабильности банков, что может быть отражением повышенного рыночного (фондового) риска, принимаемого банками на свои балансы⁴⁶, а может быть и отражением факта сокращения прибыльности операций ввиду частичного изъятия средств из кредитования, перспективы извлечения прибыли в котором более прозрачны, чем на рынке ценных бумаг (ввиду все еще недостаточного развития российского фондового рынка и его спекулятивного характера, «зашумляющего» перспективы зарабатывания прибыли на операциях с ценными бумагами).

В моделях с микро-контролями эффект был оценен на уровне -0.077 , а добавление макро-контролей усилило эффект до -0.099 (на 29%). Однако, поскольку значимость такого эффекта слишком часто не подтверждалась, мы относимся к этому результату с осторожностью.

Насколько нам известно, схожие эффекты не тестировались в современной литературе.

6. Доля непроцентных доходов в совокупных доходах (с сальдированием переоценки средств в валюте, с лагом в один квартал). Это другая (более широкая, чем предыдущая) переменная, отражающая альтернативные кредитам источники прибыли банков. Вообще, в «широте» (многогранности) это переменной заключается ее потенциальная слабость — она учитывает как операции с повышенным рыночным риском (валюта и частные ценные бумаги, реализация имущества и любого другого непрофильного актива с забалансовых счетов), так и комиссионные доходы, не предполагающие такого риска.

⁴⁶ Вместе с тем, по нашему мнению, простой показатель доли частных ценных бумаг не может быть полноценной прокси для подверженности фондовому риску. Учитывая, что медианное значение показателя в выборке составляет всего 5.3%, что в 10 раз меньше кредитной нагрузки на активы, вряд ли можно серьезно говорить о повышении подверженности банка фондовому риску в случае, например, приобретения им небольшого пакета акций, повышающего долю ценных бумаг на его балансе с, скажем, 1% до 2%. Поэтому мы не интерпретируем данный показатель как показатель, отражающий только фондовый риск. Последнее требовало бы определенной модификации — например, построение показателя, равного отношению доли частных ценных бумаг от медианы в случае превышения медианы (скажем, в 1.5, 2.0 или 2.5 раза) и нулю — во всех остальных случаях.

Такая двусторонняя природа этой переменной привела к достаточно конфликтным выводам. В нашем случае в 18-ти из 90 уравнений эффект оказался прямо пропорциональным устойчивости банков к рискам (суммарно для моделей с Z-индексом и с ODL), еще в 20-ти случаях — обратно пропорциональным, в остальных 52-х случаях — не значимым. По-видимому, в первом случае улавливался преимущественно эффект диверсификации активов (сокращения «избыточного» кредитования и использования высвобожденных средств на извлечение комиссионных доходов на прочих, некредитных, рынках). Во втором случае, напротив, мог быть уловлен эффект, связанный с повышенным рыночным риском. Заметим, что именно таким эффектом в работе [Beck et al. \(2013\)](#) объясняется отрицательное воздействие рассматриваемого показателя на Z-индексы банков.

В первом случае средний эффект составлял 0.102 в моделях Z-индекса, содержащих полный набор контролей (что на 30% больше эффекта в моделях только с микро-контролями), и -0.049 — в моделях ODL с полным набором контрольных факторов (что на 15% сильнее эффекта в моделях лишь с микро-контролями).

Во втором случае средний эффект составлял -0.068 для моделей Z-индекса с полным набором контролей и 0.032 для моделей ODL.

Как в случае с предыдущей переменной (долей вложения в частные ценные бумаги), к полученным выводам относительно доли непроцентных доходов в совокупных доходах следует относиться с осторожностью.

7. Доля кредитов населению в совокупных кредитах (с лагом в один квартал). Этот показатель, напрямую еще не использовавшийся в других работах (насколько нам известно), призван отразить факт повышения процентной маржи при большем вовлечении банка в розничное кредитование ([Мамонов, 2011](#)). Очевидно, что такое вовлечение сулит как большие потоки прибылей, что должно позитивно сказаться на Z-индексе, так и большие кредитные риски, что должно негативно отразиться на ODL и, как следствие, на Z-индексе.

Как показали расчеты, именно эти два эффекта и улавливаются рассматриваемой переменной в соответствующих моделях. В 42-х из 90 случаев такие эффекты оказались высоко значимыми. При моделировании Z-индекса был получен эффект, равный в среднем 0.196 в моделях с микро-контролями и 0.095 (вдвое меньше) в моделях с полным набором контролей. При моделировании ODL аналогичные эффекты составили всего 0.022 и 0.017 соответственно. Из этих оценок можно предположить, что пока положительные эффекты наращивания специализации на розничном кредитовании превышают отрицательные, в среднем по банковской системе.

8. Темп прироста кредитов за скользящие 4 квартала (с лагом в один квартал). Очевидно, что в этом случае должна действовать (теоретически) логика, схожая с описанной для предыдущей переменной, а именно: повышение темпов роста кредитов может иметь, с одной стороны, позитивный эффект на устойчивость банков ввиду ускорения потоков зарабатываемой прибыли, однако, с другой стороны, и негативный эффект ввиду повышения вероятности неблагоприятного отбора.

Как показали наши расчеты, первое подтвердилось лишь в 3-х из 90 регрессий, тогда как второе — в 28-ми моделях. В первом случае эффект оказался весьма небольшим — всего лишь 0.009 в среднем в моделях Z-индекса, тогда как во втором случае эффект оказался существенно сильнее — -0.036 в моделях Z-индекса с микро-контролями и -0.042 (на 16% сильнее) в тех же моделях с полным набором контролей. При этом, положительный эффект был выявлен лишь в динамических моделях, отрицательный — во всех остальных. Это опять же может говорить о различиях воздействия одной и той же переменной в кратко- и долгосрочном периодах. Примечательно, что повышение темпов кредитования может вести к краткосрочным выгодам с точки зрения роста прибыли и общей устойчивости, однако, на чуть более длительном горизонте эффект может оказаться противоположным, т.е. обернуться дополнительным «массивом» просроченных кредитов.

Заметим, что в литературе находятся подтверждения как одному, так и другому эффекту. В [Beck et al. \(2013\)](#) эффект роста активов на Z-индекс оценен как отрицательный, а в [Mirzaei et al. \(2013\)](#) — как положительный, правда, значимым он оказался только для стран с развитыми рынками.

К сожалению, не удалось выявить значимого эффекта рассматриваемой переменной в моделях ODL.

9. Отношение абсолютно ликвидных активов к счетам и депозитам (с лагом в четыре квартала). Этот показатель, которым мы аппроксимировали подверженность банков риску ликвидности, был использован с лагом в четыре квартала, а не в один, как по всех предыдущих случаях. В этом отношении мы следуем опыту, полученному в работах [Berger \(1995\)](#) и [Koetter, Poghosyan \(2009\)](#), в которых утверждается, что в моделировании воздействия риска на результат деятельности банка следует использовать лаг в один год. Во-первых, подверженность риску и результаты деятельности банка эндогенны, т.е. взаимообусловлены. Во-вторых, между принятием менеджментом банка решения о корректировке уровня риска и результатом такой корректировки может пройти определенное время (в нашем случае — превышающее один квартал)⁴⁷.

Рост обеспеченности банков ликвидностью может иметь различные последствия для их стабильности. С одной стороны, это — повышение иммунитета к «панике вкладчиков» и должно позитивно сказываться на устойчивости к рискам. С другой — такой рост может негативно сказываться на эффективности финансового посредничества, поскольку он подразумевает соответствующее сокращение потенциала извлечения прибыли ([Koetter, Poghosyan, 2009](#)), что негативно отражается на стабильности банков.

Как показали наши расчеты, именно второй эффект доминирует в российских банках. В 12-ти случаях из 45-ти моделей для Z-индекса эф-

⁴⁷ Действительно, как показывают расчеты, парные корреляции Z-индекса и рассматриваемого показателя ликвидности имеют явную тенденцию к росту по мере углубления лагов.

фект, оказываемый ростом отношение ликвидности к счетам и депозитам, был значимым и отрицательным (для ODL показатель был всюду незначим и не попал в итоговые версии уравнений). В моделях только с микро-контролями этот эффект был оценен на уровне -0.027, в моделях с полным набором контролей — -0.019. Схожие результаты получены и в работе [Tabak et al. \(2012\)](#).

10. *Дифференциал эффективных процентных ставок (разница между ставкой по кредитам и ставкой по депозитам, с лагом в четыре квартала)*. Этот показатель, аналогично предыдущему, был использован с лагом в четыре квартала. Он отражает подверженность банков процентному риску и, как в случае с ликвидностью, может иметь как позитивное, так и негативное воздействие на стабильность банков. Первое — поскольку показатель положительно влияет на масштаб процентной маржи и, следовательно, на прибыль банков, обеспечивающей «буферы» капитала к возможным шокам ([Fonseca, Gonzalez, 2010](#)). Второе — ввиду актуализации проблемы неблагоприятного отбора по мере роста показателя.

Опять же, в нашем случае второй эффект доминирует над первым — оценка воздействия дифференциала ставок оказалась значимой в 29-ти случаях из 45-ти моделей Z-индекса и с отрицательным коэффициентом (В моделях для ODL переменная оказалась незначимой в отличие от, например, [Quagliariello, 2007](#)). В моделях с микро-контролями эффект составил в среднем -0.79, а в моделях с полным набором контролей — -0.54 (на 32% слабее).

Заметим, что наши выводы не согласуются с работой [Mirzaei et al. \(2013\)](#), в которой предсказывается положительное воздействие спреда процентных ставок на Z-индексы банков в странах как с развитым, так и с развивающимся рынком⁴⁸.

⁴⁸ Возможно, в выборке авторов доминирующим оказался первый из двух альтернативных эффектов, описанных выше. Это наводит на мысль о том, что имеет смысл в будущих исследованиях попробовать выявить нелинейный характер связи между Z-индексом (или любым другим индикатором стабильности) и дифференциалом процентных ставок.

Обобщение макроэкономических эффектов

Во-первых, в моделях *Z*-индекса подтвердилось негативное воздействие со стороны уровня безработицы (с лагом 1 кв.)⁴⁹. Рост безработицы, особенно в периоды макроэкономических рецессий, приводит к сокращению стабильности банков под действием, в том числе, оттока средств с частных вкладов ввиду необходимости замещения утраченного заработка имеющимися сбережениями (прямой эффект) и общего ухудшения платежеспособности экономических агентов (косвенный эффект). Оценки воздействия уровня безработицы на *Z*-индекс оказались значимыми в 29-ти из 30-ти моделей и составили в среднем -1.6. При этом полученный в этих 29-ти моделях интервал оценок оказался весьма широким — от -2.0 до -0.9. Другими словами, дополнительный прирост уровня безработицы на 1 проц. п. ведет к сокращению *Z*-индекса на 0.9-2.0 пункта.

Во-вторых, во всех 30-ти моделях ODL с полным набором контролей подтвердилось положительное воздействие, оказываемое *динамикой реального объема ВВП* на качество кредитных портфелей российских банков. Эффект был оценен в диапазоне -0.14 — -0.04 со средним, равным -0.08. Другими словами, каждый дополнительный 1 проц. п. прироста ВВП способствует сокращению доли просроченных кредитов в совокупных кредитах на 0.04-0.14 проц. п. Заметим, что аналогичные эффекты воздействия динамики ВВП на NPL банков из 13-стран ЦВЕ, оцененные в работе [Agoraki et al. \(2011\)](#), составили -0.12 – -0.10, т.е. попали в наш диапазон и соответствуют нашим выводам. В работе [Jimenez et al. \(2010\)](#) эффект первого лага темпов ВВП на NPL испанских банков был оценен в интервале с

Напомним также, что в [Приложении 2](#) была представлена оценка линейной эконометрической модели зависимости *Z*-индекса от прокси-переменных подверженности банков 5-ти ключевым видам рисков, в том числе, процентному риску. В роли последнего также использовался дифференциал ставок, но его эффект был оценен как положительный, а не отрицательный. Это может быть связано с тем, что модель содержала другой набор контрольных факторов, при котором улавливался альтернативный найденному в текущем разделе эффект дифференциала ставок на стабильность.

⁴⁹ Аналогичный контрциклический индикатор макроэкономической конъюнктуры был использован в работе [Louzis et al. \(2011\)](#) в качестве контрольного фактора, правда, в моделях NPL, а не *Z*-индекса, разработанных авторами для выборки греческих банков

даже несколько меньшими значениями в сравнении с нашими выводами — всего -0.046 — -0.025 .

В-третьих, *отношение прибыли к долгу по нефинансовым предприятиям* оказывает в целом сопоставимый эффект на ODL в сравнении с эффектом темпов ВВП, рассмотренным в предыдущем случае. Оценки составили -0.13 — -0.05 при среднем, равном -0.09 . Оценки оказались значимыми в 27-ми из 30-ти соответствующих моделей. Таким образом, если одновременно будут иметь место прирост ВВП на 1 проц. п. и улучшение соотношения прибыли и долга нефинансовых предприятий на 1 проц. п. (заметьте, что среднее по этому показателю составило 5.0%), то их совокупный максимальный эффект может составить до 0.3 проц. п. сокращения доли просроченных кредитов в совокупных кредитах.

Как показали расчеты, если на ODL отношение прибыли к долгу оказывает наиболее значимое и сильное воздействие с лагом в 1 квартал, то на Z-индекс — лишь с лагом в 4 квартала. Возможно, что улучшение финансового состояния компаний, в первую очередь, используется самими компаниями на выплаты задолженностей по старым долгам (если они имели место), и лишь по прошествии определенного времени — при условии отсутствия новых финансовых потрясений — компании становятся более склонными к привлечению новых банковских кредитов и использованию прочих банковских услуг, что для банков означает постепенное повышение прибыльности их операций и, соответственно, повышение их стабильности (рост Z-индекса). Эффект был оценен в диапазоне 0.15-0.38 со средним, равным 0.27.

Схожий по смыслу фактор платежеспособности компаний использовался также в работе [Salas, Saurina \(2002\)](#), исследующей воздействия различных факторов на динамику NPL испанских банков.

В-четвертых, было выявлено, что *динамика (годовые темпы) реальных располагаемых доходов населения* оказывают также позитивное воздействие на качество кредитных портфелей банков, как и в случае с отно-

шением прибыли к долгу нефинансовых предприятий. Было выявлено, что дополнительный прирост реальных располагаемых доходов населения на 1 проц. п. ведет к сокращению доли просроченных кредитов в совокупных кредитах на 0.05 проц. п. в среднем. При этом в 2-х спецификациях модели ODL (модель ПМ8.3 в Таблице П4.5, см. [Приложение 4](#), и модель ПМ24.3 в Таблице П5.4, см. [Приложение 5](#)) оценки коэффициента были значимыми, но знаки были противоположными.

В целом можно сделать вывод о том, что российские банки в большей степени подверженности шокам платежеспособности нефинансовых предприятий, чем населения — по крайней мере, внутри периода 2005-2012 гг., — поскольку оценка предельного эффекта отношения прибыли к долгу по нефинансовым предприятиям (-0.09) превосходит по модулю оценку предельного эффекта динамики доходов населения (-0.05).

В-пятых, наши оценки свидетельствуют о том, что *динамика (годовые темпы) Индекса ММВБ* не ассоциируется с большей устойчивостью российских банков. Предельный эффект воздействия этого показателя на Z-индекс оказался отрицательным и значимым в 28-ми спецификациях из 30-ти моделей с полным набором факторов. Величина оценки колеблется от -0.008 до -0.055 и составляет -0.033 в среднем. Как уже отмечалось выше для переменной доли вложений банков в частные ценные бумаги, негативный эффект может быть следствием спекулятивного характера фондового рынка.

В-шестых, оценки прочих макроэкономических контрольных переменных оказались сильно неустойчивыми к изменению набора прочих факторов: Это касается таких переменных, как внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю и темп прироста цены нефти Brent за квартал.. Мы не будем останавливаться на интерпретации этих эффектов ввиду неустойчивости их оценок.

Приложение 4. Результаты оценок линейного воздействия рыночной власти на устойчивость российских банков: решение задачи поиска преобладающего эффекта

Таблица П4.1. Описательные статистики переменных

	Число набл. (банков)	Мин	Сред.	Макс	Станд. Откл.	Процентили		
						p1	p50	p99
Индикаторы подверженности банков риску								
Индикатор общей устойчивости банка (Z-индекс)	13272 (902)	−12.46	29.08	448.90	27.65	1.68	21.62	134.97
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (ODL)	18787 (939)	0.00	3.88	100.00	5.97	0.02	2.07	26.07
Индикаторы рыночной власти банков								
Индекс Лернера	14173 (922)	−55.87	48.28	99.25	21.77	−21.83	49.89	91.80
Индикатор Буна (по прибыли)	18172 (921)	−0.86	−0.24	0.03	0.10	−0.53	−0.22	−0.06
Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов)	18172 (921)	−1.76	−0.03	0.60	0.19	−0.59	0.00	0.30
H-статистика (на рынке кредитов)	23235 (1077)	−0.10	0.62	0.97	0.10	0.34	0.63	0.82
Индекс микро концентрации (по активам) /100	24513 (1126)	2.58	11.92	34.38	2.39	6.24	11.86	20.36
Специфические банковские факторы (BSF)								
Масштаб банка (доля на рынке кредитов)	25562 (1126)	0.00	0.12	38.37	1.26	0.00	0.01	1.87
Кредитная нагрузка на активы	25562 (1126)	0.05	52.93	97.60	18.74	6.34	55.36	88.00
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах	18958 (959)	0.00	9.10	83.01	10.88	0.00	5.27	49.51
Доля непроцентных доходов в доходах (с сальдир. переоценки средств в валюте)	23922 (1107)	0.02	29.51	98.82	18.33	3.01	25.9	86.48
Доля кредитов населению в кредитах банка	24472 (1108)	0.00	31.49	100.00	24.57	0.26	25.72	98.61
Темп прироста кредитов за скользя. 4 кв.	25562 (1126)	−69.99	21.81	398.49	52.37	−56.52	12.27	250.54
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов	25406 (1112)	0.12	30.54	381.55	32.74	2.94	20.13	159.48
Дифференциал эффективных процентных ставок	23679 (1075)	−15.30	11.00	127.27	4.82	2.79	10.34	26.06
Макроэкономические факторы (MACRO)								
Уровень безработицы	36	5.27	7.06	9.17	1.04	5.27	7.07	9.17
Темп прироста реального объема ВВП за скользя. 4 кв.	36	−11.15	4.31	8.59	4.86	−11.15	5.80	8.59
Темп прироста индекса ММВБ за скользя. 4 кв.	36	−64.76	23.62	121.97	44.44	−64.76	20.76	121.97
Темп прироста цены нефти Brent за кв.	36	−53.93	5.58	42.60	18.64	−53.93	6.93	42.60
Отношение прибыли к долгу по предприятиям	32	−1.67	5.11	10.42	2.08	−1.67	5.15	10.42
Темп прироста реальных расч. доходов населения за скользя. 4 кв.	36	−4.87	7.15	15.43	5.03	−4.87	7.07	15.43
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю	36	0.08	0.51	2.03	0.45	0.08	0.32	2.03

Таблица П4.2. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индекс Лернера и Z-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – Z-индекс устойчивости			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ1.1	ПМ2.1	ПМ1.2	ПМ2.2	ПМ1.3	ПМ2.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор общей стойчивости банка (Z-индекс, лаг = 1 кв.)			0.799*** (0.078)	0.788*** (0.054)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
Индекс Лернера, совокупный эффект	0.254*** (0.051)	0.134*** (0.051)	0.328*** (0.083)	0.201*** (0.076)	0.216*** (0.028)	0.148*** (0.029)
лаг = 0 кв.					0.216*** (0.028)	0.148*** (0.029)
лаг = 1 кв.	0.096*** (0.042)	0.071* (0.043)	0.255*** (0.087)	0.181** (0.080)		
лаг = 2 кв.	–0.010 (0.034)	0.021 (0.036)	–0.016 (0.035)	0.002 (0.034)		
лаг = 3 кв.	0.062** (0.026)	0.020 (0.026)	0.019 (0.024)	0.000 (0.023)		
лаг = 4 кв.	0.106*** (0.037)	0.023 (0.039)	0.070*** (0.026)	0.018 (0.026)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	6.410 (6.730)	7.551 (6.908)	–6.045 (10.985)	–5.483 (9.736)	5.855* (3.072)	7.470** (3.070)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	0.333*** (0.058)	0.217*** (0.057)	0.148* (0.086)	0.019 (0.090)	0.335*** (0.034)	0.201*** (0.036)
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)	–0.161* (0.089)	–0.149* (0.085)	0.125 (0.138)	0.048 (0.126)	–0.087* (0.052)	–0.098** (0.050)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.109* (0.059)	0.058 (0.060)	0.151* (0.090)	0.169** (0.083)	0.076** (0.031)	0.042 (0.031)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.240*** (0.083)	0.167* (0.088)	0.528*** (0.164)	0.312** (0.139)	0.128*** (0.035)	0.067* (0.034)
Темп прироста кредитов за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.044*** (0.014)	–0.058*** (0.015)	0.002 (0.005)	0.001 (0.004)	–0.036*** (0.007)	–0.044*** (0.007)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)	–0.070*** (0.026)	–0.066*** (0.025)	–0.010 (0.035)	–0.042 (0.032)	–0.020** (0.008)	–0.019** (0.008)
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)	–1.310*** (0.292)	–0.634** (0.297)	–1.921*** (0.469)	–0.949** (0.481)	–0.970*** (0.131)	–0.539*** (0.130)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)		–1.908*** (0.361)		–1.154*** (0.224)		–1.715*** (0.235)
Темп прироста индекса ММВБ за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.053*** (0.008)		–0.003 (0.004)		–0.055*** (0.005)
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)		–0.006 (0.006)		–0.012** (0.006)		–0.005 (0.009)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)		0.267** (0.103)		0.125 (0.080)		0.321*** (0.091)
Константа	–1.210 (6.174)	20.065*** (6.064)				
Число наблюдений (банков)	4618 (514)	4618 (514)	3615 (449)	3615 (449)	5058 (516)	5058 (516)
Число эндогенных переменных	0	0	8	8	1	1
Число инструментов	0	0	210	223	1	1
Показатель тесноты связи	0.662	0.678	0.430	0.534	0.682	0.701
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.			0.000 0.234	0.000 0.152		
Тест Хансена на релевантность инструментов			0.400	0.307	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях (collapse)

Таблица П4.3. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индекс Лернера и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ3.1	ПМ4.1	ПМ3.2	ПМ4.2	ПМ3.3	ПМ4.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (лаг = 1 кв.)			0.813*** (0.089)	0.716*** (0.085)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
Индекс Лернера, совокупный эффект	–0.067*** (0.013)	–0.051*** (0.012)	–0.046** (0.019)	–0.034** (0.016)	–0.062*** (0.006)	–0.048*** (0.006)
лаг = 0 кв.					–0.062*** (0.006)	–0.048*** (0.006)
лаг = 1 кв.	–0.037*** (0.012)	–0.033*** (0.011)	–0.023* (0.013)	–0.012 (0.012)		
лаг = 2 кв.	0.010 (0.006)	0.014** (0.006)	0.006 (0.005)	0.007 (0.005)		
лаг = 3 кв.	–0.011* (0.006)	–0.007 (0.006)	–0.007 (0.005)	–0.007 (0.004)		
лаг = 4 кв.	–0.030*** (0.006)	–0.025*** (0.006)	–0.023* (0.012)	–0.021* (0.011)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	0.260 (0.805)	0.036 (0.717)	0.736* (0.444)	0.724 (0.464)	0.032 (0.225)	–0.065 (0.198)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.081*** (0.016)	–0.084*** (0.016)	–0.010 (0.017)	–0.017 (0.017)	–0.070*** (0.006)	–0.074*** (0.006)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	–0.012 (0.016)	–0.028* (0.015)	0.018 (0.015)	–0.004 (0.015)	–0.012** (0.006)	–0.025*** (0.005)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.017* (0.009)	0.014 (0.009)	–0.008 (0.015)	–0.008 (0.015)	0.022*** (0.003)	0.018*** (0.003)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв. (лаг 1 = кв.)		–0.112*** (0.012)		–0.039*** (0.008)		–0.105*** (0.008)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)		0.198* (0.106)		0.045 (0.063)		0.212** (0.091)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скольз. 4 кв.		–0.053*** (0.014)		0.004 (0.007)		–0.049*** (0.008)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 1 кв.)		–0.064*** (0.022)		–0.049*** (0.012)		–0.084*** (0.020)
Константа	11.024*** (1.762)	12.069*** (6.064)				
Число наблюдений (банков)	8697 (675)	8697 (675)	7730 (630)	7730 (630)	10973 (712)	10973 (712)
Число эндогенных переменных	0	0	6	6	1	1
Число инструментов	0	0	486	502	1	1
Показатель тесноты связи	0.599	0.646	0.703	0.717	0.570	0.617
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.			0.000 0.169	0.000 0.188		
Тест Хансена на релевантность инструментов			0.256	0.129	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П4.4. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индикатор Буна (по прибыли) и Z-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – Z-индекс устойчивости			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ5.1	ПМ6.1	ПМ5.2	ПМ6.2	ПМ5.3	ПМ6.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор общей стойчивости банка (Z-индекс, лаг = 1 кв.)			0.759*** (0.046)	0.765*** (0.052)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
Индикатор Буна (по прибыли), совокупный эффект	–38.998*** (8.076)	–20.668** (8.535)	–31.009*** (9.085)	–20.503** (10.402)	–46.343*** (5.633)	–25.375*** (5.766)
лаг = 0 кв.					–46.343*** (5.633)	–25.375*** (5.766)
лаг = 1 кв.	–26.580*** (6.696)	–16.182** (6.847)	–17.742** (8.370)	–0.227 (9.642)		
лаг = 2 кв.	–1.881 (4.415)	–2.437 (4.325)	0.920 (3.887)	0.095 (3.866)		
лаг = 3 кв.	–3.517 (3.662)	1.309 (3.650)	–3.718 (4.812)	–2.818 (4.530)		
лаг = 4 кв.	–7.020 (4.387)	–3.358 (4.322)	–10.469** (4.355)	–17.553** (7.036)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	8.713 (6.679)	9.316 (6.582)	4.861*** (1.236)	5.474*** (1.143)	8.784*** (3.047)	9.377*** (3.021)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	0.248*** (0.048)	0.162*** (0.048)	–0.034 (0.036)	–0.159*** (0.046)	0.250*** (0.024)	0.152*** (0.025)
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)	–0.052 (0.056)	–0.077 (0.056)	0.033 (0.058)	–0.001 (0.069)	–0.079** (0.032)	–0.096*** (0.033)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.055 (0.048)	0.015 (0.048)	0.086 (0.072)	0.066 (0.076)	0.081*** (0.025)	0.027 (0.025)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.116** (0.055)	0.070 (0.056)	0.324*** (0.092)	0.132 (0.102)	0.122*** (0.027)	0.081*** (0.027)
Темп прироста кредитов за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.035*** (0.008)	–0.047*** (0.008)	0.008** (0.004)	0.002 (0.004)	–0.034*** (0.005)	–0.043*** (0.005)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)	–0.006 (0.004)	–0.004 (0.004)	–0.025 (0.018)	–0.034 (0.026)	–0.006 (0.004)	–0.005 (0.004)
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)	–0.497*** (0.184)	–0.092 (0.181)	–1.112*** (0.226)	–0.794*** (0.287)	–0.473*** (0.101)	–0.118 (0.100)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)		–1.825*** (0.317)		–1.123*** (0.170)		–1.583*** (0.203)
Темп прироста индекса ММВБ за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.044*** (0.005)		–0.004 (0.004)		–0.045*** (0.004)
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)		0.002 (0.006)		–0.007 (0.005)		–0.002 (0.009)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)		0.212* (0.086)		0.106 (0.066)		0.239*** (0.078)
Константа	3.213 (4.846)	22.515*** (5.703)				
Число наблюдений (банков)	7844 (620)	7844 (620)	6658 (581)	6658 (581)	8024 (612)	8024 (612)
Число эндогенных переменных	0	0	8	8	1	1
Число инструментов	0	0	570	433	1	1
Показатель тесноты связи	0.634	0.648	0.590	0.618	0.662	0.677
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.			0.000 0.694	0.000 0.600		
Тест Хансена, P-знач.			0.568	0.210	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П4.5. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индикатор Буна (по прибыли) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ7.1	ПМ8.1	ПМ7.2	ПМ8.2	ПМ7.3	ПМ8.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (лаг = 1 кв.)			0.714*** (0.054)	0.676*** (0.054)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
Индикатор Буна (по прибыли), совокупный эффект	33.444*** (1.735)	31.232*** (1.722)	12.949*** (2.749)	11.317*** (2.702)	39.234*** (0.806)	37.545*** (0.867)
лаг = 0 кв.					39.234*** (0.806)	37.545*** (0.867)
лаг = 1 кв.	29.330*** (1.792)	26.845*** (1.768)	9.598*** (2.441)	7.805*** (2.382)		
лаг = 2 кв.	1.719* (0.974)	1.044 (0.965)	3.619*** (0.846)	3.028*** (0.842)		
лаг = 3 кв.	1.399** (0.629)	1.223** (0.608)	0.729 (0.696)	0.670 (0.678)		
лаг = 4 кв.	0.996 (1.076)	2.120** (1.028)	–0.996 (0.663)	–0.185 (0.656)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	–0.417 (0.501)	–0.431 (0.458)	0.177 (0.166)	0.207 (0.183)	–0.400*** (0.122)	–0.395*** (0.120)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.164*** (0.015)	–0.161*** (0.015)	–0.018* (0.010)	–0.027*** (0.010)	–0.150*** (0.006)	–0.149*** (0.006)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	–0.050** (0.022)	–0.051** (0.022)	–0.026* (0.014)	–0.034** (0.014)	–0.066*** (0.006)	–0.066*** (0.006)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.015 (0.010)	0.014 (0.010)	0.010 (0.012)	0.003 (0.013)	0.007* (0.004)	0.007* (0.004)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Темп прироста реального объема ВВП за скользящ. 4 кв. (лаг 1 = кв.)		–0.086*** (0.011)		–0.043*** (0.007)		–0.078*** (0.007)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)		–0.093 (0.116)		0.059 (0.069)		–0.170* (0.096)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		0.015 (0.012)		0.014* (0.007)		0.021*** (0.008)
Отношение прибыли к долгу по предпрятиям (лаг = 1 кв.)		–0.118*** (0.021)		–0.073*** (0.013)		–0.063*** (0.020)
Константа	21.932*** (1.278)	22.189*** (1.217)				
Число наблюдений (банков)	15156 (841)	15156 (841)	14250 (818)	14250 (818)	18144 (888)	18144 (888)
Число эндогенных переменных	0	0	6	6	1	1
Число инструментов	0	0	808	812	1	1
Показатель тесноты связи	0.627	0.635	0.833	0.839	0.616	0.622
F-тест на фикс. эффекты, <i>P</i> -знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), <i>P</i> -знач.			0.000 0.735	0.000 0.723		
Тест Хансена на релевантность инструментов			0.484	0.431	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П4.6. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов) и Z-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – Z-индекс устойчивости			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ9.1	ПМ10.1	ПМ9.2	ПМ10.2	ПМ9.3	ПМ10.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор общей стойчивости банка (Z-индекс, лаг = 1 кв.)			0.829*** (0.046)	0.811*** (0.054)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов), совокупный эффект лаг = 0 кв.	–39.387*** (8.390)	–37.273*** (8.333)	35.862*** (8.481)	29.581*** (9.545)	–56.830*** (5.000)	–57.006*** (4.913)
лаг = 1 кв.	–45.207*** (8.070)	–44.665*** (7.775)	36.420*** (7.850)	20.229** (7.978)		
лаг = 2 кв.	5.025 (3.392)	–0.116 (3.371)	3.502 (2.536)	1.981 (2.588)		
лаг = 3 кв.	1.470 (3.425)	4.192 (3.345)	–2.342 (3.589)	0.419 (3.525)		
лаг = 4 кв.	–0.674 (4.110)	3.316 (4.070)	–1.718 (2.822)	6.953 (4.693)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	8.938 (6.206)	9.983 (6.260)	3.604*** (1.219)	4.407*** (1.257)	9.239*** (2.984)	10.397*** (2.961)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	0.435*** (0.060)	0.349*** (0.059)	–0.210*** (0.053)	–0.231*** (0.068)	0.420*** (0.030)	0.335*** (0.030)
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)	–0.063 (0.055)	–0.090* (0.054)	0.012 (0.055)	–0.008 (0.068)	–0.074** (0.031)	–0.104*** (0.032)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.071 (0.052)	0.074 (0.052)	–0.128** (0.052)	–0.010 (0.060)	0.081*** (0.026)	0.084*** (0.026)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.109** (0.054)	0.052 (0.054)	0.321*** (0.094)	0.036 (0.098)	0.126*** (0.026)	0.075*** (0.025)
Темп прироста кредитов за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.011 (0.004)	–0.026*** (0.008)	0.012*** (0.004)	0.007*** (0.003)	0.001 (0.005)	–0.017*** (0.005)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)	–0.006 (0.004)	–0.005 (0.004)	–0.016 (0.012)	–0.025 (0.019)	–0.005 (0.004)	–0.004 (0.004)
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)	–0.529*** (0.177)	–0.125 (0.175)	–1.013*** (0.228)	–0.283 (0.254)	–0.568*** (0.100)	–0.201** (0.100)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)		–1.987*** (0.305)		–1.222*** (0.161)		–1.834*** (0.193)
Темп прироста индекса ММВБ за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.047*** (0.005)		–0.008** (0.003)		–0.045*** (0.004)
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)		0.003 (0.006)		–0.006 (0.005)		0.006 (0.008)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)		0.274*** (0.088)		0.178*** (0.060)		0.382*** (0.077)
Константа	1.108 (4.954)	16.348*** (5.515)				
Число наблюдений (банков)	7844 (620)	7844 (620)	6658 (581)	6658 (581)	8024 (612)	8024 (612)
Число эндогенных переменных	0	0	8	8	1	1
Число инструментов	0	0	570	433	1	1
Показатель тесноты связи	0.637	0.654	0.601	0.663	0.665	0.680
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.			0.000 0.600	0.000 0.565		
Тест Хансена			0.673	0.126	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П4.7. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ11.1	ПМ12.1	ПМ11.2	ПМ12.2	ПМ11.3	ПМ12.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (лаг = 1 кв.)			0.886*** (0.028)	0.819*** (0.030)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов), совокупный эффект	–6.550** (3.108)	–6.469** (3.092)	1.598 (1.588)	2.257 (1.667)	–7.431*** (1.466)	–6.714*** (1.485)
лаг = 0 кв.					–7.431*** (1.466)	–6.714*** (1.485)
лаг = 1 кв.	–6.856*** (1.921)	–4.891** (1.934)	–1.631 (1.373)	0.250 (1.421)		
лаг = 2 кв.	–1.237* (0.656)	–1.710*** (0.640)	1.931*** (0.561)	1.480*** (0.538)		
лаг = 3 кв.	–1.666 (1.512)	–2.157 (1.481)	0.372 (0.583)	0.099 (0.569)		
лаг = 4 кв.	3.208*** (0.744)	2.289*** (0.732)	0.926* (0.546)	0.429 (0.537)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	0.098 (0.758)	–0.033 (0.614)	0.223 (0.235)	0.213 (0.207)	0.066 (0.177)	–0.028 (0.154)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.080*** (0.012)	–0.087*** (0.011)	0.016** (0.008)	–0.012 (0.008)	–0.074*** (0.006)	–0.079*** (0.006)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.071*** (0.026)	0.052** (0.025)	0.018* (0.009)	–0.008 (0.010)	0.064*** (0.007)	0.046*** (0.007)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.017* (0.010)	0.016* (0.010)	–0.010 (0.012)	–0.010 (0.012)	0.025*** (0.004)	0.020*** (0.004)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Темп прироста реального объема ВВП за скользящ. 4 кв. (лаг 1 = кв.)		–0.119*** (0.012)		–0.044*** (0.006)		–0.110*** (0.009)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)		0.009 (0.116)		0.073 (0.066)		0.111 (0.104)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.047*** (0.013)		0.009 (0.007)		–0.059*** (0.009)
Отношение прибыли к долгу по предпринятиям (лаг = 1 кв.)		–0.134*** (0.022)		–0.072*** (0.013)		–0.110*** (0.023)
Константа	5.956*** (1.064)	8.296*** (1.056)				
Число наблюдений (банков)	15156 (841)	15156 (841)	14250 (818)	14250 (818)	18144 (888)	18144 (888)
Число эндогенных переменных	0	0	6	6	1	1
Число инструментов	0	0	808	812	1	1
Показатель тесноты связи	0.553	0.576	0.862	0.865	0.555	0.577
F-тест на фикс. эффекты, <i>P</i> -знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), <i>P</i> -знач.			0.000 0.586	0.000 0.562		
Тест Хансена на релевантность инструментов			0.455	0.459	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П4.8. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: *H*-статистика (на рынке кредитов) и *Z*-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – <i>Z</i> -индекс устойчивости			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ13.1	ПМ14.1	ПМ13.2	ПМ14.2	ПМ13.3	ПМ14.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор общей стойчивости банка (<i>Z</i> -индекс, лаг = 1 кв.)			0.777*** (0.047)	0.756*** (0.042)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
– <i>H</i> -статистика (на рынке кредитов), совокупный эффект лаг = 0 кв.	29.321*** (10.457)	25.849** (10.295)	11.799 (15.610)	3.882 (9.328)	36.756*** (5.520)	33.797*** (5.376)
лаг = 1 кв.	26.798*** (10.416)	27.948*** (10.101)	38.689*** (11.839)	11.775 (11.599)		
лаг = 2 кв.	10.743* (6.343)	4.650 (6.320)	16.898** (7.217)	8.071 (6.217)		
лаг = 3 кв.	12.465** (6.078)	7.819 (6.002)	4.036 (5.700)	1.558 (5.107)		
лаг = 4 кв.	4.246 (8.587)	1.070 (8.472)	29.553** (13.846)	6.028 (5.498)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	7.840 (6.326)	8.834 (6.326)	5.200*** (1.328)	5.045*** (0.982)	7.578** (2.981)	8.571*** (2.955)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	0.189*** (0.041)	0.121*** (0.040)	0.069* (0.042)	–0.116*** (0.034)	0.203*** (0.022)	0.137*** (0.023)
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)	–0.002 (0.041)	–0.029 (0.047)	0.076 (0.064)	–0.064 (0.056)	0.013 (0.029)	–0.014 (0.030)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	–0.045 (0.041)	–0.041 (0.039)	0.104* (0.061)	0.077* (0.044)	–0.047** (0.021)	–0.041** (0.020)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.104** (0.041)	0.056 (0.042)	0.275*** (0.081)	0.041 (0.064)	0.103*** (0.022)	0.056*** (0.022)
Темп прироста кредитов за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.034*** (0.007)	–0.046*** (0.007)	0.007* (0.004)	0.004 (0.003)	–0.033*** (0.004)	–0.046*** (0.005)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)	–0.009* (0.005)	–0.008* (0.004)	–0.019 (0.017)	–0.013 (0.011)	–0.009*** (0.004)	–0.008** (0.003)
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)	–0.349** (0.151)	–0.048 (0.148)	–1.153*** (0.325)	–0.564*** (0.216)	–0.308*** (0.083)	–0.016 (0.082)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)		–1.740*** (0.279)		–1.223*** (0.141)		–1.746*** (0.179)
Темп прироста индекса ММВБ за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.044*** (0.005)		–0.010*** (0.003)		–0.043*** (0.004)
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)		0.005 (0.005)		–0.004 (0.005)		0.006 (0.008)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)		0.335*** (0.082)		0.150*** (0.051)		0.322*** (0.071)
Константа	36.070*** (3.393)	46.598*** (7.633)				
Число наблюдений (банков)	9704 (748)	9704 (748)	8209 (709)	8209 (709)	9681 (724)	9681 (724)
Число эндогенных переменных	0	0	8	8	1	1
Число инструментов	0	0	429	583	1	1
Показатель тесноты связи	0.638	0.652	0.596	0.684	0.668	0.681
F-тест на фикс. эффекты, <i>P</i> -знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), <i>P</i> -знач.			0.000 0.781	0.000 0.631		
Тест Хансена			0.177	0.133	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П4.9. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: *H*-статистика (на рынке кредитов) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ14.1	ПМ15.1	ПМ14.2	ПМ15.2	ПМ14.3	ПМ15.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор (не)устойчивости к кредит- ному риску (лаг = 1 кв.)			0.890*** (0.030)	0.802*** (0.029)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
– <i>H</i> -статистика (на рынке кредитов), со- вокупный эффект	3.252 (2.480)	3.229 (2.394)	3.470* (2.049)	2.035 (1.957)	4.870*** (0.978)	4.295*** (0.963)
лаг = 0 кв.					4.870*** (0.978)	4.295*** (0.963)
лаг = 1 кв.	9.289*** (2.407)	7.703*** (2.426)	1.689 (2.676)	4.881** (2.408)		
лаг = 2 кв.	4.082** (1.836)	3.690** (1.755)	0.780 (1.636)	0.437 (1.540)		
лаг = 3 кв.	0.841 (1.758)	1.382 (1.792)	0.814 (1.178)	1.575 (1.165)		
лаг = 4 кв.	2.796 (2.342)	2.166 (2.270)	1.747 (1.130)	0.834 (1.045)		
Масштаб банка (доля на рынке креди- тов, лаг = 1 кв.)	–0.139 (0.763)	–0.246 (0.621)	0.174 (0.0227)	0.330 (0.273)	–0.122 (0.167)	–0.202 (0.148)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.116*** (0.017)	–0.118*** (0.016)	0.013 (0.009)	–0.015 (0.010)	–0.102*** (0.006)	–0.104*** (0.006)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.040** (0.019)	0.023 (0.018)	0.023*** (0.008)	0.002 (0.008)	0.042*** (0.005)	0.024*** (0.005)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.018* (0.009)	0.016 (0.009)	0.011 (0.010)	0.007 (0.010)	0.024*** (0.004)	0.019*** (0.004)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Темп прироста реального объема ВВП за скользящ. 4 кв. (лаг 1 = кв.)		–0.119*** (0.012)		–0.042*** (0.006)		–0.122*** (0.008)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)		0.042 (0.135)		0.059 (0.066)		0.135 (0.109)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.050*** (0.014)		0.007 (0.007)		–0.056*** (0.009)
Отношение прибыли к долгу по пред- приятиям (лаг = 1 кв.)		–0.131*** (0.022)		–0.075*** (0.013)		–0.119*** (0.022)
Константа	10.725*** (1.624)	12.724*** (1.560)				
Число наблюдений (банков)	16257 (898)	16257 (898)	14838 (853)	14838 (853)	18458 (899)	18458 (899)
Число эндогенных переменных	0	0	6	6	1	1
Число инструментов	0	0	648	812	1	1
Показатель тесноты связи	0.528	0.553	0.860	0.862	0.531	0.557
F-тест на фикс. эффекты, <i>P</i> -знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), <i>P</i> - знач.			0.000 0.722	0.000 0.758		
Тест Хансена на релевантность инструмен- тов			0.118	0.427	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разно-
стях

Таблица П4.10. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Микроуровневый индекс концентрации (на рынках платных активов) и Z-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – Z-индекс устойчивости			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ16.1	ПМ17.1	ПМ16.2	ПМ17.2	ПМ16.3	ПМ17.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор общей стойчивости банка (Z-индекс, лаг = 1 кв.)			0.784*** (0.044)	0.750*** (0.045)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
Индекс микро концентрации (по активам), совокупный эффект/100 лаг = 0 кв.	–0.296 (0.356)	0.610* (0.365)	–0.703** (0.304)	0.456 (0.326)	0.571* (0.295)	1.009*** (0.301)
лаг = 1 кв.	0.504** (0.233)	0.349 (0.226)	–0.484** (0.202)	–0.052 (0.215)		
лаг = 2 кв.	0.115 (0.167)	0.453*** (0.174)	–0.022 (0.130)	0.279** (0.132)		
лаг = 3 кв.	–0.369*** (0.111)	–0.035 (0.109)	–0.080 (0.116)	0.088 (0.112)		
лаг = 4 кв.	–0.546*** (0.160)	–0.157 (0.156)	–0.117 (0.108)	0.141 (0.101)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	8.084 (6.507)	9.041 (6.462)	4.554*** (1.021)	5.062*** (1.019)	7.987*** (3.007)	8.881*** (2.984)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	0.191*** (0.040)	0.116*** (0.039)	–0.046 (0.034)	–0.158*** (0.034)	0.186*** (0.023)	0.113*** (0.023)
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)	0.007 (0.052)	0.014 (0.051)	–0.042 (0.062)	–0.065 (0.061)	0.024 (0.033)	0.013 (0.033)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	–0.051 (0.038)	–0.046 (0.037)	0.011 (0.038)	0.054 (0.038)	–0.053*** (0.020)	–0.050*** (0.020)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.109*** (0.042)	0.063 (0.043)	0.230*** (0.068)	0.016 (0.064)	0.111*** (0.022)	0.064*** (0.022)
Темп прироста кредитов за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.039*** (0.007)	–0.048*** (0.007)	0.007* (0.004)	0.004 (0.003)	–0.036*** (0.005)	–0.049*** (0.005)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)	–0.009* (0.005)	–0.008* (0.004)	–0.024* (0.014)	–0.020 (0.012)	–0.009** (0.004)	–0.008** (0.004)
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)	–0.305** (0.149)	–0.021 (0.147)	–1.033*** (0.278)	–0.594*** (0.231)	–0.327*** (0.085)	–0.020 (0.083)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)		–1.895*** (0.285)		–1.323*** (0.148)		–1.915*** (0.184)
Темп прироста индекса ММВБ за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.042*** (0.005)		–0.012*** (0.003)		–0.038*** (0.004)
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)		0.006 (0.005)		–0.003 (0.005)		0.007 (0.008)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)		0.374*** (0.081)		0.190*** (0.050)		0.325*** (0.071)
Константа	20.694*** (2.723)	24.041*** (5.591)				
Число наблюдений (банков)	9733 (749)	9733 (749)	8231 (709)	8231 (709)	9708 (724)	9708 (724)
Число эндогенных переменных	0	0	8	8	1	1
Число инструментов	0	0	570	574	1	1
Показатель тесноты связи	0.637	0.651	0.664	0.680	0.665	0.678
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.			0.000 0.863	0.000 0.662		
Тест Хансена			0.338	0.158	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П4.11. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Микроуровневый индекс концентрации (на рынках платных активов) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель		Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах			
	FE		ONE-STEP DIFF. GMM		IV	
	ПМ18.1	ПМ19.1	ПМ18.2	ПМ19.2	ПМ18.3	ПМ19.3
<i>Инерция</i>						
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (лаг = 1 кв.)			0.864*** (0.038)	0.781*** (0.038)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>						
Индекс микро концентрации (по активам), совокупный эффект/100	–0.202*** (0.044)	–0.143*** (0.040)	0.038** (0.017)	–0.025 (0.017)	–0.222*** (0.024)	–0.188*** (0.024)
лаг = 0 кв.					–0.222*** (0.024)	–0.188*** (0.024)
лаг = 1 кв.	–0.005 (0.036)	–0.126*** (0.037)	0.075*** (0.025)	–0.010 (0.025)		
лаг = 2 кв.	–0.036 (0.024)	–0.042* (0.025)	0.000 (0.021)	–0.014 (0.020)		
лаг = 3 кв.	–0.008 (0.022)	–0.001 (0.023)	0.011 (0.021)	–0.006 (0.021)		
лаг = 4 кв.	–0.153*** (0.030)	0.026 (0.028)	–0.047** (0.019)	–0.007 (0.016)		
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	–0.240 (0.580)	–0.334 (0.498)	0.000 (0.110)	0.086 (0.109)	–0.258 (0.176)	–0.330** (0.023)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.097*** (0.013)	–0.097*** (0.013)	0.006 (0.009)	–0.009 (0.009)	–0.094*** (0.006)	–0.097*** (0.006)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.033* (0.018)	0.020 (0.018)	0.032*** (0.009)	0.007 (0.008)	0.036*** (0.005)	0.019*** (0.005)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.019** (0.008)	0.014* (0.008)	0.019* (0.010)	0.007 (0.010)	0.018*** (0.004)	0.014*** (0.004)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>						
Темп прироста реального объема ВВП за скользящ. 4 кв. (лаг 1 = кв.)		–0.135*** (0.013)		–0.048*** (0.008)		–0.132*** (0.008)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)		0.054 (0.113)		0.075 (0.069)		0.103 (0.109)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.046*** (0.011)		0.004 (0.007)		–0.049*** (0.009)
Отношение прибыли к долгу по предпринятиям (лаг = 1 кв.)		–0.129*** (0.019)		–0.066*** (0.013)		–0.125*** (0.023)
Константа	10.229*** (1.187)	11.446*** (1.135)				
Число наблюдений (банков)	18853 (950)	18853 (950)	17222 (896)	17222 (896)	18829 (916)	18829 (916)
Число эндогенных переменных	0	0	6	6	1	1
Число инструментов	0	0	714	894	1	1
Показатель тесноты связи	0.498	0.523	0.839	0.851	0.524	0.550
F-тест на фикс. эффекты, <i>P</i> -знач.	0.000	0.000				
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), <i>P</i> -знач.			0.000 0.470	0.000 0.448		
Тест Хансена на релевантность инструментов			0.188	0.457	—	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Приложение 5. Результаты оценок нелинейного воздействия рыночной власти на устойчивость российских банков: решение задачи совмещения противоположных эффектов

Таблица П5.1. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индекс Лернера и Z-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель	Зависимая переменная – Z-индекс устойчивости		
		FE ПМ20.1	ONE-STEP DIFF. GMM ПМ20.2	IV ПМ20.3
<i>Инерция</i>				
Индикатор общей стойчивости банка (Z-индекс, лаг = 1 кв.)			0.644*** (0.083)	
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>				
Индекс Лернера, лаг = 1 кв., совокупный эффект		0.313*** (0.054)	0.199*** (0.051)	0.439*** (0.046)
Индекс Лернера, лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате		–0.00289*** (0.00056)	–0.00164*** (0.00045)	–0.00437*** (0.00049)
Точка оптимума / процентиль выборки		54.2 / 58	60.8 / 71	50.2 / 49
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)		8.444 (6.981)	2.773* (1.666)	7.456** (3.141)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)		0.145*** (0.053)	–0.163** (0.065)	0.160*** (0.035)
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)		–0.081 (0.069)	0.034 (0.076)	–0.062 (0.049)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)		0.010 (0.053)	0.131** (0.056)	0.023 (0.034)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)		0.063 (0.067)	0.178 (0.123)	0.058* (0.034)
Темп прироста кредитов за скользя. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.048*** (0.012)	0.001 (0.003)	–0.049*** (0.007)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)		–0.019*** (0.006)	–0.022* (0.013)	–0.017** (0.008)
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)		–0.558** (0.218)	–0.267 (0.341)	–0.627*** (0.131)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>				
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)		–0.881** (0.402)	–1.007*** (0.209)	–0.300 (0.293)
Темп прироста индекса ММВБ за скользя. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.033*** (0.007)	–0.011*** (0.004)	–0.032*** (0.006)
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)		–0.025*** (0.007)	–0.015*** (0.005)	–0.036*** (0.010)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)		0.005 (0.097)	0.070 (0.071)	–0.076 (0.099)
Константа		26.547*** (5.686)		
Число наблюдений (банков)		5664 (588)	4282 (516)	5058 (516)
Число эндогенных переменных		0	8	1
Число инструментов		0	487	1
Показатель тесноты связи		0.665	0.646	0.706
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.		0.000		
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.			0.000, 0.130	
Тест Хансена на релевантность инструментов			0.518	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях (collapse)

Таблица П5.2. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индекс Лернера и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах		
	FE	ONE-STEP DIFF. GMM	IV
	ПМ21.1	ПМ21.2	ПМ21.3
<i>Инерция</i>			
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (лаг = 1 кв.)		0.698*** (0.059)	
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>			
Индекс Лернера, лаг = 1 кв., совокупный эффект	–0.091*** (0.015)	–0.038*** (0.009)	–0.116*** (0.008)
Индекс Лернера, лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате	0.00074*** (0.00011)	0.00039*** (0.00009)	0.00104*** (0.00007)
Точка оптимума / процентиль выборки	61.8 / 73	49.7 / 48	56.1 / 62
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	–0.304 (0.485)	0.344 (0.255)	–0.213 (0.193)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.066*** (0.015)	0.003 (0.010)	–0.053*** (0.005)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	–0.013 (0.011)	0.002 (0.013)	–0.017*** (0.005)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.014* (0.008)	0.025** (0.010)	0.017*** (0.003)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>			
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.085*** (0.013)	–0.038*** (0.008)	–0.045*** (0.008)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)	0.417*** (0.118)	0.147** (0.068)	0.365*** (0.089)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.047*** (0.011)	–0.006 (0.007)	–0.055*** (0.007)
Отношение прибыли к долгу по предпрятиям (лаг = 1 кв.)	–0.027 (0.019)	–0.024* (0.013)	0.004 (0.019)
Константа	8.648*** (1.602)		
Число наблюдений (банков)	12101 (790)	10403 (725)	10973 (712)
Число эндогенных переменных	0	6	1
Число инструментов	0	625	1
Показатель тесноты связи	0.565	0.768	0.636
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000		
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.		0.000 0.199	
Тест Хансена на релевантность инструментов		0.120	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П5.3. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индикатор Буна (по прибыли) и Z-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель	Зависимая переменная – Z-индекс устойчивости		
		FE	ONE-STEP DIFF. GMM	IV
		ПМ23.1	ПМ23.2	ПМ23.3
<i>Инерция</i>				
Индикатор общей стойчивости банка (Z-индекс, лаг = 1 кв.)			0.763*** (0.048)	
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>				
Индикатор Буна (по прибыли), лаг = 1 кв., совокупный эффект		–65.313*** (18.063)	–48.573*** (16.182)	–111.838*** (16.828)
Индикатор Буна (по прибыли), лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате		–84.816*** (29.632)	–67.239*** (18.824)	–162.221*** (31.660)
Точка оптимума / процентиль выборки		–0.385 / 9	–0.361 / 12	–0.345 / 14
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)		9.277 (6.502)	5.515*** (1.153)	9.587*** (2.995)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)		0.172*** (0.047)	–0.090** (0.044)	0.158*** (0.025)
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)		–0.072 (0.053)	–0.011 (0.062)	–0.090*** (0.033)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)		0.040 (0.048)	0.119* (0.069)	0.064** (0.026)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)		0.069 (0.053)	0.076 (0.082)	0.076*** (0.027)
Темп прироста кредитов за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.045*** (0.008)	0.002 (0.003)	–0.043*** (0.005)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)		–0.004 (0.004)	–0.028 (0.021)	–0.004 (0.004)
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)		–0.149 (0.174)	–0.535** (0.239)	–0.124 (0.101)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>				
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)		–1.710*** (0.316)	–1.101*** (0.168)	–1.493*** (0.204)
Темп прироста индекса ММВБ за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)		–0.044*** (0.005)	–0.008*** (0.003)	–0.046*** (0.004)
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)		0.003 (0.005)	–0.005 (0.005)	–0.003 (0.009)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)		0.168** (0.084)	0.108* (0.062)	0.212*** (0.078)
Константа		16.471*** (6.040)		
Число наблюдений (банков)		8154 (645)	6857 (600)	8024 (612)
Число эндогенных переменных		0	8	1
Число инструментов		0	483	1
Показатель тесноты связи		0.650	0.637	0.677
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.		0.000		
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.			0.000	
			0.749	
Тест Хансена на релевантность инструментов			0.169	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П5.4. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индикатор Буна (по прибыли) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах		
	FE	ONE-STEP DIFF. GMM	IV
	ПМ24.1	ПМ24.2	ПМ24.3
<i>Инерция</i>			
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (лаг = 1 кв.)		0.659*** (0.095)	
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>			
Индикатор Буна (по прибыли), лаг = 1 кв., совокупный эффект	64.779*** (5.049)	21.745** (9.907)	90.515*** (3.220)
Индикатор Буна (по прибыли), лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате	63.334*** (7.836)	22.096* (11.809)	91.790*** (5.330)
Точка оптимума / процентиль выборки	–0.511 / 1	–0.492 / 2	–0.493 / 2
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	–0.314 (0.311)	0.070 (0.111)	–0.474*** (0.118)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.157*** (0.013)	–0.034** (0.015)	–0.150*** (0.006)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	–0.065*** (0.019)	–0.023* (0.014)	–0.085*** (0.006)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.014* (0.008)	0.010 (0.009)	0.009** (0.004)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>			
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.075*** (0.011)	–0.042*** (0.007)	–0.067*** (0.007)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)	–0.167 (0.113)	0.034 (0.067)	–0.258*** (0.094)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	0.012 (0.010)	0.010 (0.007)	0.034*** (0.008)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 1 кв.)	–0.116*** (0.017)	–0.069*** (0.012)	–0.061*** (0.020)
Константа	26.173*** (1.303)		
Число наблюдений (банков)	18211 (913)	17111 (888)	18144 (888)
Число эндогенных переменных	0	6	1
Число инструментов	0	826	1
Показатель тесноты связи	0.627	0.823	0.640
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000		
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.		0.000 0.922	
Тест Хансена на релевантность инструментов		0.277	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П5.5. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов) и Z-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель	Зависимая переменная – Z-индекс устойчивости		
		FE ПМ25.1	ONE-STEP DIFF. GMM ПМ25.2	IV ПМ25.3
<i>Инерция</i>				
Индикатор общей стойчивости банка (Z-индекс, лаг = 1 кв.)			0.804*** (0.052)	
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>				
Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов), лаг = 1 кв., совокупный эффект	–40.214*** (6.906)	19.876** (9.065)	–56.693*** (4.863)	
Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов), лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате	–0.505 (11.405)	4.594 (7.404)	1.451 (9.640)	
Точка оптимума / процентиль выборки	–39.8 / <min	–2.163 / <min	19.537 / >max	
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	10.034 (6.502)	4.977*** (1.106)	10.369*** (2.962)	
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	0.348*** (0.056)	–0.221*** (0.066)	0.335*** (0.030)	
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)	–0.092* (0.052)	–0.049 (0.066)	–0.104*** (0.031)	
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.075 (0.049)	–0.023 (0.061)	0.083*** (0.026)	
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.060 (0.051)	0.040 (0.084)	0.074*** (0.025)	
Темп прироста кредитов за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.029*** (0.008)	0.004 (0.003)	–0.017*** (0.005)	
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)	–0.005 (0.004)	–0.026 (0.018)	–0.004 (0.004)	
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)	–0.228 (0.166)	–0.430** (0.215)	–0.200** (0.100)	
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>				
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)	–1.893*** (0.297)	–1.210*** (0.154)	–1.832*** (0.194)	
Темп прироста индекса ММВБ за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.046*** (0.005)	–0.008*** (0.003)	–0.045*** (0.004)	
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)	0.004 (0.005)	–0.006 (0.005)	0.006 (0.008)	
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)	0.251*** (0.087)	0.168*** (0.057)	0.381*** (0.077)	
Константа	16.751*** (5.179)			
Число наблюдений (банков)	8154 (645)	6857 (600)	8024 (612)	
Число эндогенных переменных	0	8	1	
Число инструментов	0	483	1	
Показатель тесноты связи	0.655	0.662	0.680	
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000			
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.		0.000		
		0.681		
Тест Хансена на релевантность инструментов		0.214	—	

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П5.6. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах		
	FE	ONE-STEP DIFF. GMM	IV
	ПМ26.1	ПМ26.2	ПМ26.3
<i>Инерция</i>			
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (лаг = 1 кв.)		0.771*** (0.061)	
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>			
Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов), лаг = 1 кв., совокупный эффект	–2.410 (1.687)	0.183 (1.795)	–2.842** (1.150)
Индикатор Буна (по доле на рынке кредитов), лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате	7.264 (5.135)	–0.630 (2.559)	9.152** (4.604)
Точка оптимума / процентиль выборки	0.165 / 89	0.145 / 86	0.155 / 87
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	–0.224 (0.475)	0.043 (0.096)	–0.213 (0.162)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.085*** (0.010)	–0.017 (0.016)	–0.085*** (0.005)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.039* (0.021)	–0.003 (0.010)	0.039*** (0.006)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.020*** (0.008)	0.012 (0.010)	0.021*** (0.004)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>			
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв. (лаг 1 = кв.)	–0.121*** (0.012)	–0.051*** (0.010)	–0.117*** (0.008)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)	0.083 (0.116)	0.073 (0.065)	0.087 (0.102)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.053*** (0.012)	0.006 (0.007)	–0.053*** (0.008)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 1 кв.)	–0.123*** (0.019)	–0.072*** (0.013)	–0.116*** (0.022)
Константа	7.963*** (0.945)		
Число наблюдений (банков)	18211 (913)	17111 (888)	18144 (888)
Число эндогенных переменных	0	6	1
Число инструментов	0	826	1
Показатель тесноты связи	0.550	0.848	0.583
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000		
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.		0.000 0.866	
Тест Хансена на релевантность инструментов		0.256	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П5.7. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: *H*-статистика (на рынке кредитов) и *Z*-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель	Зависимая переменная – Z-индекс устойчивости		
	FE	ONE-STEP DIFF. GMM	IV	
	ПМ27.1	ПМ27.2	ПМ27.3	
<i>Инерция</i>				
Индикатор общей стойчивости банка (Z-индекс, лаг = 1 кв.)		0.761*** (0.041)		
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>				
–H-статистика (на рынке кредитов), лаг = 1 кв., совокупный эффект	18.069 (37.463)	–46.376 (41.399)	35.309 (32.507)	
–H-статистика (на рынке кредитов), лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате	–7.375 (32.689)	–39.019 (35.634)	1.278 (27.060)	
Точка оптимума / процентиль выборки	1.225 / >max	–0.594 / 64	–13.819 / <min	
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	8.815 (6.271)	4.578*** (1.001)	8.575*** (2.943)	
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	0.120*** (0.040)	–0.130*** (0.031)	0.137*** (0.023)	
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)	–0.026 (0.047)	–0.065 (0.045)	–0.014 (0.030)	
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	–0.035 (0.038)	0.051 (0.035)	–0.041** (0.021)	
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.053 (0.042)	0.053 (0.058)	0.056*** (0.022)	
Темп прироста кредитов за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.045*** (0.007)	0.004 (0.003)	–0.046*** (0.005)	
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)	–0.008* (0.004)	–0.013 (0.008)	–0.008** (0.003)	
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)	–0.042 (0.144)	–0.366** (0.173)	–0.016 (0.082)	
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>				
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)	–1.738*** (0.276)	–1.280*** (0.138)	–1.746*** (0.179)	
Темп прироста индекса ММВБ за скользящ. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.044*** (0.004)	–0.010*** (0.003)	–0.043*** (0.004)	
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)	0.005 (0.005)	–0.003 (0.005)	0.006 (0.008)	
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)	0.339*** (0.082)	0.148*** (0.048)	0.322*** (0.071)	
Константа	44.503*** (11.866)			
Число наблюдений (банков)	9714 (748)	8214 (709)	9681 (724)	
Число эндогенных переменных	0	8	1	
Число инструментов	0	642	1	
Показатель тесноты связи	0.652	0.715	0.681	
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000			
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.		0.000 0.708		
Тест Хансена на релевантность инструментов		0.373	—	

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П5.8. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: *H*-статистика (на рынке кредитов) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах		
	FE ПМ28.1	ONE-STEP DIFF. GMM ПМ28.2	IV ПМ28.3
<i>Инерция</i>			
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (лаг = 1 кв.)		0.770*** (0.057)	
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>			
– <i>H</i> -статистика (на рынке кредитов), лаг = 1 кв., совокупный эффект	–13.549 (10.143)	–15.281 (13.141)	–16.471*** (5.805)
– <i>H</i> -статистика (на рынке кредитов), лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате	–15.051 (9.419)	–14.588 (10.794)	–18.075*** (5.322)
Точка оптимума / процентиль выборки	–0.450 / 93	–0.524 / 83	–0.456 / 93
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	–0.187 (0.451)	0.077 (0.109)	–0.207 (0.147)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.106*** (0.013)	–0.012 (0.011)	–0.104*** (0.006)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.025 (0.017)	0.013* (0.007)	0.024*** (0.005)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.019** (0.008)	0.018** (0.009)	0.020*** (0.004)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>			
Темп прироста реального объема ВВП за скользя. 4 кв. (лаг 1 = кв.)	–0.120*** (0.013)	–0.049*** (0.009)	–0.122*** (0.008)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)	0.117 (0.144)	0.032 (0.065)	0.098 (0.113)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скользя. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.051*** (0.014)	0.008 (0.007)	–0.051*** (0.009)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 1 кв.)	–0.126*** (0.020)	–0.073*** (0.012)	–0.122*** (0.022)
Константа	7.287** (3.088)		
Число наблюдений (банков)	18544 (932)	16949 (886)	18458 (899)
Число эндогенных переменных	0	6	1
Число инструментов	0	826	1
Показатель тесноты связи	0.536	0.841	0.557
F-тест на фикс. эффекты, <i>P</i> -знач.	0.000		
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), <i>P</i> -знач.		0.000 0.717	
Тест Хансена на релевантность инструментов		0.268	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П5.9. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Микроуровневый индекс концентрации (на рынках платных активов) и Z-индекс (1 кв. 2008 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Модель	Зависимая переменная – Z-индекс устойчивости		
		FE	ONE-STEP DIFF. GMM	IV
		ПМ29.1	ПМ29.2	ПМ29.3
<i>Инерция</i>				
Индикатор общей стойчивости банка (Z-индекс, лаг = 1 кв.)			0.755*** (0.044)	
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>				
Индекс микро концентрации (по активам), лаг = 1 кв., совокупный эффект/100	1.858* (1.117)	–1.404 (41.399)		4.255** (1.761)
Индекс микро концентрации (по активам), лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате /100	–0.0005 (0.0004)	0.00003 (0.00032)		–0.0013* (0.0007)
Точка оптимума / процентиль выборки	1783 / 94	2167 / 97		1600 / 90
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	9.076 (6.468)	5.646*** (1.120)		8.936*** (2.994)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	0.111*** (0.040)	–0.155*** (0.032)		0.101*** (0.025)
Доля вложений в частные ценные бумаги в активах (лаг = 1 кв.)	0.021 (0.050)	–0.094* (0.054)		0.025 (0.033)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	–0.046 (0.038)	0.062* (0.037)		–0.049** (0.020)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.065 (0.043)	0.006 (0.055)		0.065*** (0.022)
Темп прироста кредитов за скользя. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.049*** (0.007)	0.004 (0.003)		–0.050*** (0.005)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)	–0.008* (0.004)	–0.013 (0.010)		–0.007** (0.004)
Дифференциал эффективных процентных ставок (лаг = 4 кв.)	–0.010 (0.146)	–0.560** (0.217)		0.013 (0.084)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>				
Уровень безработицы (лаг 1 = кв.)	–1.864*** (0.280)	–1.265*** (0.143)		–1.858*** (0.184)
Темп прироста индекса ММВБ за скользя. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.041*** (0.005)	–0.010*** (0.003)		–0.037*** (0.004)
Темп прироста цены нефти Brent за кв. (лаг = 1 кв.)	0.008 (0.005)	–0.004 (0.005)		0.008 (0.008)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 4 кв.)	0.382*** (0.079)	0.154*** (0.050)		0.330*** (0.071)
Константа	16.534** (7.990)			
Число наблюдений (банков)	9733 (749)	8231 (709)		9708 (724)
Число эндогенных переменных	0	8		1
Число инструментов	0	646		1
Показатель тесноты связи	0.651	0.658		0.678
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000			
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.		0.000 0.698		
Тест Хансена на релевантность инструментов		0.331		—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Таблица П5.10. Результаты оценок воздействия рыночной власти банков на устойчивость: Микроуровневый индекс концентрации (на рынках платных активов) и доля просроченных кредитов в совокупных кредитах (ODL, 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012 гг.)

Объясняющие переменные	Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в совокупных кредитах		
	FE ПМ30.1	ONE-STEP DIFF. GMM ПМ30.2	IV ПМ30.3
<i>Инерция</i>			
Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску (лаг = 1 кв.)		0.781*** (0.036)	
<i>Специфические банковские факторы (BSF)</i>			
Индекс микро концентрации (по активам), лаг = 1 кв., совокупный эффект/100	–0.554* (0.311)	1.055 (0.934)	–9.640*** (2.133)
Индекс микро концентрации (по активам), лаг = 1 кв., совокупный эффект, в квадрате /100	0.00014 (0.00010)	–0.00004 (0.00003)	0.00027*** (0.00007)
Точка оптимума / процентиль выборки	1964 / 96	1309 / 75	1765 / 94
Масштаб банка (доля на рынке кредитов, лаг = 1 кв.)	–0.377 (0.502)	0.025 (0.073)	–0.385** (0.159)
Кредитная нагрузка на активы (лаг = 1 кв.)	–0.092*** (0.011)	–0.010 (0.009)	–0.090*** (0.005)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект., лаг = 1 кв.)	0.020 (0.018)	0.006 (0.008)	0.019*** (0.005)
Доля кредитов населению в кредитах (лаг = 1 кв.)	0.014* (0.008)	0.008 (0.010)	0.014*** (0.004)
<i>Макроэкономические факторы (MACRO)</i>			
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв. (лаг 1 = кв.)	–0.138*** (0.013)	–0.047*** (0.008)	–0.134*** (0.008)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю (лаг = 1 кв.)	0.054 (0.122)	0.078 (0.070)	0.182* (0.111)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скольз. 4 кв. (лаг = 1 кв.)	–0.045*** (0.011)	0.004 (0.007)	–0.049*** (0.009)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям (лаг = 1 кв.)	–0.130*** (0.019)	–0.065*** (0.012)	–0.119*** (0.023)
Константа	13.985*** (2.319)		
Число наблюдений (банков)	18863 (950)	17231 (896)	18829 (916)
Число эндогенных переменных	0	6	1
Число инструментов	0	838	1
Показатель тесноты связи	0.523	0.851	0.553
F-тест на фикс. эффекты, P-знач.	0.000		
Тест Ареллано-Бонда на AR(1)/AR(2), P-знач.		0.000 0.471	
Тест Хансена на релевантность инструментов		0.354	—

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки. FE и IV – статические регрессии с фиксированными эффектами, One-Step Diff. GMM – динамическая регрессия, оцененная в первых разностях

Приложение 6. Связь между индикаторами рыночной власти: Индекс Лернера как отражение Индикатора Буна

Таблица П6.1. Результаты оценок воздействия Индикатора Буна (по прибыли) на Индекс Лернера: связь оптимальных индикаторов рыночной власти

Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Зависимая переменная – Индекс Лернера (на рынке кредитов.)		
	M31.1	M31.2	M31.3
Индикатор Буна (по прибыли)	-32.373*** (4.931)	-10.406** (4.912)	-15.243*** (4.737)
Кредитная нагрузка на активы	-0.272*** (0.034)	-0.349*** (0.032)	-0.301*** (0.035)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.)		-0.431*** (0.046)	-0.408*** (0.044)
Масштаб банка (доля на рынке кредитов)		-1.942 (2.591)	-1.386 (2.548)
Доля кредитов населению в кредитах			0.039 (0.027)
Отношение капитала к активам			0.228*** (0.059)
Отношение кредитов к счетам и депозитам			-0.015*** (0.003)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов (лаг = 4 кв.)			0.016** (0.007)
Константа	55.730*** (2.397)	77.227*** (3.052)	69.252*** (2.966)
Число наблюдений (банков)	11834 (782)	11834 (782)	11834 (782)
Показатель тесноты связи	0.703	0.722	0.733
F-тест на фикс. эффекты, <i>P</i> -знач.	0.000	0.000	0.000

Примечания: В таблице представлены результаты OLS-оценки статических регрессий с фиксированными эффектами (fixed effects) с поправками на гетероскедастичность в форме Уайта.

***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

Приложение 7. Промежуточные результаты моделирования воздействия рыночной власти на эффективность банков

П7.1 SFA-индексы эффективности и Индекс Лернера: раздельное тестирование факторов гетерогенности связи

Таблица П7.1. Результаты оценок воздействия рыночной власти на эффективность издержек банков: модели с Индексом Лернера и отдельными перекрестными эффектами

Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Зависимая переменная — SFA-индекс эффективности операционных издержек банка									
	ПМ3.1	ПМ3.2	ПМ3.3	ПМ3.4	ПМ3.5	ПМ3.6	ПМ3.7	ПМ3.8	ПМ3.9	ПМ3.10
Индекс Лернера, центрир.	0.112*** (0.022)	0.139*** (0.023)	0.190*** (0.027)	0.054** (0.021)	0.144*** (0.024)	0.134*** (0.022)	0.113*** (0.025)	0.117*** (0.029)	0.131*** (0.023)	0.050 (0.031)
<i>Перекрестные эффекты (на основе центрир. переменных)</i>										
Отношение собственного капитала к совокупным активам × Индекс Лернера	−0.0040*** (0.0011)									−0.0034*** (0.0011)
Доля кредитов населению в кредитах × Индекс Лернера		−0.0020*** (0.0007)								−0.0019*** (0.0006)
Кредитная нагрузка на активы × Индекс Лернера			−0.0027*** (0.0010)							−0.0028*** (0.0009)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.) × Индекс Лернера				0.0007 (0.0008)						−0.0003 (0.0008)
Темп прироста реальных кредитов за скользя. 4 кв. × Индекс Лернера					0.0002 (0.0002)					−0.00010*** (0.00004)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах × Индекс Лернера						0.0011 (0.0007)				0.0007 (0.0006)
Отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD) × Индекс Лернера							−0.00009** (0.00003)			−0.00001 (0.00005)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов × Индекс Лернера								−0.0005 (0.0004)		0.0003 (0.0004)

Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Модели	Зависимая переменная — SFA-индекс эффективности операционных издержек банка								
	ПМ3.1	ПМ3.2	ПМ3.3	ПМ3.4	ПМ3.5	ПМ3.6	ПМ3.7	ПМ3.8	ПМ3.9	ПМ3.10
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы) × Индекс Лернера									0.035* (0.021)	0.013 (0.013)
Отношение собственного капитала к совокупным активам, центрир.	0.428*** (0.040)									0.390*** (0.040)
Доля кредитов населению в кредитах, центрир.		0.053* (0.028)								0.082*** (0.020)
Кредитная нагрузка на активы, центрир.			0.188*** (0.026)							0.044* (0.025)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.) , центрир.				−0.454*** (0.032)						−0.472*** (0.030)
Темп прироста реальных кредитов за скольз. 4 кв., центрир.					−0.014*** (0.004)					−0.0031 (0.0023)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах, центрир.						0.189*** (0.025)				0.213*** (0.023)
Отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD), центрир.							−0.0032*** (0.0012)			−0.00003 (0.00165)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов, центрир.								−0.030** (0.013)		−0.009 (0.016)
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы) , центрир.									2.365 (1.963)	4.049*** (1.547)
Макроэкономические контрольные факторы										
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв.	0.073** (0.033)	−0.008 (0.035)	−0.013 (0.033)	−0.008 (0.031)	0.031 (0.035)	−0.384 (0.033)	−0.0068 (0.034)	−0.013 (0.034)	−0.002 (0.034)	0.018 (0.030)
Отношение сальдо счета текущих операций к ВВП	−0.162*** (0.046)	−0.072 (0.049)	−0.117** (0.046)	−0.170*** (0.044)	−0.099** (0.047)	−0.036 (0.044)	−0.098** (0.047)	−0.103** (0.047)	−0.103** (0.047)	−0.109*** (0.039)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю	−0.811*** (0.306)	−1.150*** (0.323)	−1.354*** (0.317)	−0.435 (0.287)	−1.028*** (0.322)	−1.683*** (0.313)	−1.116*** (0.320)	−1.219*** (0.318)	−1.058*** (0.324)	−0.918*** (0.267)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям	0.176*** (0.059)	0.080 (0.062)	0.081 (0.060)	0.133** (0.058)	0.116* (0.061)	−0.012 (0.059)	0.082 (0.062)	0.072 (0.061)	0.088 (0.062)	0.095* (0.054)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скольз. 4 кв.	−0.004 (0.037)	0.011 (0.037)	0.010 (0.036)	−0.018 (0.034)	0.005 (0.037)	0.078** (0.036)	0.013 (0.038)	0.021 (0.037)	0.012 (0.038)	0.037 (0.030)

Модели	Зависимая переменная — SFA-индекс эффективности операционных издержек банка									
Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	ПМ3.1	ПМ3.2	ПМ3.3	ПМ3.4	ПМ3.5	ПМ3.6	ПМ3.7	ПМ3.8	ПМ3.9	ПМ3.10
Константа	70.333*** (0.452)	68.025*** (0.396)	66.619*** (0.455)	65.673*** (0.396)	67.802*** (0.404)	68.375*** (0.420)	66.930*** (0.634)	66.892*** (0.709)	68.113*** (0.421)	66.070*** (1.016)
Число наблюдений (банков)	10618 (646)	10615 (646)	10618 (646)	10618 (646)	10424 (644)	10618 (646)	10618 (646)	10618 (646)	10618 (646)	10483 (646)
Скорректированный R ² (LSDV)	0.785	0.773	0.777	0.802	0.777	0.780	0.772	0.771	0.772	0.834

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

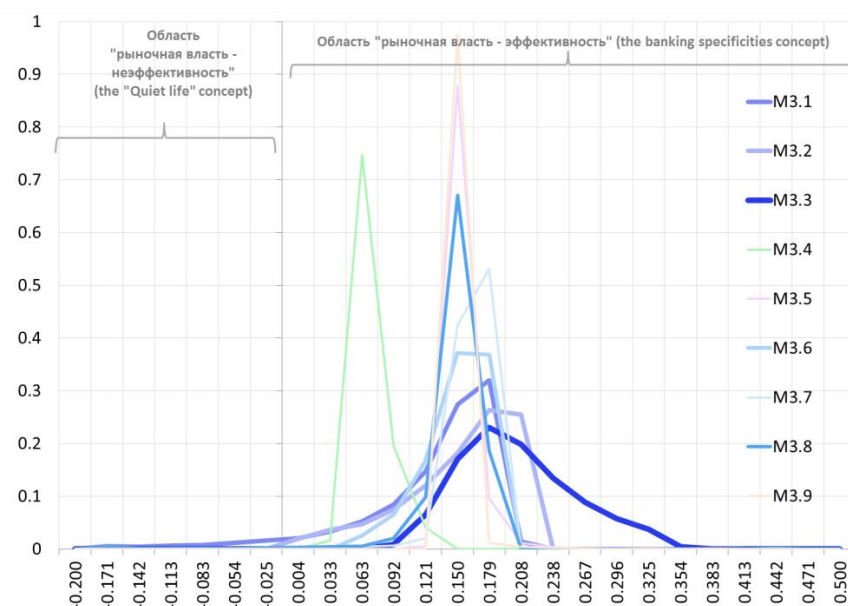
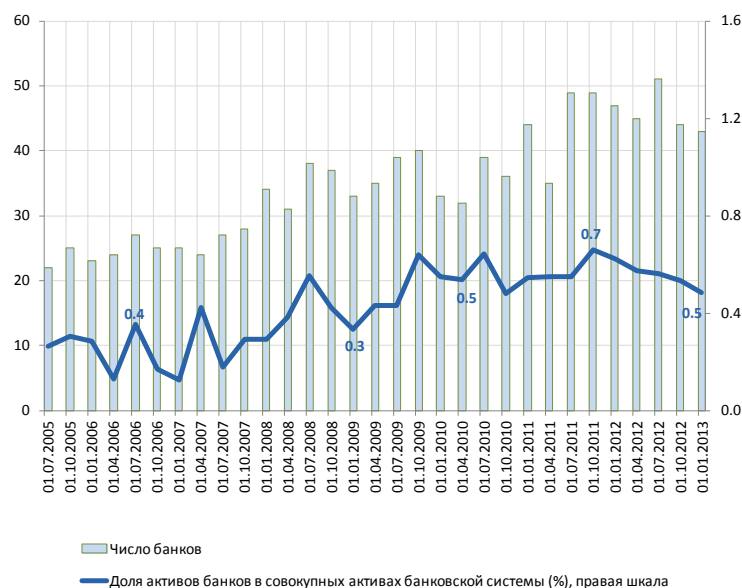


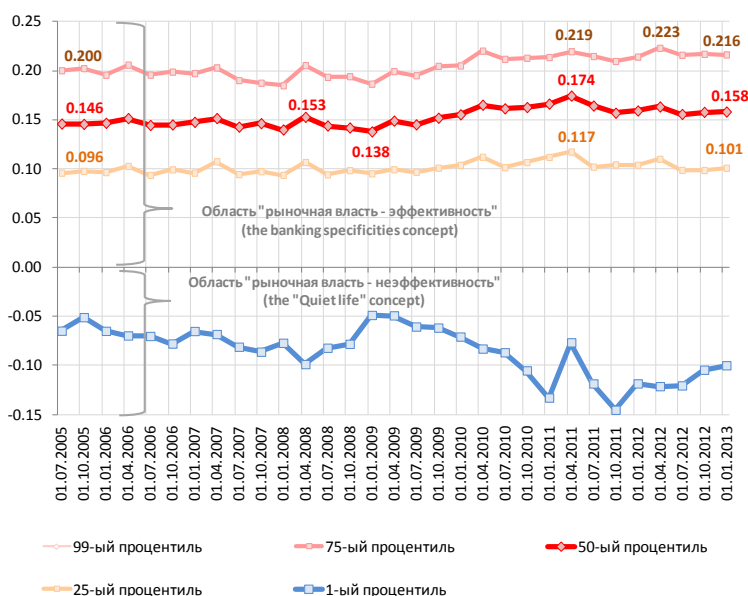
Рисунок П7.1. Распределения предельного эффекта рыночной власти (Индекс Лернера) на эффективность издержек (SFA-индекс) в однофакторных моделях ПМ3.1-ПМ3.9

П7.2 SFA-индексы эффективности и Индекс Лернера: ключевые характеристики в итоговой модели



Примечание: расчеты по итоговой многофакторной модели М3.15 (параграф 3.1.2, глава 3)

Рисунок П7.2 Доля в активах банковской системы и число банков, для которых характерны эффекты «спокойной жизни» монополиста (область «рыночная власть-неэффективность»)



Примечание: расчеты по итоговой многофакторной модели М3.15 (параграф 3.1.2, глава 3)

Рисунок П7.3 Динамика предельных эффектов рыночной власти (Индекс Лернера) на эффективность издержек (SFA-индекс) в различных процентилях выборки банков

Таблица П7.2. Ключевые факторы гетерогенного воздействия рыночной власти российских банков на уровни их эффективности: до, во время и после кризиса

	До кризиса (до 1 кв. 2008)	Во время кри- зиса (до 1 кв. 2010)	После кризиса (после 1 кв. 2010)
Индекс Лернера (на рынке кредитов.)	50.5	43.0	48.1
Отношение собственного капитала к совокупным активам	21.1	15.6	22.6
Доля кредитов населению в кредитах	29.2	25.3	32.8
Кредитная нагрузка на активы	53.2	56.5	48.9
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.)	28.6	33.3	34.1
Темп прироста реальных кредитов за скольз. 4 кв.	46.6	25.6	46.0
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы)	0.12	0.13	0.10
Совокупный эффект рыночной власти (Индекса Лернера) на эффективность издержек (SFA-индекс)	0.146	0.170	0.154

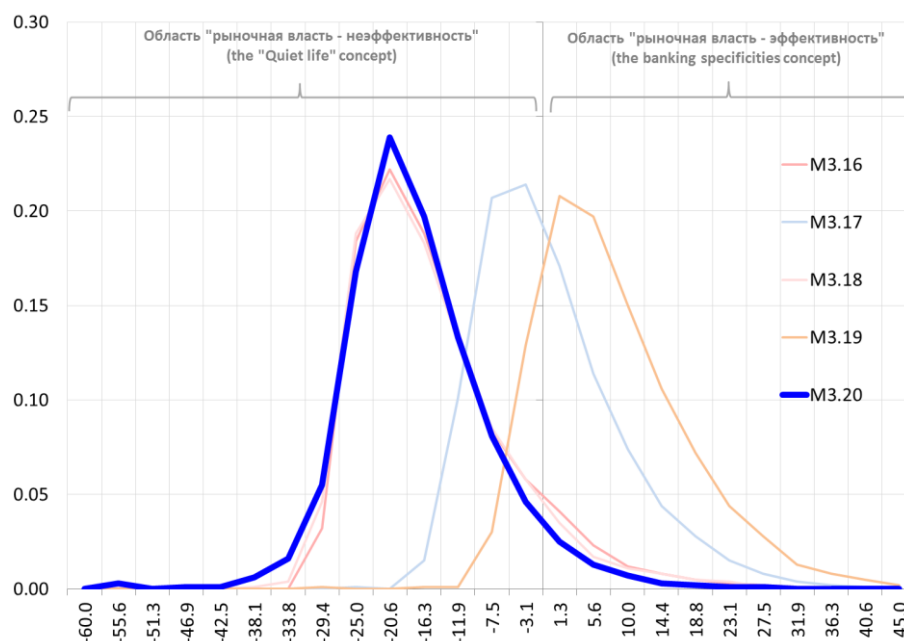
П7.3 SFA-индексы эффективности и Индикатор Буна: основные результаты моделирования

Таблица П7.3. Результаты оценок воздействия рыночной власти на эффективность издержек банков: модели с Индикатором Буна и комбинациями перекрестных эффектов

Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Модели				
	Зависимая переменная — SFA-индекс эффективности операционных издержек банка				
	ПМ3.16	ПМ3.17	ПМ3.18	ПМ3.19	ПМ3.20
Индикатор Буна (по прибыли), центрир.	−16.814*** (3.011)	−1.224 (2.430)	−20.542*** (4.298)	6.934*** (2.546)	−19.070*** (2.963)
<i>Перекрестные эффекты (на основе центрир. переменных)</i>					
Отношение собственного капитала к совокупным активам × Индикатор Буна (по прибыли)	0.401** (0.175)	0.402** (0.163)	0.454*** (0.174)	0.400** (0.166)	0.343* (0.177)
Доля кредитов населению в кредитах × Индикатор Буна (по прибыли)	0.286** (0.124)	0.250** (0.110)	0.282** (0.123)	0.276** (0.110)	0.257** (0.118)
Кредитная нагрузка на активы × Индикатор Буна (по прибыли)	0.031 (0.141)	0.029 (0.128)	0.045 (0.144)	0.041 (0.136)	0.008 (0.153)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.) × Индикатор Буна (по прибыли)		0.194 (0.132)		0.164 (0.139)	−0.152 (0.178)
Темп прироста реальных кредитов за скольз. 4 кв. × Индикатор Буна (по прибыли)		−0.009 (0.006)		−0.013** (0.006)	0.031*** (0.010)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах × Индикатор Буна (по прибыли)		−0.037 (0.106)			
Отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD) × Индикатор Буна (по прибыли)			−0.010 (0.008)		

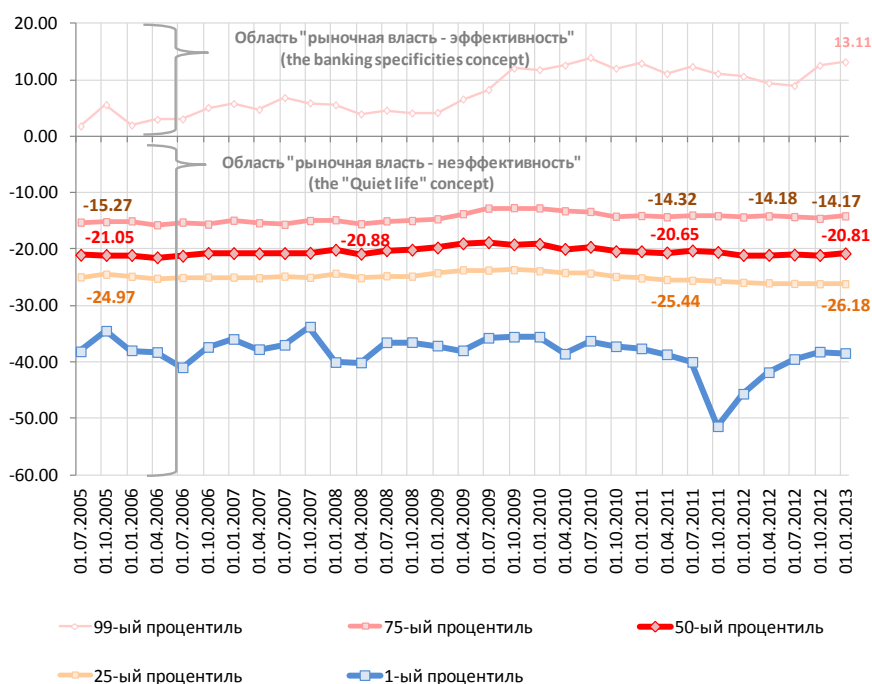
Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Модели		Зависимая переменная — SFA-индекс эффективности операционных издержек банка		
	ПМ3.16	ПМ3.17	ПМ3.18	ПМ3.19	ПМ3.20
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов × Индикатор Буна (по прибыли)			0.001 (0.040)		
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы) × Индикатор Буна (по при-			7.486* (4.533)	7.563* (4.215)	7.228 (4.455)
Отношение собственного капитала к совокупным активам, центрир.	0.449*** (0.036)	0.395*** (0.035)	0.459*** (0.036)	0.426*** (0.035)	0.438*** (0.035)
Доля кредитов населению в кредитах, центрир.	0.058*** (0.022)	0.076*** (0.016)	0.057*** (0.021)	0.084*** (0.017)	0.052** (0.021)
Кредитная нагрузка на активы, центрир.	0.084*** (0.019)	0.014 (0.016)	0.088*** (0.020)	−0.017 (0.017)	0.096*** (0.019)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.) , центрир.		−0.452*** (0.027)		−0.468*** (0.028)	
Темп прироста реальных кредитов за скользя. 4 кв., центрир.		−0.0018 (0.0014)		−0.0030* (0.0015)	−0.0077*** (0.0025)
Доля счетов и депозитов в привлеченных средствах, центрир.		0.194*** (0.019)			
Отношение кредитов к счетам и депозитам (LTD), центрир.			−0.002 (0.002)		
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов, центрир.			−0.002 (0.005)		
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы) , центрир.			2.381 (2.211)	2.740* (1.506)	2.458 (2.188)
<i>Макроэкономические контрольные факторы</i>					
Темп прироста реального объема ВВП за скользя. 4 кв.	0.131*** (0.030)	0.082*** (0.026)	0.130*** (0.030)	0.139*** (0.027)	0.152*** (0.030)
Отношение сальдо счета текущих операций к ВВП	−0.219*** (0.042)	−0.192*** (0.037)	−0.219*** (0.042)	−0.244*** (0.039)	−0.220*** (0.042)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю	−0.680*** (0.243)	−0.437** (0.205)	−0.716*** (0.243)	−0.035 (0.215)	−0.637*** (0.244)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям	0.162*** (0.051)	0.141*** (0.046)	0.159*** (0.052)	0.231*** (0.048)	0.180*** (0.052)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скользя. 4 кв.	−0.044 (0.029)	−0.008 (0.025)	−0.041 (0.029)	−0.055** (0.026)	−0.053* (0.029)
Константа	69.284*** (0.376)	67.070*** (0.394)	68.330*** (0.769)	66.873*** (0.413)	68.902*** (0.425)
Число наблюдений (банков)	15655 (735)	15383 (731)	15655 (735)	15383 (731)	15383 (731)
Скорректированный R ² (LSDV)	0.768	0.812	0.769	0.809	0.773

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки



Примечание: расчеты автора по по моделям ПМ3.16-ПМ3.20

Рисунок П7.4. Распределения предельного эффекта рыночной власти (Индикатора Буна по прибыли) на эффективность издержек (SFA-индекс) в многофакторных моделях



Примечание: расчеты автора по итоговой многофакторной модели ПМ3.20

Рисунок П7.5. Динамика предельных эффектов рыночной власти (Индикатор Буна по прибыли) на эффективность издержек (SFA-индекс) в различных процентилях выборки банков

П7.4 SFA-индексы эффективности: сравнительный анализ чувствительности к различным индикаторам конкуренции

Таблица П7.4. Результаты оценок воздействия рыночной власти на эффективность издержек банков: учет эффектов различий в собственности и институциональной принадлежности банков

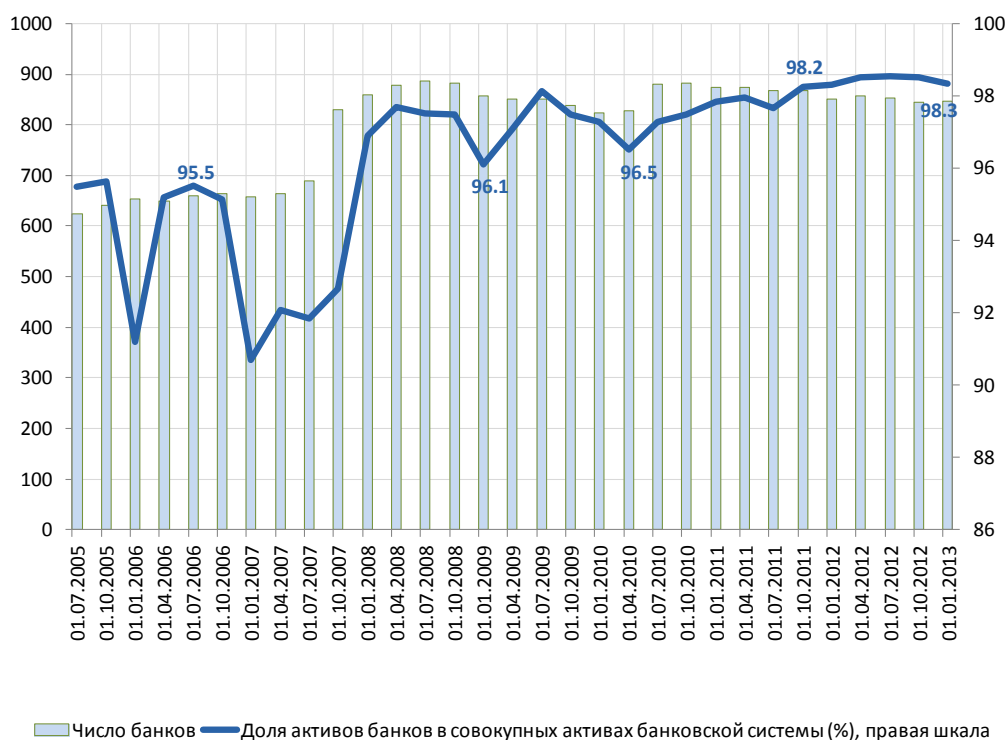
Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Модели	Зависимая переменная — SFA-индекс эффективности издержек банка	
	Рыночная власть	Индекс Лернера	Индикатор Буна (по прибыли)
		ПМ3.15а (итоговая)	ПМ3.20а
Рыночная власть, центрир.		0.165*** (0.036)	–17.320*** (4.465)
<i>Перекрестные эффекты (на основе центрир. переменных)</i>			
Банки в собственности федеральных властей × Рыночная власть		–0.592** (0.257)	152.168*** (48.789)
Банки в собственности региональных властей × Рыночная власть		–0.011 (0.107)	43.861** (21.011)
Банки в собственности государственных корпораций или государственных банков × Рыночная		0.038 (0.068)	42.889** (18.981)
Дочерние банки нерезидентов × Рыночная власть		–0.134** (0.058)	8.281 (13.776)
Частные столичные банки × Рыночная власть		0.006 (0.050)	–10.819 (6.874)
Отношение собственного капитала к совокупным активам × Рыночная власть		–0.0033*** (0.0010)	0.397** (0.181)
Доля кредитов населению в кредитах × Рыночная власть		–0.0012** (0.0006)	0.191 (0.124)
Кредитная нагрузка на активы × Рыночная власть		–0.0021** (0.0009)	–0.075 (0.151)
Доля непроцентных доходов в доходах (скор- рект.)		0.0017** (0.0009)	–0.201 (0.181)
Темп прироста реальных кредитов за скольз. 4 кв.		–0.00016*** (0.00005)	–0.0303*** (0.0098)
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы) × Рыночная власть		0.047** (0.019)	–2.945 (5.064)
Отношение собственного капитала к совокупным активам, центрир.		0.397*** (0.039)	0.438*** (0.035)
Доля кредитов населению в кредитах, центрир.		0.048** (0.022)	0.056*** (0.020)
Кредитная нагрузка на активы, центрир.		0.164*** (0.024)	0.098*** (0.019)
Темп прироста реальных кредитов за скольз. 4 кв., центрир.		–0.0096*** (0.0019)	–0.0076*** (0.0024)
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы), центрир.		2.082 (1.633)	1.363 (2.437)
<i>Макроэкономические контрольные факторы</i>			
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв.		0.074** (0.033)	0.149*** (0.030)
Отношение сальдо счета текущих операций к ВВП		–0.127*** (0.045)	–0.220*** (0.042)

Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю	−1.076*** (0.309)	−0.637*** (0.244)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям	0.172*** (0.060)	0.179*** (0.052)
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скольз. 4 кв.	0.004 (0.034)	−0.053* (0.029)
Константа	68.205*** (0.524)	68.986*** (0.431)
Число наблюдений (банков)	10483 (646)	15383 (731)
Скорректированный R ² (LSDV)	0.798	0.775

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки

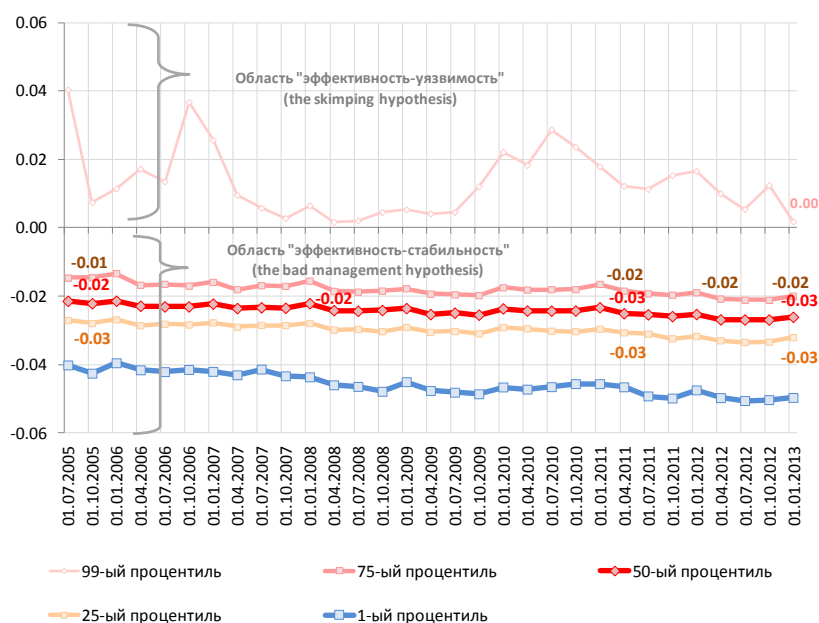
Приложение 8. Промежуточные результаты моделирования воздействия эффективности банков на уровни их устойчивости

П8.1 SFA-индексы эффективности и подверженность кредитному риску



Примечание: расчеты по итоговой многофакторной модели М3.22 (параграф 3.1.2, глава 3)

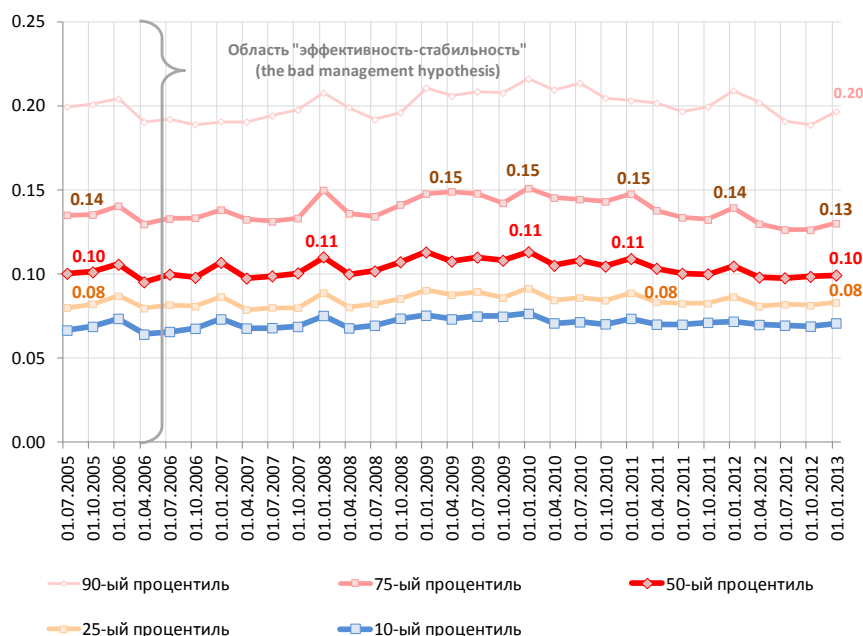
Рисунок П8.1. Доля в активах банковской системы и число банков, для которых характерны эффекты «плохого менеджмента» (область «эффективность-стабильность»)



Примечание: расчеты по итоговой многофакторной модели М3.22 (параграф 3.1.2, глава 3)

Рисунок П8.2. Динамика предельных эффектов, оказываемых эффективностью издержек (SFA-индекс) на подверженность кредитному риску (ODL) в различных процентилях выборки банков

П8.2 SFA-индексы эффективности и Z-индексы устойчивости

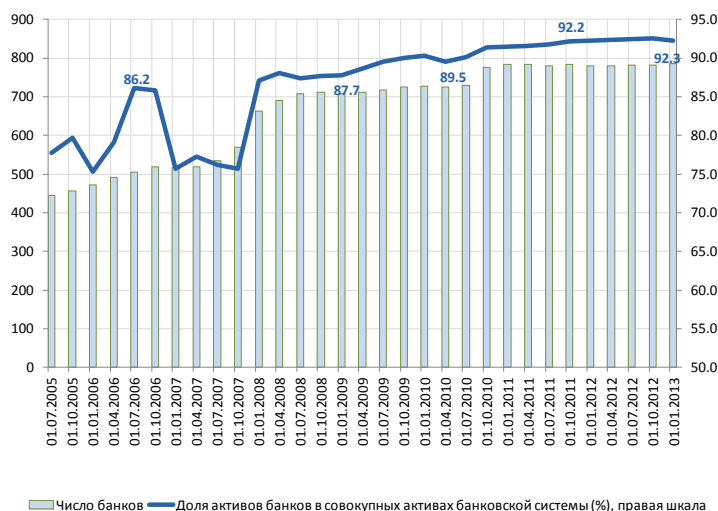


Примечание: расчеты по итоговой многофакторной модели М3.25 (параграф 3.1.2, глава 3)

Рисунок П8.3. Динамика предельных эффектов, оказываемых эффективностью издержек (SFA-индекс) на устойчивость (Z-индекс) в различных процентилях выборки банков

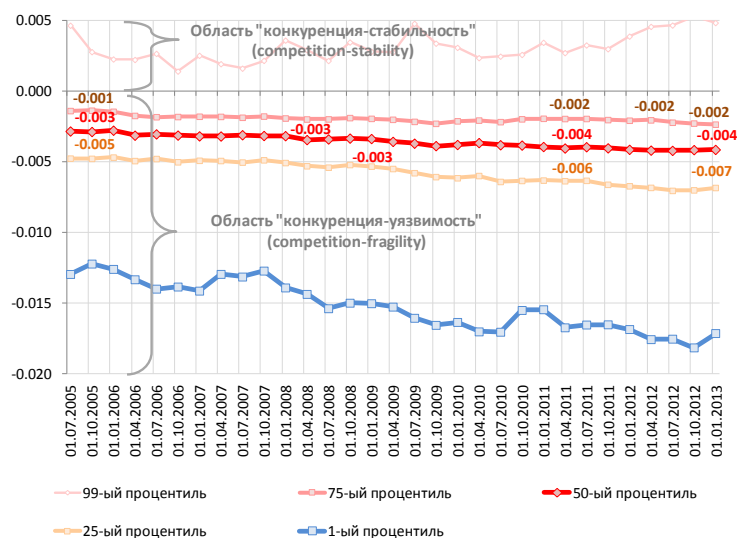
Приложение 9. Дополнительные результаты моделирования воздействия рыночной власти банков на уровни их устойчивости: канал эффективности издержек банков

П9.1 Подверженность кредитному риску и Индекс Лернера



Примечание: расчеты по моделям ПМ3.15а (параграф П7.4, Приложение 7) и М3.22 (параграф 3.1.2, глава 3)

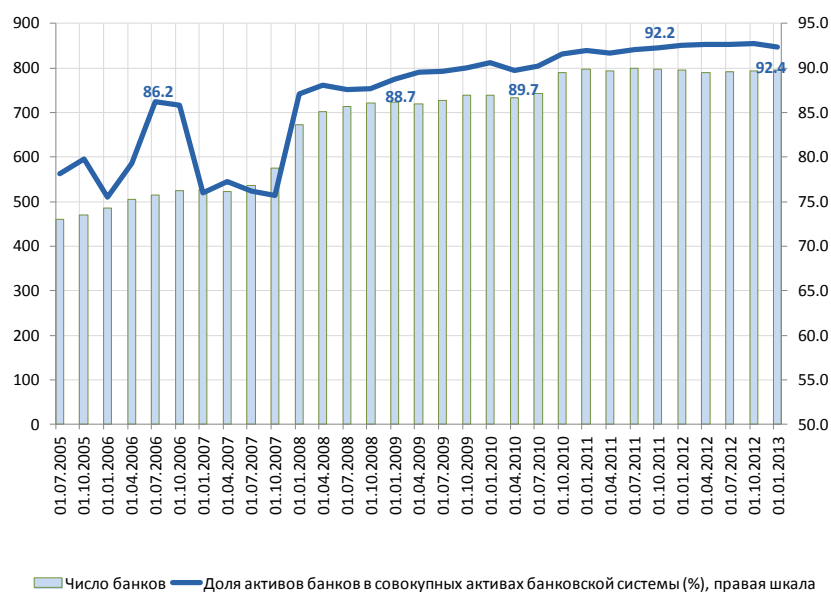
Рисунок П9.1. Доля в активах банковской системы и число банков, для которых характерны эффекты «рыночная власть-устойчивость» (на основе Индекса Лернера и доли просроченных кредитов в совокупных кредитах)



Примечание: расчеты по моделям ПМ3.15а (параграф П7.4, Приложение 7) и М3.22 (параграф 3.1.2, глава 3)

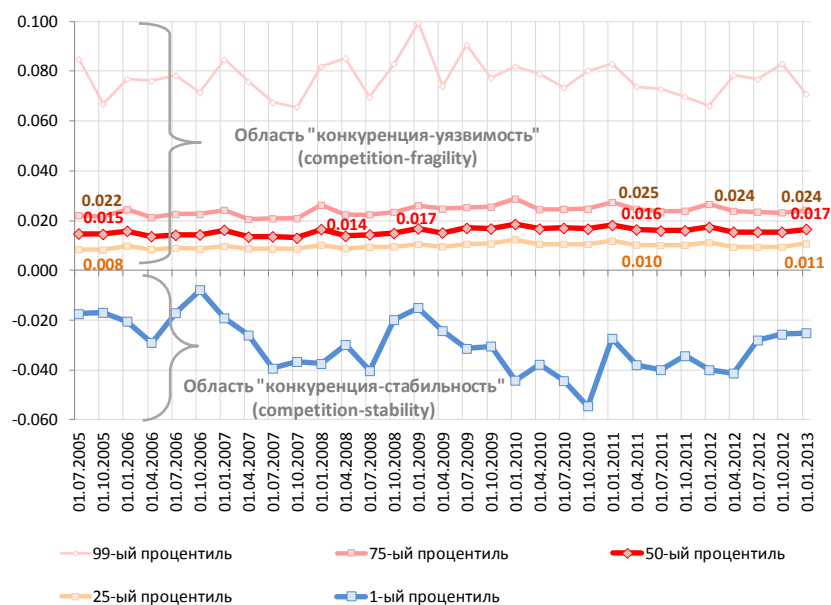
Рисунок П9.2. Динамика предельных эффектов, оказываемых рыночной властью (Индекс Лернера) на подверженность кредитному риску (доля просроченных кредитов в совокупных кредитах) в различных процентилях выборки банков

П9.2 Z-индексы устойчивости и Индекс Лернера



Примечание: расчеты по моделям ПМ3.15а (параграф П7.4, Приложение 7) и М3.24 (параграф 3.1.2, глава 3)

Рисунок П9.3. Доля в активах банковской системы и число банков, для которых характерны эффекты «рыночная власть-устойчивость» (на основе Индекса Лернера и Z-индекса)

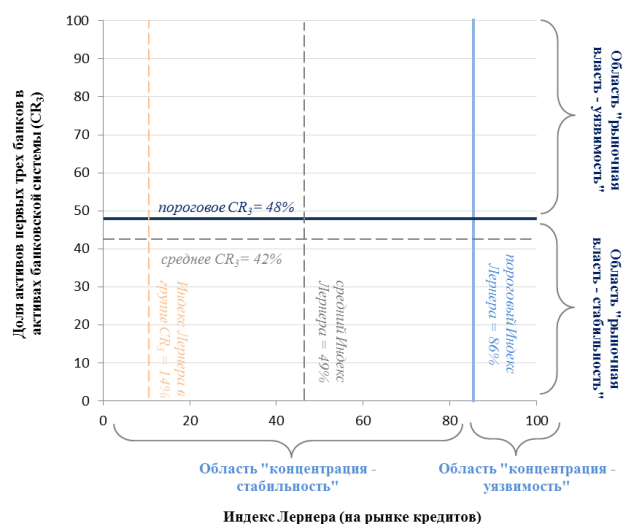


Примечание: расчеты по моделям ПМ3.15а (параграф П7.4, Приложение 7) и М3.24 (параграф 3.1.2, глава 3)

Рисунок П9.4. Динамика предельных эффектов, оказываемых рыночной властью (Индекс Лернера) на общую стабильность (Z-индекс) в различных процентилях выборки банков

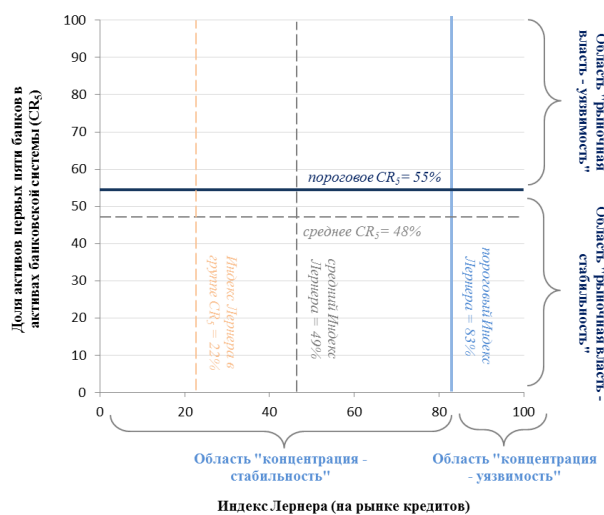
Приложение 10. Дополнительные результаты моделирования воздействия рыночной власти банков на уровни их устойчивости: меры экономической политики государства

П10.1 Крупнейшие банки



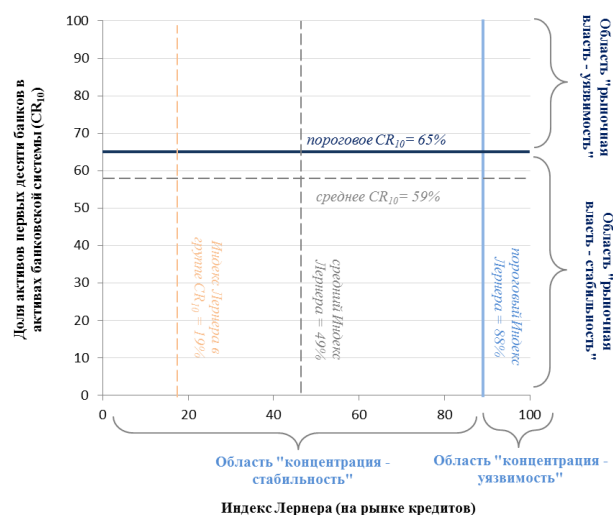
Примечание: расчеты автора по модели М4.1 (параграф 3.2.1, глава 3)

Рисунок П10.1. Рыночная власть и доля активов первых трех банков в активах банковской системы (CR_3): границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску



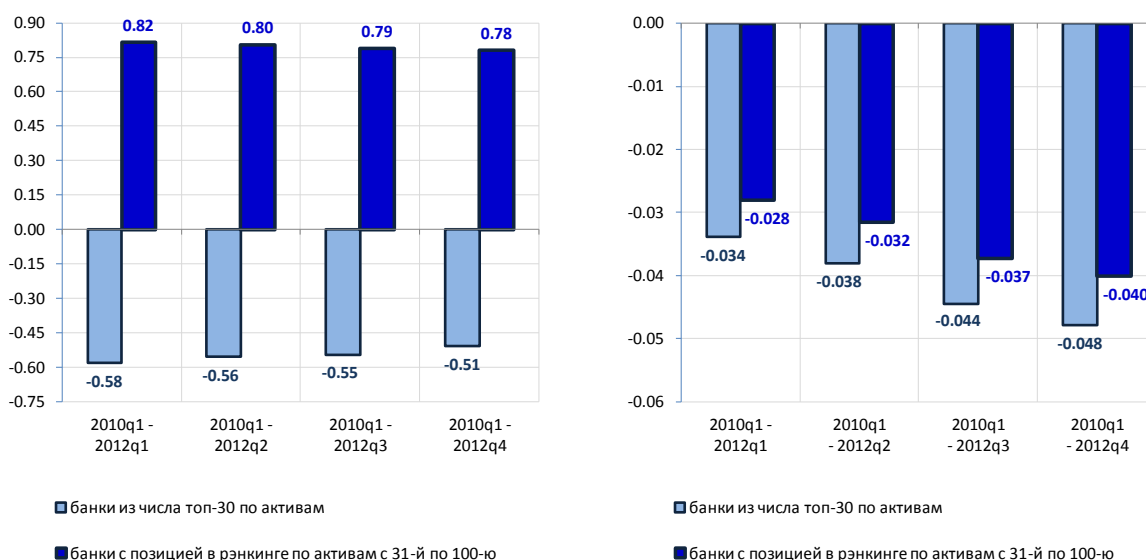
Примечание: расчеты автора по модели М4.2 (параграф 3.2.1, глава 3)

Рисунок П10.2. Рыночная власть и доля активов первых пяти банков в активах банковской системы (CR_5): границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску



Примечание: расчеты автора по модели М4.3 (параграф 3.2.1, глава 3)

Рисунок П10.3. Рыночная власть и доля активов первых десяти банков в активах банковской системы (CR_{10}): границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску



а) эффекты концентрации активов на подверженность кредитному риску для банков с медианными значениями показателя рыночной власти (Индекса Лернера)

б) эффекты рыночной власти на подверженность кредитному риску при средних значениях концентрации в каждой группе банков

Примечание: расчеты по моделям М4.4 и М4.5 (параграф 3.2.1, глава 3)

Рисунок П10.4. Динамика предельных эффектов: оценки во времени в группе крупнейших (топ-30) банков и в группе средних (с 31 по 100) банков

П10.2 Концентрация на рынках розничных кредитов, корпоративных кредитов и розничных депозитов

В общем виде эмпирическое уравнение совместного воздействия концентрации на различных рынках банковских услуг (макро-фактор) и рыночной власти банков (микро-фактор) на подверженность банков кредитному риску было специфицировано следующим образом:

$$ODL_{it} = \alpha_i + \beta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} + \gamma \cdot HHI_{t-k}^{(j)} + \eta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} \cdot HHI_{t-k}^{(j)} \quad (\text{П4.1})$$

$$+ \sum_{l=1}^L \gamma_l \cdot BSF_{it-k}^{(l)} + \sum_{m=1}^M \gamma_m \cdot MACRO_{t-k}^{(m)} + \varepsilon_{it}$$

где

i ($i = 1 \dots N$) и t ($t = 1 \dots T$) — нижние индексы, отвечающие за объект (банк) и время (квартал) соответственно;

$LERNER_{it-k}^{(LNS)}$ — Индекс Лернера рыночной власти банка i в квартале ($t-k$), $k = 1 \dots 4$, на рынке кредитов (LNS) населению и нефинансовым предприятиям;

$HHI_{t-k}^{(j)}$ — Индекс концентрации Герфиндаля-Хиршмана на рынке банковских услуг вида j , $j = 1 \dots 3$ (розничные кредиты, корпоративные кредиты, розничные депозиты⁵⁰).

$BSF_{it-k}^{(l)}$ — l -ый контрольный микроэкономический фактор ($l = 1 \dots L$) банка i в квартале ($t-k$), $k = 1 \dots 4$;

$MACRO_{t-k}^{(m)}$ — m -ый контрольный макроэкономический фактор ($m = 1 \dots M$) в квартале ($t-k$), $k = 1 \dots 4$;

α_i — индивидуальный эффект банка i ;

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ — регрессионная ошибка, независимо и одинаково распределенная (по предположению) для любого банка i в любом квартале t со средним 0 и непостоянной дисперсией σ_{it}^2 .

⁵⁰ Следуя работе [Дробышевский, Пащенко \(2006\)](#), мы не рассматривали корпоративные депозиты ввиду ограниченности рыночных отношений в этом сегменте банковского бизнеса. Такая ограниченность является следствием, в том числе, распространенности в российской банковской системе модели кэптивных («карманных») банков, в рамках которой банк принадлежит собственнику нефинансового бизнеса и является расчетной кассой и нерыночным кредитором

Наборы контрольных факторов идентичны рассмотренным в Главах 2 и 3.

Оценка уравнения (П4.1) проводилась с помощью метода наименьших квадратов (OLS) с поправками на гетероскедастичность в форме Уайта на within-преобразованных данных в предположении наличия фиксированных (банковских) эффектов.

На основе уравнения (П4.1) далее были рассчитаны два вида предельных эффектов:

$$\frac{\partial ODL_{it}}{\partial HHI_{t-k}^{(j)}} = \gamma + \eta \cdot LERNER_{it-k}^{(LNS)} \quad (\text{П4.2})$$

$$\frac{\partial ODL_{it}}{\partial LERNER_{it-k}^{(LNS)}} = \beta + \eta \cdot HHI_{t-k}^{(j)} \quad (\text{П4.3})$$

Результаты оценки уравнения (П4.1) представлены в Таблице П10.1. Для каждого из трех видов банковских услуг были оценены две модели — только с факторами рыночной власти и концентрации и с полным набором микро- и макроэкономических контрольных факторов, что позволяло проследить устойчивость оценок ключевых переменных. Модели ПМ4.6 и ПМ4.7 посвящены концентрации на рынке розничных кредитов, ПМ4.8 и ПМ4.9 — на рынке корпоративных кредитов, ПМ4.10 и ПМ4.11 — на рынке розничных депозитов.

Во всех моделях сохраняется вывод об отрицательном эффекте рыночной власти на долю просроченных кредитов в кредитах банков (очередное подтверждение концепции «рыночная власть-устойчивость»), как и в моделях М4.1-М4.5 (параграф 3.2.1, глава 3).

С концентрацией эффекты оказались чуть менее однозначными. Отрицательное воздействие концентрации на долю просроченных кредитов в кредитных портфелях банков (эффект «концентрация-устойчивость») подтверждается для рынка розничных кредитов и рынка розничных депозитов. Однако, для рынка корпоративных кредитов эффект, скорее, противоположный — «концентрация-уязвимость», либо он вообще отсутствует. На

Таблица П10.1. Результаты оценки воздействия концентрации рынков на подверженность банков кредитному риску при различных уровнях рыночной власти банков (за период 1 кв. 2005 – 4 кв. 2012)

Индекс Герфиндаля-Хиршмана (НИ)	Зависимая переменная – Доля просроченных кредитов в кредитах					
	на рынке розничных кредитов		на рынке корпоративных кредитов		на рынке розничных вкладов	
	М4.6	М4.7	М4.8	М4.9	М4.10	М4.11
Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)						
Индекс Лернера, центрир.	–0.022** (0.009)	–0.035*** (0.011)	–0.033*** (0.009)	–0.041*** (0.012)	–0.020** (0.008)	–0.032*** (0.011)
Индекс Герфиндаля-Хиршмана на рынке банковских услуг, центрир./100	–0.122*** (0.011)	–0.065*** (0.010)	0.575*** (0.044)	0.036 (0.040)	–0.237*** (0.017)	–0.177*** (0.016)
Индекс Герфиндаля-Хиршмана × Индекс Лернера / 100	0.0030*** (0.0006)	0.0023*** (0.0006)	–0.0062** (0.0028)	–0.0038 (0.0027)	0.0053*** (0.0010)	0.0047*** (0.0009)
Кредитная нагрузка на активы, центрир.		–0.094*** (0.016)		–0.095*** (0.016)		–0.086*** (0.015)
Доля кредитов населению в кредитах, центрир.		0.006 (0.008)		0.014* (0.008)		0.003 (0.007)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.), центрир.		–0.025** (0.012)		–0.021* (0.012)		–0.029** (0.012)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов, центрир.		–0.0087** (0.0038)		–0.0085** (0.0039)		–0.005 (0.004)
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы), центрир.		0.064 (0.387)		–0.014 (0.426)		–0.030 (0.336)
<i>Макроэкономические контрольные факторы</i>						
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв.		–0.117*** (0.012)		–0.109*** (0.013)		–0.119*** (0.010)
Внутриквартальная волатильность курса доллара к рублю		0.103 (0.119)		0.266** (0.120)		
Темп прироста реальных расп. доходов населения за скольз. 4 кв.		–0.026** (0.011)		–0.050*** (0.011)		
Отношение прибыли к долгу по предприятиям		–0.109*** (0.018)		–0.092*** (0.019)		–0.112*** (0.015)
Константа	2.914*** (0.022)	4.506*** (0.207)	3.151*** (0.015)	4.626*** (0.215)	2.816*** (0.028)	4.400*** (0.192)
Число наблюдений (банков)	12104 (790)	12101 (790)	12104 (790)	12101 (790)	12104 (790)	12101 (790)
R ² (LSDV)	0.502	0.558	0.496	0.555	0.530	0.576
<i>Оценки эффектов рыночной власти на подверженность кредитному риску для</i>						
банка при Индексе Герфиндаля-Хиршмана, равному 25-ому процентилю	–0.036*** (0.010)	–0.045*** (0.012)	–0.030*** (0.009)	–0.039*** (0.012)	–0.046*** (0.011)	–0.056*** (0.013)
банка при Индексе Герфиндаля-Хиршмана, равному 50-ому процентилю	–0.034*** (0.010)	–0.044*** (0.012)	–0.033*** (0.009)	–0.041*** (0.012)	–0.029*** (0.009)	–0.041*** (0.011)
банка при Индексе Герфиндаля-Хиршмана, равному 75-ому процентилю	–0.010 (0.010)	–0.026** (0.011)	–0.036*** (0.009)	–0.043*** (0.012)	–0.001 (0.008)	–0.016 (0.010)
<i>Оценки эффектов концентрации на подверженность кредитному риску для</i>						
банка в 25-ом процентиле (по Индексу Лернера) / 100	–0.157*** (0.014)	–0.092*** (0.013)	0.646*** (0.061)	0.079 (0.052)	–0.297*** (0.023)	–0.230*** (0.021)
банка в 50-ом процентиле (по Индексу Лернера) / 100	–0.117*** (0.011)	–0.061*** (0.010)	0.564*** (0.043)	0.029 (0.040)	–0.228*** (0.017)	–0.169*** (0.016)
банка в 75-ом процентиле (по Индексу Лернера) / 100	–0.080*** (0.014)	–0.032** (0.013)	0.488*** (0.051)	–0.018 (0.052)	–0.163*** (0.019)	–0.111*** (0.018)
Уровень рыночной власти, при которой эффект концентрации на подверженность кредитному риску меняет знак	88.8%	76.5%	141.5%	н/з	93.6%	86.3%
Справочно: средний уровень рыночной власти			48.6%			
Уровень концентрации, при которой эффект рыночной власти на подверженность кредитному риску меняет знак	2372 пунктов	3141 пунктов	743 пункта	н/з	3208 пунктов	3519 пунктов
Справочно: средний уровень концентрации	1649 пунктов		1271 пункта		2831 пунктов	

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

последнее указывает то, что включение микро- и макроэкономических контрольных переменных нивелировало значимость коэффициентов модели, связанных с переменной ННІ.

Сама по себе такая ситуация очень показательная: известно, что розничное кредитование является более рыночно ориентированным видом банковского бизнеса, в котором не присутствует (или почти не присутствует) кредитование связанных сторон, а фальсификация отчетностей производится в меньших размерах. Напротив, в корпоративном кредитовании, как уже отмечалось выше, широко распространена «кэптивная» модель, проявлением которой являются нерыночные механизмы в ценообразовании на кредиты связанным сторонам ([Мамонов и др., 2012](#)), что существенно повышает риски устойчивости банков в случае утраты собственником нефинансового бизнеса интереса к поддержке такого банка — особенно, в периоды макроэкономических рецессий. Так, согласно нашим расчетам, всего за период с начала 2008 г. (до кризиса) к его пику (3 кв. 2009 г.) корпоративные просроченные кредиты выросли в 12.3 раза, тогда как розничные — всего в 2.5 раза.

Далее, совместное воздействие концентрации на рынках и рыночной власти банков для рынков розничного кредитования и розничных депозитов аналогично результатам аналогичного анализа для крупнейших банков (внутри топ-30, параграф 3.2.1, глава 3), и противоположно — для рынка корпоративного кредитования. При этом, результаты относительно рынка корпоративного кредитования схожи с результатами, представленными в параграфе 3.2.1, в главе 3, относительно концентрации средних банков (с позицией в рэнкинге по активам с 31-й по 100-ю). Это указывает на то, что внутри группы средних банков значительно число корпоративных банков.

Наконец, расчеты границ безопасных изменений рыночной власти и концентрации дали следующие результаты. Заметим, что расчеты порогов проводились по моделям без учета контрольных факторов, поскольку в та-

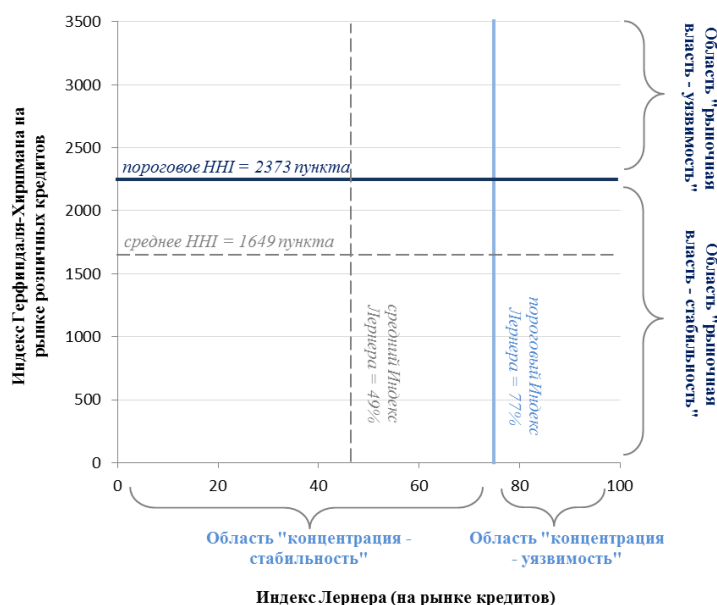
ких моделях оценки порогов оказались более жесткими (ближе к текущим показателям соответствующих групп банков).

Для рынка розничного кредитования пороговое значение ННІ составило 2373 пункта — до этого порога рыночная власть продолжает оказывать отрицательное воздействие на долю просроченных кредитов («рыночная власть-устойчивость»), после этого порога — положительное («рыночная власть-уязвимость», Рисунок П10.5). Пороговое значение рыночной власти оценено на уровне 77% по Индексу Лернера. При значениях рыночной власти ниже этого порога воздействие концентрации ННІ на долю просроченных кредитов остается отрицательным («концентрация-устойчивость»), выше порога — становится положительным («концентрация-уязвимость»). Таким образом, текущие значения рыночной власти в среднем по системе (49%) и ННІ на рынке розничных кредитов (1649 пунктов) говорят о том, что банки с розничной бизнес-моделями находятся в оптимальном положении — в области «рыночная власть-устойчивость» и «концентрация-устойчивость». Центральному банку следовало бы не допускать ситуаций одновременного роста и рыночной власти розничных банков, и их концентрации на рынке розничных кредитов, поскольку в таких ситуациях существенно ослабляется как эффект рыночной власти на устойчивость (вплоть до смены знака), так и аналогичный эффект концентрации. Так, с ростом ННІ с 25-го до 75-го перцентиля сокращает эффект рыночной власти на долю просроченных кредитов с -0.036 до -0.010 (более чем в три раза), а рост рыночной власти с 25-го до 75-го перцентиля сокращает эффект концентрации на долю просроченных кредитов с -0.157 до -0.080, т.е. почти вдвое.

Для рынка корпоративного кредитования пороговое значение ННІ составило 743 пункта при текущем значении, равном 1271 пункт (Рисунок П10.6). Пороговое значение рыночной власти — на недостижимой высоте в 141% при среднем по системе, равном 49%. Таким образом, в текущем состоянии такие банки — как и средние банки по размеру на предыдущем

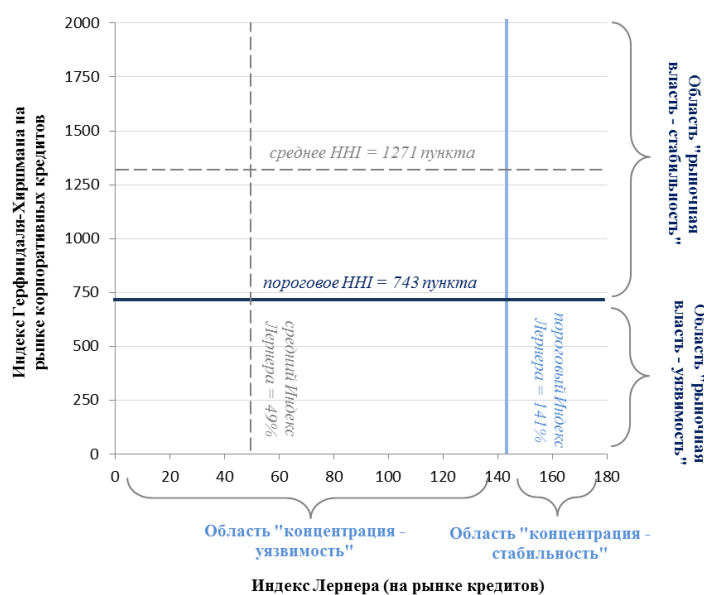
этапе анализа — находятся в области «рыночная власть-устойчивость», однако вряд ли они выйдут в ближайшей перспективе за границы области «концентрация-уязвимость». Центральному банку следовало бы не допускать сокращения концентрации таких банков на рынке и одновременно осуществлять меры, направленные на укрепление их рыночной власти.

Для рынка розничных депозитов пороговое значение ННІ составило 3208 пункта при среднем 2831 пункта, т.е. банки на этом рынке находятся в области «рыночная власть-устойчивость» (Рисунок П10.7). Аналогично, порог по рыночной власти оценен в 86%, что существенно превышает текущее среднее по системе (49%) и сохраняет банки в области «концентрация-устойчивость».



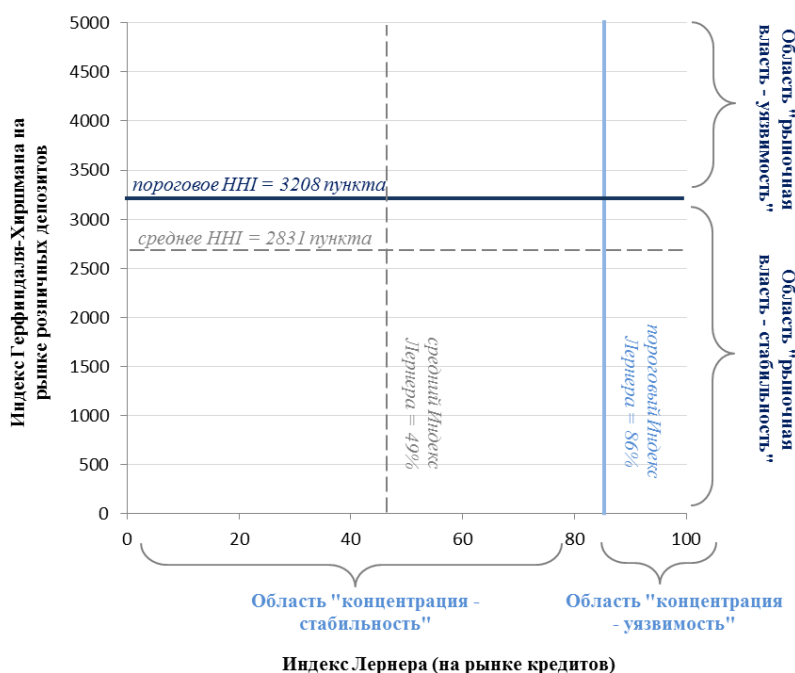
Примечание: расчеты по модели ПМ4.6

Рисунок П10.5. Рыночная власть и концентрация на рынке розничных кредитов: границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску



Примечание: расчеты по модели ПМ4.8

Рисунок П10.6. Рыночная власть и концентрация на рынке корпоративных кредитов: границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску



Примечание: расчеты по модели ПМ4.10

Рисунок П10.7. Рыночная власть и концентрация на рынке розничных депозитов: границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску

П10.3 Требования ЦБ РФ к минимальному капиталу

Таблица П10.2. Результаты оценки реакции доли просроченных кредитов в совокупных кредитах банка со средними характеристиками в российской банковской системе на изменения его рыночной власти и требований к минимальному размеру капитала, устанавливаемыми ЦБ РФ для действующих банков

		Изменение рыночной власти банка со средними характеристиками: прирост среднего значения Индекса Лернера относительно значения на последнюю доступную дату в выборке (01.01.2013), проц. п.									
		-3	-2	-1	0 (базовое состояние, 49%)	1	2	3...	22	23...	34
Изменение требований ЦБ РФ к минимальному размеру собственного капитала банков, млн. руб.	-100	0.62	0.57	0.52	0.47	0.41	0.36	0.31	-0.71	-0.76	-1.33
	0 (базовое состояние, 180 млн. руб.)	0.10	0.06	0.03	0.00	-0.03	-0.06	-0.10	-0.71	-0.74	-1.10
	100	-0.43	-0.44	-0.45	-0.47	-0.48	-0.49	-0.51	-0.71	-0.73	-0.87
	200	-0.95	-0.94	-0.94	-0.93	-0.93	-0.92	-0.91	-0.71	-0.71	-0.65
	300	-1.47	-1.45	-1.42	-1.40	-1.37	-1.35	-1.32	-0.72	-0.69	-0.42
	400	-1.99	-1.95	-1.91	-1.86	-1.82	-1.78	-1.73	-0.72	-0.67	-0.20
	500	-2.51	-2.45	-2.39	-2.33	-2.27	-2.20	-2.14	-0.72	-0.66	0.03

Примечание: В Таблице областями обозначены концепции:

«А» — «рыночная власть-устойчивость» и «минимальный капитал-стабильность»

«В» — «рыночная власть-устойчивость» и «минимальный капитал-уязвимость»

«С» — «рыночная власть-уязвимость» и «минимальный капитал-стабильность»

«D» — «рыночная власть-уязвимость» и «минимальный капитал-уязвимость»

Источник: расчеты автора на основе модели М4.17 при условии, что импульсы получают только показатели рыночной власти и минимального капитала (остальные факторы не изменяются).

П10.4 Госбанки и частные банки в России: приватизировать или нет?

Таблица П10.3. Результаты оценки воздействия концентрации активов различных групп банков в банковской системе на подверженность банков кредитному риску при различных уровнях рыночной власти банков (2 кв. 2010 – 4 кв. 2012)

Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Зависимая переменная – Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску					
	ПМ4.18	ПМ4.19	ПМ4.20	ПМ4.21	ПМ4.22	ПМ4.23
Индекс Лернера, центрир.	–0.053*** (0.017)	–0.054*** (0.013)	–0.040*** (0.013)	–0.047*** (0.013)	–0.063*** (0.017)	–0.047*** (0.014)
<i>Доля в совокупных активах банковской системы следующих групп банков (центрир.)</i>						
федеральных госбанков	–0.383*** (0.137)				–0.246** (0.125)	
региональных госбанков		–0.496** (0.233)				–0.785*** (0.279)
частных столичных банков-резидентов			0.180*** (0.044)		0.102*** (0.030)	0.186*** (0.046)
дочерних банков нерезидентов				–0.815*** (0.236)	–0.319** (0.151)	–0.292* (0.158)
<i>Перекрестные эффекты (центрир.):</i>						
Доля федеральных госбанков × Индекс Лернера	0.0092* (0.0052)				0.0107** (0.0048)	
Доля региональных госбанков × Индекс Лернера		0.0210** (0.0100)				0.0165 (0.0131)
Доля частных столичных банков-резидентов × Индекс Лернера			–0.0003 (0.0023)		0.0029 (0.0020)	–0.0003 (0.0027)
Доля дочерних банков нерезидентов × Индекс Лернера				0.0110** (0.0052)	0.0118** (0.0051)	0.0078 (0.0060)
Кредитная нагрузка на активы, центрир.	–0.062*** (0.022)	–0.072*** (0.020)	–0.067*** (0.021)	–0.068*** (0.021)	–0.061*** (0.023)	–0.063*** (0.021)
Доля кредитов населению в кредитах, центрир.	0.014 (0.013)	0.012 (0.014)	0.011 (0.014)	0.011 (0.014)	0.013 (0.013)	0.014 (0.013)
Доля непроцентных доходов в доходах (скоррект.) , центрир.	–0.028* (0.015)	–0.037** (0.015)	–0.035** (0.014)	–0.038*** (0.014)	–0.029* (0.015)	–0.031** (0.014)
Соотношение абс. ликвид. активов и счетов и депозитов, центрир.	–0.004 (0.005)	–0.002 (0.005)	–0.002 (0.005)	–0.003 (0.005)	–0.004 (0.005)	–0.004 (0.004)
Масштаб банка (доля в совокупных активах банк. системы), центрир.	1.287 (1.485)	0.968 (1.580)	1.039 (1.525)	1.006 (1.555)	1.342 (1.489)	1.253 (1.532)
<i>Макроэкономические контрольные факторы</i>						
Темп прироста реального объема ВВП за скольз. 4 кв.	–0.130** (0.052)	–0.059 (0.046)	0.058 (0.053)	0.101 (0.063)	–0.009 (0.052)	0.040 (0.056)
Отношение прибыли к долгу по предприятиям	–0.153*** (0.052)	–0.195*** (0.058)	–0.037 (0.054)	–0.349*** (0.090)	–0.200*** (0.069)	–0.257*** (0.077)
Константа	6.245*** (0.572)	5.938*** (0.564)	4.237*** (0.470)	5.991*** (0.513)	5.683*** (0.568)	5.597*** (0.527)
Число наблюдений (банков)	3635 (533)	3635 (533)	3635 (533)	3635 (533)	3635 (533)	3635 (533)

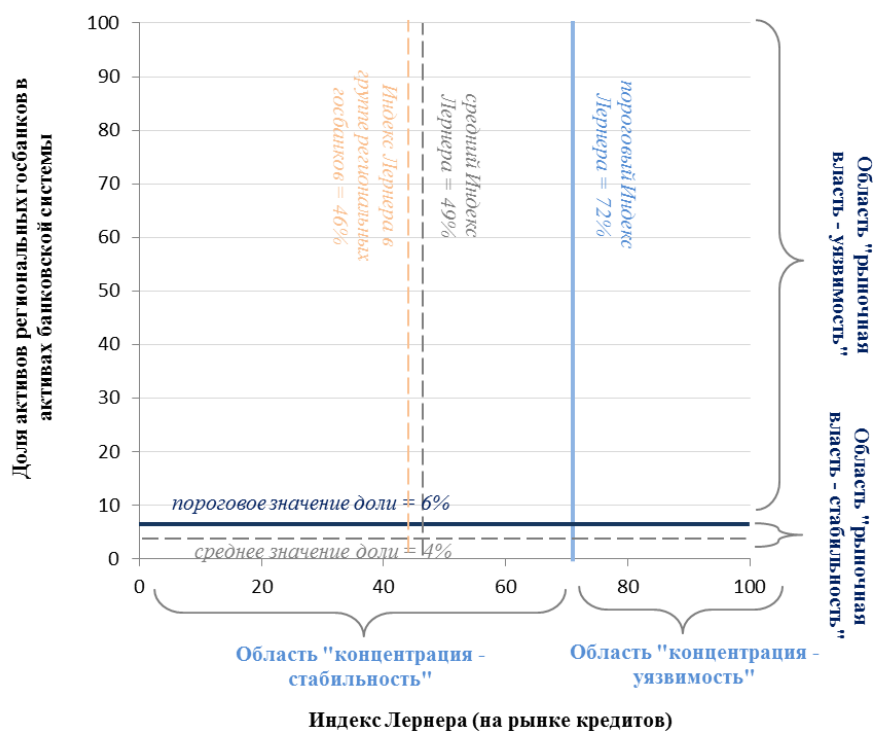
Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Зависимая переменная – Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску					
	ПМ4.18	ПМ4.19	ПМ4.20	ПМ4.21	ПМ4.22	ПМ4.23
R ² (LSDV)	0.833	0.830	0.832	0.831	0.834	0.833
<i>Оценки эффектов рыночной власти на подверженность кредитному риску для</i>						
банка при долях каждой из групп, равных их 25-ым процентилем	–0.067*** (0.022)	–0.063*** (0.015)	—	–0.053*** (0.014)	–0.099*** (0.026)	—
банка при долях каждой из групп, равных их 50-ым процентилем	–0.048*** (0.015)	–0.052*** (0.013)	–0.040*** (0.013)	–0.045*** (0.013)	–0.058*** (0.016)	—
банка при долях каждой из групп, равных их 75-ым процентилем	–0.042*** (0.014)	–0.048*** (0.013)	—	–0.039*** (0.013)	–0.035** (0.014)	—
<i>Уровень рыночной власти, при которой эффект концентрации на подверженность кредитному риску меняет знак в моделях с:</i>						
Федеральными госбанками	90.3%				71.5%	
Региональными госбанками		72.2%				—
Частными столич. банк.-резидент.			—		—	—
Дочерними банками нерезидентов				122.6%	75.5%	—
Справочно: средний уровень рыночной власти			48.6%			
<i>Оценки эффектов концентрации федеральных госбанков на подверженность кредитному риску для</i>						
банка в 25-ом процентиле (по Индексу Лернера)	–0.488*** (0.156)				–0.369*** (0.139)	
банка в 50-ом процентиле (по Индексу Лернера)	–0.367*** (0.136)				–0.228* (0.124)	
банка в 75-ом процентиле (по Индексу Лернера)	–0.254* (0.146)				–0.953 (0.139)	
Уровень концентрации, при которой эффект рыночной власти на подверженность кредитному риску меняет знак	44.6%				44.8%	
Справочно: средний уровень концентрации			38.9%			
<i>Оценки эффектов концентрации региональных госбанков на подверженность кредитному риску для</i>						
банка в 25-ом процентиле (по Индексу Лернера)		–0.737*** (0.260)				—
банка в 50-ом процентиле (по Индексу Лернера)		–0.460** (0.233)				—
банка в 75-ом процентиле (по Индексу Лернера)		–0.201 (0.270)				—
Уровень концентрации, при которой эффект рыночной власти на подверженность кредитному риску меняет знак		6.2%				—
Справочно: средний уровень концентрации			3.6%			
<i>Оценки эффектов концентрации частных столичных банков-резидентов на подверженность кредитному риску для</i>						
банка в 25-ом процентиле (по Индексу Лернера)			—		0.069* (0.036)	—
банка в 50-ом процентиле (по Индексу Лернера)			—		0.107*** (0.031)	—
банка в 75-ом процентиле (по Индексу Лернера)			—		0.143*** (0.043)	—
Уровень концентрации, при которой эффект рыночной власти на подверженность кредитному риску меняет знак			—		36.3%	—
Справочно: средний уровень концентрации			14.4%			
<i>Оценки эффектов концентрации дочерних банков нерезидентов на подверженность кредитному риску для</i>						
банка в 25-ом процентиле (по Индексу Лернера)				–0.941*** (0.255)	–0.455*** (0.164)	—
банка в 50-ом процентиле (по				–0.796***	–0.299**	—

Объясняющие переменные (лаг = 1 кв.)	Зависимая переменная – Индикатор (не)устойчивости к кредитному риску					
	ПМ4.18	ПМ4.19	ПМ4.20	ПМ4.21	ПМ4.22	ПМ4.23
Индексу Лернера)				(0.234)	(0.151)	
банка в 75-ом процентиле (по Индексу Лернера)				–0.660***	–0.152	—
				(0.231)	(0.164)	
Уровень концентрации, при которой эффект рыночной власти на подверженность кредитному риску меняет знак				16.6%	17.6%	—
Справочно: средний уровень концентрации			12.3%			

Примечания: ***, ** и * – значимость оценки коэффициента на 1%, 5% и 10% соответственно. В скобках под коэффициентами указаны их робастные стандартные ошибки.

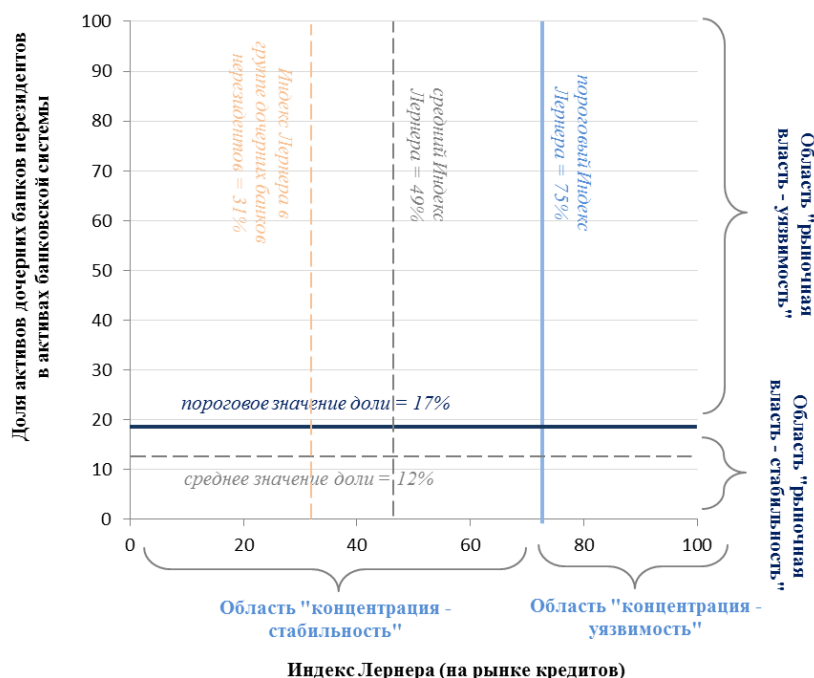
Таблица П10.4. Альтернативные показатели рыночной власти в различных группах банков

	Панель А:				Панель Б:			
	Индекс Лернера (на рынке кредитов)				Индикатор Буна (по прибыли)			
	Позиция в рейтинге банков по активам				Позиция в рейтинге банков по активам			
	1 – 30		31 – 100		1 – 30		31 – 100	
	До кризиса	После кризиса	До кризиса	После кризиса	До кризиса	После кризиса	До кризиса	После кризиса
Федеральные госбанки	21.4	19.5	43.9	-	-0.22	-0.14	-0.26	-
Региональные госбанки	19.4	26.6	42.2	41.1	-0.25	-0.18	-0.18	-0.18
Банки в собственности госкорпораций или госбанков	16.7	22.3	50.7	20.6	-0.24	-0.17	-0.24	-0.12
Дочерние банки нерезидентов	18.6	18.1	25.9	23.5	-0.26	-0.14	-0.24	-0.17
Частные столичные банки-резиденты	30.2	32.4	36.8	35.5	-0.23	-0.13	-0.29	-0.17
Частные региональные банки-резиденты	33.0	37.9	38.3	42.5	-0.18	-0.11	-0.23	-0.16



Примечание: расчеты по модели ПМ4.19

Рисунок П10.8. Рыночная власть и доля активов региональных госбанков: границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску



Примечание: расчеты по модели ПМ4.22

Рисунок П10.9. Рыночная власть и доля активов дочерних банков нерезидентов: границы действия различных концепций связи с подверженностью банков кредитному риску