

Эмпирический анализ динамики роста российских коммерческих банков¹

В статье предложена эмпирическая модель динамики роста российского банковского сектора. Оценивается динамическая панельная регрессия с фиксированными эффектами с использованием метода System GMM. Выборка построена на квартальных отчетных формах Банка России и данных Росстата за период 2008–2011 гг. Основной целью исследования является проверка выполнения закона пропорционального роста, а также определение факторов, влияющих на рост коммерческих банков. В полученных оценках выполнение этого закона не подтверждается. Темпы роста банков отрицательно зависят от размеров суммарных активов и положительно — от уровня рыночной концентрации, не наблюдается инерционности роста. Полученные выводы позволяют строить прогнозы развития рынка российских коммерческих банков, используя доступные данные.

Ключевые слова: закон пропорционального роста; инерционность прибыльности; российские банки; банковский рост.

JEL classification: G21; L11.

1. Введение

Пионерской работой, посвященной динамике распределения фирм по размеру, который, как правило, измеряется в терминах выручки, суммарных активов или численности работников (в зависимости от целей исследования и доступности данных), является (Gibrat, 1931). В ней показано, что если приращения размера фирмы являются независимыми одинаково распределенными случайными величинами, то распределение фирм по размеру стремится со временем к логнормальному.

Позднее этот эффект был назван законом пропорционального роста (ЗПР) или законом Жибра (Gibrat's law). Сильная форма закона содержит три утверждения: (а) темп роста каждой фирмы в течение некоторого периода не зависит от ее размеров; (б) темп роста не зависит от индивидуальной фирмы; (в) темпы роста фирмы в два последовательных периода не зависят друг от друга.

Изучению вопроса пропорционального роста фирм посвящено множество научных трудов, но относительно небольшая их часть исследует сектор коммерческих банков. Тем временем банки являются одним из ключевых элементов экономики, проводниками фондирования для бизнеса, потребительского сектора и государственных институтов любой страны, поэтому важно уметь моделировать не только процессы, происходящие в этой отрасли, но и последствия, к которым они могут привести в будущем. Так, высокие темпы инерционно-

¹ Автор выражает благодарность А. Д. Слестникову за существенную помощь при подготовке статьи и ценные рекомендации.

го роста² банков приведут в результате к сильной концентрации на рынке, что отрицательно скажется на конкуренции, а следовательно, на качестве и стоимости финансовых услуг. Российский банковский рынок является относительно молодым, исторически сильно концентрированным. Основная его доля делится между крупнейшими предприятиями с государственным контролем (Сбербанк России, ВТБ, Газпромбанк, Россельхозбанк). В последние годы доля рынка, приходящаяся на крупнейшие банки, растет (Верников, 2012), что не может не вызывать беспокойство надзорных органов и потребителей финансовых услуг. Российские банки мало изучены с точки зрения роста и распределения по размеру, что порождает интерес к таким исследованиям, а также поискам способов повышения эффективности этого рынка.

В данной работе оценивается эмпирическая модель роста российских коммерческих банков на квартальных данных отчетных форм Банка России и данных Росстата. Предлагается ряд финансовых и макроэкономических показателей, определяющих темпы роста суммарных банковских активов. Для этого используется модель, предложенная в работе (Benito, 2008), модифицированная под российскую специфику. Для оценивания динамической панели применяется метод System GMM, описанный в (Blundell, Bond, 1998). Полученные оценки позволяют сделать вывод о невыполнении закона Жибра (не выполнены две из трех гипотез сильной формы закона) для российской банковской отрасли.

2. Обзор литературы

Родоначальником исследований распределения фирм по размеру является Роберт Жибра. В работе (Gibrat, 1931) автор предположил, что ожидаемое приращение размера³ компании пропорционально ее текущему размеру: $x_t - x_{t-1} = \varepsilon_t x_{t-1}$, где $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(\mu, \sigma^2)$, т.е. $x_t = (1 + \varepsilon_t)x_{t-1} = x_0(1 + \varepsilon_1) \cdot \dots \cdot (1 + \varepsilon_t)$. При достаточно малом временном промежутке между наблюдениями $\log x_t \approx \log x_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_t$, т.е. логарифм размера компании изменяется вследствие независимых случайных приращений. При $t \rightarrow \infty$ распределение $\log x_t$ асимптотически стремится к нормальному со средним μt и дисперсией $\sigma^2 t$ (по центральной предельной теореме), т.е. распределение размера фирм в пределе принадлежит семейству логнормальных. Жибра проверил свою гипотезу на данных французской промышленности 1896–1921 годов, которые подтвердили полученные теоретические результаты. Данный эффект позднее был назван законом пропорционального роста (ЗПР) или законом Жибра.

Исследователи тестировали выполнение закона Жибра для различных отраслей и стран. Одной из первых работ в этом направлении для банковской индустрии была (Alhadeff, Alhadeff, 1964), в которой анализировалась динамика размера 200 крупнейших банков США 1930–1960 гг. Было показано, что крупные банки росли медленнее, чем отрасль в целом. В среднем темпы роста первых 100 по величине банков были ниже темпов роста второй сотни, что противоречит ЗПР. Продолжением этой работы стала статья (Rhoades, Yets, 1974). Исследователи рассматривали динамику 600 случайно выбранных коммерческих банков с 1960 по 1971 год, анализируя связь между темпами роста и размерами. Банки в выборке были разбиты на несколько групп по суммарному объему портфеля депозитов. Было полу-

² Связанного с высокими темпами роста в предыдущий период.

³ Прокси для размера фирмы выбирается исследователями исходя из экономического смысла.

чено подтверждение того, что крупнейшие из них росли медленнее, чем отрасль в целом. Наименьшие по размеру банки росли еще медленнее, чем крупнейшие. Наиболее высокий средний темп роста наблюдался у банков из средних по размеру групп. В (Tschoegl, 1983) тестировался закон Жибра для 100 крупнейших в мире банков в период с 1969 по 1977 год. Было установлено, что темпы роста этих банков не зависели от их размеров, однако разброс темпов роста убывал для более крупных банков. Не было найдено каких-либо конкретных результатов относительно зависимости темпов роста в двух последовательных периодах. В более позднем исследовании (Benito, 2008) закон Жибра проверялся для испанских банков с использованием теста на единичный корень. Было получено, что зависимость размера и темпов роста нестабильна во времени и во многом определяется конкурентной средой.

Изначально исследования закона Жибра были сфокусированы на темпах роста банков. Отдельное направление работ посвящено поискам связи между размерами и прибыльностью. При анализе влияния размера банка на прибыльность в (Stein, 2002) и (Berger et al., 2005) приводится следующая аргументация: маленькие банки имеют больше возможностей для распределения капитала, а также сбора и использования «мягкой» информации о заемщике. Однако в (Stever, 2007) было установлено, что для маленьких банков бета-коэффициенты⁴ меньше, чем для больших, что объясняется низкой диверсификацией. В (Athanasoglou et al., 2008) изучается эффект влияния на прибыльность банка специфических отраслевых и макроэкономических факторов с использованием техники GMM в анализе панельных данных по греческим банкам за период 1985–2001 гг. Установлено, что все специфические для банка переменные, кроме размера, значимо влияют на прибыльность с ожидаемым знаком. В (Goddard, 2004a, 2004b) впервые были совмещены оба направления исследований (роста и прибыльности коммерческих банков). Авторы использовали панельные и кросс-секционные регрессии для оценивания моделей роста и прибыльности на выборке из почти 600 европейских банков в период 1992–1998 гг. Было найдено подтверждение того, что текущая прибыль является важным фактором будущего роста. Когда банки становятся большими, их рост продолжается. Рост сберегательных и кооперативных банков получился более устойчивым, чем коммерческих. Модель, тестируемая в (Goddard, 2004b) для поиска связи между размерами, ростом и прибыльностью банков, дает хороший инструмент анализа. В (Naan et al., 2009) используется модель для темпов роста из работы (Benito, 2008) с добавлением контролируемых переменных и применением более совершенного эконометрического метода. Авторы, по примеру (Goddard, 2004b), проводят анализ отдельно для темпов роста прибыльности и размера банков. Они тестируют выполнение закона Жибра и наличие связи между прибыльностью и ростом на панельных данных более 65 стран (не включая Россию), рассматривая при этом отдельно результаты для стран — членов ОЭСР.

Из эмпирических работ, посвященных изучению динамики развития российского банковского сектора, можно отметить (Алексашин и др., 2012). Авторы предлагают ряд финансовых показателей деятельности банков, аналогичных CAMELS, для классификации организаций по типам бизнес-моделей, и анализируют динамику изменения этих бизнес-моделей в период 2006–2009 гг. Исследование позволило классифицировать стратегии организаций (степень приверженности своей бизнес-модели) в разбивке на крупные, средние и малые банки. Оказалось, что представители всех групп достаточно сильно меняли бизнес-модели в период финансового кризиса. Кроме того, авторы заключили, что средний уровень при-

⁴ Мера рыночного риска в финансах.

быльности всех групп банков практически одинаков, а разброс прибыльности крупных банков не столь велик, как у средних и тем более у малых банков. В (Мамонов, 2011) анализируется динамика основных компонент прибыльности российского банковского сектора до и после кризиса 2008–2009 гг. Автор показал, что мелкие банки демонстрируют более высокие удельные значения процентной маржи и чистого комиссионного дохода. Эффективность операционных издержек положительно влияет на прибыльность банков, в то время как доля неработающих кредитов имеет отрицательный эффект.

В данной статье для анализа данных по российским банкам используется подход из работы (Naan et al., 2009). При помощи метода System GMM оценивается связь между темпами роста, размерами и прибыльностью. Для этого вводится ряд контролирующих переменных, специфических для банков и адаптированных под имеющиеся данные.

3. Краткий анализ данных

Основным источником данных являются регулярные отчеты коммерческих банков по формам 101 и 102, публикуемые на сайте Банка России⁵. Используются также данные Росстата по динамике инфляции и реального ВВП⁶. Рассматриваются квартальные наблюдения в период с января 2008 по сентябрь 2011 года. В 2007 году произошли изменения формата отчетности и плана бухгалтерских счетов, чем обусловлено начало периода наблюдений. Выборка представляет собой несбалансированную динамическую панель: 15 периодов, 8838 наблюдений «банк–квартал».

В качестве прокси для размера фирм исследователи используют различные показатели: суммарные активы, численность персонала, количество филиалов, различные финансовые показатели. Для банков приближенным показателем размера могут быть суммарные активы, объем депозитного портфеля, капитал и т. д. Чтобы выбрать из имеющихся переменных наиболее информативную, воспользуемся методом главных компонент. Он позволяет при помощи ортогонального преобразования из наблюдений по предположительно коррелированным переменным выделить некоторые главные компоненты (линейно зависящие от этих переменных), которые упорядочиваются по величине выборочной дисперсии в соответствующих данных, т. е. первая главная компонента включает наибольшую дисперсию в нашей выборке. Результаты по имеющейся выборке представлены в табл. 1: в верхней части — собственные вектора, определяющие главные компоненты, в нижней части — собственные значения и количество объясняемой вариации. Можно сделать вывод, что нет принципиальной разницы в выборе переменной для прокси размера банка. Первая главная компонента практически одинаково зависит от каждой из всех перечисленных в таблице переменных ($Z_1 = 0.43X_1 + 0.41X_2 + 0.42X_3 + 0.37X_4 + 0.40X_5 + 0.42X_6$ из верхней части табл. 1), при этом включая 88% вариации в данных (см. нижнюю часть табл. 1).

Как и в (Naan et al., 2009), в данной работе для прокси размера банка берутся суммарные средние за квартал активы (в тыс. руб.). Отношение чистой прибыли к среднему за квартал капиталу банка используется как прокси для прибыльности.

⁵ <http://cbr.ru/credit/forms.asp>.

⁶ <http://www.haver.com/>.

Таблица 1. Результаты анализа методом главных компонент

Переменные	Главные компоненты (собственные векторы)					
	Комп1	Комп2	Комп3	Комп4	Комп5	Комп6
ln (Активы)	0.43	-0.24	0.04	-0.02	-0.10	-0.87
ln (Корпоративные кредиты)	0.41	-0.34	0.43	0.59	0.34	0.26
ln (Капитал)	0.42	-0.15	0.06	-0.76	0.42	0.22
ln (Прибыль)	0.37	0.84	0.38	0.01	-0.11	-0.01
ln (Доход)	0.40	0.22	-0.81	0.27	0.26	0.06
ln (Кредиты)	0.42	-0.24	-0.10	-0.06	-0.79	0.36

Компонента	Главные компоненты/корреляция		
	Собственное значение	Доля объясняемой вариации	Кумулятивная доля объясняемой вариации
Комп1	5.286	0.881	0.881
Комп2	0.325	0.054	0.935
Комп3	0.211	0.035	0.970
Комп4	0.104	0.017	0.988
Комп5	0.057	0.010	0.997
Комп6	0.017	0.003	1.000

Одним из новшеств в (Naan et al., 2009) является набор из трех специфических для банка контролирующих переменных. Первая, *структура капитала* банка (отношение капитала к суммарным активам), измеряет долю фондируемых капиталом активов. Чем выше это отношение, тем выше достаточность капитала банка. Вторая, *(overhead costs)/(net income)* — отношение накладных расходов, не генерирующих прибыль, к чистой прибыли банка — отвечает за эффективность менеджмента. Если у банка большие накладные расходы, его прибыльность снижается. Третья, *recurring earning power* (модифицированное отношение стабильного чистого дохода к активам), является прокси для стабильности доходов⁷.

В рассматриваемой ниже модели используются следующие переменные контроля:

- отношение операционных расходов к совокупным доходам (контроль на эффективность менеджмента);
- отношение капитала к суммарным активам;
- доля просроченных кредитов в общем портфеле кредитов;
- темп прироста кредитного портфеля;
- отношение объема кредитного портфеля к суммарным активам;
- доля процентного дохода в совокупных доходах;

⁷ Авторы (Naan et al., 2009) отказались от использования суммы внебалансовых активов для контроля на эффективность менеджмента и ликвидности, включаемых в регрессии в статье (Goddard, 2004a). Связано это с тем, что, во-первых, эти переменные оказались незначимыми, а во-вторых, имеются проблемы с данными по этим величинам, существенно сокращающие размер выборки.

- изменение реального ВВП и инфляции включены для контроля на макроэкономические изменения;
- фиктивные переменные — индикаторы кварталов (для контроля на сезонные колебания);
- контроль на уровень концентрации рынка осуществляется посредством включения в регрессию доли Сбербанка (как крупнейшего на рынке) в суммарных активах и индекса Херфиндаля–Хиршмана для всех остальных банков (кроме Сбербанка)⁸.

В Приложении в табл. 2 приводятся определения зависимой и объясняющих переменных, а также источники данных, в табл. 3 — числовые характеристики выборки. Получившаяся низкая корреляция объясняющих переменных говорит об отсутствии проблемы мультиколлинеарности.

На рисунке 1 изображены распределения логарифма размера банков в разные периоды (кварталы) рассматриваемого промежутка. Как видно из рис. 1 и табл. 4 (в Приложении), распределение логарифма размера банков близко к нормальному: коэффициент асимметрии почти равен нулю, а коэффициент эксцесса близок к трем. Однако в конечном периоде коэффициент эксцесса удаляется от трех, а значение статистики Jarque–Bera увеличивается. Гипотеза о логнормальном распределении размера банков уверенно отвергается на основе тестов Jarque–Bera и Shapiro–Wilk. Эти наблюдения говорят не в пользу теории Жибра о сходимости распределения к логнормальному.

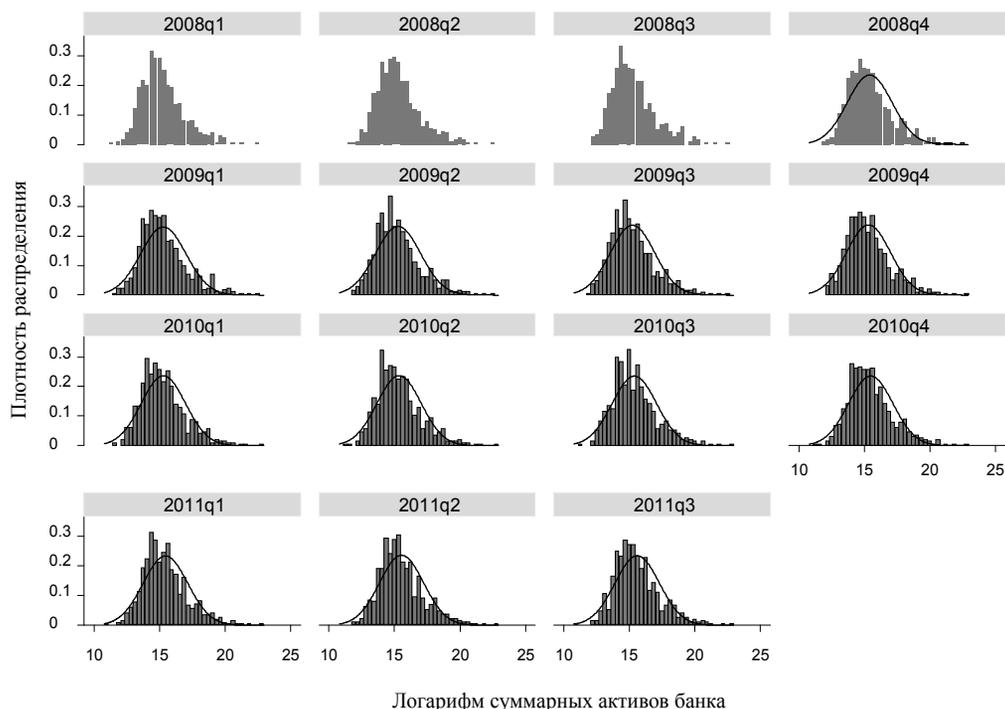


Рис. 1. Динамика распределения банков по размеру

⁸ Индекс Херфиндаля–Хиршмана рассчитывается по следующей формуле: $HHI = s_1^2 + s_2^2 + \dots + s_n^2$, где s_i — доля банка i в суммарных активах.

4. Описание модели

Утверждения:

(а) темп роста каждой фирмы в течение некоторого периода не зависит от ее размеров;

(б) темп роста не зависит от индивидуальной фирмы;

(в) темпы роста фирмы в два последовательных периода не зависят друг от друга

вместе составляют закон Жибра в сильной форме (Tschoegl, 1983). Его смысл заключается в том, что рост или сокращение фирм является случайным результатом множества независимых друг от друга факторов.

Модель для размера банка имеет вид $S_{it} = S_{it-1}^\beta \cdot \exp(\mu_{it})$, где S_{it} — размер банка i в период t , β — параметр эффекта размера, случайная величина μ_{it} предполагается распределенной как $N(\alpha_i + \delta_t, \sigma^2)$, а $\alpha_i + \delta_t$ — сумма индивидуального и временного эффектов соответственно. Следовательно, $\mu_{it} = \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$, где $E\varepsilon_{it} = 0$, $\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 > 0$, а утверждения (а)–(в) можно переформулировать как (а) $\beta = 1$, (б) $\alpha_i = \alpha$, (в) $\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) = 0$.

Если выполняется (а), то со временем распределение размера банков становится сильно скошенным и возрастает концентрация. Этот эффект обусловлен случайностью и не требует предположений о поведении фирм или менеджеров, экономии от масштаба или монополистических преимуществ. Концентрация будет расти еще стремительнее, если большие фирмы растут быстрее маленьких ($\beta > 1$).

В логарифмическом масштабе модель имеет вид:

$$\ln S_{it} - \beta \ln S_{it-1} = \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

Если закон Жибра выполнен (и $\beta = 1$), то темп роста в логарифмическом масштабе описывается случайным блужданием со сносом: $\ln S_{it} - \ln S_{it-1} = \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$. Уравнение (1) можно переписать в виде следующей стохастической модели роста:

$$s_{it} - s_{it-1} = \alpha_i + \delta_t + (\beta - 1)s_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где s_{it} — логарифм размера банка i в период t , параметр β отвечает за связь между логарифмом размера банка и ростом. В (Chesher, 1979) показано, что без добавления лаговой переменной роста в объясняющие переменные оценка β получится несостоятельной. Поэтому модель преобразуется с учетом возможной автокорреляции первого порядка:

$$s_{it} - s_{it-1} = \alpha_i + \delta_t + (\beta - 1)s_{it-1} + \gamma\varepsilon_{it-1} + u_{it}, \quad (3)$$

где $Eu_{it} = 0$, $\text{Var}(u_{it}) = \sigma_u^2 > 0$.

Согласно (Tschoegl, 1983) ЗПР выполняется, если $\beta = 1$. Если $\beta = 1$ и существует ненулевая инерция роста ($\gamma \neq 0$) или гетероскедастичность темпов роста, то предполагаем, что модель основана на слабой форме ЗПР (см. (Benito, 2008)).

В случае неоднородности банков Breitung, Meyer (1994) и Goddard et al. (2002) показали, что для гетерогенных индивидуальных эффектов ($\alpha_i \neq \alpha$) кросс-секционная оценка β получается смещенной вверх и несостоятельной. Для решения этой проблемы исследователи используют панельные данные. Перепишем для удобства модель (3) в виде

$$s_{it} - s_{it-1} = \alpha_i(1 - \gamma) + \delta_t + (\beta - 1)s_{it-1} + \gamma(s_{it-1} - s_{it-2}) + \eta_{it}, \quad (4)$$

где $\eta_{it} = u_{it} + \gamma\delta_{t-1} + \gamma(1 - \beta)s_{it-2}$.

Используя полученную модель, можно проверить выполнение закона Жибра в сильной форме, протестировав следующие гипотезы:

1. *Банковский рост не зависит от размера.* $\mathbf{H}_0 : \beta - 1 = 0$, $\mathbf{H}_1 : \beta - 1 \neq 0$. Нулевая гипотеза соответствует первому утверждению сильного закона Жибра — темп роста банка не зависит от его размера. Если $\beta > 1$, т. е. большие банки растут быстрее, концентрация увеличивается и распределение банков по размеру становится все более асимметричным.

2. *Темп роста не зависит от индивидуального банка.* $\mathbf{H}_0 : \alpha_i = \alpha$ для всех i ; $\mathbf{H}_1 : \alpha_i \neq \alpha$ для некоторого i . Нулевая гипотеза (об однородности банков) соответствует второму утверждению сильного закона Жибра.

3. *Отсутствие инерционности банковского роста.* $\mathbf{H}_0 : \gamma = 0$, $\mathbf{H}_1 : \gamma \neq 0$. Нулевая гипотеза соответствует третьему утверждению сильного закона Жибра — текущий рост не зависит от прошлого роста.

В (Goddard, 2004b) в правую часть уравнения (4) добавляется лаговая переменная прибыли:

$$s_{it} - s_{it-1} = \alpha_i(1 - \gamma) + \delta_t + (\beta - 1)s_{it-1} + \gamma(s_{it-1} - s_{it-2}) + \varphi\Pi_{it-1} + \eta_{it}, \quad (5)$$

где Π_{it-1} — прибыль банка i в период $t - 1$. С помощью этой модели можно проверить следующую гипотезу:

4. *Прибыльность не влияет на рост банка.* $\mathbf{H}_0 : \varphi = 0$, $\mathbf{H}_1 : \varphi \neq 0$.

Включим в модель набор контролирующих переменных X_{it} для банка i в период t :

$$s_{it} - s_{it-1} = \alpha_i(1 - \gamma) + \delta_t + (\beta - 1)s_{it-1} + \gamma(s_{it-1} - s_{it-2}) + \varphi\Pi_{it-1} + \zeta X_{it} + \eta_{it}. \quad (6)$$

Если банки однородны, т. е. все $\alpha_i = \alpha$, такая спецификация дает несмещенные оценки. Если банки гетерогенны, в (Breitung, Meyer, 1994) показано, что динамическая панельная регрессия на выборке с большим числом наблюдаемых объектов и коротким промежутком наблюдений дает несостоятельные и смещенные оценки величины $(\beta - 1)$. В таком случае предлагается следующее преобразование уравнения (6):

$$s_{it} - s_{it-1} = (\beta - 1)(s_{it-1} - s_{i0}) + \gamma(s_{it-1} - s_{it-2}) + \varphi\Pi_{it-1} + \zeta X_{it} + \xi_{it}, \quad (7)$$

где $\xi_{it} = \alpha_i(1 - \gamma) + \eta_{it} + \beta s_{i0}$, т. е. вместо лаговой переменной темпов роста в правой части участвует рост банка с начала периода наблюдений. В такой спецификации получаются состоятельные и несмещенные оценки. Недостатком данного преобразования является то, что из выборки исключаются банки, отсутствовавшие в начальный период наблюдений.

В регрессии (7) участвует AR-член, коррелирующий с индивидуальным эффектом, поэтому оценка МНК/ОМНК и межгрупповая оценка несостоятельны. Внутригрупповая оценка также несостоятельна, поскольку панель достаточно короткая. Goddard et al. (2002) для оце-

нивания динамической панельной регрессии применяли методику Difference GMM, описанную в (Arellano, Bond, 1991). Идея метода заключается в том, что зависимая и объясняющие переменные берутся в первых разностях, для которых затем применяется обобщенный метод моментов (GMM). В качестве инструментов используются все доступные лаги объясняющих переменных. Проблема этого метода заключается в том, что когда зависимая переменная близка к случайному блужданию, лаги переменных являются плохими инструментами (Arellano, Bover, 1995). Кроме того, в случае когда в панели большое число объектов и малое число периодов, метод (Arellano, Bond, 1991) дает смещенные оценки.

В (Arellano, Bover, 1995) предлагается модификация обобщенного метода моментов — System GMM, позволяющая увеличить эффективность оценивания при помощи включения дополнительных условий на моменты. В (Blundell, Bond, 1998) более точно изложены необходимые предположения оценивания методом System GMM и проведены эксперименты на симулированных данных, подтверждающие лучшие результаты применения этой техники. Основная идея метода заключается в оценивании системы уравнений в уровнях и в первых разностях. В качестве инструментов для уравнения в уровнях берутся лаговые первые разности. Эти инструменты справедливы при некоторых ограничениях на начальные условия, см. (Blundell, Bond, 1998).

В настоящей работе метод System GMM используется при оценивании динамической панельной регрессии (7) при помощи пакета Stata, процедура описана в (Roodman, 2006). Экзогенными считаются фиктивные переменные кварталов K1, K2, K3, а также макропоказатели роста инфляции и реального ВВП, остальные переменные считаются эндогенными.

5. Основные результаты

С помощью описанного выше метода оценивались три спецификации модели (7). Первая из них представляет собой регрессию темпа роста банков на лаговый темп роста и лаговый размер банка, во второй в объясняющие переменные добавляется лаг прибыльности. Наконец, в полной спецификации модели (7) в регрессию включены также переменные контроля.

Результаты оценивания полной спецификации методами System GMM и Difference GMM представлены в табл. 5 (в Приложении). Тест Вальда значим на 1%-ном уровне, что позволяет отвергнуть гипотезу о неправильной спецификации модели. Нулевая гипотеза теста Хансена на сверхидентифицирующие ограничения (используемые инструменты не коррелируют с ошибкой, а исключенные из оценивания инструменты исключены корректно) не отвергается.

Для состоятельного оценивания моделей критическим условием является некоррелированность ошибок, т. е. $\Delta \xi_{it}$ не коррелирует с $\Delta \xi_{it-k}$ для $k \geq 2$. Для проверки этого условия используем тест Arellano–Bond⁹ для процессов AR(1), AR(2). Тест значим для AR(1) (что является ожидаемым результатом для динамических панелей) и незначим для AR(2) на 1%-ном уровне, что позволяет отвергнуть наличие автокорреляции ошибок в моделях.

Знаки коэффициентов при лаговых переменных роста и размера банков в правой части регрессии представляют основной интерес: в полной спецификации модели (7) они полу-

⁹ См. (Arellano, Bond, 1991).

чились отрицательными. Ожидаемыми получились знаки коэффициентов при следующих переменных: рентабельность капитала (+, высокая прибыльность увеличивает будущие темпы роста), отношение капитала к активам (–, высокий уровень капитала влечет неэффективность и замедляет рост), доля просроченных кредитов (–), рост кредитного портфеля (+), инфляция (–). Относительно знаков коэффициентов при доле кредитов в суммарных активах, концентрации рынка и сезонности (фиктивные переменные кварталов) конкретных ожиданий не было. Незначимыми оказались переменные отношения расходов к доходам, доли процентного дохода и темпов роста реального ВВП.

Из полученных оценок коэффициентов можно сделать следующие выводы относительно основных гипотез, связанных с сильной формой ЗПР.

Гипотеза 1. *Банковский рост не зависит от размера.*

Для тестирования этой гипотезы оценивается коэффициент при переменной размера ($\beta - 1$). В полной спецификации этот коэффициент значим и отрицателен, т. е. гипотеза отвергается. Темпы банковского роста для маленьких банков выше, чем для больших банков.

Гипотеза 2. *Темп банковского роста не зависит от индивидуального банка.*

На рисунке 2 изображен график остатков оценивания модели (7) в полной спецификации для банковского роста. При линейной регрессии этих остатков на логарифм суммарных активов банка коэффициент при переменной размера значимо отличается от нуля и имеет отрицательный знак, т. е. темпы роста уменьшаются с ростом размеров банков, что может объясняться большей диверсификацией рисков крупных банков. Данный результат совпадает с выводами (Venito, 2008). Гипотеза отвергается.

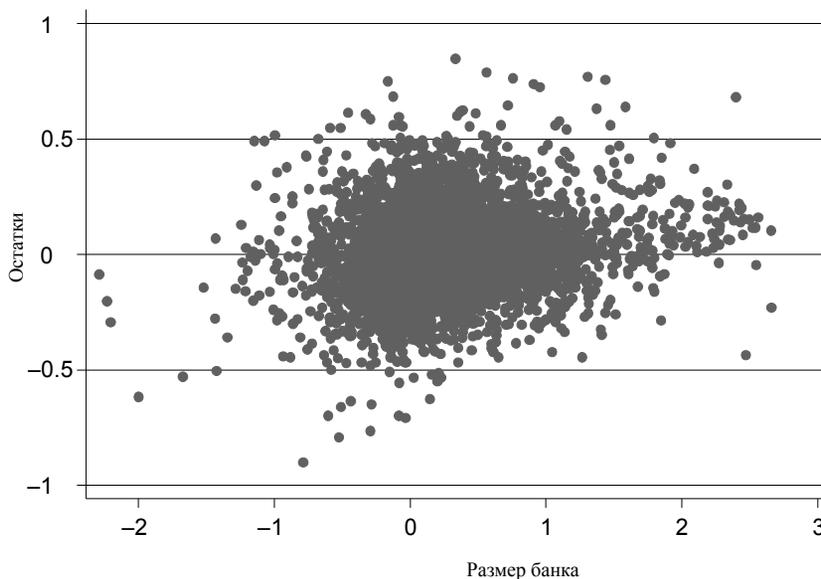


Рис. 2. График остатков после оценивания модели (7) в полной спецификации

Гипотеза 3. *Отсутствует инерционность банковского роста.*

В таблице 5 коэффициент при лаге банковского роста отрицателен и значим, т. е. рост не является инерционным. Тем самым гипотеза не отвергается. Данный результат согласуется с выводами из (Naan et al., 2009).

Гипотеза 4. *Прибыльность не влияет на рост банка.*

В полной спецификации прибыльность в предыдущий период оказывает положительное влияние на рост, и гипотеза отвергается.

Таким образом, можно сделать вывод, что закон Жибра в сильной форме не выполняется для российской банковской отрасли. Кроме проверки значимости гипотез, можно отметить, что значимой (на 1%-ном уровне) является переменная «Капитал/Активы» — чем больше это отношение, тем меньше темп роста. Этот результат был получен и в работе (Naaen et al., 2009). Значимыми также оказались переменные рыночной концентрации — положительное влияние на рост оказывает доля Сбербанка и индекс Херфиндаля–Хиршмана.

Оценивание моделей проводилось также по выборке, не включающей Сбербанк (крупнейший российский банк, занимает более четверти всего рынка). Результаты существенно не отличаются от приведенных в табл. 5, тем самым в рассматриваемой регрессии присутствие Сбербанка не искажает оценки коэффициентов.

При оценивании модели методом Difference GMM коэффициенты при следующих переменных отличаются от соответствующих оценок по System GMM: рентабельность капитала получается не значимой, доля Сбербанка оказывает малозначимое отрицательное влияние на рост, индекс Херфиндаля–Хиршмана не значим, не значимы также фиктивные переменные первого и третьего кварталов. Кроме того, все эти коэффициенты получились отличающимися и по абсолютной величине от результатов метода System GMM. Можно также отметить слишком большое число инструментов, используемых при оценивании методом Difference GMM.

6. Заключение

В статье оценивается несбалансированная панельная регрессия с применением методики System GMM, предложенной в (Blundell, Bond, 1998). Из полученных оценок следует, что гипотеза о независимости роста от размеров банка отвергается, гипотеза о неустойчивости роста не отвергается, гипотеза о независимости роста от прибыльности отвергается. Тем самым закон пропорционального роста Жибра (ЗПР) не находит подтверждения по данным российских банков. Выводы, полученные в настоящей работе, согласуются с результатами (Naaen et al., 2009). Отклонения от закона пропорционального роста могут быть связаны с эффектом входа/выхода фирм на рынке, выполнением ЗПР лишь для выборки из больших фирм, зависимостью от уровня технологичности отрасли (Laincz, Domingues Rodrigues, 2004).

Для анализа причин невыполнения закона Жибра, а также нахождения распределения банков по размеру, было бы интересно разработать микроэкономическую модель роста российского банковского сектора по аналогии с (Laincz, Domingues Rodrigues, 2004), но с учетом специфики банковского бизнеса. Интерес также представляет изучение влияния государственного и иностранного участия в капитале банка на его рост. Для такого исследования в дальнейшем планируется собрать и протестировать соответствующие данные.

Список литературы

Алексашин П. Г., Алескеров Ф. Т., Белоусова В. Ю., Попова Е. С., Солодков В. М. (2012). Динамический анализ бизнес-моделей российских банков в период 2006–2009 гг. *Препринт* WP7/2012/03. НИУ ВШЭ.

Верников А. В. (2012). «Национальные чемпионы» в структуре российского рынка банковских услуг. *MPRA Paper* 40236. <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/40236/>.

Мамонов М. (2011). Влияние кризиса на прибыльность российского банковского сектора. *Банковское дело*, 12, 15–26.

Alhadeff D., Alhadeff C. (1964). Growth of large banks, 1930–1960. *The Review of Economics and Statistics*, 46 (4), 356–363.

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

Arellano M., Bover O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 58 (2), 29–51.

Athanasoglou P. P., Brissimis S. N., Delis M. D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macro-economic determinants of bank profitability. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18 (2), 121–136.

Benito E. (2008). Size, growth and bank dynamics. *Banco de Espana Working Papers* 0801. Banco de Espana.

Berger A. N., Miller N. H., Peterson M. A., Rajan R. G., Stein J. C. (2005). Does function follow organizational form? Evidence from the lending practices of large and small banks. *Journal of Financial Economics*, 76, 237–269.

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

Breitung J., Meyer W. (1994). Testing for unit roots in panel data: are wages on different bargaining levels cointegrated? *Applied Economics*, 26 (4), 353–361.

Chesher A. (1979). Testing the law of proportionate effect. *Journal of Industrial Economics*, 27, 403–411.

Gibrat R. (1931). *Les inegalites economiques*. Paris: Librairie du Recueil Sirey.

Goddard J. (2004a). The profitability of European banks: A cross-sectional and dynamic panel analysis. *Manchester School*, 72 (3), 363–381.

Goddard J. (2004b). Dynamics of growth and profitability in banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36 (6), 1069–1090.

Goddard J., Wilson J., Blandon P. (2002). Panel tests of Gibrat's law for Japanese manufacturing. *International Journal of Industrial Organization*, 20, 415–433.

Haan J., Scholtens B., Shehzad C. (2009). Growth and earnings persistence in banking firms: A dynamic panel investigation. *CESifo Working Paper Series* No. 2772.

Laincz C., Domingues Rodrigues A. S. (2004). Understanding the variations in Gibrat's law with a Markov-perfect model. *Computing in Economics and Finance*, 173. Society for Computational Economics.

Rhoades S., Yets A. (1974). An analysis of new bank growth. *The Journal of Finance*, 29 (5), 1397–1405.

Roodman D. (2006). How to do xtabond2: An introduction to «difference» and «system» GMM in Stata. *Working paper № 103*. The Center for Global Development.

Stein J. C. (2002). Information production and capital allocation: Decentralized versus hierarchical firms. *Journal of Finance*, 57 (5), 1891–1921.

Stever R. (2007). Bank size, credit and the sources of bank market risk. *BIS Working Papers* No. 238. Basel, Switzerland.

Tschoegl A. (1983). Size, growth and transnationality among the world's largest banks. *The Journal of Business*, 56 (2), 187–201.

Приложение

Таблица 2. Определение переменных

Переменная	Определение	Источник
Активы	Суммарные активы банка (в тыс. руб.)	Формы ЦБ
Размер банка	Логарифм суммарных активов банка	101, 102
Рост активов	Рост активов в логарифмическом масштабе	
Рентабельность	Отношение чистой прибыли к капиталу банка	
Эффективность	Отношение операционных расходов к совокупным доходам банка	
Капитал/Активы	Отношение капитала к суммарным активам	
Доля просроченных кредитов	Отношение объема просроченных кредитов 90+ к совокупному портфелю кредитов	
Кредиты	Суммарный объем кредитов (в тыс. руб.)	
Рост кредитного портфеля	Темп прироста кредитов за год в логарифмическом масштабе	
Кредиты/Активы	Кредитная нагрузка на совокупные активы	
Процентный доход/Доход	Доля процентных доходов в совокупных доходах	
Доля рынка Сбербанка	Доля суммарных активов Сбербанка в общем объеме	
Индекс ХХ	Индекс Херфиндала–Хиршмана, $\sum_{n \neq i} S_n^2$, где S_n — суммарные активы банка n , i — Сбербанк	
Рост РВВП	Темпы роста реального ВВП в логарифмическом масштабе	Росстат ¹⁰
Инфляция	Изменение ИПЦ	
К1, К2, К3	Фиктивные переменные 1, 2 и 3-го кварталов соответственно	

Таблица 3. Числовые характеристики переменных

Переменная	Число наблюдений	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Размер банка	8838	15.37	1.69	10.80	22.95
Рентабельность	8838	0.06	1.21	-8.63	105.74
Эффективность	8838	-0.35	7.69	-619.61	178.89
Капитал/Активы	8838	0.19	0.12	-0.57	0.98
Доля просроченных кредитов	8837	0.05	0.07	0.00	0.84
ln (Кредиты)	8837	14.77	1.78	9.65	22.68
Кредиты/Активы	8838	0.59	0.20	0.00	1.56
Процентный доход/Доход	8838	1.06	8.31	-252.44	603.51
Доля Сбербанка	15	0.28	0.01	0.27	0.29
Индекс ХХ	15	0.01	0.01	0.00	0.02
Рост РВВП	15	0.00	0.02	-0.04	0.02
Инфляция	15	0.75	0.50	0.07	1.78

¹⁰ <http://www.gks.ru/>.

Таблица 4. Числовые характеристики логарифма суммарных активов банков

	1 квартал 2008 г.	3 квартал 2011 г.
Среднее	15.25	15.60
Стандартное отклонение	1.64	1.70
Максимум	22.39	22.95
Минимум	11.32	10.80
Коэффициент асимметрии	0.88	0.85
Коэффициент эксцесса	4.08	4.08
Статистика Jarque–Bera	97.76	101.31
Статистика Shapiro–Wilk	6.67	6.69
Число наблюдений	547	602

Таблица 5. Результаты оценивания динамической панели разными методами (зависимая переменная — Рост активов)

	System GMM	Difference GMM
Рост активов ($t - 1$)	-0.204*** (0.019)	-0.256*** (0.021)
Размер банка ($t - 1$)	-0.0670*** (0.014)	-0.501*** (0.036)
Рентабельность ($t - 1$)	0.0017** (0.0008)	0.0025 (0.002)
Эффективность	0.00017 (0.0004)	-0.00003 (0.0003)
Капитал/Активы	-0.816*** (0.10)	-1.461*** (0.204)
Доля просроченных кредитов	-0.374*** (0.11)	-0.174* (0.101)
Рост кредитного портфеля	0.352*** (0.023)	0.284*** (0.025)
Кредиты/Активы	-0.466*** (0.039)	-0.981*** (0.073)
Процентный доход/Доход	-0.0001 (0.0005)	-0.0002 (0.0004)
Доля Сбербанка	1.982*** (0.099)	-0.490* (0.275)
Индекс ХХ	0.700*** (0.225)	0.137 (0.126)
Рост РВВП	0.0112 (0.162)	-0.0089 (0.095)

Окончание табл. 5

Д. С. Концевой

	System GMM	Difference GMM
Инфляция	-0.0466*** (0.009)	-0.0361*** (0.008)
K1	-0.0379*** (0.008)	0.0039 (0.006)
K2	-0.0551*** (0.005)	-0.022*** (0.004)
K3	-0.0411*** (0.005)	-0.0025 (0.004)
Число наблюдений	6710	5893
Число банков	725	682
Число инструментов	718	5309
<i>P</i> -значение теста Вальда χ^2	0.000	0.000
<i>P</i> -значение теста Arellano–Bond для AR(1)-процесса	0.000	
<i>P</i> -значение теста Arellano–Bond для AR(2)-процесса	0.784	
<i>P</i> -значение теста Хансена	0.417	

Примечание. В скобках указаны стандартные ошибки. ***, **, * — значимость на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно.