



Munich Personal RePEc Archive

## **Nonparametric estimates of Russian banks efficiency**

Golovan, Sergei and Nazin, Vladimir and Peresetsky, Anatoly

CEMI RAS

2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/56037/>

MPRA Paper No. 56037, posted 17 May 2014 13:21 UTC

---

---

МАТЕМАТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ  
ЭКОНОМИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

---

---

НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ЭФФЕКТИВНОСТИ  
РОССИЙСКИХ БАНКОВ

© 2010 г. С.В. Головань, В.В. Назин, А.А. Пересецкий

(Москва)

Строятся непараметрические оценки технической эффективности российских банков (по методу *DEA*). Эти оценки сравниваются с параметрическими оценками с помощью метода стохастической границы производственных возможностей (*SFA*).

Рассматриваются две оценки производственного множества – *CCR* (Charnes, Cooper, Rhodes, 1978) и *BCC* (Banker, Charnes, Cooper, 1984), для изучения свойств полученных оценок эффективности применяется полупараметрический бутстрап (Simar, Wilson, 2007). Модели строятся отдельно для каждого момента времени с использованием трех факторов производства (затраты на содержание аппарата, резервы под возможные потери, прочие расходы) и двух компонентов выпуска (чистые процентные доходы и чистые прочие операционные доходы). Модели оцениваются по квартальной отчетности универсальных российских банков за 2002–2006 гг. Значения рангового коэффициента корреляции Спирмена для оценок эффективности, полученных разными методами, варьируются между 0.72 и 0.89 для двух моделей *DEA* и между 0.56 и 0.91 для оценок *DEA* и *SFA*, что позволяет сделать вывод о сходстве оценок, рассчитанных разными методами.

Во всех кварталах, кроме второго квартала 2004 г., иностранные банки эффективнее отечественных, во втором же квартале 2004 г. иностранные банки менее эффективны (что можно объяснить кризисом доверия). Московские банки во всех моделях начиная с 2006 г. менее эффективны, чем региональные.

**Ключевые слова:** кризис 1998 г., российская банковская система, чистые активы, региональные банки, конкуренция, МСФО, регулирование банков, финансовые показатели.

## ВВЕДЕНИЕ

Пережив кризис 1998 г., российская банковская система стала развиваться впечатляющими темпами. Если в 2000 г. суммарные чистые активы системы составляли чуть более 2 трлн руб., то к концу 2006 г. они увеличились почти в 7 раз (до 14 трлн руб.), а значимость банковской системы как отдельной индустрии (отношение суммарных чистых активов к ВВП) увеличилась с 32 до 52%, что сравнимо с показателями стран Восточной Европы, но все еще существенно меньше, чем в развитых странах.

Развитие банковской системы сопровождалось усилением конкуренции, приходом новых иностранных игроков на рынок, постепенной ликвидацией несостоятельных банков. Усиливались также и регуляторные требования, так, например, был принят закон о страховании частных вкладов, а в будущем предполагался постепенный переход к отчетности на основе МСФО и регулированию банков согласно новому Базельскому соглашению. Таким образом, значительно выросла внимательность банков к характеристикам собственной деятельности и деятельности своих соперников.

В основном банки оцениваются по их прибыльности с помощью разного рода финансовых показателей, таких как чистая процентная маржа, отношение чистого дохода к капиталу или активам и т.п. Однако это не позволяет получить полной картины эффективности операционной деятельности, поскольку в этих показателях не учитывается множество компонентов, необходимых для расчета (например, чистая прибыль), или компоненты рассматриваются отдельно.

Академические исследования предлагают более детальный анализ, рассматривая сразу несколько компонентов затрат и прибылей. Техническая эффективность же оценивается по спо-

способности “производить” прибыль из затрат. До сих пор техническая эффективность российских банков определялась в основном с помощью параметрического метода стохастической границы (например, (Caner, Kontorovich, 2004; Styrin, 2005; Головань, 2006; Головань и др., 2008; Пересецкий, 2009)). В этом методе анализируется либо эффективность по затратам, т.е. связь некоторых показателей деятельности банка с общими затратами и способность иметь меньшие затраты при прочих равных условиях, либо эффективность по прибыли (Павлюк, 2006).

В отличие от перечисленных выше работ, в данной работе эффективность российских банков оценивается при помощи двух модификаций (*BCC* и *CCR*), непараметрического подхода, называемого *оболочечным анализом* (*DEA – Data Envelopment Analysis*). С помощью этого метода часто исследовалось состояние зарубежных банковских систем (Charnes et al., 1990; Drake et al., 2006, 2009), и только в нескольких работах (Алескеров и др., 2008; Кошелюк, 2008; Головань и др., 2009) метод применялся к российской банковской системе.

Однако исследования эффективности российской банковской системы с помощью оболочечного анализа до сих пор не содержали статистического анализа результатов.

В данной статье найдены непараметрические оценки эффективности российских банков, которые сравниваются с параметрическими оценками по методу стохастической границы производственных возможностей (*SFA – Stochastic Frontier Analysis*). Кроме того, на основе непараметрических оценок сравнивается эффективность иностранных и российских банков, а также московских и региональных банков.

## ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

**История технической эффективности.** Идея технической эффективности изначально была сформулирована в работе (Коортманс, 1951): предприятие технически эффективно, если невозможно производить больше выпуска при заданном количестве ресурсов. Предполагается, что неспособность фирмы произвести максимально возможное количество выпуска объясняется неэффективностью управления фирмой.

**Непараметрический подход.** В работе (Farrell, 1957) предложен непараметрический подход к измерению технической эффективности предприятия в случае одного выпуска методом линейного программирования (оболочечный анализ). Этот подход был далее развит в работах (Charnes et al., 1978; Banker et al., 1984). В (Charnes et al., 1978) были предложены способ оценки эффективности с учетом возможности нескольких выпусков и метод оценки относительной эффективности предприятия, не находящегося на границе производственных возможностей, путем конструирования аналога, относительно которого эту эффективность можно измерить. В (Banker et al., 1984) эти идеи были обобщены на случай переменной отдачи от масштаба.

Согласно этому методу каждый банк рассматривается как предприятие, использующее ресурсы (inputs) для производства выпуска (outputs). Банк считается эффективнее другого, если он достигает по крайней мере не меньшего выпуска, чем другой, при использовании не большего количества ресурсов. Обзор различных вариантов непараметрического подхода к оценке эффективности можно найти в (Cook, Seiford, 2009).

**Параметрический подход.** Почти через 20 лет после выхода работы (Farrell, 1957) был предложен параметрический подход к измерению технической эффективности – анализ стохастической границы производственных возможностей (*SFA – Stochastic Frontier Analysis*) (Aigner et al., 1977; Meeusen, Broeck, 1977).

Оба подхода, параметрический и непараметрический, интенсивно используются при анализе эффективности банков и финансовых компаний. Например, в обзоре (Berger, Humphrey, 1997) среди приведенных 130 работ примерно половина (60) основана на методе *SFA*.

В работе (Berger, Mester, 1997) дается обзор различных моделей *SFA* и обсуждаются их особенности. Авторы обзора пришли к выводу, что на данных по банкам США в 1990–1995 гг. различные модели (эффективность по затратам, эффективность по прибыли) дают примерно одинаковые оценки технической эффективности.

Параметрический подход, анализ стохастической границы производственных возможностей, использовался для оценки эффективности российских банков в работах (Styrin, 2005; Головань, 2006; Головань и др., 2008; Karas, Schoors, Weill, 2008; Пересецкий, 2009).

**Сравнение *DEA-SFA*.** Будучи непараметрическим, подход *DEA* не оценивает какие-либо параметры производственной функции предприятия и не требует предположений об их точной форме, что дает преимущество по сравнению с параметрическим методом стохастической границы производственных возможностей. В данном случае граница производственных возможностей строится по параметрам лучших предприятий.

К недостаткам оболочечного анализа можно отнести то, что он не позволяет статистически проверить гипотезы о полученных оценках эффективности. И хотя в работе (Park et al., 1999) авторы показывают, что при определенных условиях из оценок технической эффективности можно построить статистику, асимптотически имеющую распределение Вейбулла, эти результаты далеки от практических применений.

В данной работе для изучения статистических свойств оценок технической эффективности используется метод бутстрапа, применение которого к непараметрическим моделям эффективности было предложено в работах (Simar, Wilson, 2004, 2007). К недостаткам метода можно отнести его чувствительность к случайным отклонениям, ошибкам в данных и требовательность к объему данных.

Насколько близки друг другу ранжировки банков по эффективности, полученные по *SFA*- и *DEA*-подходам? Насколько возможные выбросы в данных, которые могут существенно повлиять на оценки эффективности по *DEA* и в значительно меньшей степени на параметрические оценки эффективности по *SFA*, влияют на ранжировки банков? Эти вопросы имеют важное практическое значение, поскольку для органов банковского надзора важнее не сами значения оценок эффективности, а ранжировки банков по эффективности. В работе (Bauer et al., 1998) отмечается, что если различные методы дают существенно разные ранжировки банков, то рекомендации по экономической политике, принимаемые на их основе, могут быть ненадежными, зависящими от того, какой подход к оценке производственной границы был использован.

Сравнения ранжировок, полученных по разным методам, проводились и ранее, при этом получались различные выводы. В одной из первых работ, где такое сравнение проводилось (Ferrier, Lovell, 1990), получен низкий, статистически незначимый коэффициент ранговой корреляции Спирмена между *DEA*- и *SFA*-оценками малых банков США  $R_{Sp} = 0.02$ , а в (Eisenbeis et al., 1999) для четырех групп по размерам крупнейших банков США – значения  $R_{Sp} = 0.44 \div 0.59$ .

Сравнению *DEA*- и *SFA*-оценок эффективности германских банков на интервале 1993–2004 гг. посвящена работа (Fiorentino et al., 2006). В ней рассматриваются оценки эффективности как по всей выборке, так и по подвыборкам по годам и типам банков. Авторы приходят к выводу, что *SFA*-оценки в среднем в большей степени коррелированы между собой ( $R_{Sp} = 0.74$ ), чем *DEA*-оценки ( $R_{Sp} = 0.5$ ). Корреляция между *DEA*- и *SFA*-оценками очень мала (в среднем  $R_{Sp} = 0.20$ ), однако положительная и значимо отличная от нуля. Авторы отмечают, что корреляция между *DEA*- и *SFA*-оценками возрастает примерно до  $R_{Sp} = 0.45$ , если рассматривать однородные выборки банков, причем группировка банков по типу деятельности дает больший эффект, чем группировка по временным периодам.

**Сравнительная эффективность иностранных банков.** Значительный интерес у исследователей представляет вопрос о сравнении эффективности иностранных и национальных банков в странах с переходной экономикой. Несколько аргументов говорит в пользу большей эффективности иностранных банков. Во-первых, эти банки обладают большим опытом работы в условиях рыночной экономики, располагают квалифицированными менеджерами. Во-вторых, они пользуются большим доверием и в силу этого могут выбирать себе более надежных партнеров – крупные, эффективно работающие фирмы. В-третьих, такие фирмы сами заинтересованы в надежных кредиторах и готовы соглашаться на более высокие проценты по кредитам.

Однако более мелкие национальные банки, возможно, лучше знакомы с местными особенностями бизнеса, их менеджеры имеют личные контакты с фирмами и лучше представляют себе истинное финансовое состояние фирм. А это потенциально дает национальным банкам преимущество перед иностранными. Кроме того, при распределении бюджетных средств правительство также, как правило, использует национальные банки, что тоже дает им некоторое преимущество.

Существует много эмпирических работ, сравнивающих эффективность иностранных и национальных банков. В работе (Weill, 2003) рассматриваются банки Чехии и Польши и показано, что иностранные банки более эффективны по сравнению с национальными.

Банки 11 европейских стран с переходной экономикой за период 1996–2000 гг. исследуются в работе (Bonin et al., 2005a). Авторы приходят к выводу, что иностранные банки более эффективны и предоставляют сервис лучшего качества.

В работе (Bonin et al., 2005b) анализируются крупнейшие банки шести стран (Болгария, Чехия, Хорватия, Венгрия, Польша, Румыния). Показано, что иностранные банки эффективнее по сравнению с национальными.

В (Staikouras et al., 2008; Mamatzakis et al., 2008) оценивается эффективность шести стран юго-восточной Европы (Босния, Болгария, Хорватия, Македония, Румыния, Сербия) и десяти новых стран ЕС за период 1998–2003 гг. Авторы делают вывод, что иностранные банки и банки с большой долей иностранного капитала более эффективны, чем государственные или частные национальные.

В работе (Lensink et al., 2008) авторы, используя выборку из 2095 банков из 105 стран за 1998–2003 гг. и применяя модификацию *SFA* (предложенную в работе (Battese, Coelli, 1995)), пришли к выводу, что иностранные банки менее эффективны. В этой модификации параметризация неэффективности явно входит в спецификацию модели.

**Сравнительная эффективность иностранных банков в России.** В работе (Styrin, 2005) гипотеза о том, что иностранные банки эффективнее национальных, получила частичное подтверждение на российских данных за период 1999–2002 гг. Автор объясняет этот эффект тем, что иностранные банки имеют больший опыт работы в условиях рыночной экономики, а также тем, что они работают в основном с крупными фирмами. Однако в работе (Головань и др., 2008) на данных за период 2002–2005 гг. эта гипотеза о большей эффективности иностранных банков не получила подтверждения.

**Московские и региональные банки.** В данной работе банк считается московским, если его головной офис расположен в Москве. Исключение составляет ВТБ, офис которого расположен в Санкт-Петербурге, но по ряду признаков мы зачислили его в группу московских банков. Можно предположить, что московские банки являются более эффективными, поскольку в Москве легче найти высококвалифицированные кадры. В то же время расходы на персонал и аренду помещений в Москве выше, чем в регионах, но региональный банк может пользоваться преимуществами монополиста. Эти соображения потенциально снижают относительную эффективность московских банков по сравнению с региональными.

В работе (Styrin, 2005) исследуется эффективность российских банков по затратам (*cost efficiency*) на данных за период 1999–2002 гг. в рамках *SFA*-подхода и делается вывод, что гипотеза о большей эффективности московских банков по сравнению с региональными не находит подтверждения. Автор предлагает следующее объяснение: московские банки в условиях высокой концентрации и конкуренции вынуждены тратить много ресурсов на рекламу и разработку новых продуктов по сравнению с региональными банками. Кроме того, часто региональные банки связаны с местной властью и обслуживают распределение бюджетных денег. Таким образом, региональным банкам не приходится тратить средства на мониторинг заемщиков.

В работе (Головань, 2006) исследовалось влияние различных факторов на эффективность российских банков по двум видам деятельности: предоставлению кредитов и привлечению депозитов. Показано, что за 2003–2005 гг. средняя эффективность банков возросла. Более эффективны по выдаче кредитов московские банки, а также банки с высокой капитализацией.

В (Головань и др., 2008) в отличие от предыдущей работы в модель включены цены факторов (т.е. учитывается оптимальность распределения потребляемых ресурсов) и переменные, отвечающие за качество активов и риск. На основе данных по российским банкам за период 2002–2005 гг. делается вывод о том, что московские банки более эффективны.

## МЕТОДИКА НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОГО ОЦЕНИВАНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ

Для непараметрической оценки технической эффективности (*DEA*) используем модель *CCR*, предложенную в работе (Charnes, Cooper, Rhodes, 1978), и ее модификацию *BCC* (Banker, Charnes, Cooper, 1984).

Модель *CCR* представляет собой классическую ориентированную на ресурсы задачу и формулируется следующим образом:

$$\theta \rightarrow \max, \text{ при условии } x_0/\theta = X\lambda + t^-, y_0 = Y\lambda - t^+, \lambda \geq 0, t^- \geq 0, t^+ \geq 0. \quad (1)$$

Здесь  $X$  –  $r \times n$ -матрица, состоящая из векторов ресурсов каждого банка из выборки;  $Y$  –  $s \times n$ -матрица выпусков;  $x_0$  и  $y_0$  – векторы ресурсов и выпуска банка, техническая эффективность которого оценивается, векторы имеют размерность  $r \times 1$  и  $s \times 1$ , соответственно;  $X\lambda$ ,  $Y\lambda$  – векторы ресурсов и выпуска некоторого “искусственного” банка, принадлежащего конической оболочке всех банков выборки в пространстве ресурсов и выпуска;  $\lambda$  –  $n \times 1$  – вектор весов по всем банкам в выборке;  $t^-$  –  $r \times 1$  – вектор излишков ресурсов, т.е. количество использованных ресурсов, без которого можно было бы обойтись;  $t^+$  –  $s \times 1$  – вектор потенциально возможного дополнительного выпуска, т.е. дополнительное количество продукции, которое способен производить “искусственный” банк. Величина  $\theta \geq 1$  является мерой технической неэффективности (в случае абсолютной эффективности  $\theta = 1$ ), а  $1/\theta$  – оценкой эффективности (ее значения лежат между нулем и единицей) и показывает, какая часть использованных ресурсов была действительно необходима для производства того же объема выпуска.

Веса  $\lambda$  в модели неотрицательны, т.е. “искусственные” банки строятся по конической оболочке в пространстве ресурсов и выпуска. Это означает, что производственная функция является однородной функцией степени 1, т.е. умножив все факторы ресурсов на 100, банк может увеличить все выпуски в 100 раз. Это не вполне правдоподобно. Для устранения этой ситуации в работе (Banker, Charnes, Cooper, 1984) было предложено использовать неотрицательные веса  $\lambda$ , сумма которых равна единице, т.е. заменить коническую оболочку выпуклой. В такой ситуации каждый банк сравнивается с банками, близкими ему по размеру и другим показателям. Такая модель получила название *BCC*.

Подход *DEA* не имеет в своей основе каких-либо статистических оснований и поэтому не предоставляет инструментов для получения статистических выводов. Для анализа факторов, влияющих на эффективность банков, применяется полупараметрический подход (Simar, Wilson, 2007), который состоит из двух шагов. На первом шаге по модели *CCR* или *BCC* (1) строятся оценки неэффективностей  $\theta_i$  для каждого банка. На втором шаге исследуется цензурированная регрессия неэффективностей банков на параметры среды:

$$\theta_i = z_i\beta + \varepsilon_i, \quad \text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2, \quad (2)$$

где в качестве параметров среды выступает принадлежность банка к той или иной группе.

Значения оценок неэффективности лежат в диапазоне  $[1, +\infty)$ , причем абсолютная эффективность может достигаться более чем одним банком. Поэтому регрессия предполагается усеченной слева в единице и для ее оценки применяется *tobit*-модель (Simar, Wilson, 2007). Уравнение (2) невозможно оценить непосредственно, так как истинные значения  $\theta_i$  неизвестны. Поэтому в левой части (2) используются оценки неэффективности. При этом, как показано в (Simar, Wilson, 2000), оценки  $\hat{\theta}_i$ , полученные по методу *DEA*, являются смещенными (ситуация аналогична смещенности оценки  $\hat{a} = \max\{x_i\}$  для параметра равномерного распределения на отрезке  $[0, a]$ ).

В работе (Simar, Wilson, 2007) предлагается следующий метод исправления этого смещения с помощью бутстрапа. На первом шаге делается параметрическая оценка плотности распределения эффективности  $\theta_i$ , считая оценку  $\hat{\theta}_i$  истинным значением. После этого генерируются бутстраповские псевдовыборки, с помощью которых находится оценка  $\hat{\theta}_i^*$  как среднее значение прогнозных значений эффективности по псевдовыборкам. Далее согласно обычной процедуре бутстрапа  $\hat{\theta}_i^* - \hat{\theta}_i$ , представляющая собой бутстраповское смещение, вычитается из  $\hat{\theta}_i$ . Таким образом, получается “улучшенная” оценка

$$\hat{\hat{\theta}}_i = \hat{\theta}_i - (\hat{\theta}_i^* - \hat{\theta}_i). \quad (3)$$

Значения  $\hat{\hat{\theta}}_i$  используются для оценивания параметров  $\beta$ :

$$\hat{\hat{\theta}}_i = z_i\beta + \varepsilon_i. \quad (4)$$

Доверительные интервалы оценок  $\hat{\beta}$  вычисляются при помощи бутстрапа. Таким образом, полный алгоритм состоит из следующих шагов.

1. В модели *CCR* (или *BCC*) по процедуре линейного программирования строятся изначальные оценки  $\hat{\theta}_i$ .

2. С помощью метода максимального правдоподобия рассчитываются оценки  $\hat{\beta}$  и  $\hat{\sigma}_\varepsilon$  в *tobit*-регрессии  $\hat{\theta}_i$  на  $z_i$  по урезанной выборке для тех наблюдений, для которых  $\hat{\theta}_i > 1$ .

3. Следующие четыре пункта повторяются  $L_1$  раз (в нашем случае 100 раз) для получения вспомогательных оценок неэффективности каждого из  $n$  банков:

1) для каждого  $i = 1, \dots, n$  генерируется значение случайной величины  $\varepsilon_i$ , имеющей нормальное распределение  $N(0, \hat{\sigma}_\varepsilon^2)$ , урезанное слева в  $(1 - z_i \hat{\beta})$ ;

2) для каждого  $i = 1, \dots, n$  вычисляется  $\theta_i^* = z_i \hat{\beta} + \varepsilon_i$ ;

3) генерируются псевдоданные  $x_i^* = x_i \theta_i^* / \hat{\theta}_i$ ,  $y_i^* = y_i$  для всех  $i = 1, \dots, n$ ;

4) на основе этих псевдоданных получают новые оценки неэффективности  $\hat{\theta}_i^*(j)$ ,  $i = 1, \dots, L_1$ , каждого банка.

4. С помощью бутстраповских значений  $\hat{\theta}_i^* = \sum_{j=1}^{L_1} \hat{\theta}_i^*(j) / L_1$  и изначальных оценок  $\hat{\theta}_i$  по формуле (3) строятся несмещенные оценки  $\hat{\hat{\theta}}_i$ .

5. Далее по методу максимального правдоподобия находят оценки  $\hat{\hat{\beta}}$  и  $\hat{\hat{\sigma}}_\varepsilon$  в *tobit*-регрессии  $\hat{\hat{\theta}}_i$  на  $z_i$ .

6. Следующие три пункта используются для получения бутстраповских оценок стандартных ошибок оценок  $\hat{\hat{\beta}}$  и повторяются  $L_2$  раз (в нашем случае 10 000 раз):

1) для  $i = 1, \dots, n$  генерируется значение случайной величины  $\varepsilon_i$ , имеющей нормальное распределение  $N(0, \hat{\hat{\sigma}}_\varepsilon^2)$ , урезанное слева в  $(1 - z_i \hat{\hat{\beta}})$ ;

2) затем для  $i = 1, \dots, n$  вычисляется  $\theta_i^{**} = z_i \hat{\hat{\beta}} + \varepsilon_i$ ;

3) рассчитываются оценки  $\hat{\hat{\beta}}^*$  и  $\hat{\hat{\sigma}}_\varepsilon^*$  в урезанной *tobit*-регрессии  $\theta_i^{**}$  на  $z_i$ .

Теперь по бутстраповским значениям и оценкам  $\hat{\hat{\beta}}$  и  $\hat{\hat{\sigma}}_\varepsilon$  строятся доверительные интервалы для каждой компоненты вектора  $\beta$  и для  $\sigma_\varepsilon$ .

## ДАННЫЕ

Для оценки технической эффективности были использованы квартальные данные балансовых отчетов российских банков с октября 2002 г. по октябрь 2006 г., предоставленные информационным агентством “Мобиле”. Таким образом, данные относились к 17 отчетным периодам. За каждый отчетный период, основываясь на подходе (Drake et al., 2006), были отобраны банки с генеральной лицензией ЦБ РФ, для которых доступны показатели, приведенные в табл. 1. Из рассмотрения были исключены банки, у которых хотя бы один показатель был отрицательным или сравнительно малым (ниже 1 млн руб. на отчетную дату)<sup>1</sup>. Таким образом, на каждый период приходилось от 250 до 290 банков.

**Таблица 1.** Компоненты ресурсов и выпуска

Ресурсы	Выпуск
Затраты на содержание аппарата Резервы под возможные потери Прочие расходы	Чистые процентные доходы Чистые непроцентные доходы

<sup>1</sup> Одно наблюдение было удалено из-за очевидной ошибки в данных.

Затраты на содержание аппарата складываются в основном из затрат на персонал. Показатели по непроцентным доходам состоят из суммы соответствующих показателей по операциям с валютными средствами и ценными бумагами. Чистые доходы отдельно по ценным бумагам и валюте часто оказывались отрицательными, поэтому было принято решение объединить их.

Резервы под возможные потери были включены в ресурсы, поскольку это затраты, которые банки закладывают на будущее. Величина резервов также отражает величину риска в деятельности каждого банка. Прочие расходы складываются в основном из операционных расходов банка, а также комиссий и штрафов. Из всех компонентов прочие расходы наиболее волатильны в силу своей неравномерной природы.

Таким образом, в данной работе рассматривается эффективность банка по трем компонентам издержек при фиксированных процентных и непроцентных доходах. В этом смысле модель близка к модели эффективности по издержкам (Kumbhakar, Lovell, 2000).

Следуя работе (Drake et al., 2006), рассмотрим эволюцию во времени средней эффективности различных групп банков. Банки разбиты на группы по следующим критериям:

1) банк зарегистрирован в Москве или регионе (ВТБ, зарегистрированный в Санкт-Петербурге, был отнесен в группу московских банков);

2) иностранные банки, т.е. банки с долей нерезидентов в уставном капитале банка более 50%, это разбиение не учитывало изменения доли нерезидентов во времени.

Используемое разбиение соответствует положению вещей на начало 2006 г.

## РЕЗУЛЬТАТЫ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОГО ОЦЕНИВАНИЯ

В этом разделе приведены результаты оценки эффективности групп банков, т.е. величины  $1/\theta$ , где  $\theta$  – оценка неэффективности, полученная по методу *DEA*, описанному выше. Оценка эффективности производилась отдельно для каждого периода времени. На рис. 1–4 на каждую дату отображены медианы оценок эффективности по соответствующим группам с поправками на смещение, рассчитанными в ходе бутстрапа. Рисунки 1 и 2 соответствуют результатам, полученным по *CCR*- и *BCC*-моделям для банков с иностранным участием и банков с российским капиталом.

Динамика медиан эффективностей не показывает какого-либо явного тренда во времени. В то же время некоторые характерные изменения эффективности присутствуют на всех графиках

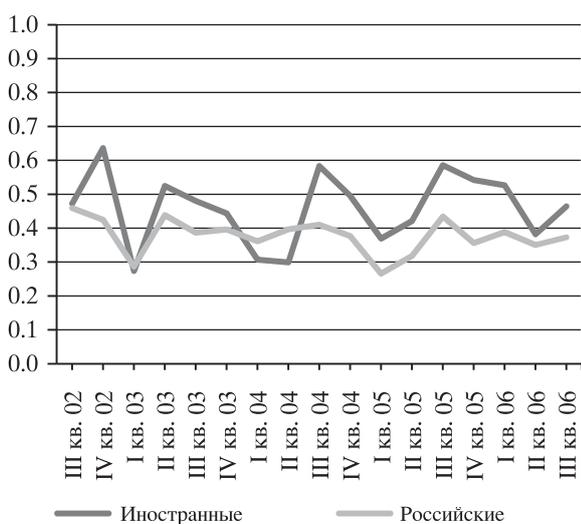


Рис. 1. Медианы оценок эффективности, модель *CCR*, разбиение по принадлежности капитала

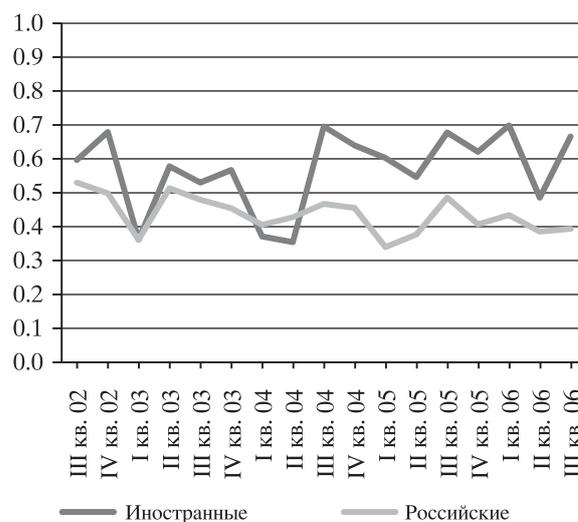


Рис. 2. Медианы оценок эффективности, модель *BCC*, разбиение по принадлежности капитала

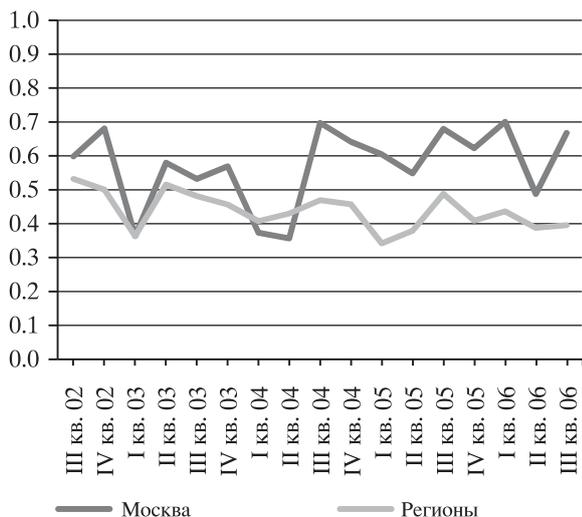


Рис. 3. Медианы оценок эффективности, модель CCR, региональное разбиение

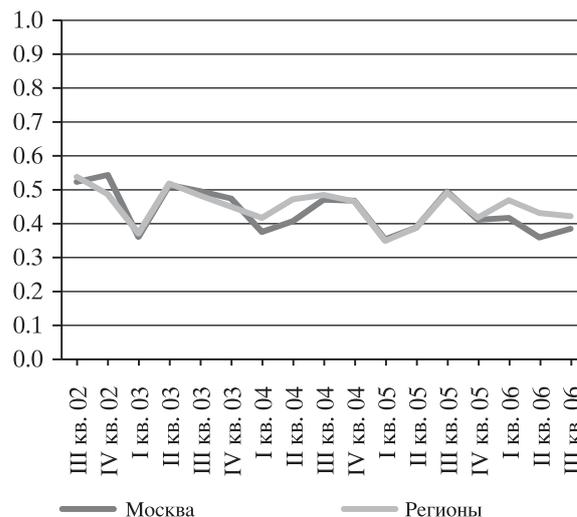


Рис. 4. Медианы оценок эффективности, модель BCC, региональное разбиение

и, возможно, указывают на структурные изменения эффективности. Провал графиков для иностранных банков в июле 2004 г., связан, по-видимому, с “кризисом доверия” – банковским кризисом 2004 г., когда объем операций на межбанковском рынке существенно упал и операции проводились в основном между крупными государственными банками. Спад в апреле 2003 и 2006 г. можно объяснить сезонным эффектом первого квартала.

Согласно обеим моделям банки с иностранным участием в капитале выигрывают у российских банков почти во всех периодах. Это можно объяснить тем, что иностранные банки получают поддержку от материнских банков в различной форме (банковские технологии, опытный менеджмент, вливания капитала и т.п.). В модели BCC в отличие от модели CCR преимущество иностранных банков в средней эффективности после 2004 г. выражено более ярко.

На рис. 3 и 4 представлены медианы оценок эффективности московских и региональных банков, полученные по моделям CCR и BCC. Как видно из графиков, региональные банки почти всегда эффективней московских по модели CCR, а по модели BCC нельзя сделать вывод о превосходстве той или иной группы. Такие результаты могут быть следствием того, что подавляющее большинство крупнейших банков являются московскими банками. Поэтому при использовании модели BCC получается, что фактически при оценке эффективности московские банки сравниваются с московскими, а региональные – с региональными.

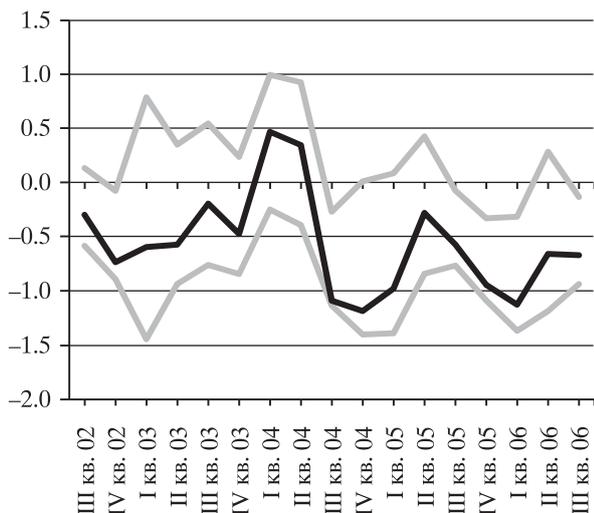
В модели CCR с конической оболочкой самый маленький банк может оказаться эффективней большого, и получается, что большие московские банки, вообще говоря, менее эффективны, чем маленькие региональные.

Для анализа статистической значимости этих результатов применяется бутстрап. В перечень параметров среды  $z$  в уравнении (2) входит константа, фиктивная переменная  $ind_I$ , которая принимает значение, равное единице, если банк иностранный, и нулю – в противном случае. Фиктивная переменная  $ind_M$  – индикатор банка, зарегистрированного в Москве.

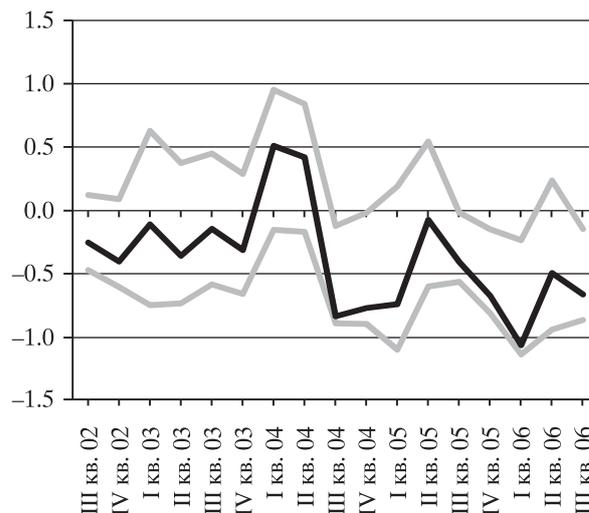
Соответственно уравнение (2) имеет вид:

$$\theta_i = \beta_0 + \beta_M ind_{M,i} + \beta_I ind_{I,i} + \varepsilon_i. \quad (5)$$

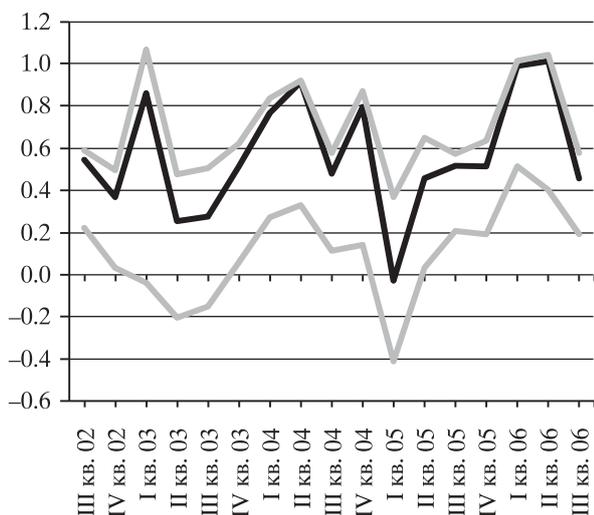
Это уравнение оценивается отдельно для каждого квартала, что позволяет получить динамику изменения коэффициентов  $\beta_I$  и  $\beta_M$  во времени. Поскольку  $\theta_i$  – оценка неэффективности, то отрицательное значение  $\beta_M$  означает, что московские банки эффективнее региональных, а отрицательное значение  $\beta_I$  – что иностранные банки эффективнее российских. На рис. 5–8 приведены графики оценок коэффициентов при этих фиктивных переменных в регрессии (5). Черным цветом изображены оценки коэффициентов, а серым – соответствующие верхние и нижние границы 90%-го доверительного интервала.



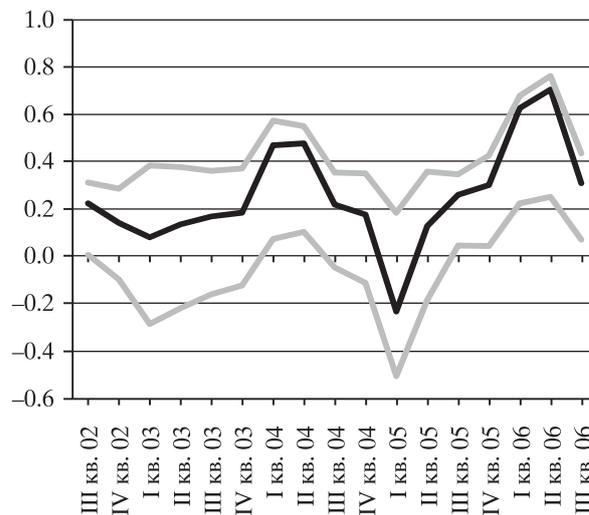
**Рис. 5.** Модель *CCR*. Сравнительная эффективность иностранных банков. Оценка коэффициента  $\beta_I$  и его 90%-й доверительный интервал



**Рис. 6.** Модель *BCC*. Сравнительная эффективность иностранных банков. Оценка коэффициента  $\beta_I$  и его 90%-й доверительный интервал



**Рис. 7.** Модель *CCR*. Сравнительная эффективность московских банков. Оценка коэффициента  $\beta_M$  и его 90%-й доверительный интервал



**Рис. 8.** Модель *BCC*. Сравнительная эффективность московских банков. Оценка коэффициента  $\beta_M$  и его 90%-й доверительный интервал

Как оказалось, по модели *CCR* (см. рис. 5) оценка коэффициента почти всегда отрицательна, но статистически достоверно отличается от нуля лишь в нескольких кварталах (IV кв. 2002 г., III кв. 2004 г., III кв. 2005 г., IV кв. 2005 г., I кв. 2006 г., III кв. 2006 г.). Оценки по модели *BCC* (см. рис. 6) демонстрируют аналогичные результаты. В целом по двум моделям можно сделать вывод, что до 2004 г. нам не удастся найти статистически достоверное различие в эффективности российских и иностранных банков, однако начиная с осени 2004 г. наблюдается некоторый тренд по повышению относительной эффективности иностранных банков.

Этот результат согласуется с выводами работы (Головань и др., 2008), где на данных по российским банкам за период 2002–2005 гг. гипотеза о сравнительно большей эффективности иностранных банков не нашла подтверждения. Такой же результат был получен в работе (Lensink et al., 2008) на выборке банков из 105 стран. Обнаруженная в конце нашего периода наблюдений (2005–2006 гг.) тенденция повышения относительной эффективности иностранных банков соответствует результатам большинства работ по банковским системам в странах с переходной

экономикой, в которых отмечается, что иностранные банки эффективнее национальных (см., например, (Weill, 2003; Bonin et al., 2005a, 2005b; Staikouras et al., 2008; Mamatzakis et al., 2008; Stygin, 2005) и др.).

Результаты модели *CCR* (см. рис. 7) демонстрируют, что более чем в половине периодов эффективность московских банков значимо ниже эффективности региональных. Региональный анализ в модели *BCC* (см. рис. 8) показал, что для модели *CCR* в меньшем числе периодов эффективность региональных банков оказывается большей по сравнению с московскими. Это соответствует поведению графиков медиан оценок эффективности (см. рис. 4). С начала 2005 г. обе модели обнаруживают тенденцию повышения эффективности региональных банков.

Эти выводы совпадают с выводами, сделанными в (Stygin, 2005). К. Стырин отмечает, что региональные банки более эффективны по затратам, чем московские. Однако авторы работы (Головань и др., 2008) считают, что московские банки эффективнее региональных, но они рассматривали эффективность выдачи кредитов, а не минимизацию издержек.

### СРАВНЕНИЕ С ОЦЕНКАМИ МЕТОДА СТОХАСТИЧЕСКОЙ ПРОИЗВОДСТВЕННОЙ ФУНКЦИИ

В этом разделе сравним результаты непараметрического оценивания технической эффективности (модели *CCR*, *BCC*) с оценками, полученными методом стохастической производственной границы (*SFA*). При этом рассматриваемые модели содержат один и тот же набор входных и выходных факторов.

Следуя методике оценивания производственной функции с несколькими выпусками (Coelli, Perelman, 1996; Kumbhakar, Lovell, 2000), мы использовали следующую спецификацию модели. В левой части уравнения стоит один из выпусков (все величины в логарифмах) – в нашем случае это чистые непроцентные доходы. В правую часть уравнения включены ресурсы и оставшийся выпуск (чистые процентные доходы), деленный на чистые непроцентные доходы.

Так как простые модели (например, Кобба–Дугласа) при таком подходе не обеспечивают необходимых свойств производственной функции, а именно вогнутости (Kumbhakar, Lovell, 2000), то применим транслог-спецификацию. Окончательное уравнение модели выглядит следующим образом:

$$\begin{aligned} \ln y_1 = & b_0 + b_1 \ln(y_2/y_1) + b_2 \ln^2(y_2/y_1) + b_3 \ln(y_2/y_1) \ln x_1 + b_4 \ln(y_2/y_1) \ln x_2 + \\ & + b_5 \ln(y_2/y_1) \ln x_3 + b_6 \ln x_1 + b_7 \ln x_2 + b_8 \ln x_3 + b_9 \ln^2 x_1 + b_{10} \ln^2 x_2 + b_{11} \ln^2 x_3 + \\ & + b_{12} \ln x_1 \ln x_2 + b_{13} \ln x_2 \ln x_3 + b_{14} \ln x_1 \ln x_3 + \sum d_t D_t + \sum d_{0t} D_t \ln(y_2/y_1) + \\ & + \sum d_{1t} D_t \ln x_1 + \sum d_{2t} D_t \ln x_2 + \sum d_{3t} D_t \ln x_3 + v - u, \end{aligned} \quad (6)$$

где  $u \geq 0$  – компонента ошибки, отвечающая за эффективность, а  $v$  – за случайные отклонения от границы производственных возможностей.

Модель (6) оценивалась на данных по всем кварталам одновременно, поэтому для контроля за изменением макроэкономического окружения в нее включены временные фиктивные переменные  $D_t$  и произведения  $D_t$  на логарифмы всех входящих в модель факторов. После того как были рассчитаны коэффициенты модели, оценки эффективности для каждого банка были получены согласно (Kumbhakar, Lovell, 2000). На рис. 9–10 приведены графики медиан оценок эффективностей по группам.

Как и в случае непараметрических оценок эффективности (см. рис. 1 и 2), медианы оценок, полученных методом *SFA*, не имеют выраженного тренда, а иностранные банки оказываются несколько эффективнее российских (кроме I и II кварталов 2004 г.). Существенным отличием является меньший разброс эффективностей по времени (в силу того, что некоторая часть отклонений от границы производственных возможностей в моделях *SFA* объясняется случайной ошибкой  $v$ ). Эффективность при параметрическом подходе не показывает сезонности, так как в уравнение явно включены временные фиктивные переменные.

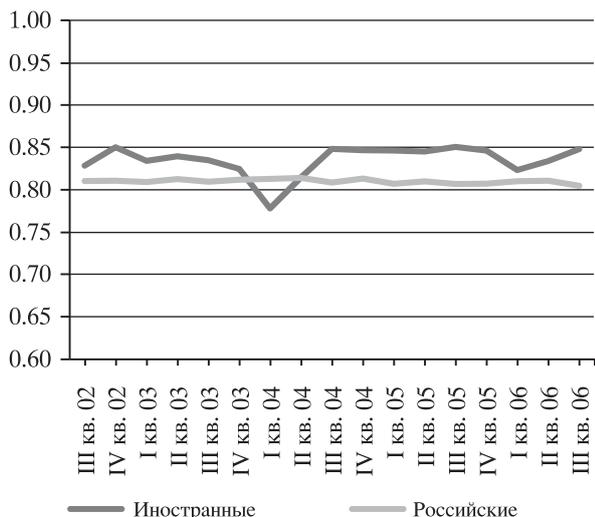


Рис. 9. Медианы оценок эффективности, модель *SFA*. Разбиение по принадлежности капитала

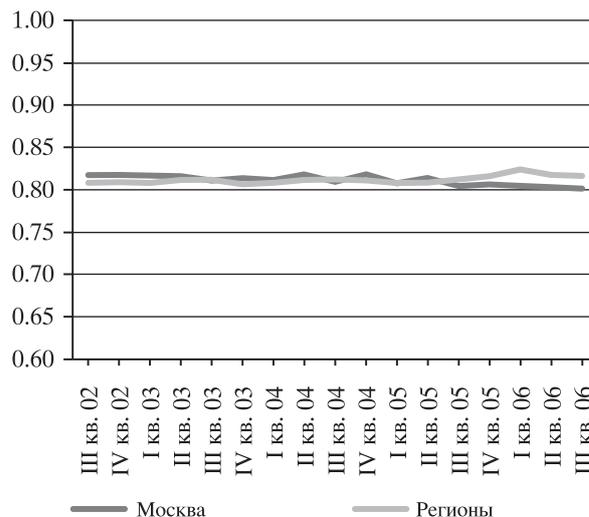


Рис. 10. Медианы оценок эффективности, модель *SFA*. Региональное разбиение

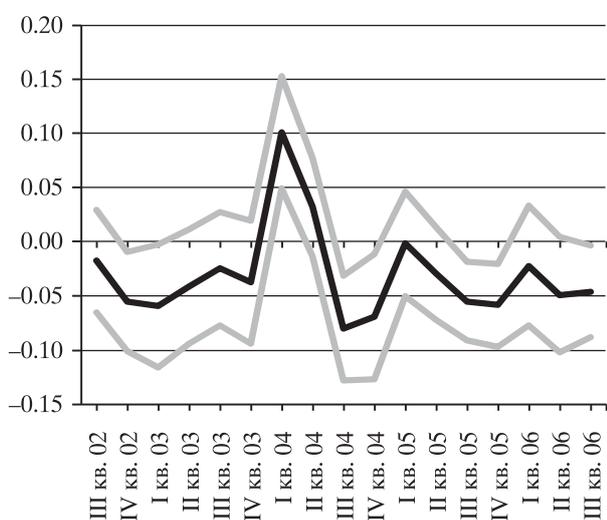
Для органов банковского надзора важны не сами оценки эффективностей, а ранжировки банков по эффективности. Чтобы сравнить ранжировки банков, построенные по оценкам эффективностей при разных подходах, будем использовать ранговые коэффициенты корреляции Спирмена. В табл. 2 приведены попарные ранговые корреляции Спирмена трех оценок эффективности. Здесь *CCR*, *BCC* – оценки эффективности для соответствующих моделей *DEA*, *SFA* – оценки эффективности для модели стохастической производственной функции.

Таблица 2. Ранговые коэффициенты корреляции между моделями

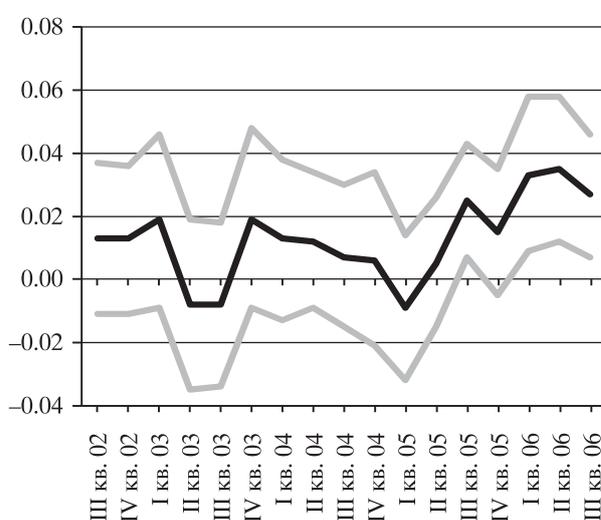
Дата	<i>BCC &amp; CCR</i>	<i>BCC &amp; SFA</i>	<i>CCR &amp; SFA</i>
III кв. 2002 г.	0.78	0.63	0.71
IV кв. 2002 г.	0.75	0.70	0.86
I кв. 2003 г.	0.76	0.56	0.65
II кв. 2003 г.	0.80	0.67	0.79
III кв. 2003 г.	0.73	0.59	0.77
IV кв. 2003 г.	0.80	0.60	0.74
I кв. 2004 г.	0.82	0.62	0.71
II кв. 2004 г.	0.89	0.65	0.66
III кв. 2004 г.	0.87	0.72	0.79
IV кв. 2004 г.	0.82	0.73	0.80
I кв. 2005 г.	0.84	0.78	0.76
II кв. 2005 г.	0.86	0.77	0.74
III кв. 2005 г.	0.87	0.85	0.87
IV кв. 2005 г.	0.87	0.79	0.85
I кв. 2006 г.	0.86	0.66	0.75
II кв. 2006 г.	0.87	0.67	0.80
III кв. 2006 г.	0.90	0.80	0.91

Как видно из данных, представленных в табл. 2, ранговые коэффициенты корреляции разных моделей близки друг к другу. Сходство между моделями *DEA* и стохастической производственной функции (среднее корреляции 0.69 и 0.77) несколько меньше, чем между моделями *DEA* (среднее корреляции 0.83). Отметим, что эти значения корреляций значительно выше, чем значения (не более 0.47), рассчитанные для германских банков в работе (Fiorentino et al., 2006)<sup>2</sup>. Высокие значения ранговых коэффициентов корреляций оценок по различным методам могут объясняться тем, что рассматриваемая нами выборка банков достаточно однородна (состоит из крупнейших универсальных банков).

На рис. 11, 12 приведены сравнения оценок эффективностей (полученных с помощью стохастической производственной функции) между иностранными и российскими, а также московскими и региональными банками. Для этого проводились регрессии (5) прогнозных значений неэффективностей  $\theta_i$  на соответствующие фиктивные переменные. (Обычно в моделях *SFA* оценивается эффективность банков. Здесь оценивается неэффективность для того, чтобы результаты *SFA* были сравнимы с результатами моделей *DEA*.) На графиках приведены коэффициенты  $\beta_I$ ,  $\beta_M$  и их 90%-е доверительные интервалы.



**Рис. 11.** Модель *SFA*. Сравнительная эффективность иностранных банков. Оценка коэффициента  $\beta_I$  и его 90%-й доверительный интервал



**Рис. 12.** Модель *SFA*. Сравнительная эффективность московских банков. Оценка коэффициента  $\beta_M$  и его 90%-й доверительный интервал

Как видно из графиков на рис. 5, 6 и 11, поведение оценки различия эффективности между иностранными и отечественными банками в модели *SFA* сходно с поведением в *DEA*-моделях, в том числе наблюдается провал эффективности в I и II кварталах 2004 г. При этом различие между группами банков несколько более выражено.

Влияние регионального фактора в модели *SFA* (см. рис. 12) выражено в меньшей степени, чем в моделях *DEA* (см. рис. 7, 8). Как и для оценок *DEA*, среди последних кварталов (конец 2005–2006 гг.) есть несколько кварталов, в которых московские банки менее эффективны, чем региональные.

Таким образом, оценки эффективности, полученные методами оболочечного анализа (*DEA*), оказываются близкими к оценкам метода стохастической производственной функции (*SFA*). Ранговые коэффициенты корреляции между оценками эффективности положительные и статистически отличные от нуля, что позволяет применять эти модели в целях банковского надзора.

<sup>2</sup> В работе (Fiorentino et al., 2006) использовались модели эффективности по издержкам.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе была проведена оценка технической эффективности российских банков с помощью методов, которым до сих пор не уделялось значительного внимания среди российских исследователей, и использовался подход, предложенный в работе (Simar, Wilson, 2007). При таком подходе предварительные непараметрические оценки, полученные по методу оболочечного анализа (*DEA*), уточняются с помощью метода бутстрапа. Этот же метод позволяет выявить факторы, влияющие на эффективность банков.

Кроме того, в работе сравнивались ранжировки банков по непараметрическим и параметрическим оценкам эффективности (*SFA*).

Банки с участием иностранного капитала оказались несколько эффективнее, чем российские банки (этот эффект более выражен с III квартала 2004 г. до конца наблюдений – III квартал 2006 г.), что согласуется с выводом о большей эффективности иностранных банков по сравнению с национальными, сделанным в работах (Weill, 2003; Bonin et al., 2005a, 2005b; Staikouras et al., 2008; Mamatzakis et al., 2008; Styrin, 2005) и др. При этом замечено, что на эффективность работы иностранных банков существенное отрицательное влияние оказал кризис доверия 2004 г.

Результаты сравнения московских и региональных банков зависят от модели. А именно модель *CCR* указывает на большую эффективность региональных банков по сравнению с московскими, а в моделях *BCC* и *SFA* это различие выражено меньше. Однако все модели показывают большую относительную эффективность региональных банков в конце периода наблюдений (III квартал 2005 – III квартал 2006 гг.).

Ранжировки банков по оценкам эффективности методом *DEA* оказались близки к ранжировкам по оценкам эффективности методом *SFA*. Ранговые коэффициенты корреляции Спирмена между ранжировками банков, которые получены с помощью разных моделей, принимают достаточно высокие значения (0.6–0.9), т.е. методы дают согласованные результаты. Этот вывод имеет важное практическое следствие, поскольку, как отмечено в работе (Bauer et al., 1998), для органов банковского надзора важны не значения оценок эффективности, а ранжирование банков по эффективности.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Алескерев Ф.Т., Мартынова Ю.И., Солодков В.М. (2008): Анализ и оценка эффективности функционирования банков и банковских систем. В: «Сборник докладов VIII Международной научной конференции “Модернизация экономики и общественное развитие”». М.: ГУ ВШЭ.
- Головань С.В. (2006): Факторы, влияющие на эффективность российских банков // *Прикладная эконометрика*. № 2.
- Головань С.В., Карминский А.М., Пересецкий А.А. (2008): Эффективность российских банков с точки зрения минимизации издержек, с учетом факторов риска // *Экономика и мат. методы*. Т. 44. № 4.
- Головань С.В., Назин В.В., Пересецкий А.А. (2009): Непараметрические оценки эффективности российских банков. В сб.: “Модернизация экономики и глобализация”. М.: ГУ ВШЭ.
- Кошеляк Ю.М. (2008): Граничный анализ эффективности функционирования российских банков в период 2004–2005 годов. В: «Сборник докладов VIII Международной научной конференции “Модернизация экономики и общественное развитие”». М.: ГУ ВШЭ.
- Павлюк Д.В. (2006): Модель эффективности деятельности российских банков // *Прикладная эконометрика*. № 3.
- Пересецкий А.А. (2009): Техническая эффективность банков. Россия и Казахстан // *Финансы и бизнес*. № 1.
- Aigner D.J., Lovell C.A.K., Schmidt P. (1977): Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models // *Journal of Econometrics*. Vol. 6. № 1.
- Banker R.D., Charnes A., Cooper W.W. (1984): Some Models for Estimating Technical and Scale Efficiencies in Data Envelopment Analysis // *Management Science*. Vol. 30.
- Battese G.E., Coelli T.J. (1995): A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data // *Empirical Econ*. Vol. 20.

- Bauer P.W., Berger A.N., Ferrier G.D., Humphrey D.B.** (1998): Consistency Conditions for Regulatory Analysis of Financial Institutions: A Comparison of Frontier Efficiency Methods // *Journal of Econ. and Business*. Vol. 50.
- Berger A.N., Mester L.** (1997): Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions? // *Journal of Banking and Finance*. Vol. 21.
- Berger A.N., Humphrey D.B.** (1997): Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research // *European Journal of Operational Research*. Vol. 98.
- Bonin J.P., Hasan I., Wachtel P.** (2005a): Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries // *Journal of Banking and Finance*. Vol. 29.
- Bonin J.P., Hasan I., Wachtel P.** (2005b): Privatization Matters: Bank Efficiency in Transition Countries // *Journal of Banking and Finance*. Vol. 29.
- Caner S., Kontorovich V.K.** (2004): Efficiency of the Banking Sector in the Russian Federation with International Comparison // *Economic Journal of Higher School of Economics*. Vol. 8. № 3.
- Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E.** (1978): Measuring the Efficiency of Decision Making Units // *European Journal of Operational Research*. Vol. 2. № 6.
- Charnes A., Cooper W.W., Huang Z.M., Sun D.B.** (1990): Polyhedral Cone-Ratio DEA Models with an Illustrative Application to Large Commercial Banks // *Journal of Econometrics*. Vol. 46.
- Coelli T., Perelman S.** (1996) Efficiency Measurement, Multiple-Output Technologies and Distance Functions: with Application to European Railways. CREPP Working Paper 96/05. Université de Liege.
- Cook W.D., Seiford L.M.** (2009): Data envelopment analysis (DEA) – Thirty years on // *European Journal of Operational Research*. Vol. 192.
- Drake L., Hall M.J.B., Simper R.** (2006): The Impact of Macroeconomic and Regulatory Factors on Bank Efficiency: A Non-Parametric Analysis of Hong-Kong's Banking System // *Journal of Banking and Finance*. Vol. 30.
- Drake L., Hall M.J.B., Simper R.** (2009): Bank Modelling Methodologies: A Comparative Non-Parametric Analysis of Efficiency in the Japanese Banking Sector // *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. Vol. 19.
- Eisenbeis R.A., Ferrier G.D., Kwan S.H.** (1999): The Informativeness of Stochastic Frontier and Programming Frontier Efficiency Scores: Cost Efficiency and Other Measures of Bank Holding Company Performance. Federal Reserve Bank of Atlanta. Working Paper 99-23.
- Farrell M.J.** (1957): The Measurement of Productive Efficiency // *Journal of Royal Statistical Society*. Vol. 120. P. III.
- Ferrier G., Lovell C.A.K.** (1990): Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence // *Journal of Econometrics*. Vol. 46.
- Fiorentino E., Karmann A., Koetter M.** (2006): The Cost Efficiency of German Banks: a Comparison of SFA and DEA. Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 2. № 10.
- Karas A., Schoors K., Weill L.** (2008): Are Private Banks More Efficient than Public Banks? Evidence from Russia. BOFIT Discussion Papers. № 3.
- Koopmans T.C.** (1951): An Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities. In: “*Activity Analysis of Production and Allocation*”. Cowless Commission for Research in Economics. N.Y.: Wiley.
- Kumbhakar S.C., Lovell C.A.K.** (2000): Stochastic Frontier Analysis. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lensink R., Meesters A., Naaborg I.** (2008): Bank Efficiency and Foreign Ownership: Do Good Institutions Matter? // *Journal of Banking and Finance*. Vol. 32.
- Mamatzakis E., Staikouras C., Koutsomanoli-Filippaki A.** (2008): Bank Efficiency in the New European Union Member States: Is there Convergence? // *International Rev. of Financial Analysis*. Vol. 17. № 5.
- Meeusen W., Broeck van den J.** (1977): Efficiency Estimation from Cobb–Douglas Production Functions with Composed Error // *International Econ. Rev.* Vol. 18. № 2.
- Park B., Simar L., Weiner C.** (1999): The FDH Estimator for Productivity Efficiency Scores: Asymptotic Properties // *Econometric Theory*. Vol. 16.
- Simar L., Wilson P.W.** (2000): A General Methodology for Bootstrapping in Nonparametric Frontier Models // *Journal of Applied Statistics*. Vol. 27.

- Simar L., Wilson P.W.** (2004): Performance of the Bootstrap for DEA Estimators and Iterating the Principle. In: "Handbook on data envelopment analysis". Norwell: Kluwer academic publishers.
- Simar L., Wilson P.W.** (2007): Estimation and Inference in Two-Stage, Semi-Parametric Models of Production Processes // *Journal of Econometrics*. Vol. 136. № 1.
- Staikouras C., Mamatzaki E., Koutsomanoli-Filippaki A.** (2008): Cost Efficiency of the Banking Industry in the South Eastern European Region // *International Financial Markets, Institutions and Money*. Vol. 18. № 5.
- Styrin K.** (2005): What Explains Differences in Efficiency Across Russian Banks // *Econ. Education and Res. Consortium Russia and CIS*. № 01–258.
- Weill L.** (2003): Banking Efficiency in Transition Economies: The Role of Foreign Ownership // *Econ. of Transition*. Vol. 11. № 3.

Поступила в редакцию  
29.07.2009 г.

## Nonparametric Analysis of the Efficiency of Russian Banks

**S.V. Golovan, V.V. Nazin, A.A. Peresetsky**

In the paper nonparametric (DEA) and parametric (SFA) estimates of technical efficiency of Russian banks are compared. Two DEA estimates CCR (Charnes, Cooper, Rhodes, 1978) and BCC (Banker, Charnes, Cooper, 1984) are calculated. Their precision is estimated with semiparametric bootstrap (Simar, Wilson, 2007). Models are estimated separately for each quarter in the period Q3'2002–Q3'2006. Models include three inputs (personnel expenditures, provision for possible losses and other expenditures) and two outputs (net interest expenditures, net other operational income). Observed values of Spearman rank correlation vary from 0.72 to 0.89 for the two DEA models and from 0.56 to 0.91 for DEA and SFA estimates, which supports the similarity of ranking calculated with different methods.

In most quarters foreign banks are more efficient than Russian banks (the only exception being Q2'2004 which could be explained by "credibility crisis" of the summer 2004). All models show that starting from 2006 Moscow banks are less efficient than regional banks.

**Key words:** 1998 crisis, Russian banks, net assets, regional banks, competition, IAS, bank regulation, financial indexes.