

МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ РАСЧЕТЫ

С. А. Макеева

бакалавриant Санкт-Петербургского государственного университета

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ГОСУДАРСТВЕННОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ НА ЭФФЕКТИВНОСТЬ РОССИЙСКИХ БАНКОВ

Введение

Банковская система любой страны имеет огромное значение, обеспечивая устойчивость экономики и экономический рост. В последнее время практически каждый месяц происходит ликвидация или отзыв лицензии Банком России у одной или нескольких кредитных организаций. Понимание руководством банка его места в списке эффективных банков дает возможность определения дальнейшей перспективы противостояния основным конкурентам. С другой стороны, ранжирование банков по эффективности представляет интерес и для органов банковского надзора, ответственных за стабильное и устойчивое развитие банковской системы, способных на основе данной информации определить, существует ли у рассматриваемого банка тенденция к увеличению или снижению эффективности и какие факторы могли оказать существенное влияние на изменение банковской деятельности. Особенно важна описанная задача органов банковского надзора для стран с переходной экономикой, в которых как банки, так и органы банковского надзора имеют небольшой опыт работы в условиях рыночной экономики.

Анализ состояния банков позволяет выделить банки, находящиеся в «группе риска», повысить эффективность деятельности надзорных органов, которые смогут расставлять приоритеты и более пристально наблюдать за банками, вызывающими определенные опасения. Тем самым возможно повышение эффективности банковского надзора и улучшение банковской системы в целом. Состояние зарубежных банковских систем и финансовых компаний активно оценивается с помощью метода SFA¹ (Stochastic frontier analysis). Данный метод использует только публично доступную информацию, что, безусловно, является его преимуществом.

Вопросы, направленные на исследование эффективности, начали обсуждаться в научной литературе с 1957 г., когда Farrell сделал первые шаги в направлении эмпирического измерения эффективности. На тот момент предметом его исследования оказалось сельское хозяйство США. В качестве инструментария Farrell выбрал линейное программирование. Работы (Meeusen, van den Broeck, 1977; Aigner, Lovell, Schmidt, 1977, p. 17–23) положили начало развитию анализа стохастической границы производственных возможностей. Сначала данный метод применялся исключительно к данным пространственного типа, а с 1981 г. благодаря работе (Pitt, Lee, 1981, p. 43–64) был распространен на панельные данные.

Когда метод SFA применяется к производственным предприятиям, не возникает вопросов, что считать ресурсами данного предприятия, а что выпуском. Однако при изучении банков может появиться сомнение относительно корректности применения метода стохастической производственной границы.

¹ Метод стохастической производственной границы.

Для того, чтобы устранить подобные колебания, обратимся к существующим научным трудам иностранных и российских авторов. В этих работах модели оценки эффективности банков используются на основе представления банка как «черного ящика», который имеет входные и выходные параметры, соответственно, ресурсы и выпуск, а также функцию, которая их связывает. Данный подход приближает математические модели банков к традиционным моделям производственных предприятий. На основе данного подхода банк представляется производителем финансовых услуг, а деятельность банка рассматривается как посредничество, в рамках которого покупаются одни финансовые ресурсы и продаются другие.

Метод стохастической границы широко применяется в различных областях. С помощью данного метода можно оценить эффективность различных социально-экономических систем, например, эффективность образовательных учреждений и работы преподавательского состава, медицинских организаций, органов управления и правосудия; можно применить метод стохастической границы и к оцениванию энергетической эффективности регионов и стран, и к исследованию многих других объектов и процессов.

Вопрос оценки технической эффективности банков с помощью метода SFA активно изучался зарубежными авторами. Масштабной и известной работой является труд (Berger, Humphrey, 1997), охватывающий 130 исследований по использованию различных методов анализа эффективности финансовых институтов 21 страны. В работе приведен обзор параметрических и непараметрических методов, представлены результаты средних значений технических эффективностей, посчитанных для разных стран с 1985 по 1997 г., как для кредитных организаций, так и для страховых компаний.

Среди большого числа статей можно также выделить работу (Maudos et al., 2002), в которой изучались эффективность по прибыли и эффективность по издержкам для банков стран ЕС. Вывод заключался в том, что оценка эффективности по затратам получалась ниже, чем оценка эффективности по прибыли. Сразу обратим внимание, что российские банки в своей отчетности иногда могут улучшать данные о прибыли, из-за этого модель минимизации издержек оказывается более адекватной, поэтому она наравне с моделью производственной функции используется в российских исследованиях. Хотя стоит отметить, что (Berger, Mester, 1997) оценили эффективность банков США, рассмотрев как модель прибыли, так и модель издержек, при этом полученные ими результаты по двум моделям оказались близки и обе оценки эффективности упорядочили банки одним и тем же образом.

Несколькими годами позже была представлена работа (Fries, Taci, 2005), в которой авторы пришли к выводу, что частные банки эффективнее государственных. В этой работе рассматривались банки 15 развивающихся стран Европы.

Параллельно исследованиям (Fries, Taci, 2005), авторы (Bonin et al., 2005) проводили анализ по 11 странам с переходной экономикой. По результатам исследования был сделан противоположный работе (Fries, Taci, 2005) вывод, заключающийся в том, что государственные банки оказываются эффективнее частных. Также оказалось, что иностранные банки функционируют эффективнее банков, у которых иностранное участие отсутствует. Аналогичный вывод (относительно иностранных банков) был получен и в других работах: (Weill, 2003; Staikouras et al., 2008; Mamatzakis et al., 2008). В 2005 г. была представлена работа (Carvallo, Kasman, 2005), в которой изучалось влияние размера банка по данным 16 латиноамериканских стран. По результатам работы авторами был сделан вывод, что

банки небольшого размера менее эффективны. В данной работе упоминается, что существует разброс оценок эффективности банков для разных стран.

Обратимся к работам, анализирующим техническую эффективность российских банков.

Первой работой, в которой рассматривалась техническая эффективность российских банков, оказалась работа авторов (Caner, Kontorovich, 2004). В работе исследовались данные за 1999–2003 гг. Авторы пришли к выводу, что европейские банки значительно эффективнее российских.

После работы (Caner, Kontorovich, 2004) был написан ряд статей, посвященных измерению технической эффективности российских банков преподавателями Российской Экономической Школы. Среди них можно выделить работу (Головань и др., 2006, с. 5), в которой анализировалось влияние разных факторов на эффективность деятельности российских банков, при этом рассматривались два направления: выдача кредитов и получение депозитов по данным выборки за 2003–2005 гг. Было показано, что в этот период произошел рост средней эффективности банков. Для первого направления (предоставление кредитов) московские банки оказались эффективнее региональных. Более того, размер банка оказал положительное влияние на эффективность, хотя при дальнейшем росте размера замеченная зависимость понижалась.

Одновременно появилась работа (Стырин, 2005), в которой была проанализирована эффективность по издержкам российских банков. Данные брались за период 1999–2002 гг., использовался метод SFA. В работе были получены следующие выводы: во-первых, отвергалась гипотеза о том, что московские банки работают эффективнее региональных, во-вторых, отмечалось, что в течение рассматриваемого периода средняя эффективность российских банков возрастала, в-третьих, был сделан вывод об отрицательной корреляции эффективности и доли рискованных кредитов в кредитном портфеле банка.

В 2007 г. была опубликована работа (Головань и др., 2007), в которой проводился анализ эффективности по издержкам и использовался метод SFA. В работе использованы данные за 2002–2005 гг., рассмотрено большое число параметров, описывающих ресурсы и выпуск. В этой работе не только были получены оценки эффективности функционирования российских банков, но и были построены модели для оценки эффективности с учетом и без учета риска. Исследование показало, что размер банка отрицательно влияет на эффективность, возраст банка не оказывает влияния на эффективность, а московские банки оказываются эффективнее других. Что касается иностранных банков, то они среди крупнейших оказались менее эффективными. Описанные в работе (Головань и др., 2007) переменные было решено включить в оцениваемую модель, представленную в настоящей статье, так как использованный подход импонирует автору данной статьи.

Изучение модели производственной функции, оцениваемой с помощью метода SFA, было представлено несколькими годами позже в работе (Головань и др., 2010), где для оценки технической эффективности брались квартальные данные за 2002–2006 гг. Здесь в качестве ресурсов использовались только три параметра (затраты на содержание персонала, резервы под возможные потери и прочие расходы), а в качестве выпуска анализировались два параметра: чистые процентные доходы и чистые операционные доходы. Выводы оказались следующими: банки с иностранным участием в капитале лучше «домашних» практически во всех периодах. При изучении влияния размера банков результаты оказались неоднозначными, такая двойственность возникает из-за применяемых моделей — базовых, в которых рассматривается постоянная отдача от масштаба, и модифицированных, которые

исходят из переменной отдачи от масштаба. В результате использования базовых и модифицированных моделей был сделан вывод, что московские банки (они же «большие банки») по модифицированным моделям оказываются эффективнее региональных, и наоборот, при использовании базовых моделей региональные банки превосходят московские по эффективности. Более того, с ростом активов банки становятся менее эффективными, однако средняя эффективность среди похожих банков увеличивается, то есть растет конкуренция между похожими банками. На основе предложенного подхода было решено в данной статье также построить модель производственной функции для оценки технической эффективности банков.

Независимо от представителей Российской Экономической Школы были подготовлены работы преподавателей Национального исследовательского университета Высшей Школы Экономики. Так, например, была представлена статья (Верников, Мамонов, 2015), в которой рассматривалась техническая эффективность по издержкам различных групп российских банков в период с 2005 по 2013 г. Авторами был предложен скорректированный метод расчета в рамках анализа стохастической границы.

Несколькими годами раньше авторским коллективом (Пересецкий и др., 2009, с. 10–11) было проведено сравнение банковских систем России и Казахстана в период с 2002 по 2006 г. Были сделаны следующие выводы: отсутствует значимое различие в технической эффективности банков двух стран, а ранжирование банков по эффективности сильно зависит от того, какие факторы включаются в модель.

В 2008 г. была представлена работа (Karas et al., 2008), в которой изучался вопрос, являются ли частные российские банки более эффективными, нежели государственные. Данные брались за 2002–2006 гг. Был сделан вывод, что отсутствуют точные свидетельства того, что при приватизации российских банков их эффективность будет увеличиваться.

Остановимся на некоторых зарубежных работах, в которых анализируется эффективность иностранных банков в отдельно взятой стране.

В статье (Koetter et al., 2006) была оценена эффективность банков Германии за период 1993–2004 гг. Для анализа эффективности были использованы два подхода — DEA¹ и SFA. Были получены следующие выводы: средняя эффективность по издержкам выше по методу SFA в сравнении с методом DEA; непараметрические методы чувствительны к выбросам и ошибкам измерения.

Техническая эффективность чешских банков изучалась в работе (Navranek et al., 2016, p. 153–169). Авторы этой работы рассматривали банковскую эффективность и процентные ставки, так называемые *interest-rate pass through*, изучая чешские заемные продукты. Для оценки эффективности по издержкам использовались методы DEA и SFA.

В 2017 г. в статье (Silva et al., 2017) была проанализирована эффективность китайских банков. В работе были применены методы DEA и SFA, при этом рассматривались микро- и макроперспективы. Результаты работы оказались следующими: модели не одинаково упорядочивают банки при индивидуальном анализе эффективности, то есть к результатам, полученным на микроуровне, следует относиться с осторожностью. Напротив, модели дают схожие результаты относительно средних показателей эффективности для всего рынка в разные годы. Иными словами, модели выдают устойчивые результаты относительно эффективности банковской системы в целом, однако не совпадают, если рассматривать

¹ *Data Envelopment Analysis*.

микроуровень. Более того, не было обнаружено улучшения показателей местных китайских банков в течение 2001–2012 гг., хотя в это время банковская система Китая претерпевала ряд нормативных изменений.

Отметив существующие научные публикации зарубежных и российских авторов, перейдем к сравнению двух широко используемых методов для оценки технической эффективности — SFA и DEA.

Наиболее известными методами при анализе технической эффективности считаются метод стохастической границы производственных возможностей (SFA), который является стохастическим и параметрическим, и метод линейного программирования (DEA), являющийся детерминированным и непараметрическим. Опишем подробнее каждый из этих методов (Koetter et al., 2006, p. 4).

Для того, чтобы измерить эффективность банков, следует сравнить наблюдаемые затраты и комбинации выходных факторов с оптимальными комбинациями, которые можно определить благодаря имеющейся технологии — границе эффективности. Для этого можно воспользоваться либо стохастическим, либо детерминированным методом. В то время как первый допускает случайный шум ввиду ошибок измерения, второй, напротив, объясняет расстояние между неэффективным наблюдаемым банком и эффективной границей исключительно неэффективностью.

Следует также различать параметрический и непараметрический подходы. Параметрический подход применяет эконометрические методы и использует распределение эффективности и функциональную форму для границы. В свою очередь, непараметрический подход использует метод линейного программирования для того, чтобы получить эталон оптимальных комбинаций стоимостного и производственного факторов.

Метод DEA анализирует каждый банк как производственную единицу (DMU — decision making unit), которая использует ресурсы (inputs) для производства выпуска (outputs) посредством некоторой производственной функции (Головань, 2010, с. 43–57). Граница эффективности, формируемая при помощи метода DEA, является кусочно-линейной (Головань, 2006, с. 3–5). Считается, что банк эффективнее другого, если он может достигнуть, по крайней мере, не меньшего выпуска, чем другой при использовании не большего количества ресурсов (Назин, 2010, с. 28–31). Если у конкретного объекта существует определенный аналог, получающий лучшую комбинацию выходно-ориентированных параметров при заданной совокупности входно-ориентированных параметров, то такой объект будет считаться неэффективным. Преимуществом метода DEA является то, что он не требует каких-либо предположений о точной форме производственных функций DMU. В подходе DEA все отклонения от границы приписываются неэффективности фирм. Рассматривая метод SFA, необходимо определить предполагаемое распределение для выражения неэффективности и форму производственной функции.

На первый взгляд, метод DEA имеет преимущество перед методом SFA. Однако метод DFA имеет ряд серьезных недостатков. Преимущества SFA перед DEA заключаются в том, что SFA учитывает случайный шум и может быть использован для проведения стандартных тестов на проверку гипотез, в то время как метод DEA не имеет параметров, которые могут быть использованы для экономической интерпретации. То есть предполагается, что отсутствует ошибка, связанная с построением границы; отсутствуют неточности, которые могут привести к отклонению измеренных значений входов и выходов от экономических входных и выходных значений. Метод DEA зависит от выбросов в большей степени, нежели

метод SFA. Недостатком DEA также является чувствительность данного метода к ошибкам в данных, случайным отклонениям, а также требовательность метода к объему данных (Kumbhakar et al., 2015, p. 8–10). Более того, как уже отмечалось, крайне сложно построить статистики для проверки связанных с задачей гипотез.

Также стоит отметить, что хотя методы SFA и DEA в большинстве случаев сходятся в ранжировании банков, использование исключительно метода DEA как технически более легкого в реализации по сравнению с методом SFA может не дать исследователю полной картины. Метод DEA позволяет получить значения технических эффективностей и тем самым упорядочить банки от наименее эффективного к наиболее эффективному или наоборот, в то время как метод SFA, наравне со значениями технической эффективности, также может указать на те факторы, которые оказали влияние на данную эффективность. Таким образом, построение моделей по методу SFA дает возможность определить, что именно повлияло на повышение или снижение эффективности банковского сектора. Более того, применение метода SFA позволяет проследить динамику изменения технической эффективности во времени.

Таким образом, взвесив все выявленные преимущества и недостатки двух методов, было решено использовать метод стохастической границы для нахождения значений технических эффективностей российских банков.

Определение стохастической границы производственных возможностей

Обратим внимание на то, что описываемые далее модели относятся к пространственным данным ввиду того, что изначально они были разработаны именно для пространственных данных. После построения моделей для пространственных данных будет сделан переход к моделям, применяемым к панельным данным.

Дадим определение стохастической границы производственных возможностей (Coelli et al., 2005, p. 242–244).

Модель стохастической границы производственной функции имеет следующий вид:

$$\ln q_i = x_i' \beta + v_i - u_i, i = 1, \dots, I. \quad (1)$$

В данном выражении q_i обозначает выходное значение i -й фирмы, x_i есть вектор размера $K \times 1$, содержащий логарифмы входных значений, β представляет собой вектор неизвестных параметров. Отдельной составляющей является симметричная случайная ошибка — v_i , которая отвечает за статистический шум. Также вводится неотрицательная случайная величина — u_i , которая отвечает за техническую неэффективность.

Ошибка v_i может быть положительной или отрицательной. Заметим, что статистический шум появляется из-за непреднамеренного упущения релевантных величин в векторе x_i , а также вследствие погрешностей измерения и ошибок приближения, возникающих из-за выбора функциональной формы. Так как случайная ошибка v_i может быть положительной или отрицательной, то стохастическая граница выходов будет отличаться от детерминированной части модели, а именно, от $\exp(x_i' \beta)$.

Неэффективность, выделенная выше, может быть введена для того, чтобы наравне с присутствием шума она могла быть причиной отклонения от границы производственных возможностей. Такая добавка исходит из идей, описанных в работах (Simon, 1955; 1957; Leibenstein, 1966; 1975). Согласно этим идеям, производители не добиваются максимальной прибыли или не достигают минимальных издержек,

так как менеджеры могут оказаться недостаточно мотивированы, или же возникает проблема из-за асимметричности информации, а также по многим другим причинам.

Определение технической эффективности и ее предсказание

Понятие технической эффективности, насколько нам известно, было дано впервые в работе (Коорманс, 1951). Говорят, что «производитель технически эффективен в том и только том случае, когда он не может производить большее количество одного продукта, не уменьшив при этом производство другого продукта или не увеличив объем используемого сырья» (Головань и др., 2008). Предполагается, что неспособность фирмы произвести максимально возможное количество выпуска объясняется неэффективностью управления фирмой (Назин, 2010).

Техническая эффективность определяется следующим образом:

$$TE_i = \frac{q_i}{\exp(x_i'\beta + v_i)} = \frac{\exp(x_i'\beta + v_i - u_i)}{\exp(x_i'\beta + v_i)} = \exp(-u_i). \quad (2)$$

Значение технической эффективности находится в диапазоне от 0 до 1. Для того, чтобы предсказывать техническую эффективность (TE_i), следует оценить параметры модели стохастической границы производственных возможностей.

Опишем возможности оценивания параметров.

Оценка параметров может иметь некоторую сложность ввиду того, что в правой части выражения (1) стоят две случайные величины — симметричная ошибка (v_i) и неотрицательная случайная величина (u_i).

Принято предполагать, что каждая величина v_i распределена независимо от каждой величины u_i , а также что обе ошибки некоррелированы с объясняющими переменными в x_i . Запишем следующие условия:

- $E(v_i) = 0$, условие о нулевом среднем;
- $E(v_i^2) = \sigma_v^2$, условие гомоскедастичности;
- $E(v_i v_j) = 0$ для всех $i \neq j$, условие некоррелируемости;
- $E(u_i^2) = constant$, условие гомоскедастичности;
- $E(u_i u_j) = 0$ для всех $i \neq j$, условие некоррелируемости.

Из описанных условий видно, что компонента шума (v_i) имеет свойства, идентичные компоненте шума в линейной регрессионной модели (данные свойства включают в себя нулевое среднее, гомоскедастичность, отсутствие корреляции). Компонента неэффективности имеет те же свойства за исключением того, что среднее — не нулевое, так как $u_i \geq 0$.

Благодаря данным предположениям можно найти состоятельные оценки для коэффициентов наклона с помощью метода наименьших квадратов (OLS). Однако оценки по методу наименьших квадратов для коэффициентов пересечения будут занижены. Вместо метода наименьших квадратов оценки могут быть найдены по методу максимального правдоподобия (ML). Для использования метода максимального правдоподобия нужно ввести дополнительные предположения о распределении для двух величин ошибок (Coelli et al., 2005, p. 245).

Производственная функция. Транслог-спецификация

Напомним, что производственная функция есть математическое представление технологии, преобразующей входные параметры в выходные параметры. Рассмотрим для простоты частную формулировку, описывающую случай одного выходного параметра:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_j) \equiv f(x). \quad (3)$$

Здесь функция $f(x)$ определяет технологию, которая отвечает за отношение входа-выхода. В представленной формулировке $f(x)$ является производственной функцией, которая дает максимально возможное выходное значение для заданного параметра x . И наоборот, для заданного значения y и всех остальных входных значений, за исключением x_j , эта функция предоставляет минимальное значение для x_j .

Производственная функция должна удовлетворять следующим условиям (Kumbhakar et al., 2000, p. 27–29):

1. $f(x)$ является конечной, неотрицательной, действительнзначной и однозначной для всех неотрицательных и конечных x ;
2. $f(0) = 0$, что означает, что отсутствие входных параметров приводит к нулевым выходным значениям;
3. $f(x) \geq f(x')$ для $x \geq x'$ (условие монотонности);
4. $f(x)$ является непрерывной и дважды дифференцируемой везде;
5. Множество входных требований $V(y) = \{x \mid f(x) \geq y\}$ является выпуклым;
6. Множество $V(y)$ является замкнутым и не пусто ни при каких $y \geq 0$.

Определив производственную функцию, запишем выражение для производственной функции Кобба–Дугласа с N входными ресурсами:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_{ni} + v_i - u_i \quad (4)$$

Здесь u_i — неотрицательная случайная величина, которая отвечает за техническую неэффективность, v_i — симметричная случайная ошибка, отвечающая за статистический шум. Коэффициенты β_i являются эластичностями. Как уже было сказано выше, y есть выходной параметр, а x является неотрицательным входным вектором размера N .

В данной работе вместо модели Кобба–Дугласа рассматривается модель транслог-спецификации. Данное решение обусловлено тем, что простые модели, такие как функция Кобба–Дугласа, при таком подходе не обеспечивают необходимых свойств производственной функции. Транслог-спецификация является более гибким расширением функции Кобба–Дугласа в том же смысле, в каком квадратичная функция является более гибким расширением линейной функции. Поэтому транслог-спецификация может быть представлена как комбинация логарифма функции Кобба–Дугласа и квадратичной функции.

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_{ni} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{mn} \ln x_{ni} \ln x_{mi} + v_i - u_i. \quad (5)$$

Преимущества использования панельных данных в сравнении с пространственными данными. Модель для панельных данных

Часто возникает необходимость анализа пространственных выборок объектов, наблюдаемых в течение некоторого периода времени. Известно, что пролонгированные пространственные выборки, где каждый объект наблюдается многократно на протяжении отрезка времени, называются панельными данными.

Мы считаем, что имеем панельные данные по ценам и количеству для N входных параметров и M выходных параметров, выпущенные каждым из I производителей за T временных периодов. Производителям разрешается быть технически

неэффективными с точки зрения распределения ресурсов (Kumbhakar et al., 2000, p. 254).

Как правило, набор панельных данных включает в себя больше наблюдений, чем набор пространственных данных, поэтому следует ожидать, что будет больше эффективных оценок для неизвестных параметров и больше эффективных прогнозов для технической эффективности. Более того, панельные данные позволяют ослабить некоторые сильные предположения о распределении, которые были нужны в случае пространственных данных (Coelli et al., 2005, p. 275).

В работе (Schmidt, Sickles, 1984, p. 367) авторы выяснили, какие возникают сложности при анализе стохастических производственных границ для пространственных данных (Kumbhakar et al., 2000, p. 167).

Среди этих сложностей можно выделить:

1. Оценка по методу максимального правдоподобия для модели стохастической производственной границы и последующее разделение технической неэффективности от статистического шума требуют сильного предположения о распределении для каждой компоненты ошибки.
2. Оценка по методу максимального правдоподобия требует предположения о том, что компонента ошибки технической неэффективности должна быть независима от регрессоров, хотя легко представить, что техническая неэффективность может коррелировать с выбранными производителями векторами входных параметров.
3. Техническая эффективность производителей может быть оценена с помощью метода JLMS, предложенного в (Jondrow et al., 1982), однако, она не может быть оценена состоятельно ввиду того, что дисперсия условного среднего ($u_i \mid \varepsilon_i$) для каждого отдельного производителя не стремится к 0 при росте размера выборки пространственных данных.

Каждое из описанных выше ограничений можно не рассматривать, если используются панельные данные. Имея дело с панельными данными, можно адаптировать традиционные методики оценивания панельных данных к проблеме измерения технической эффективности. Повторяющиеся наблюдения на выборке производителей могут служить заменой сильных предположений о распределении. Не все методы оценки панельных данных требуют предположения о независимости компоненты ошибки технической неэффективности от регрессоров. Добавление большего количества наблюдений по каждому производителю предоставляет больше информации при использовании панельных данных, чего нельзя сказать про пространственные данные. Техническая эффективность для каждого производителя в выборке может быть состоятельно оценена при $T \rightarrow \infty$, где T — количество наблюдений для каждого производителя. Повторные наблюдения на выборке производителей решают проблему несостоятельности JLMS метода на пространственных данных. Описанные улучшения от использования панельных данных, возможно, преувеличены, поскольку многие панели могут быть относительно короткими (Kumbhakar et al., 2000, p. 167).

Определим модель для панельных данных, которая будет иметь следующий вид:

$$\ln q_{it} = x'_{it}\beta + v_{it} - u_{it}. \quad (6)$$

Данная формула идентична выражению (1) за исключением того, что добавляется индекс i , характеризующий время. Если мы предположим, что v_{it} и u_{it} независимо распределены, то представляется возможным применять описанные выше модели для оценки параметров.

Инвариантные во времени и зависящие от времени модели неэффективности

Рассмотрим модели неэффективности, инвариантные во времени (time-invariant inefficiency models). Одно из простейших условий, которое можно наложить на эффекты, связанные с неэффективностью, состоит в следующем:

$$u_{it} = u_i, \quad i = 1, \dots, I; \quad t = 1, \dots, T, \quad (7)$$

где под u_i понимается либо фиксированный параметр, либо случайная величина: эти две модели известны как модель с фиксированными эффектами (fixed effects model) и модель с переменными эффектами (random effects model), соответственно.

Модель с фиксированными эффектами может быть оценена по стандартной структуре регрессии с использованием фиктивных переменных. Применяя МНК к регрессии “within”, являющейся исходной регрессионной моделью, записанной в терминах отклонений от групповых средних по времени значений переменных, можно получить within-оценки.

Однако заметим, что оцененная модель может использоваться только для измерения эффективности относительно наиболее эффективной фирмы в выборке, вследствие этого оценки могут быть ненадежными, если число фирм небольшое.

Модель со случайными эффектами может быть оценена либо с использованием обобщенного метода наименьших квадратов (GLS), либо с использованием метода максимального правдоподобия. Подход с использованием метода максимального правдоподобия (ML) включает в себя рассмотрение более сильных предположений о распределении u_i . Так, например, в работе (Pitt, Lee, 1981, p. 43–64) авторы предполагали полу-нормальное распределение, в то время как в работе (Battese, Coelli, 1988, p. 388) авторы рассматривали обобщенное усеченное нормальное распределение: $u_i \text{ iid } N^{+(\mu, \sigma_u^2)}$.

Перейдем к описанию модели неэффективности, зависящей от времени (time-varying inefficiency models).

Две модели, допускающие изменение во времени технической неэффективности, принимают следующую форму:

$$u_{it} = f(t) \cdot u_i. \quad (8)$$

Здесь $f(t)$ есть функция, которая определяет изменение технической неэффективности во времени, при этом существуют два варианта данной функции:

$$f(t) = [1 + \exp(at + \beta t^2)]^{-1}, \quad (9)$$

предложенный в работе (Kumbhakar, 1990, p. 201–211).

$$f(t) = \exp[\eta(t - T)], \quad (10)$$

предложенный в работе (Battese, Coelli, 1992, p. 153–169).

Наконец, рассмотрим еще одну модель, представленную в работе (Battese, Coelli, 1995, p. 326–328), которая и будет использоваться в данной статье. В ней эффекты, связанные с технической неэффективностью, u_{it} определяются следующим образом:

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it}, \quad (11)$$

где w_{it} есть случайная величина, получаемая путем усечения нормального распределения с нулевым средним и дисперсией σ^2 , так что точка отсечения есть $-z_{it}\delta$ (то

есть $w_{it} \geq -z_{it}\delta$). Эти предположения согласуются с тем, что u_{it} есть неотрицательное усечение $N(z_{it}\delta, \sigma^2)$ распределения. Предположение о том, что u_{it} и v_{it} независимо распределены для всех $t = 1, 2, \dots, T$ и $i = 1, 2, \dots, I$, является упрощающим, но ограничивающим условием.

Постановка задачи и описание переменных, отвечающих за неэффективность

В данной статье была поставлена задача определения факторов, которые могли бы оказать влияние на эффективность российских банков за период с 2011 по 2019 г. посредством оценивания модели производственной функции с помощью метода SFA. Автор работы хотел получить ответы на следующие вопросы:

- помогает ли государственное участие в достижении высокой эффективности;
- оказало ли влияние введение санкций на эффективность банков;
- верно ли, что изменения в законодательстве в период с 2012 по 2019 г. повлияли на эффективность банков.

Помимо описанных переменных, было решено ввести дополнительные переменные, которые, по мнению автора работы, могли бы повлиять на эффективность исследуемых банков. Таким образом, список был дополнен следующими вопросами:

- являются ли банки с иностранным участием эффективнее банков, у которых отсутствует иностранное участие;
- влияет ли размер банка на эффективность;
- верно ли, что столичные банки оказываются эффективнее региональных;
- имеет ли значение разграничение банков на универсальные или специализированные.

Чтобы удостовериться в устойчивости полученных результатов, в дополнение к модели производственной функции были рассмотрены некоторые ее разновидности, включающие в себя укороченную модель, модель с использованием разного количества объясняющих переменных, а также модель с модифицированными объясняющими переменными.

Для ответа на представленные выше вопросы были выделены следующие переменные, объясняющие техническую неэффективность: иностранное участие (*foreign participance*), государственное участие (*government participance*), размер банка (*bank's size*), регион (*region*), универсальность банка (*universal bank*), санкции (*sanctions*) и изменения в законодательстве в период с 2012 по 2019 г. (*legislation*).

Среди основных изменений в сфере банковского регулирования, произошедших в 2012–2019 гг., было решено выделить следующие изменения:

1. Определенную настороженность вызывали действия банков по кредитованию «технических» компаний (тех, кто не осуществляет реальный бизнес). Банк России разработал подходы, позволяющие выявить компании, деятельность которых не связана с реальным бизнесом. В 2012 г. эти подходы были нормативно закреплены.
2. В 2013 г. для развития защиты прав потребителей финансовых услуг было решено принять Закон о потребительском кредите, который устанавливал ограничение на максимальное значение полной стоимости кредита и требование по информированию заемщика об условиях предоставления, использования и возврата потребительского кредита. Этот год также ознаменовался принятием федерального закона, который был направлен на расширение полномочий Банка России.

3. В 2014 г. произошел ряд усовершенствований в банковском законодательстве. Прежде всего, нужно отметить введение пропорционального регулирования деятельности банков. С 2014 по 2015 г. Банк России вводил положения компонента 2 Базеля II; также было проведено совершенствование требований к организации системы органов внутреннего контроля.
4. В 2015 г. было принято 56 федеральных законов, которые были направлены на улучшение банковского законодательства. Среди них можно выделить Федеральный закон от 29 июня 2015 г. № 167-ФЗ «О внесении изменений в отдельные законодательные акты Российской Федерации», принятый для поддержания межбанковского кредитования. Суть этого закона заключалась в том, что Банк России обязался компенсировать часть расходов, которые появились у кредитных организаций по кредитам, выданным другим кредитными организациями, и у которых была отозвана лицензия. В 2016 г. также было принято более 40 федеральных законов, направленных на совершенствование законодательства.
5. Начиная со второго полугодия 2017 г., Банк России стал раскрывать на официальном сайте определенные формы по надзорной отчетности кредитных организаций и банковских групп. Более того, в 2017 г. происходило установление дополнительных требований к регулированию, в их число входило соблюдение нормативов краткосрочной ликвидности.
6. 2018 г. ознаменовался продолжением внедрения в регулирование кредитных организаций международных стандартов Базельского комитета по банковскому надзору. Начиная с 1 января 2018 г. стали применяться новые требования о минимальном размере собственных средств. Происходила работа по оценке банковских методик управления кредитным риском и моделей количественной оценки кредитного риска для расчета нормативов достаточности капитала согласно подходу Базеля II к расчету кредитного риска с использованием подхода, основанного на применении внутренних рейтингов.
7. Наконец, в 2019 г. Банк России продолжил внедрение и реализацию стандартов Базельского комитета по банковскому надзору. Были также усовершенствованы подходы к управлению рисками: в 2019 г. вступили в силу изменения, определяющие порядок расчета рыночного риска.

Было решено включить все описанные изменения в законопроекты, введенные с 2012 по 2019 г. Для описания изменений в законодательстве были введены фиктивные переменные, именуемые *legislation*. Приведенные далее результаты покажут, какие изменения и в какие годы стали поворотными в деятельности банков.

После определения факторов, которые отвечают за неэффективность деятельности российских банков, выражение, представленное в формуле (11), было переписано в следующем виде:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1(\text{foreign participation}_{it}) + \delta_2(\text{government participation}_{it}) + \delta_3(\text{bank's size}_{it}) + \delta_4(\text{universal bank}_{it}) + \delta_5(\text{region}_{it}) + \delta_6(\text{sanctions}_{it}) + \delta_7(\text{legislation}_{it}) + w_{it} \quad (12)$$

Еще раз заметим, что так как u_{it} считаются неотрицательными величинами, то мы говорим об этой компоненте как о неэффективности, а не как об эффективности.

Перейдем к описанию данных, на основе которых была построена модель, и к оцениванию модели по производственной функции с помощью метода стохастической границы.

Модель производственной функции, оцениваемая методом SFA

В работе используются данные, взятые из справочно-аналитической системы по компаниям СПАРК-интерфакс. Они включают в себя квартальные балансовые показатели, начиная с I квартала 2011 г. по IV квартал 2019 г. Данные, присутствующие в отчетах о прибылях и убытках российских банков, брались с официального сайта Центрального Банка Российской Федерации.

Всего было решено рассматривать 91 российский банк. Такое значение получилось из-за того, что для некоторых имеющихся банков балансовая отчетность была неполной, например, могли отсутствовать данные за определенные кварталы. Соответственно, такие банки были исключены из рассмотрения. Также были исключены банки, у которых по многим рассматриваемым в данной работе показателям присутствовали нулевые значения, что могло бы негативно повлиять на качество конечных результатов. Таким образом, после исключения всех описанных замечаний, осталась совокупность 91 банков.

Несмотря на то, что в анализ не были включены некоторые банки из-за описанных выше трудностей, полученная выборка является репрезентативной ввиду того, что в нее вошли различные типы банков: московские и региональные, крупные и мелкие, государственные и частные, с иностранным участием и с отсутствием такового, лидеры российского банковского сектора и аусайдеры, банки, имеющие узкую специализацию или же оказывающие широкий спектр услуг. Более того, из начальной выборки было отброшено не больше 5% объектов по описанным выше причинам, что, как мы надеемся, не могло сильно повлиять на конечный результат. Так что полученная выборка, состоящая из 91 банка, может считаться репрезентативной выборкой банков с наиболее высокими показателями рейтингов, представленных на сайте banki.ru, на основе анализа трех форм отчетности. Далее в работе будем для краткости называть данную выборку банков с высокими показателями рейтингов, согласно методологии banki.ru, просто банками.

После сбора данных следовало определить, какие переменные стоит включать в модель производственной функции.

На основе изученных статей иностранных и российских авторов было решено использовать в модели переменные, взятые из следующих публикаций: (Koetter et al., 2008, p. 8–9; Головань и др., 2010, с. 52; Головань и др., 2007, с. 24).

В работе (Головань и др., 2007, с. 24) авторами в качестве ресурсов было предложено анализировать депозиты, выпущенные ценные бумаги, кредиты других банков. Данный набор ресурсов было решено дополнить, так как во многих изученных статьях, в том числе в статье (Koetter et al., 2008, p. 8–9), в качестве ресурсов также использовались основные средства. Более того, в качестве ресурса было решено дополнительно рассмотреть переменную «резервы». Резервы считаются затратами, которые банки закладывают на будущее, более того, резервы отражают величину риска в деятельности каждого банка.

Так как деятельность банка рассматривается как посредничество, в рамках которого покупаются одни финансовые ресурсы (депозиты) и продаются другие (кредиты), то в качестве продукции, на основе работы (Головань и др., 2007, с. 24), было решено рассмотреть различные виды предоставленных кредитов, а именно, кредиты физическим и юридическим лицам и кредиты банкам.

Таким образом, было решено в качестве ресурсов рассматривать следующие показатели: *loans from banks* — межбанковские кредиты, *deposits* — депозиты (средства клиентов всего), *emission* — эмиссия ценных бумаг, *fixed assets* — основные средства, *reserves* — резервы.

В качестве выпуска была взята сумма кредитов физическим лицам, кредитов юридическим лицам и кредитов банкам. Данная величина (*total output*) была прологарифмирована и записана в левой части уравнения.

Тогда уравнение примет следующий вид:

$$\begin{aligned}
 \ln(\text{total output}_{it}) &= \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{loans from banks}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{deposits}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{emission}_{it}) \\
 &+ \beta_4 \ln(\text{fixed assets}_{it}) + \beta_5 \ln(\text{reserves}_{it}) \\
 &+ \beta_6 \ln(\text{loans from banks}_{it}) \ln(\text{deposits}_{it}) \\
 &+ \beta_7 \ln(\text{loans from banks}_{it}) \ln(\text{emission}_{it}) \\
 &+ \beta_8 \ln(\text{loans from banks}_{it}) \ln(\text{fixed assets}_{it}) \\
 &+ \beta_9 \ln(\text{loans from banks}_{it}) \ln(\text{reserves}_{it}) + \beta_{10} \ln(\text{deposits}_{it}) \ln(\text{emission}_{it}) \\
 &+ \beta_{11} \ln(\text{deposits}_{it}) \ln(\text{fixed assets}_{it}) + \beta_{12} \ln(\text{deposits}_{it}) \ln(\text{reserves}_{it}) \\
 &+ \beta_{13} \ln(\text{emission}_{it}) \ln(\text{fixed assets}_{it}) + \beta_{14} \ln(\text{emission}_{it}) \ln(\text{reserves}_{it}) \\
 &+ \beta_{15} \ln(\text{fixed assets}_{it}) \ln(\text{reserves}_{it}) + 0.5\beta_{16} (\ln(\text{loans from banks}_{it}))^2 \\
 &+ 0.5\beta_{17} (\ln(\text{deposits}_{it}))^2 + 0.5\beta_{18} (\ln(\text{emission}_{it}))^2 \\
 &+ 0.5\beta_{19} (\ln(\text{fixed assets}_{it}))^2 + 0.5\beta_{20} (\ln(\text{reserves}_{it}))^2 + v_{it} - u_{it}
 \end{aligned} \tag{13}$$

Уравнение, описывающее объясняющие неэффективность переменные, соответствует формуле (12).

Все переменные, описанные в представленных выше выражениях (12) и (13), были включены в модель, при этом модель строилась на панельных данных за период с I квартала 2011 г. по IV квартал 2019 г. Иными словами, технические эффективности для 91 российского банка были найдены по 36 кварталам. Общее число наблюдений составило 3276, что позволило рассматривать большое количество переменных.

Одной из задач данного исследования являлось определение того, какие именно факторы из перечисленных в уравнении (12) оказали влияние на эффективность банковской деятельности. Переменные, вошедшие в выражение (13), как будет видно далее, практически всегда оказываются значимыми на 1–5% уровнях значимости, что безусловно подтверждает правильность выбранных переменных.

Результаты оценивания модели

Начнем описание результатов модели с общих наблюдений, а именно, проанализируем число банков, попавших в определенный диапазон технической эффективности. Так, число наблюдений, у которых техническая эффективность находилась в диапазоне от 0,9 до 0,97, оказалось равным 539. Для диапазона 0,8 до 0,9 число наблюдений возросло до 1300, а для диапазонов с меньшей технической эффективностью количество наблюдений снизилось. При этом в диапазоне от 0,9 до 0,97 находился 41 различных банк, для диапазона 0,8 до 0,9 число различных банков заметно увеличилось до 86. Отметим, что из этих 86 банков некоторые оказались в диапазоне от 0,8 до 0,9 только один раз за рассматриваемый период, другие попадали в этот диапазон практически в каждом году. Число наблюдений, у которых техническая эффективность не превысила значения 0,04, оказалось равным 15.

При рассмотрении банков по отдельности за два года (2011 и 2019) — довольно сложно точно сказать, в каком году ситуация оказалась лучше, однако можно сделать вывод, что число наблюдений с технической эффективностью от 0,92 в 2019 г. несколько превысило количества наблюдений с технической эффективностью от 0,92 в 2011 г.

Перейдем к интерпретации результатов построенной модели производственной функции, для этого в табл. 1 представим коэффициенты оцененной модели.

Таблица 1

Модель эффективности по производственной функции

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	Уровень значимости
<i>Intercept</i>	9,432	0,5111	***
$\ln(\text{deposits})$	-1,146	0,0984	***
$\ln(\text{loans from banks})$	0,272	0,0180	***
$\ln(\text{emission})$	0,034	0,0147	**
$\ln(\text{fixed assets})$	0,092	0,0674	
$\ln(\text{reserves})$	1,053	0,0550	***
$0.5(\ln(\text{deposits}))^2$	0,187	0,0107	***
$0.5(\ln(\text{loans from banks}))^2$	0,018	0,0006	***
$0.5(\ln(\text{emission}))^2$	0,006	0,0006	***
$0.5(\ln(\text{fixed assets}))^2$	-0,054	0,0068	***
$0.5(\ln(\text{reserves}))^2$	0,103	0,0045	***
$\ln(\text{loans from banks}), \ln(\text{deposits})$	-0,013	0,0017	***
$\ln(\text{deposits}), \ln(\text{emission})$	-0,010	0,0015	***
$\ln(\text{deposits}), \ln(\text{fixed assets})$	0,053	0,0078	***
$\ln(\text{deposits}), \ln(\text{reserves})$	-0,130	0,0056	***
$\ln(\text{loans from banks}), \ln(\text{emissions})$	0,001	0,0003	**
$\ln(\text{loans from banks}), \ln(\text{fixed assets})$	-0,012	0,0012	***
$\ln(\text{loans from banks}), \ln(\text{reserves})$	-0,001	0,0011	
$\ln(\text{emission}), \ln(\text{fixed assets})$	0,005	0,0011	***
$\ln(\text{emission}), \ln(\text{reserves})$	0,003	0,0010	**
$\ln(\text{fixed assets}), \ln(\text{reserves})$	-0,012	0,0039	***
<i>Intercept</i>	-1,782	0,2147	***
<i>foreign particpance</i>	-4,723	0,6069	***
<i>government particpance</i>	-1,672	0,2020	***
<i>bank's size</i>	-4,948	0,6871	***
<i>region</i>	0,642	0,1585	***
<i>sanctions</i>	0,140	0,2848	
<i>legislation</i> ₁₂	-0,358	0,2934	
<i>legislation</i> ₁₃	-0,290	0,3740	
<i>legislation</i> ₁₄	0,427	0,3789	
<i>legislation</i> ₁₅	0,255	0,2902	
<i>legislation</i> ₁₆	0,521	0,2448	**
<i>legislation</i> ₁₇	0,158	0,2533	
<i>legislation</i> ₁₈	0,076	0,2294	
<i>legislation</i> ₁₉	-0,932	0,2732	***
<i>universal bank</i>	-0,881	0,1512	***
<i>gamma</i>	0,939	0,0029	***

*** — значимость на 1% уровне значимости

** — значимость на 5% уровне значимости

* — значимость на 10% уровне значимости

Начнем интерпретацию результатов с рассмотрения коэффициента при переменной, отвечающей за размер банка. Обратимся к опубликованным работам российских авторов с целью выявления согласованности полученных результатов с ранее представленными выводами. Действительно, в работе (Головань и др., 2006) размер банка оказал положительное влияние на эффективность, хотя при дальнейшем росте размера замеченная зависимость понижалась. Также, в работе (Головань, Назин, Пересецкий, 2010), в которой исследовались модифицированные модели, построенные по методу линейного программирования, был сделан вывод, что в период с 2002 по 2006 г. крупные банки оказались эффективнее банков меньшего размера. В данной работе размер банка, при прочих равных условиях, положительно повлиял на техническую эффективность банков. Этот вывод может быть сделан ввиду того, что коэффициент при переменной *bank's* является отрицательным и значимым на 1% уровне значимости. Наглядный вид изменения медианных значений эффективностей для банков разного размера представлен на рис. 1. На графике в явном виде показано, что размер банка положительно влияет на эффективность. У крупных банков медианные значения технических эффективностей стабильно выше в сравнении с медианными значениями эффективностей мелких банков.

Медианные значения технических эффективностей для крупных и мелких банков

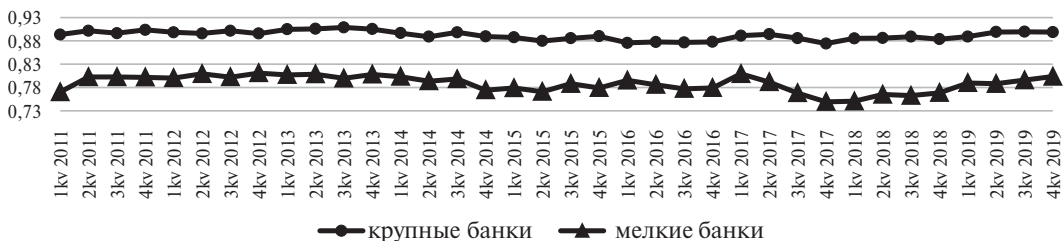


Рис. 1. Метод SFA. Модель по производственной функции. Медианные значения для размера

Анализируя коэффициент при государственном участии, можно сделать вывод, что при прочих равных условиях, банки оказываются более эффективными в случае, если государство принимает участие в их деятельности. Отметим, что переменная *government participance* включает государственные банки и государственное участие. Коэффициент при данной переменной оказался отрицательным и значимым на 1% уровне значимости. Вопрос эффективности государственного участия поднимался в работе (Karas et al., 2008), однако вывод оказался не точным. Было выявлено, что отсутствуют точные свидетельства того, что при приватизации российских банков их эффективность увеличивается. Заметим также, что в работе (Bonin et al., 2005) авторы пришли к выводу, что государственные банки не являются менее эффективными в сравнении с частными.

Исследовав значение коэффициента при государственном участии, перейдем к анализу графика динамики медианных значений технической эффективности во времени. Как видно из рис. 2, банки с государственным участием оказываются эффективнее банков, у которых государственное участие отсутствует на всем временном промежутке за исключением 4 квартала 2012 г. и диапазона со 2 квартала 2013 г. по 1 квартал 2014 г.

Подобно работам (Stygin, 2005) и (Головань, Назин, Пересецкий, 2010, с. 55), отвергающим гипотезу о том, что столичные банки работают эффективнее региональных, в данной работе можно сделать аналогичный вывод, подтверждающий, что московские банки, при прочих равных условиях, оказались в среднем менее

эффективными в сравнении с аналогичными региональными банками ввиду того, что коэффициент при данной переменной положительный и значим на 1% уровне значимости.

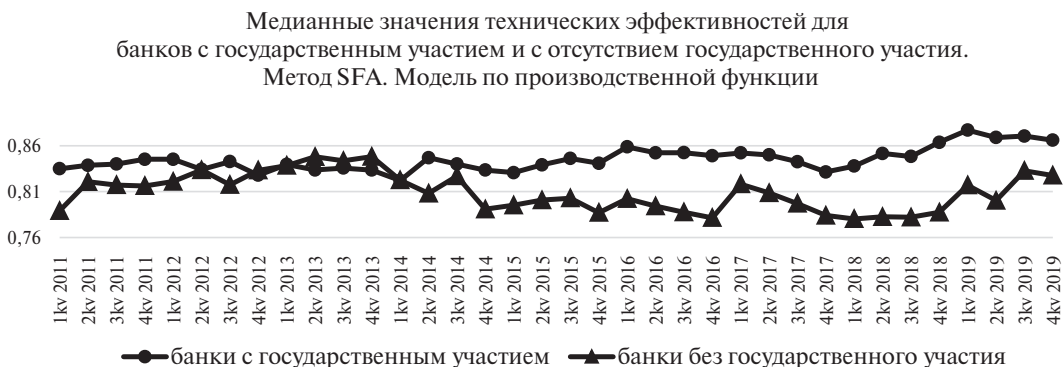


Рис 2. Метод SFA. Модель по производственной функции. Медианные значения для государственного участия

Из рис. 3 видно, что эффективность московских банков за весь период исследования оказалась больше эффективности региональных банков, что свидетельствует о том, что в выборке характеристики московских и немосковских банков, видимо, сильно отличаются (например, размер, факт наличия или отсутствия иностранного участия и т. п.), таким образом, типичный московский банк оказывается не похожим на типичный немосковский.

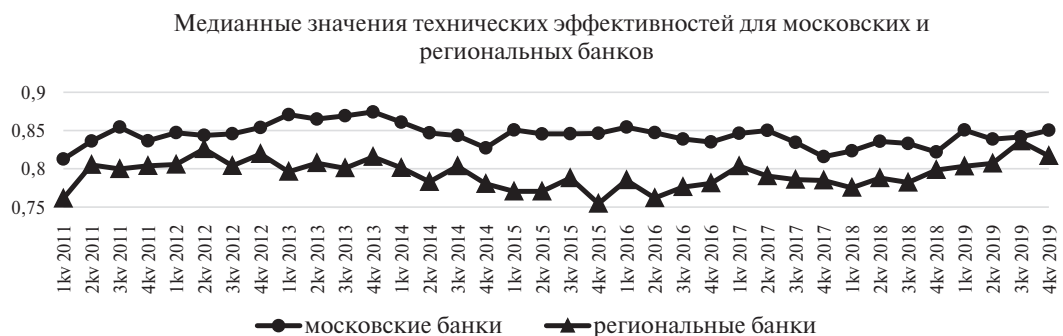


Рис. 3. Метод SFA. Модель по производственной функции. Медианные значения для региона

Еще одной значимой переменной оказалась переменная при иностранном участии.

В работе (Головань, Назин, Пересецкий, 2010, с. 55) банки с иностранным участием в капитале оказались лучше «домашних» практически во всех периодах. Более того, аналогичные выводы о большей эффективности иностранных банков по сравнению с национальными банками были сделаны в работах (Weill, 2003; Bonin et al., 2005a; 2005b), (Staikouras et al., 2008), (Mamatzakis et al., 2008). В данной работе коэффициент при переменной «иностранное участие» получился отрицательным и значимым на 1% уровне значимости, что свидетельствует о том, что при прочих равных условиях банки с иностранным участием оказываются в среднем эффективнее остальных. На рис. 4 видно, что медианные значения технических эффективностей банков с иностранным участием получаются выше медианных значений технических эффективностей банков без иностранного участия на всем анализируем периоде.

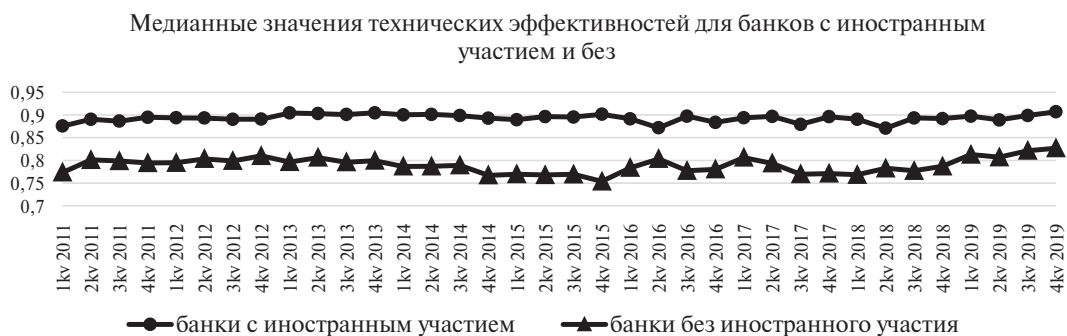


Рис. 4. Метод SFA. Модель по производственной функции. Медианные значения для иностранного участия

Коэффициент при переменной, отвечающей за введение санкций, оказался в данной модели незначимым.

Анализируя оставшиеся переменные, можно сделать вывод, что изменения в законодательстве в 2016 г. имеют положительный коэффициент, значимый на 5% уровне значимости. Получается, что при введении законодательных проектов в этом году произошло ухудшение в эффективности банков в сравнении с предыдущим 2015 г.

Противоположный результат получается для законодательства, введенного в 2019 г. Коэффициент при переменной оказался отрицательным и значимым на 1% уровне значимости, что говорит о том, что при прочих равных условиях введение данного законодательства положительно повлияло на эффективность банков в сравнении с 2018 г.

При рассмотрении коэффициента при переменной *universal bank* можно сделать вывод, что в данной модели коэффициент значим на 1% уровне значимости и отрицателен. Это говорит о том, что универсальные банки оказываются эффективнее банков, имеющих определенную специализацию. На представленном ниже рис. 5 видно, что медианные значения технических эффективностей для универсальных банков в основном оказываются выше медианных значений технических эффективностей специализированных банков.

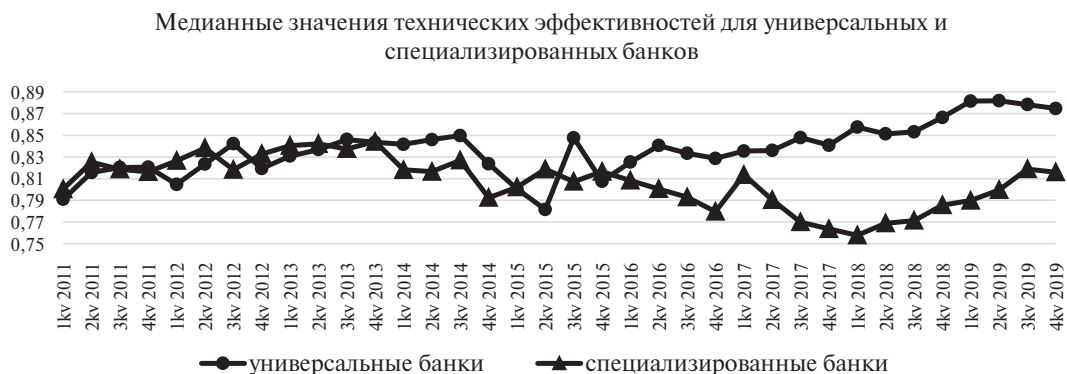


Рис 5. Метод SFA. Модель по производственной функции. Медианные значения для различных видов банков

Отдельно отметим, что в итоговой модели остались незначимые переменные. Более того, при удалении переменной, идентифицирующей введение санкций, результаты оцененной модели остаются неизменными. Незначимые переменные, отвечающие за введенные изменения в банковском законодательстве, не могут

быть удалены из рассмотрения, так как переменные, отвечающие за изменения в законодательстве 2016 и 2019 гг., оказались значимыми. Иными словами, полная совокупность переменных, отвечающих за изменения в законодательстве, должна быть включена в рассмотрение, чтобы оценивание модели привело к корректным результатам. У автора работы не существовало никаких оснований для исключения переменных из модели по причине того, что они оказывают большее или меньшее влияние на банковскую эффективность. Все факторы было решено оставить в конечной модели, так как они в явном виде показывают, какие переменные оказали влияние на эффективность деятельности банков, а какие нет.

В добавление к рассмотренной модели была построена модель SFA по производственной функции, в которую вместо переменных, отвечающих за законодательство, были включены переменные, отвечающие за год (при этом рассматривались только 8 из 9 переменных, отвечающих за год, чтобы избежать проблемы мультиколлинеарности). Все объясняющие техническую неэффективность переменные имеют те же знаки, значимость при коэффициентах практически не меняется. Что касается переменных, отвечающих за годы, то они оказались положительными и значимыми на 1–5% уровне значимости для переменных, отвечающих за 2016, 2017 и 2018 гг. То есть получается, что деятельность банков в 2016–2018 гг. оказалась менее эффективной в сравнении с 2019 г., так как в качестве референтной переменной был взят 2019 г.

Отметим, что коэффициенты ранговой корреляции Спирмена между моделью SFA по производственной функции с переменными, включающими законодательство, и моделью SFA по производственной функции с переменными, отвечающими за года, являются значимыми и практически равными единице.

Подчеркнем, что именно благодаря выбору метода стохастической границы оказалось возможным не только найти значения технических эффективностей для каждого российского банка, исследуемого в данной работе, но и учесть в модели ошибку, связанную с построением границы и существующими неточностями, которые могут привести к отклонению измеренных значений входов и выходов от экономических входных и выходных значений. Более того, оказалось возможным определить факторы, повлиявшие на техническую эффективность банковской деятельности, которые способствовали ее увеличению или снижению. Наконец, метод стохастической границы позволил построить графики, чтобы наглядно увидеть, как изменялась эффективность банков во времени.

Заключение

В заключение отметим, что в данной статье была построена модель производственной функции с помощью метода стохастической границы. Оценивание модели позволило ответить на вопросы, какие факторы оказали влияние на эффективность банковской деятельности и дало возможность сделать следующие выводы:

- банки с государственным участием имеют эффективность выше в сравнении с банками, у которых государственное участие отсутствует;
- введение санкций не повлияло на эффективность российских банков;
- серьезное влияние на эффективность банков оказало введение законодательных актов в 2016 и 2019 гг. При этом законодательные проекты 2016 г. ухудшили эффективность деятельности российских банков в сравнении с предыдущим годом, а введение законодательных проектов в 2019 г., наоборот, улучшило положение банков. 2016, 2017 и 2018 гг. оказали отрицательное влияние на техническую эффективность банков в сравнении с 2019 г.;
- банки с иностранным участием оказались эффективнее банков, у которых иностранное участие отсутствовало;

- крупные банки, согласно модели, являются эффективнее мелких банков;
- региональные банки, в соответствии с результатами оцененной модели, оказываются эффективнее столичных банков.
- универсальные банки, согласно построенной модели, оказываются эффективнее специализированных.

Не возникает сомнения, что полученные результаты работы могут иметь практическую значимость как для руководства отдельных банков, так и для органов банковского надзора. Как было показано в работе, можно не только определить технические эффективности банков и, упорядочив их, понять, какое место занимает тот или иной банк, но и выделить факторы, которые оказали положительное или отрицательное влияние на эффективность банков за интересующий период времени.

За помощь в подготовке статьи автор благодарен научному руководителю О. А. Подкорытовой и рецензенту М. В. Соколову.

Источники

- Верников А. В., Мамонов М. Е.* Сравнительный анализ эффективности госбанков и частных банков в России: новые расчеты // *Деньги и кредит*. 2015. № 7. С. 21–32.
- Головань С. В.* Факторы, влияющие на эффективность российских банков // *Прикладная эконометрика*. 2006. № 2. С. 3–17.
- Головань С. В.* Эффективность российских банков с точки зрения минимизации издержек с учетом факторов риска // *Экономика и математические методы*. 2007. Т. 44. № 4. С. 1–25.
- Головань С. В.* Непараметрические оценки эффективности российских банков // *Экономика и математические методы*. 2010. Т. 46. № 3. С. 43–57.
- Назин В. В.* Изменение эффективности российских банков во время кризиса Непараметрическая оценка // *Прикладная эконометрика*. 2010. № 4 (20). С. 28–51.
- Пересецкий А. А.* Техническая эффективность банков. Россия и Казахстан // *Финансы и бизнес*. 2009. № 1. С. 41–53.
- Сайт Центрального Банка России. [Электронный ресурс]. URL: https://www.cbr.ru/banking_sector/credit/coinfo/ (дата обращения: 01.09.2020)
- Спарк-интерфакс. URL: https://www.spark-interfax.ru/#_top
- Aigner D., Lovell C. A. K., Schmidt P.* Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models // *Journal of Econometrics*. 1977. Vol. 6. Iss. 1. P. 21–37.
- Battese G. E., Coelli T. J.* A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data // *Empirical Economics*. 1995. Vol. 20. P. 325–332.
- Battese G. E., Coelli T. J.* Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India // *The Journal of productivity Analysis*. 1992. Vol. 3. P. 153–169.
- Battese G. E., Coelli T. J.* Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data // *Journal of Econometrics*. 1988. Vol. 38. Iss. 3. P. 387–399.
- Berger A. N., Humphrey D. B.* Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research // *Finance and Economics Discussion Working Paper*. 1997. Vol. 11. P. 1–75.
- Bureau van Dijk (A Moody's Analytics Company). URL: <https://proxy.library.spbu.ru:2711/version-2020115/orbis/1/Companies/Search>.
- Coelli T. J.* An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. 2nd ed. N. Y., 2005.
- Havranek T., Irsova Z., Lesanovska J.* Bank Efficiency and Interest Rate Pass-through: Evidence from Czech Loan Products // *Economic Modelling*. Elsevier. 2016. Vol. 54(C). P. 153–169.
- Jondrow J., Lovell C. A. K., Materov I. S., Schmidt P.* On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model // *Journal of Econometrics*. 1982. Vol. 19. Iss. 2–3. P. 233–238.
- Koetter M., Karmann A., Fiorentino E.* The Cost Efficiency of German Banks: a Comparison of SFA and DEA // *Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies*. 2006. Vol. 10. Deutsche Bundesbank. P. 1–40.
- Kumbhakar S. C., Lovell C. A. K.* Stochastic Frontier Analysis. Cambridge University Press, 2000.
- Kumbhakar S.* Production Frontiers, Panel Data, and Time-varying Technical Inefficiency // *Journal of Econometrics*. 1990. Vol. 46. Iss. 1–2. P. 201–211.

Kumbhakar S., Peresetsky A. Cost Efficiency of Kazakhstan and Russian Banks: Results from Competing Panel Data Models // *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*. 2013. Vol. 6. N 1. P. 1–26.

Pitt M. M., Lee L.-F. The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry // *Journal of Development Economics*. 1981. Vol. 9. P. 43–64.

Schmidt P., Sickles C. R. Production frontiers and panel data. // *Journal of Business & Economic Statistics*. 1984. Vol. 2. N 4. P. 367–374.

Silva T. C., Tabak B. M., Cajueiro D. O., Dias M. V. B. A Comparison of DEA and SFA Using Micro- and Macro-level Perspectives: Efficiency of Chinese Local // *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 469. 2017. P. 216–223.

Styrin K. What Explains Differences in Efficiency Across Russian banks? // *Economics Education and Research Consortium Russia and CIS*. 2005. N 01–258.

References

Aigner D., Lovell C. A. K., Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 1977, vol. 6, iss. 1, pp. 21–37.

Battese G. E., Coelli T. J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, 1995, vol. 20, pp. 325–332.

Battese G. E., Coelli T. J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. *The Journal of productivity Analysis*, 1992, vol. 3, pp. 153–169.

Battese G. E., Coelli T. J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of econometric*, 1988, vol. 38, iss. 3, p. 387–399.

Berger A. N., Humphrey D. B. Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research. *Finance and Economics Discussion Working Paper*, 1997, vol. 11, pp. 1–75.

Coelli T. J. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis, 2nd Edition*. New York, 2005.

Golovan' S. V. Neparаметricheskie ocenki effektivnosti rossijskih bankov [Nonparametric Estimates of the Effectiveness of Russian Banks], *Ekonomika i matematicheskie metody [Economics and Mathematical Methods]*, 2010, vol. 46, N 3, pp. 43–57. (In Russian)

Golovan' S. V. Effektivnost' rossijskih bankov s tochki zreniya minimizacii izderzhek s uchedom faktorov riska [Efficiency of Russian banks in terms of minimizing costs taking into account risk factors], *Ekonomika i matematicheskie metody [Economics and Mathematical Methods]*, 2007, vol. 44, N 4, pp. 1–25. (In Russian)

Golovan' S. V. Fyaktory, vliyayushchie na effektivnost' rossijskih bankov [Factors affecting the efficiency of Russian banks], *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 2006, N 2, pp. 3–17. (In Russian)

Havranek T., Irsova Z., Lesanovska J. Bank efficiency and interest rate pass-through: Evidence from Czech loan products, *Economic Modelling. Elsevier*, 2016, vol. 54(C), pp. 153–169.

Jondrow J., Lovell C. A. K., Materov I. S., Schmidt P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model, *Journal of Econometrics*, 1982, vol. 19, iss. 2–3, pp. 233–238.

Koetter M., Karmann A., Fiorentino E. The cost efficiency of German banks: a comparison of SFA and DEA. *Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies*, 2006, vol. 10. Deutsche Bundesbank, pp. 1–40.

Kumbhakar S. C., Lovell C. A. K. *Stochastic Frontier analysis*. Cambridge University Press, 2000.

Kumbhakar S. Production frontiers, panel data, and time-varying technical inefficiency, *Journal of econometrics*, 1990, vol. 46, iss. 1–2, pp. 201–211.

Kumbhakar S., Peresetsky A. Cost efficiency of kazakhstan and russian banks: results from competing panel data models, *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 2013, vol. 6, N 1, pp. 1–26.

Nazin V. V. Izmenenie effektivnosti rossijskih bankov vo vremya krizisa Neparаметricheskaya ocenka. [Changes in the efficiency of Russian banks during the crisis Nonparametric assessment.], *Prikladnaya ekonometrika [Applied Econometrics]*, 2010, N 4 (20), pp. 28–51. (In Russian)

Pereseckij A. A. Tekhnicheskaya effektivnost' bankov. Rossiya i Kazahstan Kazahstan [Technical efficiency of banks. Russia and Kazakhstan]. *Finansy i biznes [Business and finance]*, 2009, N 1. pp. 41–53. (In Russian)

Pitt M. M., Lee L.-F. The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry, *Journal of Development Economics*, 1981, vol. 9, pp. 43–64.

Schmidt P., Sickles C. R. Production frontiers and panel data., *Journal of Business & Economic Statistics*. 1984, vol. 2, no. 4P. 367–374.

Silva T. C., Tabak B. M., Cajueiro D. O., Dias M. V. B. A comparison of DEA and SFA using micro- and macro-level perspectives: Efficiency of Chinese local, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 469, 2017, pp. 216–223.

Styrin K. What explains differences in efficiency across Russian banks? *Economics Education and Research Consortium Russia and CIS*, 2005, N 1–258.

Vernikov A. V., Mamonov M. E. Sravnitel'nyj analiz effektivnosti gosbankov i chastnyh bankov v Rossii: novye raschety. [Comparative Analysis of the Efficiency of State Banks and Private Banks in Russia: New Calculations]. *Den'gi i kredit [Money and credit]*, 2015, N 2, pp. 1–46. (In Russian)