

3.12. О СТОХАСТИЧЕСКИХ ГРАНИЧНЫХ МЕТОДАХ ОЦЕНКИ ЭФФЕКТИВНОСТИ В БАНКОВСКОМ СЕКТОРЕ

Шергин В.В., к.ф.м.н.,
доцент кафедры экономики и финансов

*Ивановский государственный
химико-технологический университет*

В статье приведены результаты расчета посредством применения стохастических граничных методов относительной эффективности банков Российской Федерации. Предлагается учитывать в расчетах возможное наличие зависимости между показателями эффективности отдельных банков.

В последние годы заметное внимание в научных экономических публикациях (преимущественно зарубежных) уделяется теории и практике применения граничных методов оценки эффективности экономической деятельности. Основная их часть посвящена банковскому сектору; есть исследование эффективности в сельском хозяйстве, медицине, образовании, страховании. Обращаясь к инструментарию анализа и прогнозирования банковской деятельности, отметим, что необходимость и пути совершенствования контроля и регулирования деятельности банков уже нашли отражение в известном документе Базель II. Ряд содержащихся в нем положений указывают на важную роль аналитических методов, прежде всего в оценке степени банковских рисков. Естественно обсудить именно с этой точки зрения и относительно редко применяемую в отечественной практике методику оценки относительной эффективности. В отличие от общеизвестных оценочных коэффициентов, например, рентабельности, в граничных методах рассчитывается мера отклонения от (предположительно существующего, согласно теоретическим представлениям) оптимального уровня того или иного показателя, в частности, прибыли или затрат. Этот оптимальный уровень определяется всей совокупностью рассматриваемых экономических субъектов по способу, принятому в конкретном варианте метода. Таким образом, несколько огрубляя, можно сказать, что относительная эффективность есть мера доли осуществленной возможности. Немногочисленные отечественные исследования (см., например, [2]) определяют эффективность отечественных банков на уровне порядка 60%; утверждается, что эффективность западноевропейских банков и банков США составляет более 80%. следует, однако, с осторожностью интерпретировать эти цифры; по ряду причин – некоторые из которых здесь обсуждаются – методика относительной эффективности пока еще во многом играет иллюстративную роль.

Мы обратимся к одному из параметрических граничных методов оценки эффективности – *SFA* (stochastic frontier approach), обладающему, на наш взгляд, определенными преимуществами и достаточно перспективному в плане дальнейшего развития. Следует отметить, что практическое применение *SFA*, в частности, к деятельности банков, в определенной степени сдерживается достаточно жесткими исходными предположениями метода относительно включаемых в модели случайных величин. Две основные причины обу-

словливают желательность модификации этих предположений: изначально ограниченная возможность вариации отдельных параметров, описывающих банки и проявляющееся в результатах, но не учтенное в модели наличие корреляций между рассчитанными характеристиками отдельных банков. Определенным критерием степени значимости оценок эффективности, получаемых посредством *SFA*, является и сопоставление этих оценок с общеупотребительными оценочными показателями, например рентабельностью. Отметим, оставляя дальнейшее развитие этого вопроса для отдельного обсуждения, что оценки относительной эффективности по прибыли можно назвать удовлетворительно соответствующими фактическим значениям *ROA*; с другой стороны, рентабельность, рассчитанная по «оптимальным», то есть принадлежащим границе эффективности значениям прибыли согласуется с *ROA* заметно хуже – по крайней мере, в системе первоначальных предположений методики.

Приведем кратко, для удобства дальнейших ссылок, основные положения метода *SFA*. Применительно к деятельности банков (а также, в принципе, ко всем отраслям производственной сферы), обычно оценивается эффективность по прибыли (*P*) или затратам (*TC*). Граница эффективности, например, по затратам, TC_m^0 , определяется некоторой заданного вида функцией от выбранных независимых переменных модели; предположим, что выбор переменных и вида функции сделан; не обсуждая в деталях, примем для границы т.н. «translog»-форму представления (для дальнейших рассуждений это несущественно). Тогда, согласно *SFA*, оптимальное TC_m^0 и фактическое TC_m значения затрат банка «*m*», а также аналогичные значения прибыли P_m^0 и P_m связаны соотношениями:

$$\ln(TC_m) = \ln(TC_m^0) + u_{TC,m} + v_{TC,m};$$

$$\ln(P_m) = \ln(P_m^0) - u_{P,m} + v_{P,m}, \tag{1}$$

где $u_{TC,m}$, $u_{P,m}$ – положительные случайные величины. Под эффективностью по затратам $Eff_m(TC)$ или по прибыли $Eff_m(P)$ понимаются величины $\exp(-u_{TC,m})$, $\exp(-u_{P,m})$, выраженные, например, в процентах.

Эффективность по затратам в 75% означает, что оптимально-необходимые затраты при выбранных банковом объемах отдельных операций – кредиты, вложения в ценные бумаги, гарантии и поручительства – на четверть меньше, чем фактические. Случайные величины v символизируют «случайный шум»; мы примем, что эти величины независимы между собой при различных m , независимы от всех величин u и распределены по нормальному закону с нулевым средним и некоторой дисперсией.

Первоначально применение *SFA* базировалось на предположении, что $u_{TC,m}$ (u – отдельно – $u_{P,m}$) являются одинаково распределенными и независимыми; какие-либо условия на возможную взаимозависимость случайных величин $u_{TC,m}$ и $u_{P,m}$ не обсуждались, поскольку в рассматривавшихся моделях они одновременно не участвовали. Мы рассматриваем далее оба этих предположения (одинаковую распределенность и независимость) и показываем, что в обоих случаях их модификация приводит к заметным изменениям в значениях результирующих показателей.

Первый вопрос – переход к не обязательно распределенным величинам частично рассмотрен в работе [3]. В развитие идей этой работы автором были проведены расчеты эффективности банков в предположе-

нии, что параметры, определяющие эффективность, различны для отдельных выделенных групп банков, но остаются постоянными в пределах группы. Признаками разбиения банков на группы были выбраны: величина суммы активов и организационно-правовая форма. Было принято следующее разбиение на шесть групп по размеру банка (данные первой половины 2008 г.):

- 1-я группа – свыше 75 млрд. руб.;
- 2-я группа – от 25 до 75 млрд. руб.;
- 3-я группа – от 10 до 25 млрд. руб.;
- 4-я группа – от 5 до 10 млрд. руб.;
- 5-я группа – от 3 до 5 млрд. руб.;
- 6-я группа – менее 3 млрд. руб.

В исследованной совокупности к первой, второй и пятой группам принадлежало примерно по 30 банков, к третьей и четвертой – по 50; шестая группа состояла из 15 банков. Варьировались параметры μ и σ наиболее часто применяемого в таких моделях усеченного слева нормального распределения. Значения этих параметров, предписываемых одинаковыми всем банкам и определенных предварительным расчетом, были $\mu = -0,8175$ и $\sigma = 0,8605$ (табл. 1).

Таблица 1

ИЗМЕНЕНИЕ СТРУКТУРЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ЗНАЧЕНИЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРИ РАЗДЕЛЬНОМ ОПРЕДЕЛЕНИИ ПАРАМЕТРОВ¹

Группа банков	μ	σ	Изменение среднего значения $Eff_m(TC)$ по группе (*)	Среднее изменение ранга по эфф-ти (**)	Изменение среднего значения ES по группе (*)	$exp(-Eu_m)$ (%)
1	-0,826	0,862	1,03	-1,4	1,03	63,1
2	-0,820	0,866	1,015	-0,4	0,93	62,9
3	-0,793	0,857	1,01	-0,2	1,04	62,9
4	-0,783	0,868	1,005	0,1	1,01	62,3
5	-0,811	0,862	1,0	0,4	1,11	62,9
6	-0,853	0,909	0,995	1,4	0,90	61,4

Принимая во внимание и вычислительную погрешность, тем не менее отмечаем, что в целом этот вариант расчета оказался «в пользу» крупных банков в отношении эффективности. Изменения в значениях показателя ES не позволяют сделать такого вывода. Отметим, что в этой выборке при предположении о равенстве параметров величин u_m , среднее значение (то есть Eu_m) равно 62,5%

Параметры μ и σ имеют определенное самостоятельное значение, в частности, более высокое значение σ показывает, что «младшие» банки менее стабильны в проявлении эффективности. Различие в параметрах делает информативным и показатель $r = \mu / \sigma$, входящий в формулы для расчета моментов величин u_m и, в частности, в величину математического ожидания:

$$Eu = \sigma \frac{\varphi(r)}{\Phi(r)} + \mu,$$

(φ, Φ – плотность и интегральная функция распределения нормального (0,1) закона), которая ранее была одинакова для всех банков. Величина r играет роль

своего рода типоразмера при расчете вероятностей, связанных с эффективностями. В частности,

$$P(u > a) = \frac{1}{\Phi(r)} \int_a^{\infty} \varphi(t, \mu, \sigma) dt = \frac{1}{\Phi(r)} \left(1 - \Phi\left(\frac{a - \mu}{\sigma}\right) \right)$$

и

$$P(u > -k\mu) = \frac{1}{\Phi(r)} (1 - \Phi((k + 1)r)).$$

Вероятности такого вида могут быть использованы при оценке степени отдельных видов банковских рисков – как оценки возможности значительного снижения эффективности. На графиках на рис. 1 показано изменение параметра r и вероятностей $P(u > -3\mu)$ на первом из графиков показана аппроксимация многочленами четвертой и пятой степени от логарифма суммы активов. В первом случае качество аппроксимации назвать удовлетворительным, конечно, сложно. В данном случае речь идет о выявлении влияния на параметры эффективности признака (суммы активов), непосредственно не участвующего в уравнениях (1). В этом и других подобных случаях, учитывая довольно высокую динамичность изменений показателей, характеризующих отдельные банки, даже при возможно небольшой абсолютной величине этих изменений, а также потенциальное наличие неучтенных факторов, при исследовании зависимости параметров модели от внешних переменных, в первом приближении ожидаются выводы качественного характера о тенденциях изменения этих параметров, областей их экстремальных значений. Эти выводы, очевидно, с не меньшей информативностью можно сделать и при использовании кусочно-постоянных функций, а чисто аналитические зависимости могут быть достаточно сложными, чтобы обеспечить подходящую гибкость, как видно из данного примера. Второй график отображает итоговый в некотором смысле показатель. При его сравнении с вышеприведенной таблицей можно найти подтверждение необходимости варьировать все параметры: первая группа крупнейших банков оказалась исключительной по показателю вероятности, хотя параметр μ в этой группе – средний по величине (рис. 1).

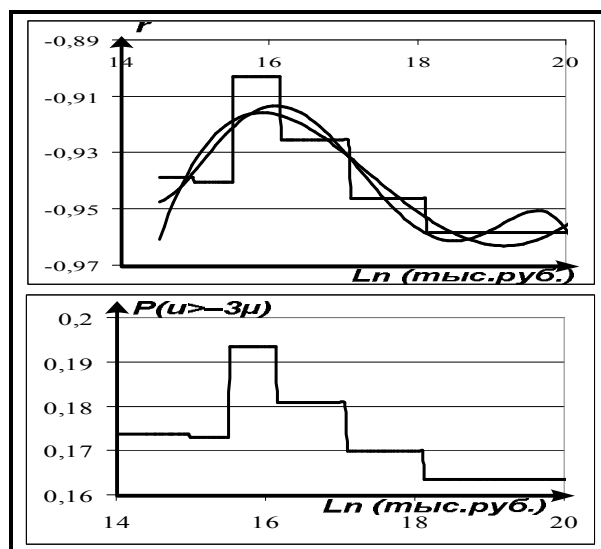


Рис. 1. Распределение значений параметра r и вероятности $P(u > -3\mu)$ в зависимости от логарифма суммы активов банка

¹ В столбцах, отмеченных (*), приведено отношение «новой» эффективности к старой, обе были выражены в процентах. Графа (**) – среднее изменение места в упорядочении эффективностей по убыванию, то есть «-» означает улучшение позиции.

Расчеты показателей эффективности были проведены и с учетом организационно-правовой формы банков. Они были осуществлены в двух вариантах: при простом разбиении на три группы (общества с ограниченной ответственностью (ООО), закрытые (ЗАО) и открытые акционерные общества (ОАО)) и дополнительном разбиении каждой из этих групп на три группы по величине суммы активов банка:

- группа I – более 50 млрд.руб.;
- группа II – от 7, 5 до 50 млрд.руб.;
- группа III – менее 7,5 млрд.руб.

более подробную градацию по сумме активов было признано нецелесообразным рассматривать ввиду малого числа банков в отдельных группах.

Полученные результаты отражены в табл. 2 (в первом столбце таблицы приведены значения показателей μ , полученных при выделении групп только по признаку организационно-правовой формы). Таким образом, можно совершенно отчетливо выделить особенности в формировании параметров неэффективностей для банков, функционирующих как ЗАО, и в несколько меньшей степени установить различие между ООО и ОАО. Если судить по рассчитанным вероятностям событий, которые можно принять за «критические», то – в порядке возрастания этих вероятностей, последовательность расположения банков следующая: ОАО – ООО – ЗАО. Во всех случаях несколько выделяются банки среднего размера.

Таблица 2

РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ЗНАЧЕНИЙ ХАРАКТЕРИСТИК СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН U_m ПРИ РАЗДЕЛЕНИИ НА ГРУППЫ ПО ПРИЗНАКАМ: ОРГАНИЗАЦИОННО-ПРАВОВАЯ ФОРМА, РАЗМЕР БАНКА

Орг. форма	μ	μ	σ	r	$P(u > -2\mu)$	Группы банков по величине суммы активов
ООО	-0,816	-0,809	0,861	-0,939	0,173	I
		-0,770	0,868	-0,887	0,203	II
		-0,822	0,908	-0,906	0,192	III
ОАО	-0,828	-0,823	0,788	-1,044	0,124	I
		-0,789	0,795	-0,992	0,147	II
		-0,844	0,835	-1,011	0,138	III
ЗАО	-0,827	-0,832	0,946	-0,879	0,208	I
		-0,789	0,954	-0,827	0,240	II
		-0,840	0,993	-0,845	0,228	III

Обратимся теперь к вопросу о возможной взаимозависимости показателей эффективности отдельных банков. При обработке того же массива данных – при базовых предположениях – установлено, что сочетание разных уровней эффективности по затратам и по прибыли, встречается примерно в полтора раза чаще, чем случаи одновременно низких или одновременно высоких значений этих показателей. Сходная тенденция обнаруживается при анализе показателей «экономии на масштабе» (Economies of Scale), рассчитываемые в данной модели как:

$$ES_{m,k}(TC) = \left(\frac{\partial \ln TC^o}{\partial \ln Y_k} \right)_m$$

и

$$ES_{m,k}(P) = \left(\frac{\partial \ln P^o}{\partial \ln Y_k} \right)_m,$$

Y_k – одна из «переменных выхода» модели:

- объем предоставленных кредитов;
- вложения в ценные бумаги;
- внебалансовые активы.

В совместном распределении суммарных по k значений ES_m по затратам и по прибыли также преобладают сочетания значений противоположного смысла (по определению данного показателя таковыми являются значения, одновременно большие или одновременно меньшие, чем единица). Заметим, что оба обстоятельства косвенно свидетельствуют о специфике распределения приоритетов в управлении прибылью и затратами в отечественных банках в настоящее время. Среди значений коэффициента корреляции R между массивами значений $Eff_m(TC)$ для различных m около 10% являются значимыми при уровне значимости 0,95, более четверти всех значений – значимыми на уровне 0,3, практически отсутствуют отрицательные значения. Вообще говоря, первоначальное объяснение X -эффективности [1] применительно к банкам, вполне логично допускает зависимость между собой факторов, определяющих отклонение от границы эффективности показателей отдельных банков (мотивация персонала и информированность менеджмента могут находиться под воздействием одних и тех же обстоятельств). Таким образом, включение в рассуждения возможной зависимости между случайными величинами $U_{TC,m}$ достойно обсуждения. Помимо того, что в этой новой модели могут измениться и положение собственно границы эффективности, и оценки эффективности отдельных банков, по-другому будут оцениваться и вероятности событий, которые могут быть связаны с оценками степени отдельных видов банковских рисков, например, вероятность того, что одновременно у нескольких банков эффективность будет ниже определенного (критического) уровня. Отметим также, что кроме возможной взаимозависимости отдельных величин внутри каждой из совокупностей – эффективности по затратам и по прибыли, может быть актуальным и сопоставление эффективности по затратам и по прибыли каждого отдельного банка – например, в случае оценки и прогнозирования значений рентабельности.

Первым вопросом является выбор типа совместного распределения для случайных величин u . Экономическими обосновать наличие зависимости между показателями эффективности банков (учитывая и изначальное определение X -эффективности [1]) можно близкими условиями функционирования – например, принадлежностью к одному региону, наличием большого числа общих клиентов, прямо или косвенно заданных общих элементов стратегии и т.п. Также логично допустить, что для отдельно взятого банка, по крайней мере, не из самых крупных, эти причины проявляются одновременно лишь вместе с относительно немногими другими банками. Устойчивые хозяйственные связи также, как правило, ограничены по числу взаимодействующих участников. В этом случае в качестве u_m можно взять совокупность так называемых слабо зависимых случайных величин, для которых в теории вероятностей получен ряд содержательных результатов, позволяющих, в том числе, разрабатывать и применять для отыскания неизвестных параметров распределений аналоги хорошо известных статистических методов, относящихся к независимым случайным величинам. Учитывая специфику конкретного описания отдельных типов слабой зависи-

мости, представляется, что в рассматриваемой здесь проблеме могут найти применение конечно зависимые случайные величины [5], а также локально слабо зависимые величины [4]:

- в обоих случаях, в отличие от остальных определений, мера зависимости инварианта относительно любой нумерации рассматриваемых величин;
- дополнительные ограничения, необходимые для справедливости приводимых в [4] утверждений.

Вообще говоря, сложно проверить на практике, однако реально они, скорее всего, выполняются.

Первой проблемой при реализации модели, предполагающей наличие зависимости между включенными случайными факторами, является конкретизация вида совместного закона распределения для этих факторов – с учетом возможности применения достаточно эффективного статистического метода определения его параметров. Одна из естественных кандидатур – многомерное усеченное нормальное распределение приводит к существенным трудностям при аналитических преобразованиях, делающим практически невозможным использование мощного метода максимального правдоподобия. В случае конечно зависимых или слабо зависимых величин необходимо дать также некоторое обоснование к сужению области поиска возможной структуры зависимостей ввиду необозримо большого числа возможных вариантов перебора. Если структура связей принята, следует также задать совместный закон распределения для признаваемых зависимыми эффективностей. В проведенном исследовании был выбран следующий компромисс.

Во-первых, была исследована возможность использования тех видов совместных законов распределения, которые относительно просто позволяют осуществить процедуру метода максимального правдоподобия. На первом шаге мы проанализировали совокупность массивов значений эффективности отдельных банков за несколько последовательных кварталов 2006-2008 гг. Установлено, в частности, что в большинстве эти коэффициенты положительны – как в случае эффективности по прибыли, так и в случае эффективности по затратам. С другой стороны, значимых (на уровне 0,05) из них относительно немного и, за редким (три-пять банков в выборке) исключением, у каждого банка таких коэффициентов – единицы, также не более трех-пяти, максимум семи, поэтому не представило особой сложности скомпоновать небольшого размера группы банков, так, чтобы коэффициенты корреляции между показателями эффективности внутри группы были практически все достаточно большими, а межгрупповые корреляции, по возможности – меньшей величины. Данный прием оказался применимым конкретно к отечественному банковскому сектору, и не обязательно может быть осуществлен в других секторах экономики. Параллельно к массиву эффективностей применили стандартную процедуру кластеризации по евклидову расстоянию между ними, а также алгоритм агрегирования с поиском правила «сборки групп» из условия минимума внедиагональных коэффициентов корреляции между группами. При этом мы старались не искать непосредственного подтверждения способу выделения групп в публичной информации о специфике деловых связей отдельных банков, но учитывали ее для уточнения спорных или не очевидных моментов. В тех случаях, когда это не противоречило ведущему принципу отбора, в группы подбирались банки с близкими значениями параметров эффективности, ранее установленных в случае незави-

симых, но не одинаково распределенных эффективностей. Это, в частности, позволило параметры собственного дискретного распределения также считать переменными; мы использовали диверсификацию по величине суммы активов. Согласно предложенной ранее схеме, поиск максимума функции правдоподобия осуществлялся последовательно на серии однотипных разбиений совокупности банков на группы с предположительно высокой внутригрупповой зависимостью. В качестве совместного распределения было выбрано многомерное дискретное. Для сокращения числа параметров, определяющих конкретное распределение данного вида мы предположили, что первоочередной интерес представляет идентификация наличия таких связей, которые потенциально могут значительно изменить значения оценок эффективности и других важных показателей. Поэтому регулирующий изменение вида закона распределения параметр моделировал переход от случая, когда более вероятно одновременное появление значений эффективности, близких по величине – то есть, от положительной корреляции, к противоположному – с более вероятным появлением разноуровневых значений (здесь и далее речь идет об эффективности по затратам).

Другой вариант построения закона распределения был выбран из соображения его адаптации к применению метода моментов. Если изучаемые эффективности предположительно конечно зависимы, то среди них достаточно большое число некоррелированных (которые можно предварительно отобрать из уже упомянутого массива). В конкретной квартальной выборке, по результатам расчета (для независимых эффективностей) определен массив отклонений от границы (ранее обозначенных ε_j); вычисляя выборочные

моменты вида $\frac{1}{n} \sum \varepsilon_j \varepsilon_k$ (суммирование по j , каждому

индексу j сопоставлен определенный индекс $k = k(j)$), можно устанавливать отдельные существенные связи между банками. Здесь возникает проблема выбора компромисса между степенью адекватности и объемом вычислений. В наших расчетах мы констатировали, что определение параметров по первому варианту не противоречит их определению по второму, что, впрочем, не закрывает проблему разработки экономичного способа выделения коррелированных зависимостей. С другой стороны, уже найденные частные законы распределения для отдельных «зависимых» групп могут измениться лишь в пределах повышения точности их отыскания по принятому методу, то есть, выводы, базирующиеся только на этих частных законах, принципиально измениться не могут.

Проведенные расчеты показали, что в пределах рассмотренных вариантов совместных дискретных законов распределений эффективностей отдельных банков, максимум функции правдоподобия достигался при значении параметра «регулировки», соответствующем положительной корреляции между случайными величинами u_m отдельных банков, включенных в структуру зависимости (заметим, что эти расчеты были проведены по исходным данным, не включавшимся в проведенные ранее расчеты исходного массива показателей эффективности, то есть результаты свидетельствуют о сохранении в целом этой структуры в новом массиве данных). Примечательно, что в другой структуре, преднамеренно выбранной как далекой от исследованной (то

есть, объединяющей банки с низкими в совокупности коэффициентами корреляции между эффективностями), этот параметр регуляции определял также низкий коэффициент корреляции между U_m . Изменения в структуре распределения значений эффективности – по сравнению с «независимым» случаем следующие.

Общим итогом является заметное выравнивание оценок эффективности между банками, включенными в структуру как «взаимозависимые» в смысле эффективности. С другой стороны, собственно уровни эффективности изменились в сторону увеличения разброса, так что в среднем по совокупности банков эффективность осталась на близком к исходному уровню (с учетом определения ее как средневзвешенной по величине активов; первично рассчитываемые эффективности возросли, и этот факт объясним, поскольку в параметрическое семейство совместных распределений с зависимыми компонентами входило как частный случай и распределение, соответствующее независимым эффективностям). Более точно, в зависимости от сочетания ранее установленных значений эффективности произошли следующие изменения (табл. 3).

Таблица 3

ХАРАКТЕР ИЗМЕНЕНИЙ В РАСПРЕДЕЛЕНИИ ЗНАЧЕНИЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ

Тип сочетания значений эффективности в группах «зависимости»	Характер изменения значений эффективности по сравнению с предположением об их независимости
Все значения – высокие (свыше 80%)	Без выраженной тенденции
Сочетание высоких и умеренных значений	Сближение, преимущественно с увеличением среднего значения
Сочетание высоких и низких (менее 45%) значений	Сближение, преимущественно с уменьшением среднего значения и более значительным снижением высокого значения
Умеренные значения	Без выраженной тенденции, с увеличением разброса
Сочетание умеренных и низких значений	Сближение, преимущественно с уменьшением всех значений
Низкие значения	Без выраженной тенденции

Примечательно, что изменились в сторону уменьшения показатели ES , причем у значительного числа банков, и при этом примерно половина этих показателей перешла критическое значение единица (в случае оценки эффективности по затратам этот факт свидетельствует, что предположение о независимости искажает в худшую сторону оценку эффекта от масштаба. Таким образом, учет зависимости между эффективностями может изменить суждение не только о самих эффективностях, но и о других важных показателях, характеризующих банки. Несмотря на то, что данные результаты по многим соображениям следует считать предварительными, принципиально важно, что охват более широкого круга распределений, чем распределения независимых эффективностей, может привести к качественным изменениям совокупных характеристик рассматриваемой системы, в данном случае – банковского сектора. Более обоснованные оценки эффективности могут быть учтены и при разработке дифференцированных нормативных требованиях к банкам со стороны регулятора системы.

Литература

1. Лейбенштайн Х. Аллокативная эффективность в сравнении с «Х-эффективностью» [Текст] / Х. Лейбенштайн // Теория фирмы. – СПб. : Экономическая школа, 1995. – С. 432-447.
2. Лепехин Г.Д. Эффективность российского банковского сектора [Текст] / Г.Д. Лепехин, С.Р. Моисеев // Банковское дело. – 2007. – № 6. – С. 22-27.
3. Шергин В.В. О возможности дифференцированного подхода к оценке эффективности деятельности банков [Текст] // Вестник ИНЖЭКОНА. – Серия Экономика. – 2009. – № 1. – С. 154-158.
4. Rinott Y. On Edgeworth expansions for dependency-neighborhoods chain structures and Stein's method / Y. Rinott, V. Rotar // Probab. Theory Related Fields –2003. – V. 126, № 4. – P. 528–570.
5. Shergin V. The Central Limit Theorem for Finitely Dependent Random Variables. / V. Shergin // Prob. Theory and Math. Stat. – Proc. Of the Fifth Vilnius Conference, V.2. – Vilnius, 1990. – P. 272 – 277.

Ключевые слова

Х-эффективность, стохастические граничные методы; эффективность банковской деятельности; банковские риски, слабо зависимые случайные величины; зависимость между показателями эффективности по затратам и по прибыли; зависимость между показателями эффективности банков; рентабельность; дискретные распределения для эффективности.

Шергин Владимир Владимирович

РЕЦЕНЗИЯ

В статье обсуждаются представляющие несомненный интерес оценки эффективности деятельности банков. Граничные методы оценки эффективности относительно редко рассматриваются в отечественной научной литературе; результат их применения может дополнить информацию, доставляемую общепотребительными оценочными показателями.

Анализ фактических данных позволяет автору обосновать целесообразность совершенствования граничных методов оценки эффективности. Изложенные подходы к решению этого вопроса логически обоснованы, используют современный математический аппарат и могут существенно повысить практическую значимость рассматриваемой методики.

Петрухин А.Б., д.э.н., профессор, заведующий кафедрой «Организация, экономика и управление производством» Ивановского государственного архитектурно-строительного университета

3.12. EFFICIENCY IN BANKING – STOCHASTIC FRONTIER APPROACH.

V.V. Shergin, Candidate of Sciences (Mathematic), Assistant Professor, Department of Economy and Finance

State University for Chemistry and Technology

In article are brought results of the calculation by means of using the stochastic frontier methods to relative efficiency of the banks to Russian Federation. It is offered take into account in calculation possible presence to dependencies between factor of efficiency of the banks.

Literature

1. H. Leibenstain. Allocative efficiency in comparison with «X – efficiency» / H. Leibenstain // Theory firmy. – SPB. : – Economic school, 1995. – p. 432-447.
2. G.D. Lepehin. Efficiency russian bank sektor. / G.D. Lepehin, S.R. Moiseev // Bankovskoe delo. – 2007. – 6. – p. 22-27.
3. V.V. Shergin. About possibility of the differentiated approach to estimation of efficiency to activity of the banks / V.V. Shergin // Vestnik INZHEKONA. – Ekonomika. – 2009. – №1 (28) – p. 154-158.

4. Y. Rinott. On Edgeworth expansions for dependency-neighborhoods chain structures and Stein's method / Y. Rinott V. Rotar // Probab. Theory Related Fields –2003. – V. 126, №4. – p. 528-570.
5. V. Shergin. The Central Limit Theorem for Finitely Dependent Random Variables. / V. Shergin // Prob. Theory and Math. Stat. – Proc. Of the Fifth Vilnius Conference, V. 2. – Vilnius, 1990. – p. 272-277.

Keywords

X-efficiency; stochastic frontier methods; efficiency to bank activity; bank risks; weakly dependent random variables; dependency between factor of efficiency on expenses and on profit; dependency between factor of efficiency of the banks; profitability; discrete distribution for efficiency.