В. В. Шергин

ОБ ОЦЕНКАХ ЭФФЕКТИВНОСТИ В БАНКОВСКОМ СЕКТОРЕ

Работа представлена кафедрой экономики и финансов
Ивановского государственного химико-технологического университета.

В статье приведены результаты расчетов, проведенных посредством применения стохастических граничных методов, относительной эффективности банков Российской Федерации. Предложены модели для оценки эффективности , учитывающие возможную взаимозависимость показателей эффективности отдельных банков.

Ключевые слова: *X-эффективность, стохастические граничные методы, слабо зависимые случайные величины.*

V. Shergin

EFFICIENCY ESTIMATION IN THE BANKING SECTOR

The article presents the results of the calculation of Russian banks' relative efficiency carried out by means of using the stochastic frontier methods. The author proposes the models for estimation of the efficiency taking into account the possible interdependence of the efficiency factors among certain banks.

Key words: *X-efficiency, stochastic frontier approach, weakly dependent random variables.*

Текущая экономическая ситуация определенным образом смещает акценты в оценке значимости тех или иных методов экономических исследований. Обращаясь к инструментарию анализа и прогнозирования банковской деятельности, следует отметить, что необходимость и пути совершенствования контроля и регулирования деятельности банков уже нашли отражение в известном документе Базель II. Некоторые содержащиеся в нем положения 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.

Теории и практике применения граничных методов в последние годы уделялось заметное внимание в научных экономических

публикациях (преимущественно зарубежных). В основном изучается эффективность в банковском секторе; есть работы, посвященные исследованиям эффективности посредством этих методов в медицине, образовании, сельском хозяйстве и других отраслях. 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 обусловливают 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. Естественно ожидать, чтобы определяемый граничными методами оптимальный уровень, например, прибыли, в основном соответствовал наиболее рентабельным в обычном смысле фирмам. Далее приводятся некоторые результаты проведенных автором расчетов оценок относительной эффективности деятельности и обсуждаются возможные варианты реализации совершенствования метода.

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^{O}, 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 так называемую translog-форму представления (для дальнейших рассуждений это несущественно). Тогда, согласно SFA, оптимальное TC^{O}_m и фактическое TC_m значения затрат банка m, а также аналогичные значения прибыли P^{O}_m и P_m связаны соотношениями:

$$\ln TC_m = \ln TC^{O}_m + u_{TC,m} + v_{TC,m} \text{ (а)};$$

$$\ln P_m = \ln P^{O}_m - u_{P,m} + v_{P,m} \text{ (б)}. \qquad (1)$$

Здесь $u_{TC,m}$, $u_{P,m}$ – *положительные* случайные величины; под эффективностью $Eff_m(\ldots)$ понимается величина $exp(-u^*_{(\ldots),m})$, выраженная, например, в процентах; $u^*_{(\ldots)}$ – полученная по расчету оценка значения $u_{(\ldots)}$, а «(…)» заменяет любое из обозначений TC, P; далее будем применять также обозначения u_m или просто u, если в текущем контексте уточнения не являются необходимыми. Случайные величины $v_{(\ldots)}$ символизируют «случайный шум»; мы примем, что эти величины независимы между собой при различных m, независимы от всех величин $u_{(\ldots)}$ и распределены по нормальному закону с нулевым средним и некоторой дисперсией.

Первоначально применение SFA базировалось на предположении, что $u_{TC,m}$ (и – отдельно – $u_{P,m}$) являются независимыми и одинаково распределенными. Отмеченные выше вопросы по поводу исходных предпосылок метода конкретизируем следующим образом.

1. Каковы адекватные предположения о совместном законе распределения случайных величин $u_{TC,m}$? В частности, можно ли предположить, что эти величины независимы? Те же вопросы относятся и к величинам $u_{P,m}$.

2. Насколько существенна информация о совместном законе распределения случайных величин $u_{TC,m}$ и $u_{P,m}$ при данном m или, что практически означает то же самое, в каких пределах допустимо использование результатов расчетов, проведенных независимо по (1а) и (1б) для данной совокупности банков?

Анализ результатов расчетов в плане значимости отказа от предположения о независимости, по-видимому, не затрагивался в

литературе, также как и второй вопрос. Очевидно, желательно обосновать практическую актуальность названных проблем и предложить хотя бы подходы к их решению.

Отметим прежде всего, что оба вопроса осложняются неявным присутствием ряда «технических» проблем вычислительного характера. Так, выбор в качестве закона распределения для величин $u_{(\ldots)}$ усеченного нормального во многом предопределен относительной простотой отыскания плотности распределения суммы $u_{(\ldots)} + v_{(\ldots)}$ – преимуществом, обращающимся в свою противоположность при отыскании законов распределений зависимых величин. Одной из возможных альтернатив является использование дискретных распределений. Проведенные расчеты показали, что при подходящем выборе конкретного дискретного распределения мы получаем в предположении независимости величин $u_{(\ldots)}$ линейное соответствие между «дискретными» и «непрерывными» эффективностями с коэффициентом корреляции до 0,95; следовательно, применение дискретных распределений для зависимых эффективностей может быть адекватным. Возможно, и само предположение о независимости эффективностей в значительной мере обусловлено отсутствием методов оценки параметров зависимых величин, сравнимых по простоте и точности с методом максимального правдоподобия. «Технической» является и проблема включения в расчет убыточных банков: необходимое в этом случае для применимости (1б) преобразование вида $P^* = P + \Delta$ существенно затрудняет сравнение результатов, относящихся к различным выборкам.

Приведем некоторые результаты расчетов по модели SFA, проведенных при предположении, что *независимые* u_m имеют одинаковое усеченное слева нормальное распределение. Для примерно 200 наиболее крупных банков установлено, что средняя эффективность по затратам в 2005–2008 гг. (поквартальные выборки) составляла около 65% с достаточно явно выраженным, но незначительным по величине снижением, что в целом согласуется с результатами других исследований (например, [2]); средняя эффективность по прибыли чуть выше – около 70%. Сопоставление трех величин: Eff(TC), Eff(P) и ROA отражено в табл. 1, где банки разбиты на четыре равные группы в порядке возрастания соответствующей эффективности.

Здесь можно констатировать преобладание сочетаний разноуровневых значений эффективности. В том же массиве данных, который был использован при подготовке табл. 1, 2 коэффициенты корреляции между совокупностями значений Eff(P) и Eff(TC) всех банков в каждом отдельном квартале – все отрицательны, хотя и не все значимы, и более чем в половине случаев отрицательны коэффициенты корреляции между значениями Eff(P) и Eff(TC) для каждого отдельного банка. В частности, это свидетельствует о потенциальной возможности зависимости случайных величин $u_{TC,m}$ и $u_{P,m}$.

Таблица 1

А. Распределение сочетаний различных уровней эффективности по затратам и по прибыли

Группы по возрастанию Eff(P)	Группы по возрастанию Eff(TC)			
	I	II	III	IV
I	6	8	13	12
II	7	10	11	10
III	14	9	6	10
IV	12	12	8	8

Б. Средние значения эффективностей и ROA, %

Среднее значение в группе	Группы по возрастанию Eff(TC)			
	I	II	III	IV
Eff(TC)	39	62	73	82
Eff(P)	64	62	57	59
ROA	1,25	1,03	1,06	1,01
	Группы по возрастанию Eff(P)			
	I	II	III	IV
Eff(P)	45	58	66	75
Eff(TC)	68	67	61	60
ROA	0,6	1	1,1	1,75

Интересно отметить, что сходная тенденция обнаруживается при анализе показателей «экономии на масштабе» (Economies of Scale), рассчитываемые в данной модели как

$$ES_{m,k}(TC) = \left(\frac{\partial \ln TC^{O}}{\partial \ln Y_k} \right)_{\mathrm{m}}$$

$$\text{и } ES_{m,k}(P) = \left(\frac{\partial \ln P^{O}}{\partial \ln Y_k} \right)_{\mathrm{m}},$$

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 одновременно большие или одновременно малые значения). Оба обстоятельства косвенно свидетельствуют о специфике распределения приоритетов в управлении прибылью и затратами в отечественных банках в настоящее время.

Между показателями ROA и Eff(TC) существенной связи нет, что подтверждается и более подробным анализом; показатели ROA и Eff(P) в среднем меняются однонаправленно (коэффициент корреляции между ними в поквартальных выборках около 0,4). Последнее, по крайней мере, не противоречит экономическому смыслу и позволяет надеяться на создание продуктивных моделей типа (1), включающих расчет рентабельностей и других подобных показателей.

Представляет интерес сравнение показателей эффективности отдельных банков. В табл. 2 отражено распределение числа больших значений коэффициента корреляции R между массивами значений $\mathrm{Eff_m(TC)}$ для различных m поквартально за 2006–2008 гг. (по t-критерию $R = 0{,}75$ здесь значимо при 5% уровне, но распределение эффективностей заведомо не является нормальным; можно лишь назвать значение 0,75 достаточно высоким).

Таким образом, зависимых показателей $u_{TC,m}$ достаточно много; они распределены относительно равномерно по отношению к среднему уровню эффективности. При этом показатели банков с низким уровнем эффективности несколько меньше связаны с показателями других банков, возможно, потому, что низкая эффективность в целом связана с нестабильностью деятельности. Если обратиться ко всему ($\approx 200 \times 200$) массиву корреляций, то – за исключением небольшого числа банков, группы с большими в совокупности внутригрупповыми значениями R, как правило, невелики, состоят не более чем из 3–5 банков.

Таблица 2

Распределение числа случаев $|R(u_{TC,m}, u_{TC,k})| > 0{,}75$ по группам в зависимости от среднего уровня эффективности по затратам – процент числа существенных связей среди всех возможных в данном сочетании групп

Число банков в группе	Средняя эффективность	Более 70%	60–70%	50–60%	45–50%	Менее 45%
	Группы	A	B	C	D	E
14	A	15	21	14	14	9,5
38	B	21	13	18	17,5	8,5
27	C	14	18	7	14,5	10,5
25	D	14	17,5	14,5	7	13
21	E	9,5	8,5	10,5	13	3,5

Определенный интерес представляет распределение зависимостей по банкам различного размера; примечательно, что более зависимы показатели банков близкого размера.

Таблица 3

Распределение числа случаев $|R(u_{TC,m}, u_{TC,k})| > 0{,}75$ по группам в зависимости от величины активов банка (на начало 2008 г.) – средний процент числа существенных связей среди всех возможных в данном сочетании групп

Число банков в группе	Сумма активов, млрд. руб.	3,5–6	6–10	10–20	20–65	Более 65
	Группы	A	B	C	D	E
25	A	19,5	14	13,5	9	12
31	B	14	16	16	14	14
28	C	13,5	16	22,5	18	19
27	D	9	14	18	18,5	17,5
14	E	12	14	19	17,5	21,5

Эти и некоторые другие результаты расчетов делают актуальным учет возможной взаимозависимости величин u в модели. В какой мере это может быть практически важным? Рассчитанные эффективности позволяют оценить величину Z – сумму неэффективных, т. е. превышающих оптимальный уровень затрат всех банков; она оказалась примерно в два раза больше, чем полученная этими банками прибыль. В рассматриваемой модели Z – случайная величина. При базовых предположениях поведение Z хорошо изучено; в частности, в нашем случае это позволило определить, что ширина доверительного интервала для $\mathrm{Eff_m(TC)}$ при уровне значимости 0,05 составила около 3%. При этом уменьшение эффективности по затратам примерно на 5% равномерно для всех банков означало бы, что около 10% банков оказались убыточными. Определение доверительных интервалов для Z возможно и при *зависимых* $u_{(...)}$, но при этом оценки его величины могут быть существенно выше. Очевидный интерес представляет и вычисление вероятностей одновременного снижения эффективности в нескольких банках. При независимых и одинаково распределенных u_m вероятность одновременного осуществления N событий вида $u_{(...)} > u^0$ равна

$$P = P(u_{m1} > u^0, ..., u_{mN} > u^0) = p^N,$$

где $p = P(u_m > u^0)$; если $p < 1$, то P экспоненциально убывает с ростом N; для зависимых u_m эта вероятность может убывать гораздо медленнее. Ясно, что при достаточно большом числе проблемных банков N происходят системные изменения, и модели типа (1) просто неприменимы, но предположение о независимости может существенно занизить оценку вероятности такого перехода.

Следовательно, пересмотр базового предположения о независимости эффективностей целесообразен. Какими могут быть практически реализуемые варианты его обобщения? Экономически обосновать наличие зависимости между показателями эффективности банков (учитывая и изначальное определение X-эффективности [1]) можно близкими условиями функционирования (например, принадлежность 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, применимых на практике. Следует отметить, что важным моментом является выбор типа слабой зависимости; при этом желательно, чтобы модель была адекватна и в других задачах исследования деятельности банков. Так, для слабо зависимых величин часто справедлива оценка $P \approx p^{(N/K)}$, где K определяется выбранным типом слабой зависимости (m-зависимые, конечно зависимые случайные величины, величины с перемешиванием); при больших N и $p < 1$ величина P так же, как и для независимых u_m, становится исчезающе малой, что не всегда соответствует действительности. Вне «критической зоны» именно упоминаемые ниже конечно зависимые случайные величины, по нашему мнению, могут дать достаточно адекватное описание связей между эффективностями. Преимуществом этого типа слабой зависимости является инвариантное относительно любой нумерации рассматриваемых величин определение меры зависимости между ними. Более общий тип зависимостей такого вида рассмотрен в работе [4]; дополнительные ограничения, необходимые для справедливости приводимых в [4] утверждений, вообще говоря, сложно проверить на практике, однако реально они, скорее всего, выполняются. Далее, полная информация о поведении u_m в совокупности содержится только в совместном законе распределения G этих случайных величин. В отличие от базовых предположений представляется достаточно сложным дать конструктивное описание аналитиче-

ских выражений законов распределений, удовлетворяющих условиям слабой зависимости. Отдельные частные задачи исследования эффективности могут быть решены и при неполном задании функции G. Пусть, например, случайные величины u_m конечно зависимы, т. е. для каждого m определено множество индексов B(m) такое, что случайная величина u_m и совокупность случайных величин $\{u_k, k$ не принадлежит B(m)$\}$ независимы. В этом случае относительно просто разрешима упомянутая выше задача оценки вероятностей, связанных с поведением суммы неэффективных затрат: для конечно зависимых случайных величин известны содержательные оценки в центральной предельной теореме (в наиболее общей форме впервые установленные в работе [5]); требуемые при этом оценки дисперсии суммы u_m и величин $E|u_m^3|$ могут быть получены по методу моментов, применимость которого для конечно зависимых величин и статистические свойства получаемых оценок параметров исследовать относительно несложно. Выше отмечалось также, что в «независимом» случае могут быть использованы и дискретные распределения для u_m . Если u_m – дискретные случайные величины, то оценки вероятностей вида $P(u_k = a_{kj}, k \in B(m))$ могут быть получены по оценкам некоторого числа моментов вида $E(u_k^a \cdot \ldots \cdot u_l^b)$, т. е. также по методу моментов.

Вместе с тем даже при решении отмеченных частных задач, остается сложным вопрос выделения групп потенциально зависимых эффективностей; какой-либо перебор вариантов нереален ввиду их большого количества. С целью проверить предположение о возможной взаимозависимости эффективностей мы рассмотрели одну частную модель с ограниченным числом возможных попарных зависимостей между ними (выбранными с учетом результатов, нашедших отражение в табл. 1, 2) и дискретным распределением для u_m (типа распределения Пуассона). В совместное распределение величин u_m вносилось «возмущение», моделирующее увеличение степени зависимости, как в направлении положительной, так и отрицательной корреляции (если $p_{jk} = p_j p_k$ – вероятности событий $\{u_m=a_j$ и $u_n=a_k\}$ при независимых u, положим $(p_{jk})^* = p_{jk} + t_{jk}$, выбирая t_{jk} подчиненными условию $\Sigma_j t_{jk} = 0$ и $\Sigma_k t_{jk} = 0$).

Для расширения множества «пробных» распределений использовался также следующий прием, представляющий, возможно, самостоятельный интерес.

Пусть $F_1 = F_1(x_1,\ldots,x_n)$ и $F_2 = F_2(x_1,\ldots,x_n)$ – две функции распределения, $\alpha>0$, $\beta>0$, $\alpha+\beta = 1$ и $F = F(x_1,\ldots,x_n) = (F_1)^\alpha(F_2)^\beta$. Тогда F будет функцией распределения. Если законы F_1 и F_2 относятся к наборам слабо зависимых величин одного из указанных выше типов, то установленные для таких величин результаты (например, различного рода оценки в центральной предельной теореме и другие) будут верны и по отношению к случайным величинам, задаваемым законом F. Пусть, далее, рассматриваемые банки разбиты на несколько небольших групп – в простейшем варианте последовательно, согласно некоторой нумерации, на группы одного размера, то есть группы, содержащие номера: {1,2, …, K}, {K+1, …, 2K} , {2K+1,…, 3K}, … . Предположим, что случайные величины u_m с номерами, относящиеся к разным группам, независимы. Рассмотрим величины $\eta_m = u_m + v_m$, где v_j – независимые нормальные величины, «шумы» в представлении (1). Зададим некоторый закон распределения $H(x_1,\ldots,x_K)$, общий для всех групп и определяющий поведение u_m в группе, и рассчитаем $G(x_1, \ldots, x_K)$ – закон распределения величин η_m для группы. Тогда совместный закон распределения всех величин η_j имеет вид

$$G_1(x_1,\ldots,x_n) = G(x_1, \ldots, x_K) \cdot G(x_{K+1}, \ldots, x_{2K}) \cdot \ldots \cdot G^*(x_{MK+1}, \ldots, x_n) \qquad (3)$$

(здесь и далее последний и/или первый множители, G^*, G° могут иметь особый вид из-за «неправильного» числа переменных). Рассмотрим далее группы {1}, {2, … , K+1}, {K+2, …, 2K+1}, … и закон

$$G_2 = G^\circ(x_1) \cdot G^\#(x_2, \ldots, x_{K+1}) \cdot G^\#(x_{K+2}, \ldots, x_{2K+1}) \cdot \ldots \qquad (4)$$

(равенство функций G и $G^\#$ может быть включено в состав предположений модели),

далее группы … {K}, {K+1, …, 2K-1}, {2K, …, 3K–1}, … и закон G_K. Положим

$$\ln F = p_1 \ln G_1 + \ldots + p_K \ln G_K,$$
$$p_k > 0,\ p_1 + \ldots + p_K = 1.$$

Тогда случайные величины η_1 , …, η_n, – т. е. суммы «эффективность + шум», имеющие закон распределения F, будут конечно зависимыми (более точно – 2К-зависимыми). Способ задания функций F и $G_1,\ldots,G_K$ позволяет провести преобразования, необходимые для применения метода максимального правдоподобия с не очень обременительными осложнениями. Отметим, что если функции G, $G^{\#}$, G^{*}, G° при подходящем выборе их параметров соответствуют наборам независимых величин, то же будет верно и для результирующей функции F. Таким образом, предположение о том, что совместное распределение величин η_j имеет вид F, является более общим по сравнению с предположением о независимости; среди функций, параметризуемых по типу F, максимум функции правдоподобия может достигаться и для не являющихся независимыми величин и тем самым использование последних в модели следует признать лучшим. Насколько значительно и полезно это обобщение, оценивается в конечном счете практикой.

Проведенные расчеты показывают, что максимум функции правдоподобия в модели с зависимыми u_m может быть заметно больше и достигается при *положительном* (по оценке) коэффициенте корреляции между эффективностями отдельных банков в данной предопределенной структуре зависимости. При мало изменившемся среднем уровне эффективности зафиксировано заметное перераспределение эффективности между «зависимыми» банками: при общей тенденции сближения определяющим для величины изменения эффективности является сочетание уровней эффективности в «независимом» случае. Далее следует оптимизировать способ выбора структуры предполагаемых взаимозависимостей в массиве эффективностей и тогда с учетом рассуждений, приведенных в работе [3], можно будет в той или иной степени общности решить в комплексе задачу включения в модель не обязательно независимых и не одинаково распределенных эффективностей.

Что может изменить в теории и практике применения SFA признание адекватным предположения о возможной зависимости эффективностей?

Одним из преимуществ параметрических методов при базовых предположениях является незначительное влияние показателей отдельных банков на положение собственно границы эффективности. По-видимому, в условиях слабой зависимости это свойство сохранится (при изменении оценок погрешности). Однако оценки величин Eff_m каждого банка будут, уже в случае конечно зависимых величин, в соответствии с (2) включать показатели других банков. Известно, что не все банки, в том числе и достаточно крупные, публикуют открыто данные форм 101 и 102, по которым формируется массив переменных модели (1), и отсутствие таких данных может изменить оценки величин Eff_m. С другой стороны, даже при условии полноты информации, значимость степени соответствия показателей отдельных банков нормативным и, соответственно, предложения по величине и направленности регулирующих воздействий также следует определять в комплексе.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Лейбенстайн Х. Аллокативная эффективность в сравнении с "Х – эффективностью" // Теория фирмы. СПб.: Экономическая школа, 1995. С. 432–447.

2. *Лепехин Г. Д.*, *Моисеев С. Р.* Эффективность российского банковского сектора // Банковское дело. 2007. № 6. С. 22–27.

3. *Шергин В. В.* О возможности дифференцированного подхода к оценке эффективности деятельности банков // Вестник ИНЖЭКОНА. Сер. экономика. 2009. № 1 (28). 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. Vol. 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, Vol. 2. Vilnius, 1990. P. 272–277.

REFERENCES

1. *Leybenstayn Kh*. Allokativnaya effektivnost' v sravnenii s "X – effektivnost'yu" // Teoriya firmy. SPb.: Ekonomicheskaya shkola, 1995. S. 432–447.

2. *Lepekhin G. D., Moiseyev S. R.* Effektivnost' rossiyskogo bankovskogo sektora // Bankovskoye delo. 2007. N 6. S. 22–27.

3. *Shergin V. V.* O vozmozhnosti differentsirovannogo podkhoda k otsenke effektivnosti deyatel'nosti bankov // Vestnik INZhEKONA. Ser. ekonomika. 2009. N 1 (28). S. 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. Vol. 126, N 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, Vol. 2. Vilnius, 1990. P. 272–277.