УДК 336.717.061: 519.233.3

В. Ю. ДУБНИЦКИЙ, А. Ю. МИРОШНИК

Харьковский институт банковского дела Университета банковского дела Национального банкаУкраины (г. Киев)

ОБОСНОВАНИЕ ВЫБОРА ДИСКРИМИНАНТНОЙ ФУНКЦИИ, ОЦЕНИВАЮЩЕЙ НАДЁЖНОСТЬ БАНКА

Изложена методика выбора дискриминантной функции, разделяющей банки по возможности выполнения своих обязательств. На первом этапе проверяли гипотезу о многомерном нормальном распределении признаков по совокупности критериев. В случае выполнения этого условия предложено определять дискриминантную функцию, реализующую байесово правило принятия гипотез. Если условие нормальности не выполнено, то предложено определять функцию, задающую в пространстве признаков разделяющую поверхность. Признаками, выбраны следующие: уставной капитал, средства банков, средства юридических лиц, средства физических лиц, денежные средства и их эквиваленты, денежные средства в других банках, кредиты и задолженность юридических и физических лиц, прибыль/убыток. Приведен численный пример решения задачи.

Ключевые слова: *надёжность банка, дискриминантная функция, многомерное нормальное распределение, критерии Мардиа, критерий Хенце-Цирклера.*

Введение

Деятельность любого банка связана с риском. В Законе Украины «О банках и банковской деятельности» [1] приведено такое определение: «Банковская деятельность – привлечение во вклады денежных средств физических и юридических лиц и размещение указанных средств от своего имени, на собственных условиях и на собственный риск, открытие и ведение банковских счетов физических и юридических лиц». Следовательно, вопросы, связанные с оценкой уровня риска вкладчика банка и оценка надежности банка по отношению к вкладчику является актуальной. В настоящее время предложено много разнообразных методик, различающихся как по перечню используемых показателей, так и по применяемому математическому аппарату. Следует отметить, что точность оценки уровня риска зависит не только от вида используемой для этой цели модели, но и от того, насколько формальные ограничения модели соответствуют свойствам используемых данных.

Методы, используемые для определения уровня риска невыполнения обязательств можно сгруппировать по таким классификационным характеристикам: по виду используемых исходных данных, по методам их обработки, по виду получаемой оценки риска. По виду используемых данных можно выделить методы, основанные на использовании сведений, приведенных в статистической или бухгалтерской отчётности и методы, основанные на использовании сведений, отсутствующих в обязательной отчётности. Методы обработки данных также можно разделить на два класса. К первому классу можно отнести методы, применение которых требует, чтобы исходная информация соответствовала многомерному нормальному распределению. К таким методам можно отнести, например, построение дискриминантной функции Фишера или близкие к ней по идеологии байесовские классификаторы. Ко второму классу можно отнести методы, свободные от такого ограничения. По виду получаемой характеристики, определяющей уровень риска невыполнения обязательств также можно выделить две группы методов. К первой группе методов можно отнести методы, основанные на оценке риска невыполнения обязательств, измеренные в непрерывной шкале, например, вероятности невыполнения обязательств. Ко второй группе методов можно отнести методы, оценивающие возможность невыполнения обязательств в дихотомической шкале, то есть по правилу «выполнит – не выполнит», иногда говорят о построении дискриминантной функции с релейной правой частью.

1. Формулирование проблемы

1.1. Анализ литературы

Подробное формальное описание методов первой группы приведено в работе [2, 3]. Наиболее распространёнными методами в настоящее время приняты методы логит-регрессии и пробит-регрессии. Рассмотрим особенности применения этих методов на следующем примере. Пусть по результатам наблюдений над m финансовыми показателями, полученными по данным отчётности n банков, определена матрица вида:

$$X = \begin{vmatrix} x_{11} & x_{12}\cdots & x_{1j}\cdots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22}\cdots & x_{2j}\cdots & x_{2m} \\ x_{i1} & x_{i2}\cdots & x_{ij}\cdots & x_{im} \\ x_{n1} & x_{n2}\cdots & x_{nj}\cdots & x_{nm} \end{vmatrix}, \qquad (1)$$

в которой элемент x_{ij}, $i = 1, 2, \ldots n$, $j = 1, 2, \ldots m$ соответствует значению j –го показателя в i-ом банке. Для дальнейшего изложения примем, что

$$X_i = (x_{i1}, x_{s2}, \ldots xij, \ldots x_{in}). \qquad (2)$$

Кроме этого также задан вектор

$$Y = \left(y_1, y_2, \ldots y_i, \ldots y_n\right)^T, \qquad (3)$$

каждый элемент которого задан условием:

$$y_i = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}. \qquad (4)$$

Условие $y_i = 1$ означает, что спустя некоторое, заранее оговоренное время T i-ый банк сможет выполнить свои обязательства (событие А), условие $y_i = 0$ означает, что спустя время T i-ый банк не сможет выполнить свои обязательства (событие $\overline{A}$).

Определение условной вероятности события А, то есть величины, состоящего в том, что банк окажется способным выполнить обязательства на наборе переменных (2) выполняют в два этапа. На первом этапе получают уравнение регрессии относительно вспомогательной переменной z вида:

$$z_i = b_0 + \sum_{j=1}^{m} b_i x_{ij} + \varepsilon_i,\ i = \overline{1,n},\ j = \overline{1,m};\ z_i = y_i. \qquad (5)$$

Для получения численного значения величины $P(Y_i = 1|X_i)$ выполняют преобразование

$$P(Y_i = 1|X_i) = \Psi(z). \qquad (6)$$

Если

$$\Psi(z) = \frac{\exp(z)}{1+\exp(z)} = \frac{1}{1+\exp(-z)} = \frac{1}{2}(1+\mathrm{th}(z)), \qquad (7)$$

то имеет место логит-регрессия.

Если

$$\Psi(z) = \Phi(z),\ \text{где}\ \Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx, \qquad (8)$$

то имеет место пробит-регрессия. Применение этого метода для решения задачи оценки платёжеспособности рассмотрено, например, в работах [4, 5].

В работах [2, 3] отмечено, что эти виды регрессии чувствительны к виду использованных вычислительных процедур и статистическим свойствам остатков, то есть величины ε_i. Поэтому лучше всего выполнять расчёты на специализированных программных продуктах.

В работе [6] предложено для проверки качества полученных уравнений использовать аналог коэффициента детерминации вида

$$LRI = 1 - \frac{\ln L(z)}{\ln L(b_0)}, \qquad (9)$$

где $\ln L(z)$ – максимум логарифма функции правдоподобия для условия (5), $L(b_0)$ – значение той же функции при условии, что

$\forall b_j = 0, j = 1, 2, ...m$. Величина $LRI \in [0,1]$ и чем ближе она к единице, тем качество уравнения выше.

Во втором случае, когда нужно только дать ответ на вопрос «выполнит – не выполнит обязательства» используют методы, основанные на теории распознавания образов.

Задачу, применительно к нашему случаю, в соответствии с работами [7, 8], можно представить так. Пусть дано множество объектов $M =(M_1, M_2)$. Подмножество M_1 содержит n_1 элементов, подмножество M_2 содержит n_2 элементов, причём $M_1 \cap M_2 = \varnothing, M_1 \cup M_2 = M$.

Каждый объект $M_i \, (i = 1, 2, ...n, \; n = n_1 + n_2)$, характеризуется набором признаков $(x_{1j}, x_{2j}, ...x_{nj})$, $j = 1, 2, ...m$. Примем, что каждому объекту M_i поставлена в соответствие функция $U_i = u \; (x_{1j}, x_{2j}, ...x_{ij}, ...x_{nj})$ такая, что:

$$U = \begin{cases} a, \text{ если} & M_i \in M_1; \\ -a, \text{ если} & M_i \in M_2. \end{cases} \qquad (10)$$

В задаче требуется определить численные значения параметров функции $U_i = u \; (x_{1j}, x_{2j}, ...x_{ij}, ...x_{nj})$.

Функцию вида (10) называют дискриминантной функцией. В том случае, когда при построении функции вида (10) учитывают статистические свойства признаков, то говорят о построении статистической дискриминантной функции. Методы её построения и анализа полученных результатов подробно описаны в [9, 10].

В том случае, когда при построении дискриминантной функции эти свойства не учитывают, то для построения её используют методы, описанные в работах [7, 8].

1.2. Постановка задачи

Разработка методики обоснования вида дискриминантной функции, позволяющей оценить надёжность банка.

2. Решение проблемы

2.1. Характеристика источников исходных данных

При выполнении работы были использованы данные, приведенные в [11] и официальная отчетность 49 украинских банков, размещённая на сайте НБУ [12]. Из этих 49 банков 24 банка были признаны банкротами и 25 банков, стабильно работавших на рынке. В работе использованы данные, относящиеся к году, предшествовавшему году признания банка банкротом.

Признаками, характеризующими надёжность банка были выбраны следующие: уставной капитал ($К_1$), средства банков ($К_2$), средства юридических лиц ($К_3$), средства физических лиц ($К_4$), денежные средства и их эквиваленты ($К_5$), денежные средства в других банках ($К_6$), кредиты и задолженность юридических и физических лиц, ($К_7$), прибыль/убыток ($К_8$).

При выполнении статистического анализа данных были использованы программные продукты «Statgraphiks» и «AtteStat» [13].Рассмотрим последовательность действий при обосновании выбора статистической дискриминантной функции. В работах [9, 10] отмечено, что полноценная статистическая дискриминантная функция может быть построена при условии многомерного нормального распределения вектора (2). Таким образом, для проверки корректности применения статистической дискриминантной функции необходимо проверить нормальность распределения каждой из компонент вектора (2) и вектора (2) в целом. Рассмотрим порядок проверки нормальности исходных данных на примере, приведенном в [11, с. 99]. В этой работе рассмотрена задача дискриминации должников на две группы: должников, которых можно отнести к категории аккуратных, и должников, которых можно отнести к категории неаккуратных. Признаками выбраны коэффициент покрытия $К_п$ и коэффициент финансовой задолженности $К_ф$.

2.2. Проверка гипотезы о соответствии закона распределений исходных данных многомерному нормальному закону

В настоящее время в Украине действует стандарт ДСТУ ISO5479:2009 «Статистичне опрацювання даних. Критерії відхилення від нормального розподілу». Известно [14], что применение критерия χ^2 корректно только для сгруппированных исходных данных. Поэтому в ДСТУ ISO5479:2009 предусмотрены следующие способы проверки исходных данных на нормальность: графический метод и аналитические методы, не требующие группировки данных.

Для проверки нормальности распределения коэффициентов $К_п$ и $К_ф$ использовали графический метод (рис. 1, 2), детали которого описаны в [15]. На графиках, приведенных на рис. 1 и 2 по оси абсцисс отложены фактические значения признаков, упорядоченные по возрастанию, по оси ординат отложены значения соответствующих им накопленных частот.

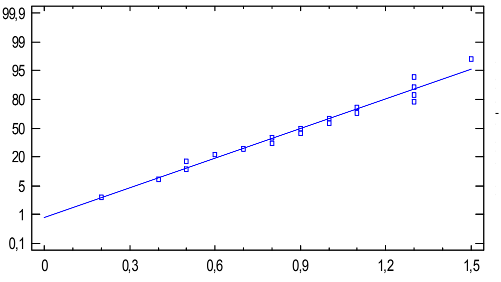

Рис. 1. Накопленные частоты значений показателя $К_п$ на вероятностной бумаге нормального распределения

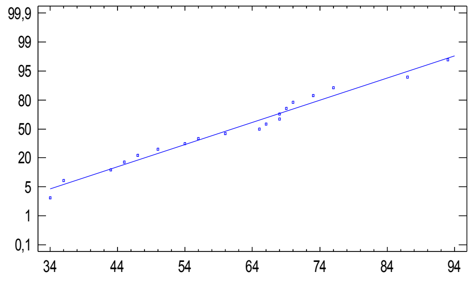

Рис. 2. Накопленные частоты значений показателя $К_ф$ на вероятностной бумаге нормального распределения

Так как график накопленных частот, построенный по фактическим данным, на вероятностной бумаге нормального распределения образует прямую линию, то распределения значений $К_п$ и $К_ф$ можно считать непротиворечащими гипотезе о нормальном распределении каждого из параметров.

В системе «AtteStat» предусмотрена серия проверок непротиворечивости исходных многомерных данных гипотезе нормального распределения. [13]. В соответствии с ними плотность многомерного нормального распределения $P(X)$ определяют по условию:

$$P(X) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |S|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(X - \overline{X} \right)' S^{-1} \left(X - \overline{X} \right) \right), \qquad (11)$$

где d – размерность плотности распределения, равная количеству признаков, S – ковариационная матрица, $\overline{X}$ – вектор размерности d, элементы которого равны математическому ожиданию каждой из компонент рассматриваемого вектора $(\ )'$ – символ транспонирования.

Статистика многомерного критерия асимметрии Мардиа имеет вид:

$$b_{1,d} = \frac{1}{n^2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left(\left(X-\overline{X}\right)' S^{-1}\left(X-\overline{X}\right)\right)^3, \tag{12}$$

где n – объём выборки. Величина $\frac{n}{6}b_{1,d}$ асимптотически распределена как χ^2 с $\nu = \frac{d\left(d+1\right)\left(d+2\right)}{6}$ степенями свободы.

Статистика многомерного критерия эксцесса Мардиа имеет вид:

$$b_{2,d} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\left(X-\overline{X}\right)' S^{-1}\left(X-\overline{X}\right)\right)^4. \tag{13}$$

Величина $b_{2,d}$ распределена асимптотически нормально $N(\mu,\sigma)$ с параметрами:

$$\mu = d(d+2), \tag{14}$$

и

$$\sigma^2 = \frac{8d\left(d+2\right)}{n}. \tag{15}$$

Статистика многомерного критерия Хенце-Цирклера имеет вид:

$$D_{n,\beta} = \frac{1}{n^2}\sum_{j=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \exp\left(-\frac{\beta^2}{2}\left|Y_j - Y_k\right|^2\right) - 2\left(1+\beta^2\right)^{-d/2}\frac{1}{n}* \tag{16}$$

$$*\sum_{j=1}^{n}\exp\left(-\frac{\beta^2}{2\left(1+\beta^2\right)}\left|Y_j\ \right|^2\right) + \left(1+2\beta^2\right)^{-d/2}.$$

β – параметр алгоритма, определяемый программой и недоступный пользователю.

$$\left|Y_j - Y_k\right|^2 = \left(\left(X_j - X_k\right)' S^{-1}\left(X_j - X_k\right)\right), \tag{17}$$

$$\left|Y_j\right|^2 = \left(\left(X_j - \overline{X}\right)' S^{-1}\left(X_j - \overline{X}\right)\right). \tag{18}$$

Величину Pv критерия определяют по нормальной аппроксимации, также недоступной пользователю.

Приведенные на рис. 1 и 2 графики построены для модельного примера, приведенного в [10]. Аналогичные графики, построенные на основе реальных данных, приведенных в [10], показаны на рис. 3 – 10.

Из этих рисунков, по их внешнему виду, следует, что использованные нами данные не соответствуют нормальному распределению. Результаты проверки соответствия использованных данных многомерному нормальному распределению показаны в табл. 1.

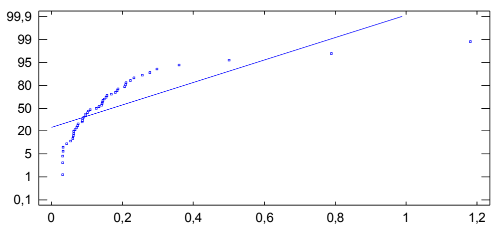

Рис. 3. Накопленные частоты значений показателя $К_1$

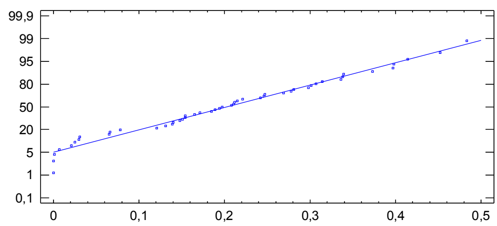

Рис. 4. Накопленные частоты значений показателя $К_2$

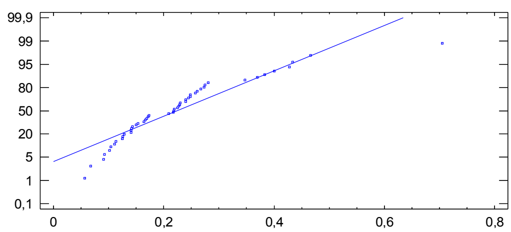

Рис. 5. Накопленные частоты значений показателя $К_3$

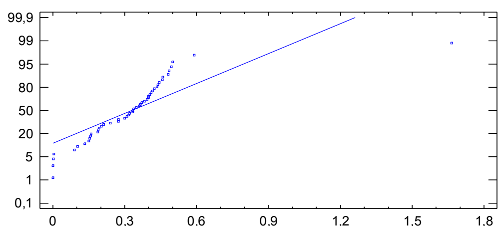

Рис. 6. Накопленные частоты значений показателя $К_4$

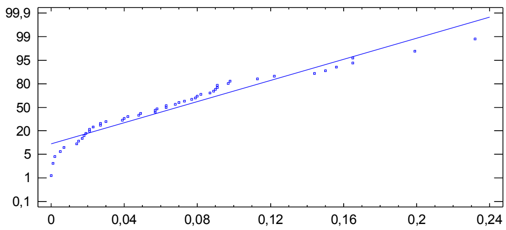

Рис. 7. Накопленные частоты значений показателя $К_5$

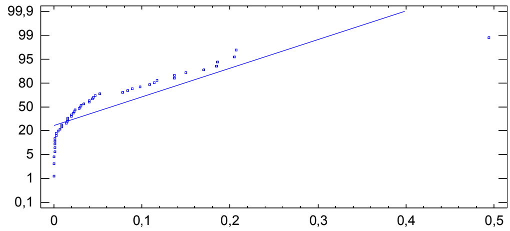

Рис. 8. Накопленные частоты значений показателя $К_6$

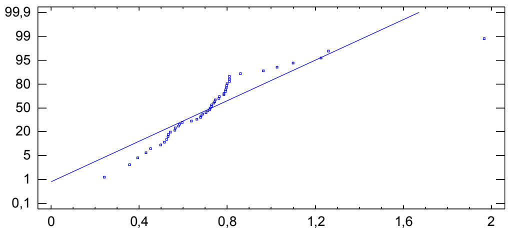

Рис. 9. Накопленные частоты значений показателя $К_7$

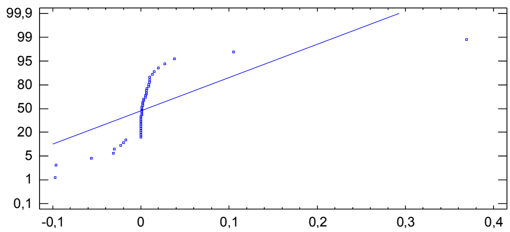

Рис. 10. Накопленные частоты значений показателя $К_8$

Таблица 1

Проверка непротиворечивости исходных данных гипотезе об их многомерном нормальном распределении

Вид критерия	Источник данных					
	Работа [11]			Работа [12]		
	Численное значение критерия	Величина Pv	Решение*	Численное значение критерия	Величина Pv	Решение
Многомерный критерий асимметрии	101,819	0,15	норм.	7254,416	0	ненорм.
Многомерный критерий эксцесс	62,014	0,039	ненорм.	225455,9	0	ненорм.
Критерий Хенце-Цирклера	570,341	0,137	норм.	6902,094	0,004	ненорм.
Объединённый критерий	-	0,357	норм.	-	0,004	ненорм.

* норм – принимается гипотеза о многомерном нормальном распределении исходных данных; ненорм – не принимается гипотеза о многомерном нормальном распределении исходных данных.

Используемые в системе «AtteStat» статистические критерии принятия гипотез основаны на вычислении величины Pv – фактически достигнутого уровня значимости. В том случае, когда количество критериев проверки статистической гипотезы $h > 1$, рекомендуется определять объединённый уровень значимости $\hat{P}v$ по формуле [16]

$$\hat{P}v = 1 - (1 - \min_{1 \le g \le h} Pv_g)^h, \ g = 1, 2, ...h. \tag{19}$$

2.3. Построение линейной разделяющей гиперплоскости

Проведенный анализ показал, что построение дискриминантной функции, выполненное в работе [10], корректно. В нашем случае, для данных, приведенных в [11], при построении дискриминантной функции необходимо использовать методы, свободные от требований к нормальности распределения исходных данных. Согласно работе [7] решение задачи разделения банков на надёжные и ненадёжные (задача дискриминации) сводится к построению оптимальной разделяющей гиперплоскости в пространстве, образованном признаками K_j, j=1,2, …8. Формально задача сводится к определению коэффициентов для уравнения вида

$$\sum_{j=1}^{m} a_j K_{ij} = U = \begin{cases} 1, \text{ если} & y_i \in Y_1; \\ -1, \text{ если} & y_i \in Y_2. \end{cases} \tag{20}$$

В условии (17) принято, что Y_1-подмножество надёжных банков, входящих в множество банков Y, Y_2-подмножество ненадёжных банков, входящих в множество банков Y.

Первоначальное уравнение для разделяющей гиперплоскости вида (20) имело вид:

$$U_1 = -0{,}4387K_1 + 2{,}2391\ K_2 - 2{,}0896\ K_3 + 0{,}8535\ K_4 + 9{,}0585\ K_5 - \\ -3{,}0378\ K_6 - 0{,}8136\ K_7 + 0{,}9319\ K_8\ . \tag{21}$$

Полученное уравнение высокозначимое, величина $Pv < 1 \cdot 10^{-4}$, но в то же время значимыми оказались только коэффициенты при переменных K_2,

K_3, K_5, K_6 .Скорректированное уравнение приняло вид

$$U_2 = 1{,}6445\,K_2 - 3{,}3015K_3 + 9{,}6134\,K_5 - 2{,}5467\,K_6. \qquad (22)$$

Оценка значимости полученного уравнения и его коэффициентов приведена в табл.2.

Таблица 2

Оценка значимости уравнения разделяющей гиперплоскости и его коэффициентов

Величина Pv				
Модели	Коэффициенты уравнения (19)			
	K_2	K_3	K_5	K_6
$<1\cdot10^{-4}$	0,0116	$<1\cdot10^{-4}$	$<1\cdot10^{-4}$	0,0252

Различие в уравнениях (21) и (22) может быть объяснено тем, что в уравнении (21) отношение количества переменных к количеству наблюдений примерно 1:6, а в уравнении (22) это же отношение 1:12, что позволяет получить более строгие статистические выводы. Косвенным подтверждением этого наблюдения может быть и то, что коэффициент канонической корреляции между векторами $V_1(K_2, K_3, K_5, K_6)$ и $V_2(K_1, K_4, K_7, K_8)$ равен 0,79 при величине $Pv < 1\cdot10^{-4}$.

Заключение

Проанализированы ограничения, предъявляемые к исходным данным при построении дискриминантных функций, оценивающих надёжность банков по отношению к своим обязательствам.

Показано, что способ определения дискриминантной функции зависит от вида распределения исходных данных. Описаны критерии, проверяющие многомерную нормальность распределения исходных данных.

Изложена методика построения разделяющей гиперплоскости, не использующая сведения о законах распределения исходных данных, и обоснован выбор её аргументов.

Показано, что при ограниченном объёме выборки наиболее информативными при оценке надёжности банков будут: средства банков ($К_2$), ($К_3$), денежные средства и их эквиваленты ($К_5$), денежные средства в других банках ($К_6$).

Литература

1. Про банки і банківську діяльність: Закон України від 07.12.2000 № 2121-Ш [Текст] // Відомості Верховної Ради України. − 2001. − № 5-6. − Ст. 30.

2. Айвазян, С. А. Прикладная статистика в 2-х т., Т.1. Теория вероятностей и прикладная статистика [Текст] / С. А. Айвазян, В. С. Мхитарян. – М. : ЮНИТИ-ДАНА, 2001. – 656 с.

3. Носко, В. П. Эконометрика. Книга вторая [Текст] / В. П. Носко. – М. : Издательский дом «Дело» РАНХиГС, 2011. – 576 с.

4. Дубницький, В. Ю. Управление вероятностью своевременного возврата кредита с применение ЛПt – последовательностей [Текст] / В. Ю. Дубницький, А. Ю. Мирошник // Бізнес-інформ. – 2011. – № 9. – С. 150–154.

5. Мірошник, О. Ю. Система експрес-аналізу кредитоспроможності підприємств [Текст] / О. Ю. Мірошник // Фінансово-кредитна діяльність: проблеми теорії і практики : зб. наук. праць. – № 1(10). – Ч. ІІ. – Харків : ХІБС УБС НБУ, 2010. – С. 200–207.

6. Юринець, Р. В. Економетрична модель оцінювання кредитного позичальника відповідно до експертної оцінки [Текст] / Р. В. Юринець // Зб. наук.-техн. праць Національного Лісотехнічного ун-ту України. – 2009. – Вип. 19.5 – С. 254 – 258.

7. Местецкий, Л. М. Математические методы распознавания образов [Текст] /Л. М. Местецкий. – М. : Фазис, 2000. – 159 с.

8. Мазуров, Вл. Д. Математические методы распознавания образов [Текст] / Вл. Д. Мазуров. – Екатеринбург : Изд-во Урал. ун-та, 2010. – 101 с.

9. Андерсон, Т. Введение в многомерный статистический анализ [Текст] / Т. Андерсон. – М. : Физматгиз, 1963. – 500 с.

10. Сошникова, Л. А. Многомерный статистический анализ в экономике. [Текст] / Л. А. Сошникова, В. Н. Тамашевич. – М. : ЮНИТИ-ДАНА, 1999. – 598 с.

11. Кредитний ризик комерційного банку [Текст] : навч. посіб. / В. В. Вітлінський, О. В. Пернарівський, Я. С. Наконечний, Г. І. Великоіваненко ; за ред. В. В. Вітлінського. – К. : Т-во «Знання», КОО, 2000. – 251 с.

12. Дані фінансової звітності банків України [Електронний ресурс] / Офіційний сайт Національного банку України. – Режим доступу: http://www.bank.gov.ua/control/uk/publish/category?cat_id=74208. – 10.04.2014.

13. Гайдышев, И. П. Моделирование стохастических и детерминированных систем: Руководствопользователя программы AtteStat [Текст] / И. П. Гайдышев. – Курган : БИ, 2013. – 496 с.

14. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть 1. Критерии типа Хи-квадрат: Р 50.1.033-2001: ввод в действие Госстандартом России 2002-07-01 [Электронный ресурс]. – Режим доступа: http://www.normacs.ru/Doclist/doc/ULAP.html. – 10.04.2014.

15. Шор, Я. Б. Таблицы для анализа и контроля надёжности [Текст] / Я. Б. Шор, Ф. И. Кузьмин. – М. : Изд. «Советское радио», 1968. – 288 с.

16. Цейтлин, Н. А. Из опыта аналитического статистика [Текст] / Н. А. Цейтлин. – М. : Солар, 2007. – 912 с.

Надійшла до редакції 10.04.2014, розглянута на редколегії 19.05.2014

Рецензент: д-р экон. наук, доц., заведующий кафедрой банковского дела НБУ **Б. В. Самородов**, Харьковский институт банковского дела Университета банковского дела Национального банка Украины.

ОБГРУНТУВАННЯ ВИБОРУ ДИСКРИМІНАНТНОЇ ФУНКЦІЇ, ЩО ОЦІНЮЄ НАДІЙНІСТЬ БАНКУ

В. Ю.Дубницький, О. Ю. Мірошник

Наведено методику вибору дискримінантної функції, що розділяє банки по можливості виконання своїх зобов'язань. На першому етапі перевіряли гіпотезу про багатовимірний нормальний розподіл ознак по сукупності критеріїв. У разі виконання цієї умови запропоновано визначати дискримінантну функцію, яка реалізує байєсове правило прийняття гіпотез. Якщо умова нормальності не виконана, то запропоновано визначати функцію, яка визначає в просторі ознак розділяючу поверхню. Ознаками обрано: статутний капітал, кошти банків, кошти юридичних осіб, кошти фізичних осіб, грошові кошти і їх еквіваленти, грошові кошти в інших банках, кредити і заборгованість юридичних і фізичних осіб, відношення прибутки/збитки. Наведено чисельний приклад рішення задачі.

Ключові слова: надійність банку, дискримінантна функція, багатовимірний нормальний розподіл, критерії Мардіа, критерій Хенце-Цирклера.

JUSTIFICATION OF BANK RELIABILITY EVALUATING DISCRIMINANT FUNCTION

V. Yu. Dubnitskiy, A. Yu. Miroshnyk

A method specified for selection of discriminant function separating banks by capacity of their obligation execution. First the hypothesis of multi-dimensional normal distribution of features is tested by a set of criteria. If this condition is met, then discriminant function is determined which executes Bayes decision making rule. In case normal distribution is not met, function is determined that sets separation surface in the feature space. Such features are selected: authorized stock, bank own assets, assets of legal persons, assets of natural persons, monetary assets and their equivalents, money assets in other banks, credits and arrears of legal and natural persons, profit/loss ratio. An example of numerical solution is specified.

Keywords: bank reliability, discriminant function, multi-dimensional normal distribution, Mardia criteria, Henze-Zirkler criterion.

Дубницкий Валерий Юрьевич - канд. техн. наук, ст. науч. сотр., заведующий научно-исследовательской лабораторией, Харьковский институт банковского дела Университета банковского дела Национального банка Украины (г. Киев), Харьков, e-mail: valeriy_dubn@mail.ru.

Мирошник Алексей Юрьевич – канд. экон. наук, научный сотрудник, Харьковский институт банковского дела Университета банковского дела Национального банка Украины (г. Киев), Харьков, e-mail: miroshnik-alexey@mail.ru.