

Евстропов М.В.

Орский гуманитарно-технологический институт  
(филиал) Оренбургского государственного университета

## ОЦЕНКА ВОЗМОЖНОСТЕЙ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ БАНКРОТСТВА ПРЕДПРИЯТИЙ В РОССИИ

В статье рассмотрены возможности применения в России двух зарубежных методик прогнозирования банкротства и предложены новые модели прогнозирования, для разработки которых впервые в России использован логит-анализ и в основе которых лежат новые системы прогнозистических показателей.

В зарубежной практике известны несколько методов прогнозирования наступления банкротства предприятия. В частности, в научном докладе ученых университета г. Гента (Бельгия) [13] выделены следующие методы: классические статистические методы, рекурсивный анализ методом диффузионного разделения (деревья классификации), нейронные сети, генетические алгоритмы. К классическим статистическим методам можно отнести: дискриминантный анализ, логистический анализ (логит-анализ), пробит-анализ (модель Змиевского [14]).

Среди моделей прогнозирования, использующих дискриминантный анализ, наиболее известными являются модели Альтмана, которые очень часто приводятся в российских учебниках по антикризисному управлению и финансовому менеджменту. Разработанные российскими учеными методики прогнозирования несостоятельности в основном тоже используют дискриминантный анализ, в частности: модель Сайфуллина и Кадыкова [3], модель Зайцевой [1], модель, предложенная учеными Иркутской государственной экономической академии [6], модель Мизиковского [2], модель Чельшева [5].

Одной из наиболее известных моделей прогнозирования несостоятельности, использующей логит-анализ, является модель Ольсона [12]. Согласно этой модели рассчитывается показатель ( $Y$ ) по следующей формуле:

$$Y = -1,3 - 0,4Y_1 + 6,0Y_2 - 1,4Y_3 + 0,1Y_4 - 2,4Y_5 - 1,8Y_6 + 0,3Y_7 - -1,7Y_8 - 0,5Y_9, \quad (1)$$

где  $Y_1$  – натуральный логарифм отношения совокупных активов к индексу-дефлятору валового национального продукта (ВВП);

$Y_2$  – отношение совокупных обязательств к совокупным активам;

$Y_3$  – отношение рабочего капитала к совокупным активам;

$Y_4$  – отношение текущих обязательств к текущим активам;

$Y_5$  – равен 1, если совокупные обязательства превышают совокупные активы, в противном случае равен 0;

$Y_6$  – отношение чистой прибыли к совокупным активам;

$Y_7$  – отношение выручки от основной деятельности к совокупным обязательствам;

$Y_8$  – равен 1, если чистая прибыль была отрицательной последние два года, в противном случае равен 0;

$Y_9$  – отношение разницы между чистой прибылью в последнем отчетном периоде и чистой прибылью в предшествующем отчетном периоде к сумме чистой прибыли в последнем отчетном периоде, взятой по модулю, и чистой прибыли в предшествующем отчетном периоде, взятой по модулю.

Показатель  $Y$  используется для нахождения вероятности наступления банкротства по формуле логистической регрессии:

$$p = \frac{1}{1 + e^{-Y}}, \quad (2)$$

где  $p$  – вероятность наступления банкротства (в долях единицы);

$e$  – основание натурального логарифма;

$Y$  – коэффициент, вычисляемый по модели Ольсона.

В отличие от дискриминантных моделей прогнозирования, которые предусматрива-

ют линейную зависимость, логит-модели предполагают нелинейную зависимость вероятности банкротства от факторов.

В целях прогнозирования банкротства логит-анализ обладает преимуществами по сравнению с дискриминантным анализом. Так одним из необходимых условий дискриминантной модели является то, что дискриминантные переменные в каждой группе подчиняются многомерному нормальному закону распределения, то есть линейно независимые переменные представляют выборку из многомерного нормального распределения. Однако, как отмечено в докладе ученых Центра вычислительной техники города Турку (Финляндия) [9], практика показала, что зачастую, особенно для несостоятельных предприятий, условие подчинения дискриминантных переменных многомерному нормальному закону распределения не соблюдается. Логит-модель не требует соблюдения этого условия.

В дискриминантных моделях вероятность наступления банкротства не определяется номинальным значением. В частности, в модели Альтмана [7] она определяется как низкая, высокая, очень высокая. В логит-моделях не возникает проблем с однозначной интерпретацией результирующего показателя ( $p$ ), который может принимать значения только в интервале от 0 до 1 и определяет номинальное значение вероятности наступления банкротства.

Также в дискриминантных моделях зачастую имеются так называемые «зоны неопределенности», при попадании в которые рассчитанного рейтингового показателя нельзя сделать однозначный вывод о вероятности. В логит-моделях такие зоны отсутствуют, поскольку если оцененная вероятность ( $p$ ) больше, чем 0,5, то делается прогноз, что событие произойдет, а если меньше, чем 0,5, или равна 0,5 – что событие не произойдет.

Для оценки возможности применения зарубежных методик прогнозирования банкротства в России рассмотрим модель Альтмана (2000 г.) [8], применяемую для компаний, информация о рыночной стоимости акций которых не публикуется, и модель

Ольсона. Рассматриваемая модель Альтмана имеет следующий вид:

$$Z = 0,717X_1 + 0,847X_2 + 3,107X_3 + 0,42X_4 + 0,998X_5, (3)$$

где  $X_1$  – отношение собственных оборотных средств (рабочего капитала) к сумме активов;

$X_2$  – отношение нераспределенной прибыли к сумме активов;

$X_3$  – отношение прибыли до уплаты налогов и процентов к сумме активов;

$X_4$  – отношение номинальной стоимости акций к балансовой оценке заемного капитала;

$X_5$  – отношение выручки от реализации к сумме активов.

При этом если  $Z$  больше, чем 2,9, то вероятность банкротства низкая, если  $Z$  меньше 1,23 – вероятность банкротства высокая. В интервале между 1,23 и 2,9 для оценки вероятности банкротства требуются дополнительные исследования (вероятность не определена).

На основании информации, представленной на официальном сайте арбитражного суда Оренбургской области [4], были выбраны 10 крупных и средних предприятий обрабатывающих отраслей промышленности города Орска, которые были признаны банкротами в 2003-2006 гг.: ОАО «Железобетон», ОАО «Орский завод тракторных прицепов-САРМАТ», ОАО «Орский завод цветных металлов», ОАО «Орский мясоконсервный комбинат», ОАО «Орника», ОАО «Орская опалубка», ОАО «Орскстанкомех», ОАО «Орская трикотажная фабрика «Ника», ОАО «Завод строительных машин», ОАО «Южуралмаш». Также были выбраны 6 крупных и средних предприятий обрабатывающих отраслей промышленности города Орска, которые продолжают свою деятельность: ОАО «Орский машзавод», ОАО «Орская макаронная фабрика», ОАО «Орский хлебокомбинат», ОАО «Южуралникелькомбинат», ОАО «Орскнефтеоргсинтез», ОАО «Орский завод металлоконструкций». Расчеты по оценке моделей прогнозирования проводились на основе годовой бухгалтерской отчетности 16 вышеуказанных предприятий за период 1999-2006 гг., представ-

Таблица 1. Коэффициенты корреляции между показателями в модели Альтмана

	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$
$X_1$	1,00	0,77	0,30	0,16	0,18
$X_2$	0,77	1,00	0,45	0,07	0,30
$X_3$	0,30	0,45	1,00	-0,16	0,31
$X_4$	0,16	0,07	-0,16	1,00	-0,23
$X_5$	0,18	0,30	0,31	-0,23	1,00

Таблица 2. Коэффициенты корреляции между показателями в модели Ольсона

	$Y_1$	$Y_2$	$Y_3$	$Y_4$	$Y_5$	$Y_6$	$Y_7$	$Y_8$	$Y_9$
$Y_1$	1,00	0,07	-0,01	-0,10	0,11	0,18	-0,15	-0,31	0,09
$Y_2$	0,07	1,00	-0,85	0,54	0,83	-0,47	-0,39	0,24	0,03
$Y_3$	-0,01	-0,85	1,00	-0,81	-0,69	0,38	0,39	-0,41	-0,08
$Y_4$	-0,10	0,54	-0,81	1,00	0,46	-0,26	-0,33	0,43	0,04
$Y_5$	0,11	0,83	-0,69	0,46	1,00	-0,48	-0,30	0,21	0,11
$Y_6$	0,18	-0,47	0,38	-0,26	-0,48	1,00	0,29	-0,42	0,40
$Y_7$	-0,15	-0,39	0,39	-0,33	-0,30	0,29	1,00	-0,47	-0,02
$Y_8$	-0,31	0,24	-0,41	0,43	0,21	-0,42	-0,47	1,00	-0,03
$Y_9$	0,09	0,03	-0,08	0,04	0,11	0,40	-0,02	-0,03	1,00

ленной территориальным органом федеральной службы государственной статистики по Оренбургской области.

Для расчетов в модели Ольсона вместо натурального логарифма отношения активов к индексу-дефлятору ВВП использовался натуральный логарифм отношения активов к индексу-дефлятору валового внутреннего продукта (ВВП), поскольку индекс-дефлятор ВВП в России не публикуется.

Расчеты вероятностей банкротства по модели Альтмана показали следующие результаты: при прогнозировании открытия процедур банкротства в течение ближайших четырех лет после даты окончания отчетного периода в 19,7% случаев наблюдались ошибки в оценке вероятности относительно фактической ситуации (в 21,3% случаев вероятность была неопределенной); в течение ближайших трех лет – в 35,5% случаев (в 21,0% случаев вероятность не определена); в течение ближайших двух лет – в 49,2% случаев (в 22,2% случаев вероятность не определена); в течение ближайшего года – в 62,5% случаев (в 23,4% случаев вероятность не определена).

Расчеты вероятностей банкротства по модели Ольсона дали следующие результаты: при прогнозировании открытия процедур банкротства в течение ближайших четырех лет после даты окончания отчетного периода в 55,7% случаев наблюдались ошибки;

в течение ближайших трех лет – в 38,7% случаев; в течение ближайших двух лет – в 28,6% случаев; в течение ближайшего года – в 18,8% случаев.

Таким образом, точность модели Альтмана увеличивается по мере увеличения временного периода, на который дается прогноз, а точность модели Ольсона увеличивается по мере уменьшения временного периода. Выбирая из этих двух моделей, модель Альтмана предпочтительнее применять для прогнозирования открытия процедур банкротства на относительно более долгосрочный период, а модель Ольсона – на краткосрочный период (в течение ближайшего года).

С целью проверки линейной независимости между собой переменных, входящих в модели Альтмана и Ольсона, проведем корреляционный анализ.

Коэффициенты корреляции Пирсона между показателями, входящими в модель Альтмана, представлены в таблице 1.

Из таблицы 1 видно, что в модели Альтмана наблюдается сильная линейная взаимосвязь между показателем  $X_1$  и  $X_2$ , так как значение коэффициента корреляции между ними превышает 0,7. А ведь линейная независимость дискриминантных переменных является одним из необходимых условий дискриминантной модели.

Коэффициенты корреляции между показателями, входящими в модель Ольсона, представлены в таблице 2.

Из таблицы 2 видно, что сильные и средние линейные взаимосвязи обнаруживаются у показателей  $Y_2, Y_3, Y_4, Y_5$ , поскольку коэффициенты корреляции по абсолютной величине больше, чем 0,5. Следовательно, включение в модель Ольсона всех вышперечисленных факторов не влияет в достаточной степени на ее качество, поскольку эти факторы не являются независимыми, но может усиливать влияние одного из факторов.

Также целесообразно оценить мультиколлинеарность факторов, входящих в модели, то есть проверить наличие совокупного влияния показателей друг на друга. Для оценки мультиколлинеарности факторов можно использовать определитель матрицы парных коэффициентов корреляции между показателями. Чем ближе к нулю указанный определитель матрицы, тем сильнее мультиколлинеарность факторов и тем менее надежны результаты регрессионной модели. И наоборот, чем ближе к единице определитель матрицы межфакторной корреляции, тем меньше мультиколлинеарность факторов.

Определитель матрицы парных коэффициентов корреляции в модели Ольсона равен 0,0039, в модели Альтмана – 0,2394.

Оценку значимости мультиколлинеарности факторов можно провести, используя метод Фаррара – Глобера [10], по которому подсчитывается значение величины, имеющей  $\chi^2$ -распределение, по формуле:

$$-\left(n-1-\frac{1}{6} \cdot (2m+5)\right) \cdot \ln \text{Det}|R|, \quad (4)$$

где  $\text{Det}|R|$  – определитель матрицы парных коэффициентов корреляции;  
 $n$  – число наблюдений;  
 $m$  – число объясняющих факторов в модели.

При этом число степеней свободы для данной величины определяется как  $\frac{1}{2} \cdot m \cdot (m-1)$ . Если наблюдаемое значение рассчитанной величины превосходит критическое значение  $\chi^2$ -статистики при соответствующем

числе степеней свобод и заданном уровне значимости, то гипотеза о мультиколлинеарности факторов принимается как верная.

Оценка мультиколлинеарности факторов, проведенная по тесту Фаррара – Глобера, показала, что даже на уровне значимости 0,000001 в моделях Альтмана и Ольсона присутствует мультиколлинеарность факторов.

Для построения новых моделей прогнозирования банкротства предприятия, применимых для российских крупных и средних предприятий обрабатывающих отраслей промышленности, необходимо первоначально выбрать факторы, обладающие достаточной степенью независимости и оказывающие наибольшее влияние на прогнозируемый показатель.

Целью нашего исследования являлось построение двух моделей прогнозирования банкротства: на ближайшие 4 года и на ближайшие 2 года после даты окончания отчетного периода. Для построения первой модели использовалась выборка из 61 наблюдения, для второй – из 63 наблюдений.

В качестве базовой функции при разработке наших моделей использовалась функция бинарной логистической регрессии, выраженная формулой (2). Всего были рассчитаны 40 показателей, и на их основе построены матрицы значений показателей и матрицы априорных вероятностей открытия процедур банкротства. Значения априорных вероятностей открытия процедур банкротства достоверно известны, исходя из информации арбитражного суда Оренбургской области [4]. Априорная вероятность является бинарной переменной: принимает значение 1, если в прогнозируемом периоде в отношении предприятия была начата процедура банкротства и в конечном итоге оно было признано банкротом; принимает значение 0, если в прогнозируемом периоде в отношении предприятия не открывалась процедура банкротства.

В результате проведенных расчетов с использованием программы «Statistica» на основе статистического критерия Вальда методами пошагового отбора с включением переменных и пошагового отбора с исключением переменных были выбраны факторы,



которые на уровне значимости 0,05 оказывают влияние на вероятность открытия процедуры банкротства.

Наибольшая точность модели прогнозирования банкротства на ближайшие 4 года после даты окончания отчетного периода обеспечивается 4 показателями, выбранными методом пошагового отбора с включением переменных: отношение номинальной балансовой стоимости акций к заемному капиталу; отношение оборотных активов к совокупным активам; натуральный логарифм отношения активов к индексу-дефлятору ВВП; фондоотдача.

Методом пошагового отбора с включением переменных для модели прогнозирования банкротства на ближайшие 2 года после даты окончания отчетного периода были выбраны 3 показателя: отношение прибыли до уплаты налогов и процентов к совокупным активам; коэффициент оборачиваемости дебиторской задолженности; отношение выручки от реализации к заемному капиталу. Методом пошагового отбора с исключением переменных для этой же модели выбраны 3 показателя: отношение прибыли до уплаты налогов и процентов к совокупным активам; коэффициент роста выручки от реализации в отчетном году; коэффициент абсолютной ликвидности. Наилучшая точность модели обеспечивается при включении всех 5 показателей, выбранных обоими методами.

Используя метод максимального правдоподобия, были оценены параметры каждой регрессионной модели.

Расчетный коэффициент  $Y$  для прогнозирования банкротства предприятия в течение ближайших 4 лет после даты окончания отчетного периода вычисляется по формуле:

$$Y = 10,75 + 21,17 \cdot X_1 + 7,48 \cdot X_2 - 1,06 \cdot X_3 - 0,91 \cdot X_4 \quad (5)$$

где  $Y$  – расчетный коэффициент;

$X_1$  – отношение номинальной балансовой стоимости акций к заемному капиталу;

$X_2$  – отношение оборотных активов к совокупным активам;

$X_3$  – натуральный логарифм отношения активов к индексу-дефлятору ВВП;

$X_4$  – фондоотдача (отношение выручки

от реализации к среднегодовой стоимости основных средств).

Расчетный коэффициент  $Y$  для прогнозирования банкротства предприятия в течение ближайших 2 лет после даты окончания отчетного периода вычисляется по формуле:

$$Y = 0,54 - 14,92 \cdot R_1 + 0,05 \cdot R_2 - 1,37 \cdot R_3 - 0,91 \cdot R_4 - 91,04 \cdot R_5, \quad (6)$$

где  $Y$  – расчетный коэффициент;

$R_1$  – отношение прибыли до уплаты налогов и процентов к совокупным активам;

$R_2$  – коэффициент оборачиваемости дебиторской задолженности (отношение выручки от реализации к среднегодовой величине дебиторской задолженности);

$R_3$  – отношение выручки от реализации к заемному капиталу;

$R_4$  – коэффициент роста выручки от реализации в отчетном году;

$R_5$  – коэффициент абсолютной ликвидности (отношение денежных средств к текущим обязательствам).

Прогноз относительно открытия процедуры банкротства предприятия в предложенных моделях дается так же, как и в модели Ольсона: если оцененная вероятность ( $p$ ), рассчитанная по формуле (2), больше, чем 0,5, то делается прогноз, что в отношении предприятия будет начата процедура банкротства и в конечном итоге оно будет признано банкротом; если же меньше, чем 0,5, или равна 0,5 – в отношении предприятия не будет открыта процедура банкротства.

Отметим, что для расчета некоторых коэффициентов использовались показатели уплотненных аналитических балансов-нетто.

Так как расходы будущих периодов по своему содержанию являются абсолютно неликвидным видом активов и для оценки уровней ликвидности и платежеспособности их учитывать нецелесообразно, то их сумма исключалась из величины совокупных и оборотных активов. Для расчета величины оборотных активов из итога раздела II бухгалтерского баланса также исключалась дебиторская задолженность, платежи по которой ожидаются более чем через 12 месяцев

после отчетной даты, поскольку такая долгосрочная задолженность не может быть быстро превращена в денежные средства и является достаточно неликвидной. Однако для расчета коэффициента оборачиваемости дебиторской задолженности в модели прогнозирования на ближайшие 2 года эта долгосрочная дебиторская задолженность учитывалась, поскольку этот коэффициент характеризует скорость обращения дебиторской задолженности в целом.

Для расчета заемного капитала и текущих обязательств из величины краткосрочных обязательств вычитались доходы будущих периодов, резервы предстоящих расходов и задолженность перед участниками (учредителями) по выплате доходов, поскольку они могут быть приравнены к собственным средствам.

Коэффициенты корреляции между показателями, входящими в модель прогнозирования банкротства на ближайшие 4 года, представлены в таблице 3.

Значения коэффициентов корреляции между факторами в первой модели не превысили 0,5 по абсолютной величине.

Коэффициенты корреляции между показателями, входящими в модель прогнозирования на ближайшие 2 года, представлены в таблице 4.

Во второй модели значения коэффициентов корреляции не превысили 0,3 по абсолютной величине. Это свидетельствует о достаточной степени линейной независимости факторов в каждой из построенных моделей.

Определитель матрицы парных коэффициентов корреляции в первой из построенных моделей оказался равен 0,6953, что превышает его значения в моделях Альтмана и Ольсона. Оценка мультиколлинеарности факторов по тесту Фаррара – Глобера показала, что наблюдаемое значение  $\chi^2$ -статистики, рассчитанное по формуле (4), составило 21,7453. На уровне значимости 0,001 оно меньше критического значения  $\chi^2$ -статистики (22,4575). Таким образом, гипотеза о наличии мультиколлинеарности факторов в первой модели отвергается на уровне значимости 0,001.

Проблема мультиколлинеарности факторов, в обеих построенных моделях решена

Таблица 3. Коэффициенты корреляции между показателями в первой модели

	X1	X2	X3	X4
X1	1,00	-0,01	-0,10	-0,22
X2	-0,01	1,00	0,04	0,50
X3	-0,10	0,04	1,00	-0,04
X4	-0,22	0,50	-0,04	1,00

Таблица 4. Коэффициенты корреляции между показателями во второй модели

	R1	R2	R3	R4	R5
R1	1,00	0,17	0,30	0,10	0,17
R2	0,17	1,00	0,30	0,01	-0,06
R3	0,30	0,30	1,00	-0,01	0,05
R4	0,10	0,01	-0,01	1,00	0,08
R5	0,17	-0,06	0,05	0,08	1,00

лучше, чем в моделях Альтмана и Ольсона.

Точность первой из предложенных моделей составила 88,5% (ошибки наблюдались в 11,5% случаев), точность второй модели – 90,5% (ошибки – в 9,5% случаев). Это лучше, по сравнению с оцененными выше результатами точности в моделях Альтмана и Ольсона.

Для оценки качества моделей прогнозирования можно рассчитать скорректированный индекс множественной детерминации и индекс отношения правдоподобия.

Скорректированный индекс множественной детерминации определяется по формуле:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (p_i - p_i) \cdot (n-1)}{\sum_{i=1}^n (p_i - \bar{p}) \cdot (n-m-1)}, \quad (7)$$

где  $\bar{R}^2$  – скорректированный индекс множественной детерминации;

$p_i$  – априорная вероятность банкротства (наблюдаемое значение);

$p_i$  – оцененная (рассчитанная) вероятность банкротства;

$\bar{p}$  – среднееарифметическое значение априорных вероятностей;

$n$  – число наблюдений;

$m$  – число объясняющих факторов в модели.

В модели Ольсона, в случае прогнозирования банкротства на ближайшие 4 года, скорректированный индекс множественной

детерминации оказался равен минус 1,114. Скорректированный индекс множественной детерминации в первой построенной модели составил 0,5695.

В модели Ольсона, в случае прогнозирования банкротства на ближайшие 2 года, скорректированный индекс множественной детерминации оказался равен минус 0,15. Скорректированный индекс множественной детерминации во второй построенной модели составил 0,5409.

Индекс отношения правдоподобия [11] определяется по формуле:

$$LRI = 1 - \frac{l}{\bar{l}}, \quad (8)$$

где  $LRI$  – индекс отношения правдоподобия;  
 $l$  – логарифмическая функция правдоподобия для оцениваемой модели;  
 $\bar{l}$  – ограниченная логарифмическая функция правдоподобия.

Значение логарифмической функции правдоподобия для оцениваемой модели можно определить по формуле:

$$l = \sum_{i=1}^n \left[ p_i \cdot \ln p_i + (1 - p_i) \cdot \ln(1 - p_i) \right], \quad (9)$$

где  $l$  – логарифмическая функция правдоподобия для оцениваемой модели;  
 $p_i$  – априорная вероятность банкротства (наблюдаемое значение);  
 $\bar{p}_i$  – оцененная (рассчитанная) вероятность банкротства.

Значение ограниченной логарифмической функции правдоподобия (логарифмической функции правдоподобия для модели, содержащей только свободный член) определяется по формуле:

$$\bar{l} = n_0 \cdot \ln \frac{n_0}{n} + n_1 \cdot \ln \frac{n_1}{n}, \quad (10)$$

где  $\bar{l}$  – ограниченная логарифмическая функция правдоподобия;  
 $n_0$  – количество наблюдений со значением априорной вероятности, равным 0;  
 $n_1$  – количество наблюдений со значением априорной вероятности, равным 1;  
 $n$  – общее количество наблюдений.

Индекс отношения правдоподобия для первой построенной модели оказался равен

0,5338, в то время как для модели Ольсона, в случае прогнозирования банкротства на ближайшие 4 года, он оказался равен минус 1,1123.

Индекс отношения правдоподобия для второй построенной модели составил 0,5083, в то время как для модели Ольсона, в случае прогнозирования банкротства на ближайшие 2 года, он составил минус 0,0532.

Провести расчеты вышеуказанных индексов для модели Альтмана не представляется возможным ввиду того, что она определяет вероятность банкротства не по интервальной шкале, а по порядковой шкале.

Таким образом, значения скорректированного индекса множественной детерминации и индекса отношения правдоподобия свидетельствуют о плохой объясняющей способности модели Ольсона и о том, что предложенные новые модели гораздо лучше объясняют вариацию результативного показателя.

Оценить пригодность модели в целом можно с помощью теста отношения правдоподобия, использующего критерий согласия хи-квадрат. Согласно этому тесту подсчитывается статистика отношения правдоподобия, имеющая асимптотическое  $\chi^2$ -распределение, по следующей формуле:

$$LR = -2 \cdot (\bar{l} - l), \quad (11)$$

где  $LR$  – наблюдаемое значение величины  $\chi^2$ -статистики;  
 $\bar{l}$  – ограниченная логарифмическая функция правдоподобия;  
 $l$  – логарифмическая функция правдоподобия для оцениваемой модели.

При этом число степеней свободы равно числу объясняющих факторов в модели. Если значение статистики отношения правдоподобия превышает критическое значение  $\chi^2$ -статистики на заданном уровне значимости, то отвергается гипотеза о значимости нулевой модели, в которой все параметры кроме свободного члена равны нулю, и оцениваемая модель в целом признается значимой.

Модель Ольсона, оцененная по тесту отношения правдоподобия, оказалась незначимой на любых уровнях значимости, поскольку значение логарифмической функции правдоподобия модели Ольсона оказалось

меньше значения ограниченной логарифмической функции правдоподобия, как в случае прогнозирования банкротства на ближайшие 4 года, так и в случае прогнозирования банкротства на ближайшие 2 года после даты окончания отчетного периода.

В первой из построенных моделей значение статистики отношения правдоподобия составило 43,148, и эта модель оказалась значимой на уровне значимости 0,000001. Во второй модели значение статистики отноше-

ния правдоподобия составило 38,3185, и эта модель оказалась значимой на уровне значимости 0,000001.

Таким образом, предложенные модели прогнозирования несостоятельности применимы для крупных и средних предприятий обрабатывающих отраслей промышленности в России и позволяют более точно прогнозировать их будущее состояние по сравнению с рассмотренными зарубежными моделями.

**Список использованной литературы:**

1. Зайцева О. П. Антикризисный менеджмент в российской экономике // Аваль. (Сибирская финансовая школа). – 1998. – №11-12, С. 66-73.
2. Мизиковский Е. А., Соколов И. М., Соколов И. И. Экономический анализ и прогнозирование несостоятельности предприятий // Современный бухгалтерский учет, – 2001. – №5, С. 10-19.
3. Минаев Е. С., Панагушин В. П. Антикризисное управление. Учебное пособие для технических вузов. – М.: Приор, 1998. – 432 с.
4. Официальный сайт арбитражного суда Оренбургской области (<http://www.orenburg.arbitr.ru>).
5. Чельшев А. Н. Разработка инструментальных методов прогнозирования банкротства предприятий: Диссертация на соискание ученой степени к. э. н.: 08.00.13. – М., 2006. – 116 с.
6. Эйтингон В. Н., Анохин С. А. Прогнозирование банкротства: основные методики и проблемы. Содействие, 1999. – №7, С. 8-14. ([http://www.iteam.ru/publications/article\\_141/](http://www.iteam.ru/publications/article_141/))
7. Altman E. I. *Financial Ratios, Discriminant Analysis and The Prediction of Corporate Bankruptcy* // *Journal of Finance*, Vol. 23, No 4, Septmeber, 1968, pp. 589-609.
8. Altman E. I. *Predicting financial distress of companies: revisiting the Z-score and ZETA models* // *Stern School of Business, New York University, New York, NY, working paper, July 2000.* (<http://pages.stern.nyu.edu/~ealtman/Zscores.pdf>)
9. Back B., Laitinen T., Sere K., van Wezel M. *Choosing Bankruptcy Predictors Using Discriminant Analysis, Logit Analysis, and Genetic Algorithms* // *Technical Report No 40. Turku Centre of Computer Science, September, 1996.* – 18 p. ([http://finic.by.ru/books/choosing\\_predictors.pdf](http://finic.by.ru/books/choosing_predictors.pdf))
10. Farrar D. E., Glauber R. R. *Multicollinearity in Regression Analysis: The Problem Revisited* // *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 49, No. 1, February, 1967, pp. 92-107.
11. McFadden D. «Conditional logit analysis of qualitative choice behavior», in P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, New York, NY, Academic Press, 1974. pp. 105-142. (<http://elsa.berkeley.edu/reprints/mcfadden/zarembka.pdf>)
12. Ohlson J. A. *Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy* // *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No 1 (Spring, 1980), pp. 109-131.
13. Ooghe J., Claus H., Sierens N., Camerlynck J. *International comparison of failure prediction models from different countries: an empirical analysis. Working paper. Department of Corporate Finance (RUG), Ghent, September, 1999.* – 28 p. ([http://www.feb.ugent.be/fac/research/WP/Papers/wp\\_99\\_79.pdf](http://www.feb.ugent.be/fac/research/WP/Papers/wp_99_79.pdf))
14. Zmijewski M. E. *Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models* // *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, *Studies on Current Econometric Issues in Accounting Research*, 1984, pp. 59-82.