

ОЦЕНКА РИСКОВ ФИНАНСОВОЙ УСТОЙЧИВОСТИ ПРЕДПРИЯТИЙ НА ОСНОВЕ МОДЕЛЕЙ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ ДИНАМИКИ ФИНАНСОВЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Лысенко Владимир Владимирович

руководитель Центра программно-целевого планирования и структурных преобразований в промышленности ФГУП «ЦНИИ «Центр»,
г. Москва, Российская Федерация.
E-mail: vlysenko@cniicentr.ru

Аннотация: В рамках настоящей статьи протестированы теоретические экономико-математические модели на основе реальных данных на предмет соответствия эмпирической динамике. В данной статье проводится анализ финансового состояния предприятий оборонно-промышленного комплекса Российской Федерации на основании ретро-данных в период с 2004 по 2012 года. Для характеристики финансового состояния организации используются два коэффициента финансового анализа: коэффициент текущей ликвидности и коэффициент обеспеченности собственными оборотными средствами. На основании динамики приростов коэффициентов были построены модели для прогнозирования и оценки финансовой устойчивости предприятий ОПК. Построенные модели позволяют проводить имитационные эксперименты для оценки финансовой устойчивости отдельных предприятий.

Ключевые слова: эфинансовая устойчивость; VaR; ОПК.

JEL: C63; C53

RISK ASSESSMENT OF THE ENTERPRISES FINANCIAL STABILITY ON THE BASIS OF THE DISTRIBUTION MODELS OF FINANCIAL INDICATORS DYNAMICS PROBABILITY

Lysenko Vladimir Vladimirovich

Head of the Center of goal-oriented planning and structural changes in the industry, Federal state unitary enterprise «Research Institute of shipbuilding industry «Center»

Abstract: In this article theoretical economic and mathematical models are tested on the basis of real data for compliance with empirical dynamics. This article provides the financial position analysis of Russian defense industry enterprises based on the 2004-2012 data. There are used two coefficients to estimate enterprises financial position: the current liquidity ratio (CLR) and working capital financed by equity to total assets ratio. Based on the growth dynamics of the coefficients, there were constructed models for forecasting and evaluating the financial stability of defense enterprises. The constructed models allow performing simulation experiments to assess the financial stability of individual enterprises.

Keywords: financial stability; VaR; defense industry.

Первым значимым исследованием предикторов банкротства компаний, которое сформировало одно из основных математических направлений современных исследований в данной сфере, стала работа Бивера [1]. Особенностью данной работы был дизайн статистического эксперимента. Выборка подбиралась таким образом, что у каждого предприятия-банкрота было парное успешное предприятие из той же отрасли со схожим размером собственных активов. Примерно с 1960-х годов в практике анализа финансовой устойчивости начинают появляться инструменты, основанные на методах математической статистики и теории вероятностей. Так, Вилкокс [2-3] использовал задачу о разорении игрока [4] для оценки рисков ведения бизнеса. Он определил показатель «чистой ликвидационной стоимости» (ЧЛС) и рассмотрел факторы, которые вызывают его флуктуации. ЧЛС,

по сути, не отличается от уровня ликвидности организации, формируемого входящими и исходящими денежными потоками. Входящий поток определяется чистым доходом за вычетом дивидендов и определяется прибылью предприятия и дивидендной политикой. Исходящий поток – это разница между увеличением балансовой стоимости активов и увеличением их ликвидационной стоимости за заданный период, он определяется политикой финансирования капитальных затрат фирмы и результатами процедур контроля текущих активов.

Винсо [5] расширил модель о разорении Вилкокса для разработки индекса безопасности. Вместе с Сантомеро [6] они использовали модель на коммерческих банках для расчета вероятности банкротства будущих периодах и вычисляли, где эта вероятность была максимальной. Несмотря на то, что Вилкокк и другие исследователи задачи о разорении игрока внесли значительный концептуальный вклад в исследование проблем предсказания финансовой устойчивости, они не смогли предложить эмпирически устойчивый общепринятый подход к проблеме банкротства. Лейн, Луни и Вэнсли [7] определили, что общая точность классификации моделей типа Вилкокса не отличается от точности моделей дискриминантного анализа (описаны ниже), хотя эти модели и производят меньше ошибок первого рода. Также они утверждали, что при сравнении предсказанного и фактического времени банкротства предсказания модели Вилкокса будут скорее предшествовать реальной дате.

Среди эконометрических моделей, признанных в мировой литературе и активно используемых для прогнозирования банкротства компаний, выделяются: одномерные модели, модели многомерного дискриминантного анализа (MDA), модели условной вероятности (логит, пробит, линейные модели вероятности и т.д.). MDA в настоящее время является одной из самых распространенных моделей для прогнозирования банкротства. За период с 1966 по 2004 год было разработано порядка 162 моделей данного типа [8]. Классические статистические модели представляют собой вариант задачи классификации: исходная выборка должна быть разбита на два подмножества: фирмы, терпящие банкротство, и фирмы, находящиеся в нормальном хозяйственном состоянии.

Модели условной вероятности [9] позволяют использовать нелинейный метод максимального правдоподобия для определения вероятности банкротства на основе набора характеристик фирмы. Данные модели строятся на предпосылке о форме распределения вероятностей, за которое принимается логистическое распределение в логит моделях и совокупное нормальное распределение в пробит моделях. В линейных вероятностных моделях предполагается линейная зависимость между значениями параметров и вероятностью банкротства.

Методы логит моделирования получили существенное развитие в научной литературе. Например, в работе [10] применена комбинация логит модели и факторного анализа для выявления институциональных различий между организациями и присвоения каждой из них вероятности банкротства. В статье продемонстрировано, что комбинация факторного анализа и логит модели дает лучшие результаты, чем одна логит-модель.

В работе [11] разработана динамическая логит или hazard-модель для прогнозирования банкротства. По сравнению с обычными логит моделями, основанными на пространственных выборках за один период, hazard-модель применима для множества периодов и, в дополнение, допускает изменяющуюся во времени ковариацию.

К современным популярным методам прогнозирования банкротства можно отнести модели искусственного интеллекта, машинного обучения и опционные модели. Краткий обзор данных моделей, а также их сравнение с классическими методами можно найти в статье [12].

С 1990 годов достижения в области нейронных сетей принесли новый мощный инструмент предсказания банкротства предприятия. Искусственные нейронные сети (NN) [13] позволяют запоминать большое число параллельных паттернов произвольной геометрии, самостоятельно определяют наличие связей между переменными. Они менее требовательны к данным, чем логит модели или модели дискриминантного анализа (MDA): не требуются предположения о форме

распределении переменных, переменные могут иметь нелинейную функциональную форму и т.д. Дополнительными преимуществами нейронных сетей является возможность имплементации алгоритмов тренировки на сравнительно небольших выборках, работа с зашумленными данными, а также пропусками, эффект самоорганизации и гибкой подгонки архитектуры сети в процессе обучения (Udo, 1993).

В настоящей работе используется оригинальный подход для оценки вероятности банкротства организации, продолжающий идеи Бивера и Вилкокса. Предлагается использовать модель случайного блуждания отдельного финансового индикатора. При этом вместо предположений о форме распределения вероятностей используется эмпирическая оценка формы распределения, полученная по данным о значении и динамике финансовых коэффициентов российских организаций за период 2004-2012 годы. На основе оцененной функции распределения проводится анализ риска снижения финансовой устойчивости для отдельной организации на период 2013-2016 года. Дизайн статистического эксперимента позволяет оценить возможности предлагаемого метода с точки зрения перспективной оценки снижения финансовой устойчивости.

Для оценки экономических рисков в современной западной практике используется методика VaR (value at risk – стоимостная мера риска), являющаяся стандартом оценки финансовых рисков, предложенным Базельским комитетом по банковскому надзору в соглашениях Базель II и Базель III. VaR – это выраженная в абсолютном выражении оценка величины, которую не превысят ожидаемые в течение заданного периода времени потери с заданной вероятностью.

Для применения методики VaR необходимы оценки величин, релевантно определяющих факт возникновения рискового случая и объем понесенного убытка. В случае оценки финансовой устойчивости предприятия или интегрированной структуры возможно использовать коэффициенты финансового анализа. Для целей данного исследования были выбраны коэффициент текущей ликвидности (KTL) и коэффициент обеспеченности собственными оборотными средствами (КОО). Данные коэффициенты рассчитываются по формулам:

$$KTL = \frac{\text{Оборотные}_\text{активы}}{\text{Текущие}_\text{обязательства}} \quad (1)$$

$$KTL = \frac{\text{Собственный}_\text{капитал} - \text{Внеоборотные}_\text{активы}}{\text{Текущие}_\text{обязательства}} \quad (2)$$

Чем выше значение коэффициента текущей ликвидности, тем выше ликвидность активов компании. Нормальным значением коэффициента текущей ликвидности считается 2 и более. Однако в мировой практике допускается снижение данного показателя для некоторых отраслей до 1,5. Низкое значение коэффициента (ниже 1) говорит о вероятных трудностях в погашении организацией своих текущих обязательств. Слишком высокий коэффициент текущей ликвидности также не желателен, поскольку может отражать недостаточно эффективное использование оборотных активов либо краткосрочного финансирования.

Коэффициент обеспеченности собственными оборотными средствами используется как признак банкротства организации. Нормальное значение коэффициента в российской практике принято считать не менее 0,1, также допустимо использование критического значения в размере 0,2.

В данном исследовании предполагается, что финансовое состояние предприятия можно оценить с помощью двух рассмотренных выше коэффициентов. Если коэффициенты находятся в допустимом диапазоне, то финансовое состояние можно характеризовать как устойчивое. При выходе

коэффициентов за границы «нормальных» значений можно говорить о неустойчивости предприятия.

В рамках исследования было проанализировано 1634 предприятия оборонно-промышленного комплекса из всех отраслей. Рассматриваемый период времени охватил промежуток с 2004 по 2012 гг. На рисунке 1 приведена гистограмма распределения предприятий ОПК по коэффициенту обеспеченности собственными оборотными средствами. Зеленая вертикальная линия отмечает критическое значение 0,1, красная – 0,2. На гистограмме видно, что значительное количество предприятий имеет КОО более 0,1 и даже 0,2, что свидетельствует об их неустойчивом финансовом положении. Только 38% предприятий имеют КОО меньше 0,1, а 47,5% предприятий имеют КОО меньше 0,2.

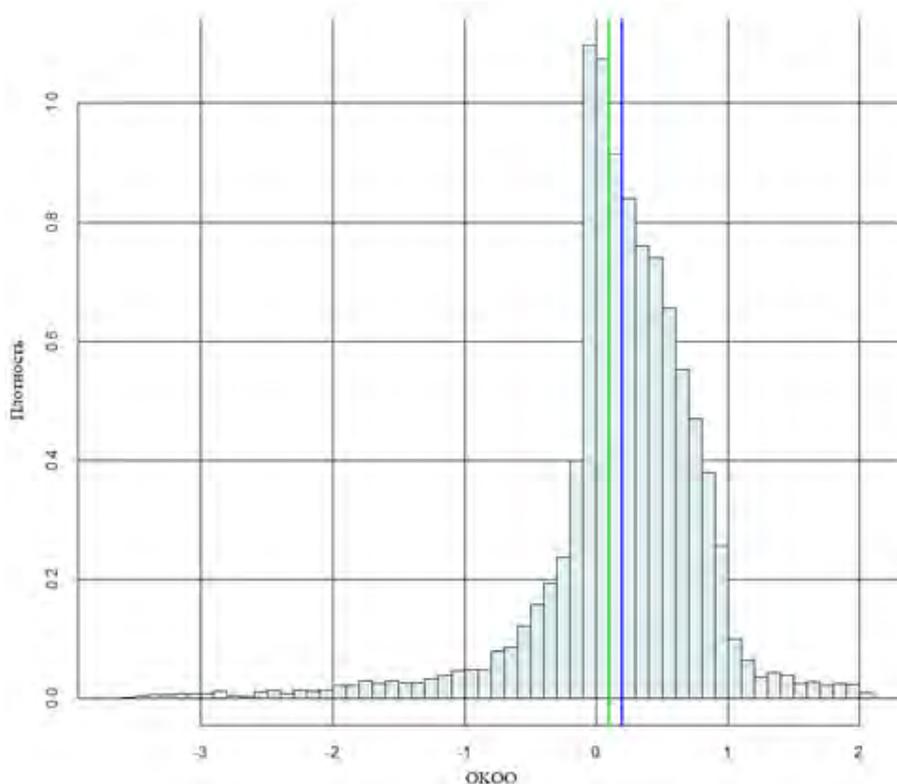


Рисунок 1 – Распределение предприятий ОПК по коэффициенту обеспеченности собственными оборотными средствами, 2004-2012 гг.

На рисунке 2 представлена гистограмма распределения предприятий по КТЛ. Зеленой вертикальной линией отмечено критическое значение 1,5, синей линией – 2,0. Почти 79,2% предприятий имеет КТЛ ниже 1,5, 86,4% предприятий имеет значение КТЛ менее 2,0. Таким образом, результаты по показателю КТЛ хуже, чем по КОО. Полученные показатели свидетельствуют о кризисе в оборонно-промышленном комплексе РФ, который наблюдался в рассматриваемый период, менее половины предприятий имеют приемлемое финансовое состояние.

В таблице 1 приведены базовые статистики для рядов данных по КОО и КТЛ. По данным таблицы можно сделать вывод о том, что распределение КОО скошено влево, в то время как распределение КТЛ скошено вправо. При этом оба распределения характеризуются относительно небольшим значением дисперсии и стандартного отклонения, что свидетельствует о значительной локализации распределения у среднего значения. Среднее значение для КОО немного отличается от «нормального» и равно 0,18, при этом среднее для КТЛ значительно ниже «нормального» значения и равно 0,93. Кроме того, оба распределения характеризуются большим значением коэффициента эксцесса, что свидетельствует о высокой локализации наблюдений вблизи среднего.

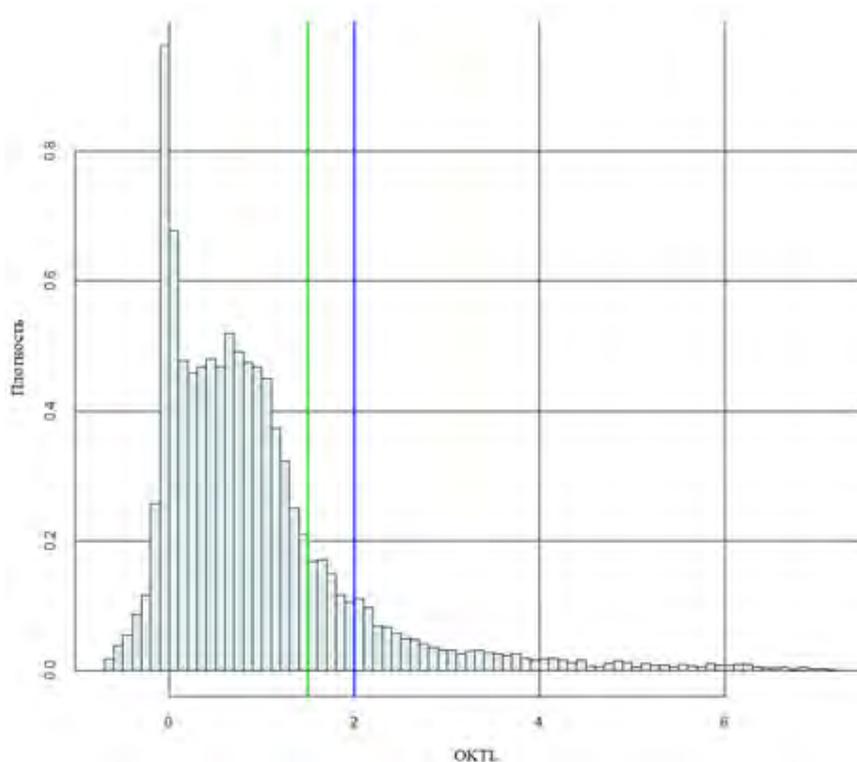


Рисунок 2 – Распределение предприятий ОПК по коэффициенту текущей ликвидности, 2004-2012 гг.

Таблица 1 – Базовые статистики для распределений коэффициента обеспеченности собственными оборотными средствами и коэффициента текущей ликвидности и для распределений приростов соответствующих коэффициентов

	КОО	КТЛ	ΔКТЛ	ΔКОО
Число наблюдений	12 963	13 348	6 797	8 523
Minimum	-3.603	-0.646	-2.504	-1.906
Maximum	2.075	7.151	3.950	1.857
1-ый Квартиль	-0.001	0.162	-0.102	-0.099
3-ый Квартиль	0.537	1.247	0.415	0.094
Среднее	0.1830	0.9302	0.1936	0.0007
Медиана	0.209	0.686	0.0590	0.0000
Дисперсия	0.4064	1.2403	0.5012	0.1202
Стандартное отклонение	0.6375	1.1137	0.7079	0.3467
Скошенность	-1.6244	2.1804	1.1579	0.0670
Коэффициент эксцесса	6.4453	6.3357	5.2934	7.8711

В целях моделирования динамики финансовой устойчивости стоит рассматривать не абсолютное значение коэффициентов, а их приросты по отношению к предыдущему периоду. На рисунках 3 и 4 приведены распределения приростов для соответствующих коэффициентов (ΔКТЛ и ΔКОО), а в таблице 1 в соответствующих колонках их базовые статистики. Полученные распределения имеют крайне высокие значения коэффициента эксцесса. Кроме того, медианы данных распределений равны нулю, что свидетельствует о высокой устойчивости показателей: с течением времени они

меняются крайне мало. Также распределения скошены вправо, при этом распределение для ΔKTL скошено значительно. Из-за скошенности распределения ΔKTL его среднее значение положительно (хотя медиана близка к нулю). Этот важный результат демонстрирует, что с каждым годом значение KTL увеличивается, то есть, финансовое состояние предприятий ОПК в среднем улучшается.

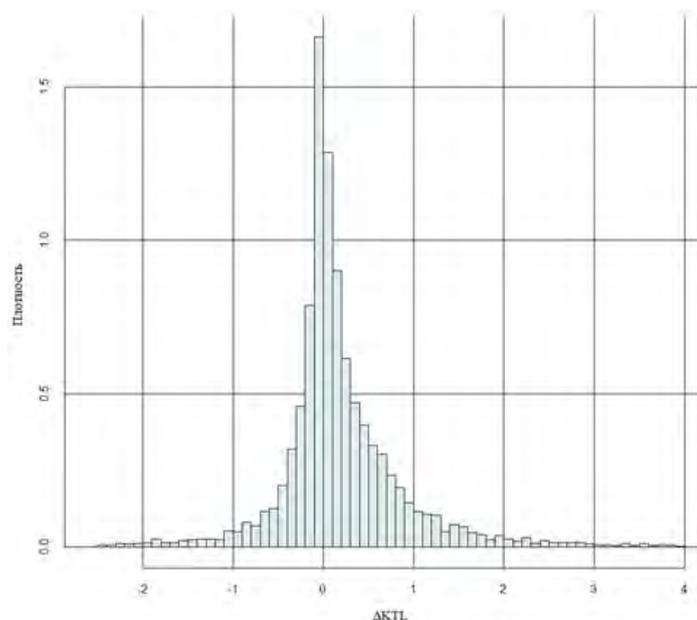


Рисунок 3 – Распределение динамики коэффициента текущей ликвидности, 2004-2012 гг.

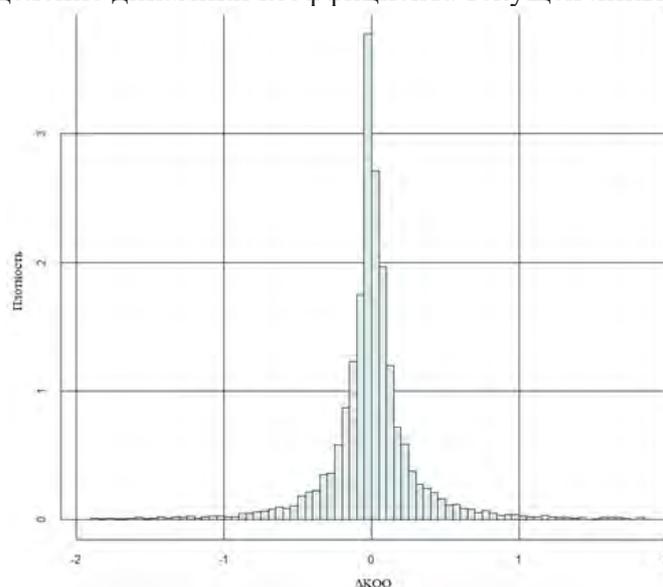


Рисунок 4 – Распределение динамики коэффициента обеспеченности собственными оборотными средствами, 2004-2012 гг.

Высокие значения коэффициента эксцесса и скошенность распределения ΔKTL делают невозможным использование в качестве модели финансового состояния семейство нормальных распределений.

В результате процедуры подгонки распределений каждого коэффициента, при котором рассматривались следующие семейства двусторонних распределений: гиперболическое распределение (симметричное и асимметричное), обобщенное гиперболическое распределение (симметричное и асимметричное), нормальное обратное гауссовское распределение (симметричное и асимметричное), дисперсионное гамма-распределение (симметричное и асимметричное), распределение Стьюдента

(симметричное и асимметричное), нормальное распределение, для динамики коэффициента текущей ликвидности ΔКТЛ была принята модель асимметричного дисперсионного гамма-распределения (АДГ), для динамики коэффициента обеспеченности собственными оборотными средствами ΔКОО – асимметричное распределение Стьюдента. Теоретическая функция плотности АДГ имеет вид:

$$f(x, \lambda, \sigma, \gamma, \mu) = \frac{2\lambda^{\lambda} \left(2\lambda + \frac{\gamma^2}{\sigma}\right)^{\frac{1}{2}-\lambda}}{\sqrt{2\pi\sigma}\Gamma(\lambda)} \times \frac{K_{\lambda-\frac{1}{2}}\left(\sqrt{(v-2+(x-\mu)^2\sigma)}\left(\frac{\gamma^2}{\sigma}\right)\right) e^{(x-\mu)\frac{\gamma}{\sigma}}}{\left(\sqrt{(v-2+(x-\mu)^2\sigma)}\left(\frac{\gamma^2}{\sigma}\right)\right)^{\frac{1}{2}-\lambda}}, \quad (3)$$

где $\Gamma(y)$ – гамма-функция Эйлера:

$$\Gamma(y) = \int_0^{+\infty} t^{y-1} e^{-t} dt; \quad (4)$$

$K_{\lambda}(t)$ -модифицированная функция Бесселя третьего порядка:

$$K_{\lambda}(t) = \frac{1}{2} \int_0^{\infty} y^{\lambda-1} \exp\left[-\frac{1}{2}t(\lambda + \lambda^{-1})\right] dy. \quad (5)$$

Для ΔКТЛ дисперсия 0.687983; среднее $-3.331 \cdot 10^{-12}$; параметр асимметрии 0.190639, параметр формы 0.519198.

Теоретическая функция плотности асимметричного распределения Стьюдента имеет вид:

$$f(x, v, \sigma, \gamma, \mu) = \frac{(v-2)^{\frac{v}{2}} \left(\frac{\gamma^2}{\sigma}\right)^{\frac{v+1}{2}}}{\sqrt{2\pi\sigma}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right) 2^{\frac{v}{2}-1}} \times \frac{K_{\frac{v+1}{2}}\left(\sqrt{(v-2+(x-\mu)^2\sigma)}\left(\frac{\gamma^2}{\sigma}\right)\right) e^{(x-\mu)\frac{\gamma}{\sigma}}}{\left(\sqrt{(v-2+(x-\mu)^2\sigma)}\left(\frac{\gamma^2}{\sigma}\right)\right)^{\frac{v+1}{2}}}, \quad (6)$$

где $\Gamma(y)$ и $K_{\lambda}(t)$ определяются в соответствии с (4) и (5). Для динамики ΔКОО число степеней свободы ν оценивается в 2; дисперсия 0.047228; среднее -0.0005; параметр асимметрии -0.59315.

Рассчитанные модели (3) и (6) являются моделями финансовой устойчивости, которые можно применять для оценки предприятий ОПК и образующих интегрированных структур. Рассмотрим возможности применения данных моделей на примере условного предприятия. Динамика коэффициентов текущей ликвидности и обеспеченности собственными оборотными средствами данного предприятия представлена на рисунке 5 и в целом расценивается как удовлетворительная.

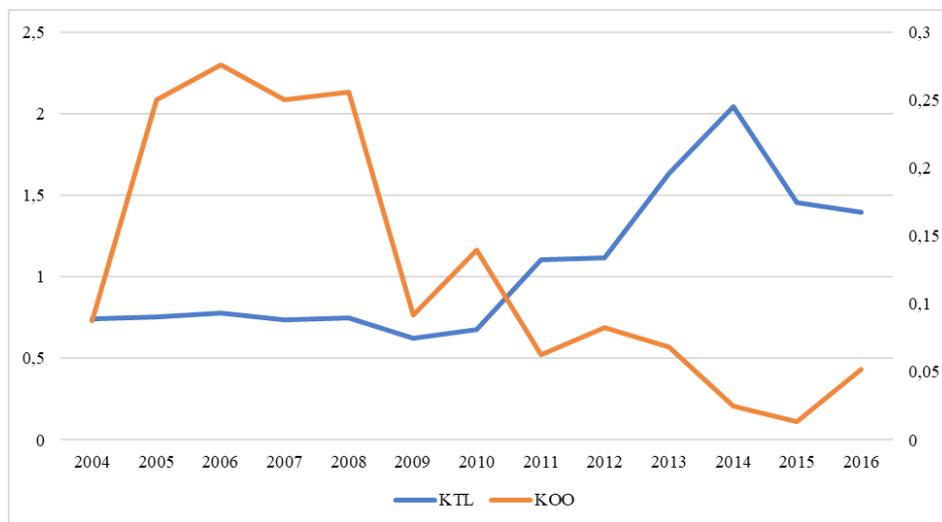


Рисунок 5 – Динамики коэффициента обеспеченности собственными оборотными средствами (по основной оси) и коэффициента текущей ликвидности (по вспомогательной оси) условного

предприятия, 2004-2016 гг.

На основе моделей (3) и (6) строятся марковские цепи с протяженностью на 5 периодов вперед. Общую модель цепи можно представить следующим образом:

$$KOO(2012+T) = KOO_{2012} + \sum_{t=1}^T \Delta \widetilde{KOO}_t \quad (7)$$

$$KTL(2012+T) = KTL_{2012} + \sum_{t=1}^T \Delta \widetilde{KTL}_t, \quad (8)$$

где T – горизонт прогнозирования (в рассматриваемом случае равен 5), i – индекс предприятия, $\Delta \widetilde{KOO}_t$ – случайная величина, распределенная по закону (6), $\Delta \widetilde{KTL}_t$ – случайная величина, распределенная по закону (3). Результаты расчетов моделей (7) и (8) приведены на рисунках 6-7. В период с 2012 по 2017 гг. приведены прогнозные значения коэффициентов (заштрихованная область на графиках) и их фактические значения.

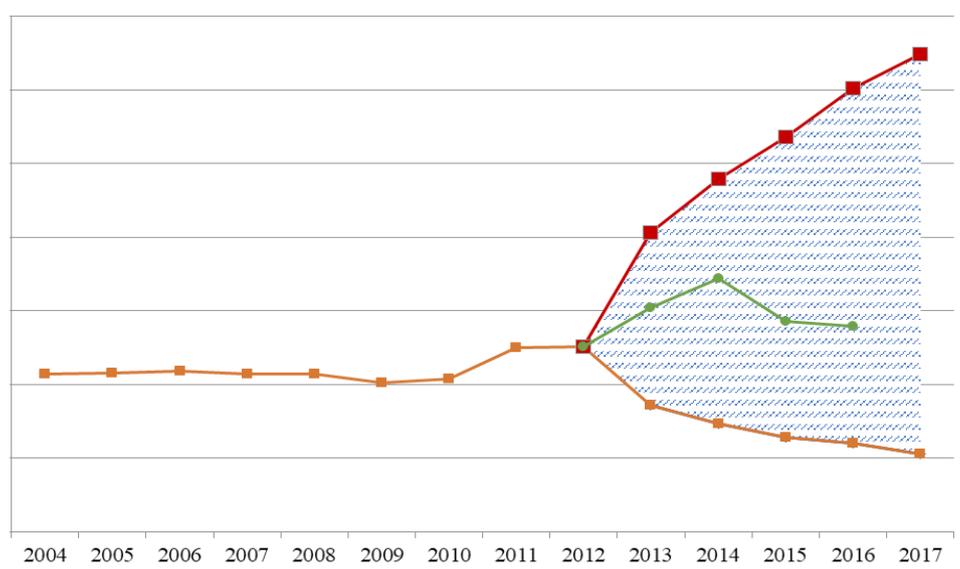


Рисунок 6 – Динамика коэффициента текущей ликвидности условного предприятия, 2004-2017 гг.

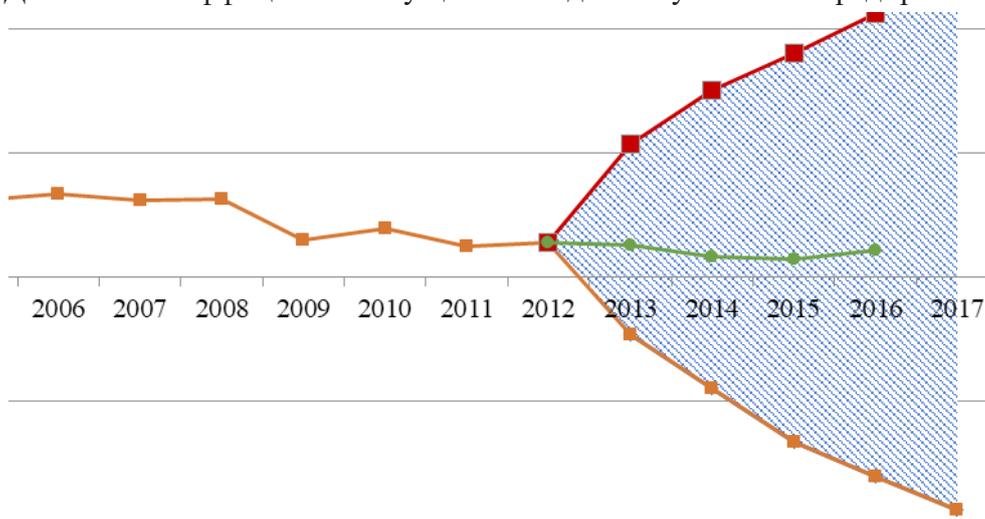


Рисунок 7 – Динамика коэффициента обеспеченности собственными оборотными средствами условного предприятия, 2004-2017 гг.

На рисунках 6 и 7 начиная с 2013 года приводятся прогнозные значения коэффициентов (заштрихованная область), истинные значения коэффициентов находятся в пределах указанных границ с вероятностью 95%. Как видно из рисунков, фактические значения коэффициентов 2013-2016 гг. (зеленая кривая) входят в интервал, спрогнозированный с помощью моделей (7) и (8).

На основании построенных моделей представляется возможным рассчитать вероятность банкротства предприятия в каждый год прогнозного периода. Для каждого коэффициента рассчитывается вероятность того, что его значение будет ниже критического в каждый из прогнозных периодов. Результаты расчетов представлены в таблице 2.

Таблица 2 – Вероятности снижения коэффициентов ниже их критических значений по годам

Коэффициент	Критическое значение	2013 г.	2014 г.	2015 г.	2016 г.	2017 г.
KTL	1,5	2,97%	5,34%	7,06%	7,63%	8,73%
	2	9,78%	13,54%	15,93%	15,70%	15,82%
KOO	0,1	38,02%	43,65%	45,40%	46,93%	46,28%
	0,2	64,08%	58,79%	57,51%	56,16%	54,40%

Таким образом, проведённый анализ финансового состояния организаций ОПК, основанный на данных о приростах коэффициентов текущей ликвидности и обеспеченности собственными оборотными средствами, позволяет делать выводы о финансовой устойчивости ОПК в целом и с помощью построенных моделей позволяют проводить имитационные эксперименты для оценки финансовой устойчивости отдельных предприятий ОПК.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ:

1. Beaver W.H. Financial ratios as predictors of failure /W.H. Beaver // Journal of accounting research. – 1966. – p. 71-111.
2. Wilcox J.W. A prediction of business failure using accounting data / J.W. Wilcox // Journal of Accounting Research. – 1973. – p. 163-179.
3. Wilcox J.W. The gambler’s ruin approach to business risk / J.W. Wilcox // Sloan Management Review. – 1976. – vol. 18. – №. 1. – p. 33.
4. Ширяев А.Н. Вероятность / А.Н. Ширяев. – МЦНМО, 2007.
5. Vinso J.D. A Determination of the Risk of Ruin / J.D. Vinso // Journal of Financial and Quantitative Analysis. – 1979. – vol. 14. – №. 1. – p. 77-100.
6. Santomero A.M., Vinso J.D. Estimating the probability of failure for commercial banks and the banking system / J.D. Vinso, A.M. Santomero // Journal of Banking & Finance. – 1977. – vol.1. – №. 2. – p. 185-205.
7. Lane W.R., Looney S.W., Wansley J.W. An application of the Cox proportional hazards model to bank failure / W.R. Lane, S.W. Looney, J.W. Wansley // Journal of Banking & Finance. – 1986. – vol. 10. – №. 4. – p. 511-531.
8. Bellovary J., Giacomino D., Akers M. A Review of Bankruptcy Prediction Studies: 1930-Present / J. Bellovary, D. Giacomino, M. Akers // Journal of Financial Education. - vol. 33 (Winter 2007). - p.1-42.
9. Ohlson J.A. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy / J.A. Ohlson // Journal of accounting research. – 1980. – p. 109-131.
10. West R. A factor-analytic approach to bank condition / R. West // Journal of Banking & Finance. – 1985. - № 9(2). – p. 253-266.

11. Shumway T. Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model / T. Shumway // *Journal of Business*. – 2001. - № 74(1).
12. Jackson R.H., Wood A., The performance of insolvency prediction and credit risk models in the UK: A comparative study / R.H. Jackson, A. Wood // *The British Accounting review* 45 (2013). – p. 183-202.
13. Odom M.D., Sharda R. A neural network model for bankruptcy prediction / M.D. Odom, R. Sharda // *Neural Networks*, 1990. IJCNN International Joint Conference on. – IEEE, 1990. – p. 163-168.
14. R Development Core Team (2008). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. - Vienna, Austria. URL: <http://www.R-project.org>.
15. Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques and Tools by Alexander J. McNeil, Ruediger Frey and Paul Embrechts. - Princeton Press, 2005.
16. Intermediate probability: A computational approach by Marc Paoletta. - Wiley, 2007
17. S-Plus and R Library for Quantitative Risk Management QRMLib by Alexander J. McNeil (2005) and Scott Ulman (R-port) (2007) URL: <http://www.macs.hw.ac.uk/~mcneil/book/QRMLib.html> and QRMLib
18. Altman E. Corporate Financial Distress / E. Altman. – New York, John Wiley, 1983.
19. Altman E. A complete guide for predicting, avoiding and dealing with bankruptcy / E. Altman. - New York, 1986.
20. Udo G. Neural network performance on the bankruptcy classification problem / Udo G. // *Computers & industrial engineering*. – 1993. – vol. 25. – №. 1-4. – p. 377-380.
21. Coats P.K., Fant L.F. Recognizing financial distress patterns using a neural network tool / P.K. Coats, L.F. Fant // *Financial management*. – 1993. – p. 142-155.