
ФИНАНСЫ, БУХГАЛТЕРСКИЙ УЧЕТ И АНАЛИЗ

УДК 33.06

КРИТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РАЗВИТИЯ МЕТОДОВ ОЦЕНКИ КАЧЕСТВА ФИНАНСОВОЙ ОТЧЕТНОСТИ

Алексеев М.А., Савельева М.Ю., Дудин С.А.

Новосибирский государственный университет
экономики и управления «НИНХ»
E-mail: m.a.alekseev@nsuem.ru, avsa_2010@mail.ru,
s.a.dudin@nsuem.ru

В статье проводится подробный анализ методов оценки качества бухгалтерской (финансовой) отчетности, разработанных зарубежными авторами. Выделяются достоинства и недостатки рассматриваемых методов. Обосновывается актуальность разработки интегрального показателя оценки вероятности искажения финансовых результатов, учитывающего особенности формирования бухгалтерской (финансовой) отчетности и отраслевую специфику деятельности экономических субъектов Российской Федерации.

Ключевые слова: манипулирование бухгалтерской (финансовой) отчетностью, методы оценки качества бухгалтерской (финансовой) отчетности, интегральный показатель оценки вероятности искажения финансовых результатов деятельности экономических субъектов.

CRITICAL ANALYSIS OF THE METHODS OF ASSESSMENT OF FINANCIAL REPORTING QUALITY

Alekseev M.A., Savelyeva M.Yu., Dudin S.A.

Novosibirsk State University of Economics and Management
E-mail: m.a.alekseev@nsuem.ru, avsa_2010@mail.ru,
s.a.dudin@nsuem.ru

The article contains a detailed analysis of methods of evaluation of financial reporting quality developed by overseas authors. The benefits and flaws of the methods in question are examined. The relevance of development of integral indicator used for estimating probability of distortion of financial results, incorporating specificities of financial reporting organization and industry specifics within Russian Federation, is substantiated.

Keywords: manipulation of financial reporting, methods of evaluation of financial reporting quality, integral indicator of estimating probability of distortion of financial reporting of activity performed by subjects within economy.

Качество информации о деятельности компании играет важную роль в принятии управленческих решений как внутренними, так и внешними пользователями. Ключевую роль в оценке деятельности компании играет бухгалтерская (финансовая) отчетность, поэтому особое внимание уделяется оценке ее достоверности.

Однако в России в 2012–2016 гг., несмотря на общую тенденцию снижения преступлений экономической направленности, наиболее распространенным среди их видов по-прежнему остается мошенничество. Одним из видов мошенничества является манипулирование бухгалтерской (финансовой) отчетностью.

По данным официальной статистики с фактами манипулирования бухгалтерской (финансовой) отчетностью сталкивалось 20 % опрошенных российских компаний [22]. Эти случаи констатировались как внутри компаний, так и со стороны их контрагентов. Однако исследования, проведенные нами ранее, позволяют сделать вывод о том, что реальное количество компаний, столкнувшихся с манипулированием бухгалтерской отчетностью, существенно больше, что позволяет сделать вывод о наличии больших проблем в данной области. Результаты исследования, проведенного аудиторской компанией PricewaterhouseCoopers, подтверждают эту точку зрения: выявлено, что 25 % компаний, в которых происходили экономические преступления, предоставляли фальсифицированную финансовую отчетность [21].

В результате мошенничества финансовая отчетность перестает быть надежным источником информации о деятельности компаний. В итоге повышаются риски принятия неэффективных управленческих решений, что определяет актуальность развития инструментов выявления фактов манипулирования бухгалтерской отчетностью.

В этой связи возникает потребность в разработке нового инструмента, который позволял бы стейкхолдерам компании проводить экспресс-оценку рисков наличия фактов фальсификации бухгалтерской отчетности на основании доступной информации и в нужное для них время. Применение данного инструмента не должно предполагать существенных финансовых, временных и трудовых затрат.

Следует отметить, что зарубежными исследователями уже разработаны модели с применением методов регрессионного и дискриминантного анализа, которые позволяют стейкхолдерам оценить вероятность совершения манипулирования бухгалтерской отчетностью на основании раскрываемой компаниями информации в бухгалтерской (финансовой) отчетности. Зарубежные исследователи: М. Бениш, Л. ДеАнжело, Дж. Джонс, А. Дикман, С. Дуртчи, Д. Пиатровский, С. Ханга, П. Хейли, К. Шиварамакришнана и др. разработали интегральные показатели, позволяющие оценить вероятность фальсификации отчетности. В качестве зависимых переменных выбирались финансовые показатели деятельности компании, которые стейкхолдеры могут легко рассчитать на основании раскрываемой в бухгалтерской (финансовой) отчетности информации.

Однако применение указанных выше моделей сталкивается с рядом проблем.

Прежде всего, следует отметить, что модели зарубежных исследователей были построены на данных зарубежных компаний и возникает вопрос о возможности их применения по отношению к данным российских компаний, поскольку практики ведения учета и подготовки финансовой отчетности в России и зарубежных странах не идентичны по причине различий в нормативно-правовом регулировании, из-за разных предпосылок под-

готовки финансовых данных, ориентации российской отчетности на удовлетворение информационной потребности пользователей, представленных государственными контролирующими органами, и, как следствие, сближения данных российского бухгалтерского учета с показателями налогового учета.

Кроме этого анализ указанных выше зарубежных моделей оценки вероятности манипулирования бухгалтерской отчетностью, проведенный нами в предыдущих исследованиях, позволил сделать вывод о наличии у них ряда существенных недостатков, связанных с детерминизмом показателей, входящих в их состав.

Таким образом, в современных условиях назрела необходимость в разработке нового инструмента оценки вероятности манипулирования бухгалтерской отчетностью с учетом российских условий ее составления, отраслевых особенностей компаний и лишённого детерминизма показателей, составляющих его основу.

В последние несколько лет рядом авторов активно проводятся исследования выявления степени и направлений искажений финансовой отчетности. Проведенные изыскания выявили следующие закономерности в развитии эконометрических подходов к оценке достоверности финансовой отчетности. Перечислим их в порядке возникновения:

1) исследования, основанные на использовании закономерностей закона Бенфорда;

2) анализ финансовой отчетности отдельных экономических субъектов на предмет выявления сознательных искажений и получения достаточной уверенности о качестве раскрываемой прибыли;

3) построение «рейтингов» экономических субъектов на основе сравнений отдельных финансовых показателей с их эталонными значениями, с последующим переводением полученных отклонений в баллы (доли) и выведением итоговой оценки;

4) построение интегральных индикаторов, подтверждающих достоверность финансовой отчетности и определение состава, формирующих их показателей;

5) расширение количественных подходов к построению индикаторов достоверности финансовой отчетности через использование алгоритмов вариационного исчисления (пробит-, логит-регрессии);

6) разработка индикаторов оценки достоверности финансовой отчетности на основе совокупностной концепции типологической группировки данных.

Остановимся на них подробнее.

1. *Исследования, основанные на использовании закономерностей закона Бенфорда.* Ф. Бенфорд выявил закономерность: если массив данных сформирован случайным образом под воздействием внешней среды, то выделение цифр в наибольших разрядах из всех имеющихся в массиве чисел с их последующей группировкой от нуля до девяти должно дать дискретное экспоненциальное распределение. Первая попытка применить закон Бенфорда к оценке финансовой отчетности на предмет манипулирования была совершена М. Нигрини. Работа М. Нигрини была посвящена разработке алгоритма выявления признаков отклонения от уплаты налогов через на-

хождение отклонений в статистических закономерностях. В последующем применимость закона Ф. Бенфорда для выявления признаков манипулирования финансовой отчетностью исследовали и такие авторы, как А. Дикман, С. Дуртчи и др.

Ряд исследователей высказывает мнение, что нарушение закона Ф. Бенфорда не обязательно является свидетельством сознательного искажения данных. Исследование ряда авторов [2] позволило сделать вывод, что использование закона Бенфорда при оценке бухгалтерской (финансовой) отчетности на достоверность не позволяет с достаточной степенью достоверности выявлять отчетность, подвергнутую существенным искажениям. Так было выявлено, что формирование информационного массива из числовых значений, являющихся результатами стандартных преобразований чисел, соответствующих закону Бенфорда, не гарантирует того, что результирующие данные будут также соответствовать рассматриваемому аналитическому закону. Это позволило сделать вывод об эмпирическом нарушении одного из условий применимости метода анализа данных, основанного на законе Бенфорда. Также не удалось подтвердить для хозяйствующих субъектов существование линейной зависимости (корреляции) между коэффициентами начислений и показателями среднего абсолютного отклонения фактических и аналитических (соответствующих закону Бенфорда) плотностей распределения цифр в первом разряде бухгалтерской (финансовой) отчетности. Было установлено, что простота и «достоинства» проверки финансовой отчетности на предмет манипулирования с помощью аналитической закономерности Бенфорда являются скорее недостатками, не позволяющими получить достоверные результаты и ограничивающими широкое применение данного метода на практике. Отсюда перед исследователями встает задача дальнейшего совершенствования подходов к выявлению признаков манипулирования финансовой отчетностью посредством сопоставления данных, полученных в рамках метода начислений и кассового метода.

Кроме этого сделан вывод о том, что возможная применимость метода, основанного на законе Бенфорда, зависит от расширения количества данных, раскрываемых в бухгалтерской (финансовой) отчетности, что в случае соответствующих новаций в области составления бухгалтерской (финансовой) отчетности позволит вернуться к проблематике, исследованной в настоящей статье.

2. Анализ финансовой отчетности отдельных экономических субъектов на предмет выявления сознательных искажений и получения достаточной уверенности о качестве раскрываемой прибыли. Названный подход активно развивался в середине 80-х – начале 90-х гг. XX в. В его рамках было выдвинуто и доказано положение о том, что прибыль, раскрытая в финансовой отчетности, связана с реальными результатами деятельности компании некоторой функциональной зависимостью, обладающей у каждого отдельного экономического субъекта уникальными характеристиками. Установлено отсутствие абсолютного тождества между реальным результатом деятельности и их отображением в финансовой отчетности. Подобная закономерность обусловлена рядом объективных факторов: во-первых, внутренней рассогласованностью положений основ бухгалтерско-

го учета с точки зрения соответствия интересам отдельных групп стейкхолдеров; во-вторых, высокой нормативной стандартизацией в бухгалтерском учете отражения операций, что приводит в значительном ряде случаев к преобладанию формы над экономическим содержанием; в-третьих, в широком использовании при составлении финансовой отчетности оценочных значений и профессиональных суждений, поддержанных концепцией креативного учета, что, в свою очередь, обуславливает неизбежность возникновения ошибок и систематических оценочных смещений.

Инициатором разработки аналитических процедур в рамках названного подхода выступили П. Хейли [11] и Л. ДеАнжело [9], предложившие для оценки достоверности финансовой отчетности применить показатель начислений, построенный на сопоставлении данных отчета о финансовых результатах с данными отчета о движении денежных средств. Не отдавая преимущества ни одному из авторов, исследуем их общий подход к аналитическому сопоставлению отчетов о движении денежных средств и отчетов о финансовых результатах экономических субъектов.

Консолидировав подход двух вышеназванных исследователей, получивший развитие в более поздних трудах, представим суммарные начисления (*ACC*), сформированные отражением учетных операций, затрагивающих статьи отчета о финансовом состоянии без соответствующего отображения в отчете о движении денежных средств, как числовую разницу между чистой прибылью (*NI*) и сальдо денежных потоков от операционной деятельности (*CFO*)¹:

$$ACC = NI - CFO, \quad (1)$$

где *ACC* – суммарные начисления; *NI* – чистая прибыль; *CFO* – сальдо денежных потоков от операционной деятельности.

При этом величину суммарных начислений возможно представить через несколько классификационных разрезов. Перечислим основные из них.

Во-первых, осуществим декомпозицию суммарных начислений (*ACC*) на два аналитически значимых слагаемых – обязательные начисления (*non-discretionary accruals, NDACC*) и произвольные начисления (*discretionary accruals, DACC*):

$$ACC = NDACC + DACC, \quad (2)$$

где *NDACC* – обязательные начисления; *DACC* – произвольные начисления.

Порядок формирования обязательных начислений (*NDACC*) регламентируется стандартами бухгалтерского учета. К основным из них относится начисление амортизации основных средств (нематериальных активов), отражение в учете государственных субсидий, учет текущего вознаграждения сотрудникам и формирование резервов переоценки как товарно-материальных запасов, так и резервов просроченной дебиторской задолженности.

В противоположность обязательным начислениям произвольные начисления (*DACC*) являются аналитически не связанными с постоянно повторяющимися операциями в рамках хозяйственной жизни экономиче-

¹ Для простоты изложения опускаем подстрочную индексацию переменных, характеризующих период их формирования (*t*) и принадлежность к соответствующему экономическому субъекту (*j*).

ского субъекта. Тем самым величина произвольных начислений является отображением масштаба использования учетных процедур для достижения целей, отличающихся от целей собственно бухгалтерского учета. В частности, П. Хейли решал задачу определения величины произвольных начислений в зависимости от возможности переформатирования реальных результатов деятельности экономического субъекта, определенных по ОДДС, к таким итоговым значениям отчета о финансовых результатах, которые соответствуют критериям максимального материального стимулирования лиц, принимающих управленческие решения [11].

Во-вторых, представим величину суммарных начислений как сумму оборотных (current accruals, *CURACC*) и внеоборотных (noncurrent accruals, *NONCURACC*) начислений.

$$ACC = CURACC + NONCURACC, \quad (3)$$

где *CURACC* – сумма оборотных начислений; *NONCURACC* – сумму внеоборотных начислений.

Оценка величины оборотных начислений реализуется через вычисление изменений неденежного чистого оборотного капитала:

$$CURACC_{j,t} = \Delta[(CA - Cash) - STL], \quad (4)$$

где *CURACC_{j,t}* – величина текущих начислений компании *j* в периоде *t*; *CA* – оборотные активы; *Cash* – денежные средства и их эквиваленты; *STL* – краткосрочные обязательства; Δ – изменение соответствующих показателей за рассматриваемый период.

Величина внеоборотных начислений (*NONCURACC_{j,t}*) обуславливается суммой амортизационных начислений основных средств и нематериальных активов.

В-третьих, подход, предложенный рядом авторов [4], предполагает разделение суммарной величины начислений на три слагаемых в зависимости от вовлеченности финансовых стейкхолдеров в процесс распределения финансового результата: величины начислений, влияющей на принятие решений самого широкого круга заинтересованных лиц; величины начислений, оказывающих воздействие на принятие решений экономических субъектов, поставляющих заемный капитал, и величины начислений, направленных на принятие решений владельцами собственного капитала.

$$ACC = ACC^{Business} + ACC^{Firm} + ACC^E. \quad (5)$$

И метод П. Хейли, и метод Л. ДеАнжело предлагает использование некоторых статистически значимых оценочных значений вместо точных величин, характеризующих обязательные и произвольные начисления:

$$\begin{cases} NDACC \approx NDAP, \\ DACC \approx DAP, \end{cases} \quad (6)$$

где *ND* – показатель оценочных (прогнозных) значений обязательных начислений в рамках действующих стандартов бухгалтерского учета; *DAP* – показатель оценочных (прогнозных) значений произвольных начислений.

Осуществив подстановку системы (3) в выражение (2), получаем:

$$ACCP = NDAP + DAP, \quad (7)$$

где AC – оценочные (прогнозные) значения совокупных начислений.

Тогда из выражений (2) и (7) следует аналитическое отображение ошибки прогнозирования (FE):

$$FE = ACC - ACCP, \quad (8)$$

где FE – ошибка прогнозирования.

Поскольку основой проведения статистических измерений выступают данные по размерам суммарных начислений (ACC), то без выдвижения дополнительных исследовательских гипотез невозможно осуществить корректное разделение ошибок прогнозирования и оценочных значений произвольных начислений. Основной методический подход, представленный в работах названных авторов, используемый без изменения их последовательности при анализе реальных статистических совокупностей, заключается в следующем: принимается отсутствие произвольных начислений в данных, используемых для построения регрессионного уравнения, объясняющего величину суммарных начислений в финансовой отчетности экономического субъекта. Как результат постулируется тождество между ошибкой прогнозирования и величиной произвольных начислений, что находит подтверждение в ряде эмпирических исследований, проведенных МасНиколсом и Вильсоном [16].

При выявлении сознательных искажений и получения достаточной уверенности о качестве раскрываемой прибыли помимо подходов, основанных на расчете абсолютных начислений, существуют и подходы, предусматривающие отнесение абсолютных начислений к нормируемой базе, т.е. расчету коэффициентов начислений. Такой подход позволит получить более достоверное представление о размерах подобных начислений в соответствии с масштабом бизнеса.

Для учета влияния размера бизнеса на величину оценочных значений обязательных начислений в моделях П. Хейли и Л. ДеАнжело реализован переход от абсолютных к относительным показателям. Предложено использовать коэффициент суммарных начислений (коэффициент начислений – $CACC_{j,t}$)²:

$$CACC_{j,t} = \frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}}, \quad (9)$$

где $TA_{j,t-1}$ – совокупные активы компании j на начало периода t .

Выражение (7) аналитически отображает представления П. Хейли, получившие обозначение *модели случайного блуждания*:

$$\frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = \frac{ACC_{j,t-1}}{TA_{j,t-2}} + \varepsilon_{j,t}, \quad (10)$$

где $\varepsilon_{j,t}$ – случайная ошибка прогнозирования, отвечающая закону нормального распределения, характеризующая значения коэффициента произвольных начислений.

² Критика логики показателя с позиций консенсуса настоящего времени.

При этом оценочные значения коэффициентов обязательных начислений для экономического субъекта j являются некоторой константой

$$\left(\frac{NDAP_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = \frac{ACC_{j,t-1}}{TA_{j,t-2}} \approx \text{const} \right),$$

не зависящей от конъюнктурных предпочтений лиц, принимающих управленческие решения, и тем самым могут быть определены, опираясь на коэффициент суммарных начислений.

Для получения статистически значимых выводов П. Хейли сформировал две обучающие выборки. В первую вошли компании, показывающие рост чистой прибыли, а во вторую – снижение. Дальнейшее исследование П. Хейли основано на гипотезе о том, что величина оценочных значений обязательных начислений ($NDAP_T$) не зависит от принадлежности экономического субъекта к какой-либо из обучающих выборок.

Исследовательская гипотеза Л. ДеАнжело заключается в том, что ко-

эффициенты обязательных начислений $\left(\frac{NDACC_t}{TA_{t-1}} \right)$ для конкретного эконо-

мического субъекта слабо подвержены временным изменениям и могут быть определены через скользящую среднюю значений коэффициентов

начислений $\left(\frac{1}{n} \sum_{\tau=t-n}^t \frac{ACC_{\tau}}{TA_{\tau-1}} \right)$ с параметром скольжения n . Исходя из этого,

модель Л. ДеАнжело получила название – *модель скользящей средней*.

В модели Л. ДеАнжело [9] коэффициент суммарных начислений в рамках действующих стандартов бухгалтерского учета можно представить как:

$$\frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = \frac{1}{n} \sum_{\tau=t-n}^{t-1} \frac{ACC_{j,\tau}}{TA_{j,\tau-1}} + \varepsilon_{j,t}, \quad (11)$$

где n – количество периодов наблюдения; $ACC_{j,\tau}$ – суммарные начисления компании j в периоде τ ; $TA_{j,\tau-1}$ – совокупные активы компании j на начало периода τ ; $\varepsilon_{j,t}$ – случайная ошибка прогнозирования, отвечающая закону нормального распределения, характеризующая коэффициент произвольных начислений.

Предсказательная сила моделей П. Хейли и Л. ДеАнжело зависит от доминирования определенных характеристик сложившихся учетных политик компаний, обуславливающих формирование обязательных начислений. Данные характеристики проявляются в определенных статистических закономерностях, связанных с исследуемыми показателями. Применимость рассматриваемых моделей напрямую зависит от того, какому закону распределения подчиняются значения коэффициента обязательных начислений ($NDAP_T$). Если значения коэффициента обязательных начислений подчиняются закону белого шума, т.е. наблюдается межвременная автокорреляция, то модель П. Хейли с достаточной степенью достоверности предсказывает и значения коэффициента произвольных начислений. С другой стороны, если значения коэффициента обязательных начислений ($NDAP_T$) подчиняются закону нормального распределения, то коэффициент произвольных начислений возможно восстановить с помощью модели Л. ДеАнжело.

Часть недостатков моделей П. Хейли и Л. ДеАнжело снимается *покомпонентной моделью*. В рамках данной модели утверждается, что коэффициент начисления может быть с достаточной степенью достоверности описан через нахождения средневзвешенной результирующей модели случайного блуждания и модели скользящей средней. В покомпонентной модели предполагается различие статистических характеристик в описании оборотных и внеоборотных начислений скользящей средней. Тогда покомпонентная модель может быть представлена следующим образом:

$$\begin{cases} \frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = \frac{CURACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} + \frac{NONCURACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}}, \\ \frac{CURACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = (\alpha) \frac{CURACC_{j,t-1}}{TA_{j,t-2}} + (1-\alpha) \left[\frac{1}{n} \sum_{\tau=t-n}^{t-1} \frac{CURACC_{j,\tau}}{TA_{j,\tau-1}} \right] + \varepsilon_{j,t}, \\ \frac{NONCURACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = (\beta) \frac{NONCURACC_{j,t-1}}{TA_{j,t-2}} + (1-\beta) \left[\frac{1}{n} \sum_{\tau=t-n}^{t-1} \frac{NONCURACC_{j,\tau}}{TA_{j,\tau-1}} \right] + \varepsilon_{j,t}, \end{cases} \quad (12)$$

где α, β – веса влияния элементов моделей случайного блуждания и скользящей средней на коэффициенты оборотных, внеоборотных начислений соответственно.

Существенные изменения экономических условий способны привести к тому, что результаты, полученные в рамках моделей П. Хейли, Л. ДеАнжело и покомпонентной модели, будут недостоверны. Воздействие внешней среды приводит к тому, что меняются условия ведения нормальной операционной деятельности конкретной компании и, как следствие, варьируются оценочные значения обязательных начислений. Подобные изменения могут происходить как во времени, так и возникать у экономических субъектов, занимающихся различными видами деятельности. Например, изменение конъюнктуры рынка и рост реализации продукции в кредит может привести к увеличению оценочных значений обязательных начислений без какого-либо стремления руководства компании к манипулированию финансовой отчетностью. Таким образом, модели П. Хейли и Л. ДеАнжело основываются на недостаточно реалистичных законных положениях, заключающихся в том, что оценочные значения обязательных начислений постоянны во времени и не отличаются у различных экономических субъектов.

Для учета изменений, протекающих во внешней среде, П. Дешоу была предложена *отраслевая модель* [10], предполагающая, что большая часть обязательных начислений конкретной компании может быть объяснена начислениями экономических субъектов, осуществляющих аналогичные виды деятельности. Другими словами, коэффициент начислений компании j объясняется среднеотраслевыми характеристиками, представленными в формализованном виде в выражении:

$$\frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = a_{j,1} + a_{j,2} \left[\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} \right] + \varepsilon_{j,t}. \quad (13)$$

Дж. Джонс [12], выдвигая свою модель, снимет некоторые недостатки представлений перечисленных выше авторов. В основе модели лежит

предположение о том, что большая часть обязательных начислений формируется амортизацией, зависящей от первоначальной стоимости основных средств и нематериальных активов, и созданием резервов под просроченную дебиторскую задолженность, являющихся некоторой функцией от выручки. Таким образом, в рамках модели Дж. Джонс оценочные значения обязательных начислений могут быть выражены как

$$\frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = a_1 \left(\frac{1}{AT_{j,t-1}} \right) + a_2 \left(\frac{\Delta REV_{j,t}}{AT_{j,t-1}} \right) + a_3 \left(\frac{PPE_{j,t}}{AT_{j,t-1}} \right) + \varepsilon_{j,t}, \quad (14)$$

где $AT_{j,t-1}$ – величина совокупных активов компании j на начало периода; $\Delta REV_{j,t}$ – изменение выручки компании в году t по сравнению с предыдущим годом; $PPE_{j,t}$ – первоначальная стоимость основных средств и нематериальных активов в году t ; a_1, a_2, a_3 – параметры регрессионного уравнения для компании j ; $\varepsilon_{j,t}$ – размер произвольных начислений компании j в году t .

Параметры регрессионного уравнения (14) могут быть определены либо путем анализа временных рядов соответствующих показателей конкретного экономического субъекта [10, 11], либо через построение регрессии перекрестных данных [14, 18]. Апробация модели, как правило, происходит через построение регрессии на основе перекрестных данных, поскольку в данном случае появляется возможность анализировать более обширные реальные совокупности. Так, например, построение временных рядов, реализованное П. Дешоу [10], потребовало сбор и обработку данных как минимум за десять последовательных временных интервалов для каждого экономического субъекта, причем средняя протяженность временных интервалов составила 21,5 периода. Построение регрессии перекрестных данных, на основе отраслевого классификатора, реализованное Зангом [19], позволило определять регрессионное уравнение в среднем на основе 152 наблюдений.

Весьма важной проблемой на этапе эконометрического моделирования является проблема спецификации модели суммарных начислений, в частности выражение в математической форме обнаруженных связей и соотношений установления состава экзогенных и эндогенных переменных.

В рамках изучения работ, принадлежащих к подходу Дж. Джонс и пытающихся разрешить ограничения спецификации эконометрической модели, следует отметить исследования В. Бернарда, Т. Штобера и И. Ноеля, изучивших зависимость между финансовыми результатами хозяйственной деятельности экономического субъекта и величиной товарно-материальных запасов, дебиторской задолженностью в предшествующих периодах [6, 7].

В целях исправления имеющихся недостатков исследовательский коллектив П. Дешоу [10] модифицировал модель Дж. Джонс, предложив осуществлять определение оценочных значений обязательных начислений через выражение:

$$\Delta DAP_{j,t} = \hat{a}_1 \left(\frac{1}{AT_{j,t-1}} \right) + \hat{a}_2 \left(\frac{\Delta REV_{j,t} - \Delta AR_{j,t}}{AT_{j,t-1}} \right) + \hat{a}_3 \left(\frac{PPE_{j,t}}{AT_{j,t-1}} \right), \quad (15)$$

где $\Delta AR_{j,t}$ – величина изменения дебиторской задолженности компании j в году t .

В отличие от модели Дж. Джонс модель С. Ханга и К. Шиварамакришна [13], получившая название *KS-модель*, использует дополнительный параметр – уровень прочих оборотных активов и краткосрочных обязательств для определения прогнозного значения коэффициента начисления. При этом модель строит регрессионную зависимость для определения коэффициентов начислений в отраслевом разрезе и не производит статистическое выделение специфических особенностей отдельного экономического субъекта.

Запишем *KS-модель*:

$$\frac{ACCBAL_t}{TA_{t-1}} = a_0 + a_j \frac{REV_t}{TA_{t-1}} \frac{ART_{t-1}}{REV_{t-1}} + a_2 \frac{COGS_t}{TA_{t-1}} \frac{OCAL_{t-1}}{COGS_{t-1}} + a_3 \frac{GPPE_t}{TA_{t-1}} \frac{DEP_{t-1}}{GPPE_{t-1}} + \varepsilon_t, \quad (16)$$

где *ART* – кредиторская задолженность, уменьшенная на величину задолженности по налогам и сборам; *COGS* – себестоимость продаж; *DEP* – величина амортизационных начислений; *GPPE* – первоначальная стоимость основных средств; *REV* – выручка; *OCAL* – прочие оборотные активы и краткосрочные обязательства, определяемые выражением:

$$OCAL = CA - ART - Cash - ITR - (CL - ITP), \quad (17)$$

где *CA* – оборотные активы; *Cash* – денежные средства и их эквиваленты; *CL* – краткосрочные обязательства; *ITP* – кредиторская задолженность по налогам и сборам; *ITR* – суммы переплат по налогам и сборам.

Группа исследователей во главе с С. Котари [15] ввела два дополнительных элемента, направленных на усиление предсказательной силы первоначальной модели Дж. Джонс. Во-первых, предложено использование независимого члена при построении регрессионной зависимости, объясняющей величину суммарных начислений. Тем самым снижена возможность проявления гетероскедастичности случайной ошибки, характеризующей размеры произвольных начислений экономического субъекта. Во-вторых, в модель добавлен предиктор, связанный с оценкой эффективности деятельности экономического субъекта. Появление данного компонента регрессионного уравнения обосновано тем, что компании, показавшие чрезвычайно высокую эффективность своей деятельности в прошлом, попадают в «ловушку» ожиданий инвестиционного сообщества, экстраполирующего «посмертную» статистику на будущие периоды. Как следствие, объективная невозможность повторения результатов прошлого стимулирует круг лиц, формирующих финансовую отчетность, на улучшение результатов хозяйственной деятельности путем использования учетных процедур, не сопровождающихся движением денежных средств. Необходимость учета показателей эффективности хозяйственной деятельности экономического субъекта при построении статистической модели объяснения величины суммарных начислений подтверждается исследованием С. Ханга и К. Шиварамакришна [13]. Названные авторы показали, что доля предварительных профессиональных суждений о возможном манипулировании финансовыми результатами, в дальнейшем не получивших подтверждение

аудиторскими проверками, возрастает при существенном колебании показателя рентабельности активов (т.е. увеличивается ошибка I-города при использовании модели Дж. Джонс).

Модель С. Котари как модификация выражения (9) имеет вид

$$\frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = a_0 + a_1 \left(\frac{1}{AT_{j,t-1}} \right) + a_2 \left(\frac{\Delta REV_{j,t}}{AT_{j,t-1}} \right) + a_3 \left(\frac{PPE_{j,t}}{AT_{j,t-1}} \right) + a_4 ROA_{j,t} + \varepsilon_{j,t}, \quad (18)$$

где $ROA_{j,t}$ – рентабельность активов компании j в году t .

Пай [17] внес вклад в спецификацию модели суммарных начислений, предложенную Дж. Джонс. Новация исследователя заключалась в увеличении количества предикторов регрессионной модели путем включения переменных, учитывающих сальдо движения денежных средств от операционной деятельности текущего (GFO_t) и предшествующего периода (GFO_{t-1}). Подобная модификация обосновывается тем, что часть операций, связанных с движением денежных средств при переходе через отчетную дату, получает отражение в ОДДС с временной задержкой текущего года, несмотря на то, что по методу начислений подобные операции учтены в предыдущем отчетном периоде.

$$\frac{ACC_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = a_1 \left(\frac{1}{AT_{j,t-1}} \right) + a_2 \left(\frac{\Delta REV_{j,t}}{AT_{j,t-1}} \right) + a_3 \left(\frac{PPE_{j,t}}{AT_{j,t-1}} \right) + a_4 \left(\frac{CFO_{j,t}}{AT_{j,t-1}} \right) + a_5 \left(\frac{CFO_{j,t-1}}{AT_{j,t-1}} \right) + \varepsilon_{j,t}. \quad (19)$$

Развитие подхода, обозначенного выше, позволило установить, что о качестве прибыли, раскрытой в финансовой отчетности, следует говорить тогда, когда финансовые показатели максимально справедливо отражают результаты текущей операционной деятельности, позволяют адекватно предсказать перспективы экономического развития и являются несмещенной основой для определения стоимости бизнеса.

3. Построение «рейтингов» экономических субъектов на основе сравнений отдельных финансовых показателей с их эталонными значениями, с последующим переводением полученных отклонений в баллы (доли) и выведением итоговой оценки. Данный подход в контексте выявления искажений финансовой отчетности был предложен профессором высшей школы бизнеса Чикагского университета Д. Пиотровским, который в 2002 г. опубликовал результаты своих исследований по ретроспективному анализу корпоративных финансовых отчетов за период с 1976 по 1996 г. Д. Пиотровский разработал и доказал практическую применимость интегрального показателя, формируемого из девяти расчетных финансовых показателей, подразделяемых на три группы: показатели рентабельности; показатели ликвидности и источников средств; показатели операционной эффективности. Количественное значение каждого расчетного показателя сравнивается с некоторым «эталонном», после чего происходит присвоение дискретных оценок – единица, если расчетный показатель лучше эталона,

и ноль в противном случае. Полученные баллы суммируются, образуя итоговую рейтинговую оценку. Компании, набравшие максимальный рейтинг (8/9 баллов), считаются сильными, не склонными к финансовым затруднениям в перспективе, а набравшие 2 и менее баллов – слабыми с высокой вероятностью банкротства в будущем.

4. *Построение интегральных индикаторов, подтверждающих достоверность финансовой отчетности и определение состава, формирующих их показателей.* В рамках данного подхода, в 90-х гг. прошлого века в практику оценки достоверности финансовой отчетности введены аналитические процедуры, ориентированные на выявление признаков сознательного манипулирования. В качестве ключевых исследований в рамках данного подхода следует выделить работы М. Бениша [5, 6]. Указанному автору и его последователям удалось статистически вывести и обосновать возможность использования интегрального показателя манипулирования – индекса M-Score, состоящего из восьми компонент, для формирования профессионального суждения о полноте и достоверности составления бухгалтерской отчетности. При этом числовые значения каждой из отдельных компонент индекса M-Score также получили предсказательную силу и способны указывать на разделы в отчетности, в которых были совершены манипуляции. Компоненты индекса манипулирования можно разделить на три группы: показатели, оценивающие скорость развития компании; показатели, оценивающие агрессивность применяемой компанией учетной политики; показатели, оценивающие уровень экономических и финансовых затруднений.

5. *Расширение количественных подходов к построению индикаторов достоверности финансовой отчетности через использование алгоритмов вариационного исчисления (пробит-, логит-регрессии).* Особенностью данных подходов выступает использование алгоритмов определения параметров непрерывной логистической регрессии методом максимального правдоподобия [20]. При построении показателей обозначенной группы предикторы (экзогенные переменные), используемые для определения значения зависимой переменной, объединяются в три группы: показатели оценки качества активов; показатели оценки эффективности деятельности; экстрафинансовые показатели. Модель предсказывает вероятность нахождения зависимой переменной на отрезке $[0, 1]$ при определенных значениях независимых признаков (предикторов). Достоверное и полное составление финансовой отчетности обуславливает нулевое значение зависимой переменной. Необходимо отметить, что рассматриваемые подходы из-за особенностей своего построения не учитывают динамические аспекты функционирования компании и не оценивают адекватность темпов прироста соответствующих финансовых показателей. И если в условиях экономического кризиса подобная методика дает преимущества при определении достоверности отчетности, позволяя отсеять внешние возмущения, то в период экономической стабильности индекс мошенничества имеет ослабленную предсказательную силу.

6. *Разработка индикаторов оценки достоверности финансовой отчетности на основе совокупностной концепции типологической группировки компаний.* Построение интегрального показателя выявления иска-

Сравнительная характеристика методов оценки качества финансовой отчетности

Методы	Авторы	Достоинства	Недостатки
1	2	3	4
1. Модель, основанная на закономерности закона Бенфорда	А. Дикман, С. Дуртчи	<p>Не требует формирования продолжительных временных рядов с последующим перекрестным анализом данных</p> <p>Может осуществляться исключительно статистическими методами, без учета индивидуальных особенностей объекта наблюдения</p> <p>Не требует включения в анализ прогнозной информации об ожидаемых значениях финансовых показателей</p> <p>Не требует наличия информации о динамике цен на рынках, связанных с объектом наблюдения</p>	<p>Формирование информационного массива из числовых значений, являющихся результатами стандартных преобразований чисел, соответствующих закону Бенфорда, не гарантирует того, что результирующие данные будут также соответствовать рассматриваемому аналитическому закону</p> <p>Линейная зависимость (корреляция) между коэффициентами начислений и показателями среднего абсолютного отклонения фактических и аналитических (соответствующих закону Бенфорда) плотностей распределения цифр в первом разряде бухгалтерской (финансовой) отчетности не подтвердилась</p> <p>Первоначальный детерминизм показателей</p>
2. Анализ финансовой отчетности отдельных экономических субъектов на предмет сознательных искажений и получения достаточной уверенности о качестве раскрываемой прибыли	П. Хейли, Л. ДеАнжелло	<p>Установлено отсутствие полного тождества между реальным результатом деятельности и их отображением в финансовой отчетности</p> <p>Применили показатель начислений, построенный на сопоставлении данных отчета о финансовых результатах с данными ОДДС</p>	<p>Существенные изменения экономических условий могут привести к получению недостоверных сведений</p> <p>Невозможно осуществить корректное разделение ошибок прогнозирования и оценочных значений произвольных начислений</p> <p>Предказательная сила зависит от доминирования определенных характеристик сложившихся учетных политик</p> <p>Существенные изменения экономических условий могут привести к получению недостоверных данных</p> <p>Первоначальный детерминизм показателей</p>
3. Модель суммарных начислений	Дж. Джонс	<p>Увеличение количества предикторов регрессионной модели</p> <p>Большая часть обязательных начислений формируется амортизацией</p>	<p>Первоначальный детерминизм показателей</p>

Окончание таблицы

1	2	3	4
4. KS-модель	С. Ханга, К. Шивараман-кришнана	Строит регрессионную зависимость в отраслевом разрезе Не выделяет специфические особенности отдельного экономического субъекта Уменьшена возможность проявления случайных ошибок	Первоначальный детерминизм показателей
5. Построение «рейтингов» экономических субъектов на основе сравнений отдельных финансовых показателей с их эталонными значениями, с последующим переведением полученных отклонений в баллы (доли) и выведением итоговой оценки	Д. Пиатровский	Простога реализации, при отсутствии специфических требований к исходным финансовым данным для осуществления аналитических оценок, что дает возможность осуществлять расчет показателя FSCORE Пиотровского на базе основных форм финансовой отчетности компании	Первоначальный детерминизм показателей
6. Построение интегральных индикаторов, подтверждающих достоверность финансовой отчетности и определение состава, формирующих их показателей	М. Бениш (M-Score)	Возможность оценки полноты и достоверности бухгалтерской отчетности Значения отдельных компонент индекса имеют предсказательную силу и указывают разделы отчетности, в которых совершены манипуляции	Высокая трудоемкость предложенного метода в российских реалиях Первоначальный детерминизм показателей
7. Расширение количественных подходов к построению индикаторов достоверности финансовой отчетности через использование алгоритмов вариационного исчисления (пробит-, логит-регрессии)	(F-Score)	Предсказывает вероятность нахождения зависимой переменной на отрезке	Не учитывают динамические аспекты функционирования компании и темпов прироста соответствующих показателей Зависимость от экономической ситуации Первоначальный детерминизм показателей
8. Разработка индикаторов оценки достоверности финансовой отчетности на основе совокупной концепции типологической группировки компаний	М.А. Алексеев	Оценка качества составления ОДДС Проведена типологизация информационного пространства финансового рынка Выявление искажений финансовой отчетности в сторону завышения и занижения	

жений результатов деятельности компаний реализуется через пять этапов, каждый из которых включает в себя набор последовательных шагов:

– определение основных поведенческих типов хозяйствующих субъектов;

– предварительный отбор компаний. Реализуются аналитические процедуры, позволяющие выделить компании, составляющие отчет о движении денежных средств (далее ОДДС) в целом без существенных ошибок и/или искажений. Выявляются компании, достоверно составившие ОДДС в части суммарного сальдо от текущих и инвестиционных операций;

– формирование обучающих выборок. Ключевой параметр, подвергающийся оценке – сравнение коэффициентов начислений, рассчитанных кассовым методом и методом начислений. Разделение осуществляется по оценке смещения разницы названных коэффициентов от нулевого значения в отрицательную или положительную область. С помощью процедур разделения смесей восстанавливаются статистические характеристики искомых нормальных распределений, веса которых в сумме дают единицу;

– отбор финансовых показателей. Формируется список финансовых показателей значимых для последующего отнесения компаний к каждому из выделенных типов в независимости от формы собственности и качества составления ОДДС;

– построение модели, определение границ и проверка результатов. Определение параметров пробит-регрессии с помощью программы STATISTICA.

Полученная модель позволяет определить вероятность искажения финансовых результатов экономических субъектов как в сторону занижения, так и в сторону завышения [1, 2].

Проведенный выше анализ существующих методов оценки достоверности финансовой отчетности позволил классифицировать существующие методы анализа оценки качества финансовой отчетности, что позволило определить их достоинства и недостатки (см. таблицу).

Анализ существующих методов оценки качества финансовой отчетности позволил определить достоинства и недостатки каждого из них. Кроме того, в ходе анализа представленных методов был выявлен их общий недостаток, заключающийся в первоначальном детерминизме используемых показателей. Устранение данного недостатка возможно, через разработку интегрального показателя оценки вероятности искажения финансовых результатов, который будет учитывать не только статические, но и динамические характеристики деятельности компаний, учитывающие изменения экономических условий функционирования компаний.

Литература

1. *Алексеев М.А.* Информационное пространство финансового рынка: моногр. / Новосиб. гос. ун-т экономики и управления. Новосибирск: НГУЭУ, 2017. 247 с.
2. *Алексеев М.А.* Применимость закона Бенфорда для определения достоверности финансовой отчетности // Вестник НГУЭУ. 2016. № 4. С. 114–128.
3. *Алексеев М.А., Дудин С.А.* Показатель выявления искажения результатов деятельности компании // Вестник ИПБ (Вестник профессиональных бухгалтеров). 2016. № 6. С. 38–47.

4. *Алексеев М.А., Савельева М.Ю.* Методологические вопросы построения и использования коэффициентов начислений // Вестник НГУЭУ. 2016. № 2. С. 139–155.
5. *Beneish M.D.* The Detection of Earnings Manipulation // Financial Analysts Journal. 1999. Vol. 55. No. 5 (September/ October). P. 2–36.
6. *Beneish M.D., Lee C., Nichols D.C.* Earnings Manipulation and Expected Returns // Financial Analysts Journal. 2013. Vol. 69. No. 2 (March/April). P. 57–82.
7. *Bernard V., Noel J.* Do inventory disclosures predict sales and earnings? // Journal of Accounting, Auditing, and Finance. 1991. No. 6 (2). P. 145–181.
8. *Bernard V., Stober T.* The nature and amount of information reflected in cash flows and accruals // The Accounting Review. 1989. No. 64 (4). P. 624–652.
9. *DeAngelo L.* Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Shareholders // The Accounting Review. 1986. No. 61. P. 400–420.
10. *Dechow P., Sloan R.G., Sweeney A.P.* Detecting earnings management // The Accounting Review. 1995. No. 70 (2). P. 193–225.
11. *Healy P.M.* The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions // Journal of Accounting and Economics. 1985. No. 7. P. 85–107.
12. *Jones J.* Earnings management during import relief investigations // Journal of Accounting Research. 1991. No. 29. P. 193–228.
13. *Kang S., Sivaramakrishnan K.* Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach // Journal of Accounting Research. 1995. No. 33 (2). P. 353–367.
14. *Klein A.* Audit committee, board of director characteristics, and earnings management // Journal of Accounting and Economics. 2002. No. 33 (3). P. 375–400.
15. *Kothari S.P., Leone A.J., Wasley C.E.* Performance matched discretionary accrual measures // Journal of Accounting and Economics. 2005. No. 39. P. 163–197.
16. *McNichols M., Wilson G.P.* Evidence of earnings management from the provision for bad debts // Journal of Accounting Research. 1988. No. 26. P. 1–31.
17. *Pae J.* Expected accrual models: the impact of operating cash flows and reversals of accruals // Review of Quantitative Finance and Accounting. 2005. No. 24. P. 5–22.
18. *Xie H.* The mispricing of abnormal accruals // The Accounting Review. 2001. No. 76 (3). P. 357–373.
19. *Zang A.Y.* Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management // The Accounting Review. 2012. No. 87 (2). P. 675–703.
20. *Dechow P.M., Ge W., Larson C.R., Sloan R.G.* Predicting Material Accounting Misstatements. [Электронный ресурс] URL: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=997483 (дата обращения: 11.04.2016).
21. PricewaterhouseCoopers – аудиторская сеть. URL: <http://www.pwc.ru/> (дата обращения: 10.09.2017).
22. РосБизнесКонсалтинг. URL: <http://www.rbc.ru/politics/14/07/2016/5786370c9a794772a450> (дата обращения: 10.09.2017).

Bibliography

1. *Alekseev M.A.* Informacionnoe prostranstvo finansovogo rynka: monogr. / Novosibirsk. gos. un-t jekonomiki i upravlenija. Novosibirsk: NGUJeU, 2017. 247 p.
2. *Alekseev M.A.* Primenimost' zakona Benforda dlja opredelenija dostovernosti finansovoj otchetnosti // Vestnik NGUJeU. 2016. № 4. P. 114–128.
3. *Alekseev M.A., Dudin S.A.* Pokazatel' vyjavenija iskazhenija rezul'tatov dejatel'nosti kompanii // Vestnik IPB (Vestnik professional'nyh buhgalterov). 2016. № 6. P. 38–47.
4. *Alekseev M.A., Savel'eva M.Ju.* Metodologicheskie voprosy postroenija i ispol'zovanija koeficientov nachislenij // Vestnik NGUJeU. 2016. № 2. P. 139–155.
5. *Beneish M.D.* The Detection of Earnings Manipulation // Financial Analysts Journal. 1999. Vol. 55. No. 5 (September/ October). P. 2–36.

6. *Beneish M.D., Lee C., Nichols D.C.* Earnings Manipulation and Expected Returns // *Financial Analysts Journal*. 2013. Vol. 69. No. 2 (March/April). P. 57–82.
7. *Bernard V., Noel J.* Do inventory disclosures predict sales and earnings? // *Journal of Accounting, Auditing, and Finance*. 1991. No. 6 (2). P. 145–181.
8. *Bernard V., Stober T.* The nature and amount of information reflected in cash flows and accruals // *The Accounting Review*. 1989. No. 64 (4). P. 624–652.
9. *DeAngelo L.* Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Shareholders // *The Accounting Review*. 1986. No. 61. P. 400–420.
10. *Dechow P., Sloan R.G., Sweeney A.P.* Detecting earnings management // *The Accounting Review*. 1995. No. 70 (2). P. 193–225.
11. *Healy P.M.* The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions // *Journal of Accounting and Economics*. 1985. No. 7. P. 85–107.
12. *Jones J.* Earnings management during import relief investigations // *Journal of Accounting Research*. 1991. No. 29. P. 193–228.
13. *Kang S., Sivaramakrishnan K.* Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach // *Journal of Accounting Research*. 1995. No. 33 (2). P. 353–367.
14. *Klein A.* Audit committee, board of director characteristics, and earnings management // *Journal of Accounting and Economics*. 2002. No. 33 (3). P. 375–400.
15. *Kothari S.P., Leone A.J., Wasley C.E.* Performance matched discretionary accrual measures // *Journal of Accounting and Economics*. 2005 No. 39. P. 163–197.
16. *McNichols M., Wilson G.P.* Evidence of earnings management from the provision for bad debts // *Journal of Accounting Research*. 1988. No. 26. P. 1–31.
17. *Pae J.* Expected accrual models: the impact of operating cash flows and reversals of accruals // *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 2005. No. 24. P. 5–22.
18. *Xie H.* The mispricing of abnormal accruals // *The Accounting Review*. 2001. No. 76 (3). P. 357–373.
19. *Zang A.Y.* Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management // *The Accounting Review*. 2012. No. 87 (2). P. 675–703.
20. *Dechow P.M., Ge W., Larson C.R., Sloan R.G.* Predicting Material Accounting Misstatements. [Elektronnyj resurs] URL: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=997483 (data obrashhenija: 11.04.2016).
21. PricewaterhouseCoopers – auditorskaja set'. URL: <http://www.pwc.ru/> (data obrashhenija: 10.09.2017).
22. RosBiznesKonsalting. URL: <http://www.rbc.ru/politics/14/07/2016/5786370c9a794772a450> (data obrashhenija: 10.09.2017).