

Прикладная эконометрика, 2020, т. 60, с. 102–114.

Applied Econometrics, 2020, v. 60, pp. 102–114.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-60-102-114

С. В. Арженовский, Т. Г. Синявская, А. В. Бахтеев¹

Многомерная пробит-модель для априорной оценки поведенческих рисков в аудите

Представлен оригинальный подход к оценке поведенческих рисков при проведении аудиторских процедур на основе многомерной пробит-модели. Зависимыми переменными в модели являлись бинарные поведенческие характеристики лиц, ответственных за формирование отчетности: толерантность к нарушениям законодательства, патологический монетарный тип личности, склонность к повышенному риску, вера в безнаказанность, неграмотность в отношении законодательства в сфере бухгалтерского учета. Получено, что одни и те же факторы склонны повышать шансы наличия одних и снижать шансы наличия других характеристик, что не позволяет сформулировать профиль «наибольшего риска». Результаты могут быть использованы аудиторами при проведении процедуры оценки риска преднамеренного искажения финансовой отчетности.

Ключевые слова: многомерный пробит; эндогенность; поведенческие характеристики; риск фальсификации финансовой отчетности.

JEL classification: C35; D03; G32; M42.

Введение

Преднамеренное искажение компаниями своей финансовой отчетности вот уже несколько десятилетий продолжает оставаться одним из наиболее существенных факторов, оказывающих дестабилизирующее влияние на мировые финансовые рынки. При неизменной значимости проблемы агрессивной подготовки отчетности происходит ее постоянная структурная трансформация, сопровождающаяся появлением новых обстоятельств, требующих внимания со стороны аудиторов, в сферу ответственности которых входит снижение информационного риска инвестиционного сообщества. В настоящее время общепризнан тот факт, что одним из таких обстоятельств является связь поведенческих характеристик лиц, отвечающих за подготовку внешней отчетности компаний, с возможностью преднамеренного искажения этой отчетности. На практике оценка поведенческих рисков затруднена рядом причин, наиболее существенными из которых являются отсутствие

¹ **Арженовский Сергей Валентинович** — Ростовский государственный экономический университет (РИНХ), Ростов-на-Дону; sarzhenov@gmail.com.

Синявская Татьяна Геннадьевна — Ростовский государственный экономический университет (РИНХ), Ростов-на-Дону; sin-ta@yandex.ru.

Бахтеев Андрей Владимирович — Ростовский государственный экономический университет (РИНХ), Ростов-на-Дону; a_bakhteev@mail.ru.

методической базы и статистических данных. Аудиторское суждение относительно значимости поведенческих рисков формируется на основе анализа обстоятельств, присущих процессу подготовки финансовой отчетности конкретной компании. Вследствие этого оценка риска, сделанная по совокупности выполненных заданий по аудиту, может оказаться неинформативной в силу высокой степени ее обобщения. Использование априорных подходов лежит в русле соблюдения профессиональных стандартов и этических норм, требующих от аудитора профессионального поведения и соблюдения профессионального скептицизма при оценке риска существенного искажения финансовой отчетности вследствие недобросовестных действий, в том числе при проведении интервью с лицами, отвечающими за подготовку финансовой отчетности. Априорный подход заключается в выявлении наличия у индивидов, ответственных за подготовку финансовой отчетности, личностных характеристик, повышающих склонность к ее искажению. При наличии таких характеристик возникновение определенных триггеров, в том числе внешних обстоятельств, способно привести к реализации таких рисков.

Теоретическими концепциями, отражающими поведенческие факторы оценки риска существенного искажения финансовой отчетности вследствие недобросовестных действий (РСИНД) при проведении аудита и нашедшими место в стандартах аудиторской деятельности, являются постулаты «треугольника мошенничества» — факторы возможности мошенничества в совокупности с мотивами и оправданием/сокрытием действий² (Cressey, 1954), дополненные впоследствии фактором «способности» до «бриллианта мошенничества» (Wolfe, Hermanson, 2004), а затем еще одним фактором — компетентностью лица, способного к манипуляциям с отчетностью (Marks, 2011).

Треугольник мошенничества и его модификации применяются для оценки РСИНД как на данных по фирмам, так и на данных по аудиторам и лицам, ответственным за подготовку отчетности, внутри фирм с использованием в том числе и эконометрических методов.

В рамках первой группы исследований (по фирмам) отметим подход *M-score* (Beneish, 1999), основанный на специфицированной автором панельной регрессионной модели дискретного выбора, которая, по его мнению, на основе бухгалтерской информации с достаточной степенью уверенности идентифицирует финансовую отчетность, содержащую показатели, подвергшиеся преднамеренному искажению. Модель (Jones, 1991) и ее модификации основаны на предположении о разделении расходов компании, признаваемых по методу начислений, на дискреционные и недискреционные. Оценивание модели осуществляется обычным МНК. Известна также модель *F-score*, которая основана на расчете *F*-индикатора по финансовым, нефинансовым, забалансовым и рыночным показателям деятельности фирмы (Dechow et al., 2011) и инструментарии моделей дискретного выбора. Модели бинарного выбора применялись также в (Spathis, 2002) на данных по греческим листинговым компаниям, и по малазийским фирмам (Yusof et al., 2015) с учетом факторов внутренней среды компаний. Энхбаяр и Цолмон (2015) обобщили зарубежный опыт построения моделей для оценки вероятности мошенничества с использованием *Z-score* Альтмана.

² Указанные три фактора включены в Международные стандарты аудита (МСА) 240 (подробно — в Приложении 1 МСА 240) и МСА 315 (подробно — в Приложении 2 МСА 315), которые введены в действие на территории РФ Приказом Минфина России от 09.01.2019 № 2н (см. <https://minfin.gov.ru/ru/performance/audit/standards/international/documents/>).

Во второй группе исследований (по аудиторам) выделим работу (Fedor, Ramsay, 2007), в которой регрессионные модели использовались на выборке из аудиторов для анализа обратной связи между аудитором и составителем финансовой отчетности. Получено, что личностные чувства принятия/одобрения аудитора в наибольшей степени и положительно влияют на ответы исполнителей отчетности. Bierstaker, Wright (2001) специфицировали эконометрические модели для выявления влияния композитной переменной «способность аудитора решать практические проблемы» на эффективность внутреннего контроля и применения аналитических аудиторских процедур. Ожидания клиентов относительно аудиторского заключения, измеренные путем запроса у клиентов (респондентов) вероятности того, что аудитор не потребует отражения обязательств в финансовой отчетности, изучали Iyer, Rama (2004) на основе множественной регрессии.

Отметим также обзорные работы (Sayari, 2017) и (Free, 2015), в которых обсуждаются современные исследования по поведенческому аудиту и указывается на мало исследованные «узкие места».

Выделим исследование Кочинева (2006), который определяет аудиторский риск на основе классической концепции как результат произведения трех рисков: неотъемлемого, контрольного и риска необнаружения. Первые два риска автор предлагает оценивать на основе полиномиальных регрессий.

Российских публикаций, в которых изучаются поведенческие аспекты аудита, авторам статьи обнаружить не удалось. Кроме того, указанные выше работы не предлагали практико-ориентированных подходов для выявления личностных характеристик, способствующих РСИНД.

В работе (Арженовский и др., 2019а) было предложено расширение существующих концепций оценки поведенческих рисков в аудите, основанное на следующих пяти характеристиках лиц, ответственных за подготовку финансовой отчетности: 1) толерантность к нарушениям законодательства; 2) патологический монетарный тип личности (в том числе восприятие «деньги — власть»); 3) склонность к повышенному, даже неоправданному риску; 4) вера в безнаказанность (неверие в наказание); 5) неграмотность (невежество) в отношении соответствующего законодательства, либо наоборот, хорошее его знание. Разработана авторская анкета, направленная на выявление наличия этих характеристик, включающая в себя 30 вопросов и 94 утверждения, агрегированных в 6 блоков. Для того чтобы аудитор мог получить основания для углубленного обследования предприятия-клиента на предмет рисков намеренного искажения финансовой отчетности, требуется экспресс-методика, позволяющая выявить высокую вероятность наличия у руководства данного предприятия таких личностных характеристик. Это требует выявления детерминант наличия данных характеристик, что и составляет задачу моделирования данного исследования.

1. Обоснование выбора многомерной пробит-модели

Наличие или отсутствие той или иной личностной характеристики представляет собой бинарную переменную. Обозначим через I_j индикаторную переменную, означающую наличие у индивида j -й личностной характеристики, $j = 1, 2, \dots, J$. Определим вектор $M = (I_1, I_2, \dots, I_J)^T$ как вектор характеристик, которыми обладает один человек, ответственный за подготовку финансовой отчетности. Соответственно, возможно 2^J различных комбинаций I_j у вектора M .

Поскольку зависимая переменная принимает множество дискретных значений, одним из вариантов моделирования является использование инструментария мультиномиальной регрессии (multinomial logit model). Однако первое из препятствий на пути ее использования для решения поставленной задачи заключается в том, что для оценки этой регрессии необходимо использовать зависимую переменную, принимающую 32 возможных значения (поскольку мы рассматриваем пять личностных характеристик $J = 5$), что приведет к оценке параметров 32 уравнений и значительно снизит число степеней свободы при использовании малых выборок. Второе препятствие заключается в том, что оценивание мультиномиальной логит-модели предполагает взаимную независимость ошибок в уравнениях для каждой из альтернатив и их одинаковую распределенность. Однако можно предположить, что ошибки уравнения, ассоциируемого с наблюдением у индивида конкретной комбинации личностных характеристик, будут коррелировать с ошибками уравнений, связанных с наличием другой комбинации, что делает неприменимой модель мультиномиальной логистической регрессии (Young et al., 2009).

Аналогичные рассуждения не позволяют оценивать J отдельных моделей логистической регрессии, где каждая из зависимых переменных представляет собой индикаторную переменную I_j .

Адекватной альтернативой для моделирования дискретной неупорядоченной категориальной зависимой переменной, представляющей собой вектор M , является многомерная параметризация в виде многомерной пробит-модели. В этом случае ошибки для исчерпывающего набора взаимоисключающих альтернатив не будут являться независимыми и одинаково распределенными, как в случае мультиномиальной логит-модели, а будут иметь нормальное распределение с вектором нулевых средних и ковариационной матрицей

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \cdots & \sigma_{1,J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{J,1} & \cdots & \sigma_J^2 \end{bmatrix},$$

где σ_{sj} — корреляция между ошибками уравнений с зависимыми переменными s и j , или, иными словами, корреляция между латентными переменными, порождающими наблюдение исходов s и j .

Таким образом, многомерная пробит-модель ослабляет требование ПА в мультиномиальной логит-модели и является более гибкой с точки зрения спецификации ковариационной матрицы.

Многомерная пробит-модель ранее не использовалась для оценки поведенческих характеристик личностей, ответственных за подготовку финансовой отчетности. Обозначим через I_j^o соответствующую латентную переменную, порождающую наблюдение наличия у индивида, ответственного за подготовку финансовой отчетности, j -й личностной характеристики, $j = 1, 2, \dots, J$, а через I_j — соответствующую бинарную переменную, принимающую значение 0 при отсутствии у индивида данной характеристики, и 1 при ее наличии. Сформулируем многомерную пробит-модель следующим образом:

$$\begin{aligned}
I_1^o &= x^T \beta_1 + \varepsilon_1, & \text{для } I_1 &= 1_{\{I_1^o > 0\}}, \\
I_2^o &= x^T \beta_2 + \varepsilon_2, & \text{для } I_2 &= 1_{\{I_2^o > 0\}}, \\
&\vdots & & \vdots \\
I_J^o &= x^T \beta_J + \varepsilon_J, & \text{для } I_J &= 1_{\{I_J^o > 0\}},
\end{aligned}$$

где $x = (1, x_1, \dots, x_p)^T$ — вектор из p контрольных переменных; $\beta_j = (\beta_{j0}, \beta_{j1}, \dots, \beta_{jp})^T$ — соответствующий вектор параметров модели, включая свободный член.

Каждый стохастический компонент ε_j извлечен из J -мерного нормального распределения с математическим ожиданием, равным нулю, и дисперсией, нормированной к единице из соображений идентифицируемости, т. е. $\varepsilon \sim N(0, \Sigma)$, где ковариационная матрица Σ задана как

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \cdots & \rho_{1J} \\ \rho_{21} & 1 & \cdots & \rho_{2J} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{J1} & \rho_{J2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}.$$

Особенный интерес представляют элементы, лежащие вне главной диагонали, поскольку именно они представляют ненаблюдаемую корреляцию между стохастическими компонентами. Таким образом, используя многомерный пробит для моделирования наличия у лица, ответственного за составление финансовой отчетности, характеристик, ассоциируемых с повышенным риском ее фальсификации, получаем возможность оценить совместное распределение таких качеств личности.

2. Эмпирические результаты

Оценка поведенческих типов лиц, ответственных за составление финансовой отчетности предприятия — клиента по аудиту, влияющих на склонность к ее фальсификации, была проведена на основе данных опроса 515 индивидов (все опрошиваемые — жители Ростовской области). При опросе была использована авторская анкета³. Репрезентативность выборки обеспечивалась применением случайного метода отбора⁴.

Контингент опрошиваемых составили руководители компаний (8.74%), бухгалтеры (46.6%, в том числе главные) и лица, работающие на должностях специалистов (44.66%). В полученной выборке вариация по полу практически отсутствует (подавляющее большинство опрошенных — женщины), 54.36% опрошенных находятся в возрасте от 24 до 44 лет, 82.52% имеет высшее образование и 17.48% — два высших или ученую степень.

³ Анкета не приводится по причине громоздкости. Подробнее о структуре анкеты и включенных в нее вопросах см. (Арженовский и др., 2019b).

⁴ Основа выборки формировалась в виде списка всех предприятий/организаций, включенных в единый реестр ФНС по Ростовской области. Предприятие отбиралось с помощью датчика случайных чисел.

На просьбу дать оценку уровню дохода 66.02% опрошенных ответили, что им хватает денег на еду и одежду, но не на дорогие вещи.

По виду деятельности организации, где работают опрошенные, распределились следующим образом: производство (промышленность, строительство, сельское хозяйство и т. п.) — 26.21%, торговля — 23.30% и услуги — 50.49%.

В таблице 1 представлено распределение респондентов по использованным в модели переменным.

Таблица 1. Описательные статистики переменных, использованных для моделирования

Переменная	Доля респондентов, %
<i>Должность</i>	
Руководитель	8.74
Бухгалтер (в т. ч. главный)	46.60
Специалист	44.66
<i>Возраст</i>	
До 23 лет	21.36
24–33 года	37.86
34–44 года	16.50
45 лет и более	24.27
<i>Образование</i>	
Высшее	82.52
Два высших, ученая степень	17.48
<i>Оценка дохода</i>	
Денег не хватает даже на еду или хватает на еду, но не на одежду	10.68
Хватает на еду и одежду, но не на дорогие вещи	66.02
Иногда покупаю дорогие вещи	16.50
Могу позволить себе все, что хочу	6.80
<i>Размер предприятия</i>	
До 25 человек	31.07
26–50 человек	15.53
51–150 человек	22.33
151–500 человек	12.62
Более 500 человек	18.45
<i>Вид деятельности предприятия</i>	
Производство (промышленность, строительство, сельское хозяйство и т. п.)	26.21
Торговля	23.30
Услуги	50.49

Согласно методикам, лежащим в основе разработанной анкеты, были рассчитаны баллы по каждой из оцениваемых личностных характеристик. Индивид считался обладающим определенной характеристикой, если он набирал больше медианного числа баллов (включительно для толерантности к нарушениям законодательства и исключительно — для остальных характеристик, что связано с их сущностью). Таким образом, для целей

моделирования оказалось, что толерантность к нарушениям законодательства наблюдалась у 55.34% опрошенных, неверие в наказание — у 37.86%, склонность к повышенному риску — у 33.98%, правовая грамотность в отношении финансового законодательства — у 36.89%, патологический монетарный тип личности — у 41.75%. Фактически сформированные переменные являются прокси для расширенной модели «треугольника мошенничества».

Была оценена пятимерная пробит-модель с зависимыми переменными, принимающими значение 1, если у индивида обнаружена соответствующая личностная характеристика, и 0, если не обнаружена. Выбор экзогенных переменных ограничен вопросами анкеты. Результаты оценивания модели симуляционным методом максимального правдоподобия представлены в табл. 2.

Таблица 2. Результаты идентификации параметров многомерной пробит-модели для оценки поведенческих характеристик лиц, ответственных за составление финансовой отчетности

Фактор	Толерантность к нарушениям законодательства	Неверие в наказание	Склонность к риску	Правовая грамотность	Патологический монетарный тип
<i>Возраст (45 и более)</i>					
До 23	0.496*** (0.191)	0.067 (0.189)	−1.127*** (0.218)	−0.038** (0.185)	0.770*** (0.188)
24–33	0.358* (0.180)	0.004 (0.176)	−0.588*** (0.190)	−0.606*** (0.174)	0.528*** (0.18)
34–44	−0.093 (0.227)	−0.069 (0.207)	−0.654*** (0.226)	−0.604*** (0.209)	0.063 (0.213)
<i>Число работающих на предприятии (до 25 человек)</i>					
26–50	0.649*** (0.208)	−0.361* (0.197)	−0.098 (0.211)	−0.74*** (0.216)	0.251 (0.184)
51–150	0.406** (0.171)	0.097 (0.171)	0.264 (0.176)	0.359** (0.167)	0.117 (0.169)
151–500	−0.996*** (0.243)	0.183 (0.211)	−1.157*** (0.279)	−0.501** (0.219)	−0.467** (0.222)
Более 500	0.047 (0.178)	0.488*** (0.178)	0.973*** (0.188)	−0.154 (0.181)	−0.154 (0.181)
<i>Должность (специалисты)</i>					
Руководитель	1.166*** (0.358)	0.743*** (0.273)	0.384 (0.292)	0.266 (0.291)	0.418 (0.281)
Бухгалтер (в т. ч. главный)	0.040 (0.149)	0.110 (0.145)	−0.004 (0.160)	0.441*** (0.152)	−0.069 (0.144)
<i>Вид деятельности предприятия (торговля)</i>					
Производство	−0.229 (0.187)	−0.578*** (0.187)	0.469** (0.200)	0.107 (0.180)	−0.015 (0.176)
Услуги	−0.314* (0.163)	0.245 (0.159)	0.086 (0.176)	0.326* (0.170)	−0.254 (0.159)

Окончание табл. 2

Фактор	Толерантность к нарушениям законодательства	Неверие в наказание	Склонность к риску	Правовая грамотность	Патологический монетарный тип
<i>Образование (высшее)</i>					
Два и более высших, ученая степень	0.842*** (0.204)	-0.075 (0.191)	-0.707*** (0.216)	0.730*** (0.192)	0.110 (0.197)
<i>Доход (денег не хватает даже на еду или хватает на еду, но не на одежду)</i>					
Хватает на еду и одежду, но не на дорогие вещи	0.662*** (0.231)	-0.345 (0.211)	-0.390* (0.228)	0.165 (0.220)	-1.060*** (0.221)
Иногда покупаю дорогие вещи	0.415 (0.269)	-0.275 (0.254)	-0.308 (0.273)	-0.047 (0.271)	-0.919*** (0.258)
Могу позволить себе все, что хочу	1.016*** (0.349)	-0.533* (0.302)	-0.839** (0.359)	0.070 (0.312)	-1.532*** (0.327)
Константа	-0.755** (0.315)	-0.188 (0.300)	0.283 (0.327)	-0.515* (0.311)	0.522* (0.302)
<i>Коэффициент корреляции ошибок</i>					
ρ_{21}			0.025 (0.077)		
ρ_{31}			0.064 (0.081)		
ρ_{41}			-0.116 (0.075)		
ρ_{51}			-0.303*** (0.073)		
ρ_{32}			0.071 (0.078)		
ρ_{42}			0.170** (0.071)		
ρ_{52}			0.268*** (0.068)		
ρ_{43}			0.168** (0.075)		
ρ_{53}			0.063 (0.076)		
ρ_{54}			-0.065 (0.073)		

$$\chi^2 = 385.39$$

Логарифм отношения правдоподобия: -1453.90

Тест отношения правдоподобия: $H_0: \rho_{21} = \rho_{31} = \rho_{41} = \rho_{51} = \rho_{52} = \rho_{42} = \rho_{32} = \rho_{43} = \rho_{53} = \rho_{54} = 0$,
 $\chi^2(10) = 51.107$, p -значение = 0.000

Примечание. Значимость параметров: *, **, *** — 10, 5, 1% соответственно. В скобках около названий указаны базовые категории. В скобках под коэффициентами — стандартные ошибки параметров.

3. Обсуждение результатов

Согласно результатам теста отношения правдоподобия, гипотеза о независимости ошибок отклоняется. Поведенческие типы лиц, ответственных за составление отчетности, оказались, как и ожидалось, эндогенными. Так, корреляция между ошибками уравнения для патологически монетарного типа личности и толерантности к нарушениям законодательства отрицательна (ρ_{51}), а для правовой грамотности и неверия в наказание (ρ_{42}), неверия в наказание и патологического монетарного типа (ρ_{52}), правовой грамотности и склонности к риску (ρ_{43}) — корреляция положительна. Это указывает на то, что ненаблюдаемые факторы повышают риск обладания правовой грамотностью, патологическим монетарным типом, повышенной склонностью к финансовому риску и неверием в наказание. Однако при росте данных рисков будет снижаться риск наличия толерантности к нарушениям законодательства. Это можно трактовать как позитивную тенденцию, свидетельствующую в пользу того, что вероятность наличия у одного лица, ответственного за составление финансовой отчетности, одновременно всех характеристик, повышающих склонность к риску ее фальсификации, низка.

Риск обладать толерантностью к нарушениям законодательства повышается для руководителей в возрасте до 23 лет и 24–33 года (по сравнению с возрастной группой 45 лет и старше), имеющих два и более высших образования или ученую степень, работающих на предприятии с численностью 26–50 или 51–150 работников (по сравнению с числом до 25 человек), оценивающих материальное положение как «хватает на еду и одежду, но не на дорогие вещи» или «могу позволить себе все, что хочу» (по сравнению с наименее обеспеченными). Снижает толерантность работа на предприятии численностью 151–500 человек.

Неверие в наказание более свойственно руководителям крупных предприятий (более 500 человек). Значимо ниже риск проявления данного свойства у лиц, работающих на предприятиях численностью 26–50 человек, в сфере производства, характеризующих свое благосостояние как «могу позволить себе все, что хочу».

Склонность к риску ниже для индивидов моложе 44 лет (по сравнению со старшим поколением), для работающих на предприятиях с численностью работников от 151 до 500, имеющих более высокий уровень образования, а также оценивающих свое материальное положение как «хватает на еду и одежду, но не на дорогие вещи» и «могу позволить себе все, что хочу». Выше склонность к риску для работающих в сфере производства и на предприятиях с численностью свыше 500 человек.

Правовая грамотность в отношении финансового законодательства ниже у более молодых специалистов (моложе 44 лет), работающих на малых (26–50 человек) либо, напротив, крупных (свыше 500 человек) предприятиях, и выше у работников предприятий сферы услуг численностью 51–150 человек. Также закономерно выше уровень грамотности у бухгалтеров и индивидов с двумя высшими образованиями или ученой степенью.

Шансы иметь патологический монетарный тип личности выше у более молодых (до 33 лет), и ниже — у тех, кто оценил свое благосостояние выше, чем «денег не хватает даже на еду или хватает на еду, но не на одежду», и трудится на предприятии со средней численностью работников (151–500 человек).

В таблице 3 представлен прогноз, полученный по модели. Вероятность того, что у работника обнаружатся одновременно все пять личностных характеристик, ассоциируемых со склонностью к РСИНД, невелик. Однако и шансы на то, что все характеристики будут отсутствовать, также небольшие.

Значительна (более 0.5) величина средней вероятности для прогноза толерантности к нарушениям законодательства. Также для отдельных поведенческих характеристик средние значения вероятностей не меньше 0.34, что позволяет сделать вывод о высоком уровне риска наличия у индивида отдельных характеристик, связанных со склонностью к РСИНД.

Таблица 3. Прогноз по пятимерной пробит-модели

Прогнозируемые переменные	Среднее значение вероятности	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Толерантность к нарушениям законодательства = 1	0.557	0.230	0.0262	0.991
Неверие в наказание = 1	0.379	0.016	0.080	0.809
Склонность к риску = 1	0.342	0.022	0.008	0.921
Правовая грамотность = 1	0.365	0.019	0.045	0.874
Патологический монетарный тип = 1	0.422	0.180	0.046	0.837
Все пять переменных = 1	0.017	0.020	0.0007	0.117
Все пять переменных = 0	0.076	0.089	0.0003	0.586

Заключение

Результаты проведенного исследования показывают, что, несмотря на коррелированность ошибок моделей, где в качестве зависимых переменных выступают личностные характеристики лиц, ответственных за составление финансовой отчетности, ассоциируемые с повышенной склонностью к ее фальсификации, вероятность того, что индивид будет обладать одновременно всеми такими характеристиками, невелика. Одни и те же факторы склонны повышать шансы наличия одних и снижать шансы наличия других характеристик, что не позволяет сформулировать профиль «наибольшего риска». Вместе с тем, использование многомерной пробит-модели позволит сформировать скоринговую систему, с помощью которой может оцениваться риск существенного искажения финансовой отчетности вследствие недобросовестных действий (РСИНД) при проведении интервью с ключевыми сотрудниками, отвечающими за организацию и функционирование системы внутреннего контроля подготовки финансовой отчетности клиента к аудиту. В конечном итоге использование предлагаемой модели позволит увеличить результативность процедур оценки РСИНД на начальном этапе аудита, сократить временные затраты на планирование и проведение аудита с одновременным повышением качества оказываемых услуг.

Благодарность. Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 19-010-00635 «Развитие концепции оценки риска фальсификации финансовой отчетности в процессе аудита на основе поведенческих моделей».

Список литературы

Арженовский С. В., Бахтеев А. В., Синявская Т. Г. (2019а). Поведенческая концептуальная модель оценки склонности к риску фальсификации финансовой отчетности в процессе аудита. *Международный бухгалтерский учет*, 22 (6), 691–703.

Арженовский С. В., Синявская Т. Г., Бахтеев А. В. (2019b). Разработка анкеты для выявления склонности топ-менеджеров к риску намеренного существенного искажения финансовой отчетности. *Финансовая экономика*, 12 (4), 315–318.

Кочинев Ю. Ю. (2006). Моделирование аудиторского риска при планировании аудита. *Аудит и финансовый анализ*, 4, 127–130.

Энхбаяр Ч., Цолмон С. (2015). Возможность выявления мошенничества в финансовой отчетности. *Baikal Research Journal*, 6 (4), 7.

Beneish M. D. (1999). The detection of earnings manipulation. *Financial Analysts Journal*, 55 (5), 24–36.

Bierstaker J. L., Wright S. (2001). A research note concerning practical problem-solving ability as a predictor of performance in auditing tasks. *Behavioral Research in Accounting*, 13 (1), 49–62.

Cressey D. R. (1954). The differential association theory and compulsive crimes. *Journal of Criminal Law and Criminology*, 45 (1), 29–40.

Dechow P. M., Weili G., Larson C. R., Sloan R. G. (2011). Predicting material accounting misstatement. *Contemporary Accounting Research*, 28 (1), 17–82.

Fedor D. B., Ramsay R. J. (2007). Effects of supervisor power on preparers' responses to audit review: A field study. *Behavioral Research in Accounting*, 19 (1), 91–105.

Free C. (2015). Looking through the fraud triangle: A review and call for new directions. *Meditari Accountancy Research*, 23 (2), 175–196.

Iyer V. M., Rama D. V. (2004). Clients' expectations on audit judgments: A note. *Behavioral Research in Accounting*, 16 (1), 63–74.

Jones J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29 (2), 193–228.

Marks J. (2011). Fraud triangle: Not good enough these days. IIA/ACFE Conference in Cleveland, OH, 53.

Sayari N. (2017). Contemporary issues in behavioral auditing: A review of behavioral audit research. *World of Accounting Science*, 19 (4), 810–861.

Spathis C. T. (2002). Detecting false financial statements using published data: Some evidence from Greece. *Managerial Auditing Journal*, 17 (4), 179–191.

Wolfe D., Hermanson D. R. (2004). The fraud diamond: Considering four elements of fraud. *The CPA Journal*, 74 (12), 38–42.

Young G., Valdez E. A., Kohn R. (2009). Multivariate probit models for conditional claim-types. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44 (2), 214–228.

Yusof M. K., Khair A. H., Simon J. (2015). Fraudulent financial reporting: An application of fraud models to Malaysian public listed companies. *The Macrotheme Review*, 4 (3), 126–145.

Поступила в редакцию 16.06.2020;
принята в печать 25.08.2020.

Arzhenovskiy S. V., Sinyavskaya T. G., Bakhteev A. V. Multivariate probit model for a priori assessment of behavioral risks in audit. *Applied Econometrics*, 2020, v. 60, pp. 102–114.

DOI: 10.22394/1993-7601-2020-60-102-114

Sergey Arzhenovskiy

Rostov State University of Economics, Rostov-on-Don, Russian Federation;
sarzhenov@gmail.com

Tatiana Sinyavskaya

Rostov State University of Economics, Rostov-on-Don, Russian Federation;
sin-ta@yandex.ru

Andrey Bakhteev

Rostov State University of Economics, Rostov-on-Don, Russian Federation;
a_bakhteev@mail.ru

Multivariate probit model for a priori assessment of behavioral risks in audit

The paper presents an original approach to assessing behavioral risks during audit procedures based on a multivariate probit model. Dependent variables in the model were binary behavioral characteristics of individual responsible for financial statement: tolerance to legislation violations, pathological monetary type, propensity to increased risk, belief in impunity, and illiteracy in accounting legislation. It is found that the same factors tend to increase the chances of having one and reduce the chances of having another characteristic, which does not allow us to formulate the “highest risk” profile. The results can be used by auditors in the procedure of assessing the risks of falsification of financial statement.

Keywords: multivariate probit; endogeneity; behavioral characteristics; risk of financial statement falsification.

JEL classification: C35; D03; G32; M42.

References

- Arzhenovskiy S. V., Bakhteev A. V., Sinyavskaya T. G. (2019a). The conceptual behavioral model to evaluate the propensity to the risk of falsifying financial statements as part of audits. *International Accounting*, 22 (6), 691–703 (in Russian).
- Arzhenovskiy S. V., Bakhteev A. V., Sinyavskaya T. G. (2019b). Development of a questionnaire aimed at identifying the propensity of top managers to the risk of material misstatement of financial statements. *Financial Economy*, 12 (4), 315–318 (in Russian).
- Kochinev Yu. Yu. (2006). Modelirovanie auditorskogo riska pri planirovanii audita. *Audit i finansovyy analiz*, 4, 127–130 (in Russian).
- Enkhbayar Ch., Tsolmon S. Possibility of detecting fraudulent practices in financial statements. *Baikal Research Journal*, 6 (4), 7 (in Russian).
- Beneish M. D. (1999). The detection of earnings manipulation. *Financial Analysts Journal*, 55 (5), 24–36.
- Bierstaker J. L., Wright S. (2001). A research note concerning practical problem-solving ability as a predictor of performance in auditing tasks. *Behavioral Research in Accounting*, 13 (1), 49–62.

- Cressey D. R. (1954). The differential association theory and compulsive crimes. *Journal of Criminal Law and Criminology*, 45 (1), 29–40.
- Dechow P. M., Weili G., Larson C. R., Sloan R. G. (2011). Predicting material accounting misstatement. *Contemporary Accounting Research*, 28 (1), 17–82.
- Fedor D. B., Ramsay R. J. (2007). Effects of supervisor power on preparers' responses to audit review: A field study. *Behavioral Research in Accounting*, 19 (1), 91–105.
- Free C. (2015). Looking through the fraud triangle: A review and call for new directions. *Meditari Accountancy Research*, 23 (2), 175–196.
- Iyer V. M., Rama D. V. (2004). Clients' expectations on audit judgments: A note. *Behavioral Research in Accounting*, 16 (1), 63–74.
- Jones J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29 (2), 193–228.
- Marks J. (2011). Fraud triangle: Not good enough these days. IIA/ACFE Conference in Cleveland, OH, 53.
- Sayari N. (2017). Contemporary issues in behavioral auditing: A review of behavioral audit research. *World of Accounting Science*, 19 (4), 810–861.
- Spathis C. T. (2002). Detecting false financial statements using published data: Some evidence from Greece. *Managerial Auditing Journal*, 17 (4), 179–191.
- Wolfe D., Hermanson D. R. (2004). The fraud diamond: Considering four elements of fraud. *The CPA Journal*, 74 (12), 38–42.
- Young G., Valdez E. A., Kohn R. (2009). Multivariate probit models for conditional claim-types. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44 (2), 214–228.
- Yusof M. K., Khair A. H., Simon J. (2015). Fraudulent financial reporting: An application of fraud models to Malaysian public listed companies. *The Macrotheme Review*, 4 (3), 126–145.

Received 16.06.2020; accepted 25.08.2020.