

财务重述预测模型研究：基于 A 股上市公司配对样本的经验证据

张长征，魏 西，杨 丹

西安理工大学 经济与管理学院，陕西 西安 710054

【摘要】基于财务重述形成机理的研究文献，整合运营特征、组织特征、高管特征和治理特征四类因素。以 2011-2016 年中国沪、深两市 A 股所有符合筛选标准的财务重述上市公司为初始样本，在同一年度、同一行业内以总资产规模最相似为标准，选择其配对上市公司，成功构建包含 848 条对称观测数据的“财务重述-非财务重述”配对样本。应用一元线性回归和二次曲线回归进行因素初筛，构建包含 31 个预测因子的初始财务重述预测模型。应用多元逐步回归法对初始模型变量进行检验、筛选与优化，形成包含 18 个预测因子、预测准确度高达 88.0% 的财务重述预测模型。该模型具有实用价值，为监管机构对上市公司财务报告质量监督提供了有效工具。

【关键词】财务重述；预测模型；财务报告质量；最近邻匹配法

【基金项目】本研究受国家自然科学基金“面向技术-组织颠覆的集群企业跨界能力递阶作用机理及对创新的影响（71972154）”资助

Research on Forecasting Model of Financial Restatement: Empirical Evidence Based on Paired-sample Data of A-share Listed Companies

Chang-zheng Zhang, Xi Wei, Dan Yang

School of Economics & Management, Xi'an University of Technology, Xi'an 710054, China

【Abstract】Based on the research literature on the formation mechanism of financial restatement, the paper integrates four kinds of factors: operational characteristics, organizational characteristics, executive characteristics and governance characteristics. Taking all listed financial restatement companies complying with screening criteria in Shanghai and Shenzhen A-shares from 2011 to 2016 as initial samples, the nearest neighbor matching method is used to select the matching companies in the same year and industry, based on the criterion that the difference of total assets is the least. A paired sample of “financial restatement-non-financial restatement” with 848 symmetrical observations is successfully constructed. Linear regression and quadratic regression are used to screen the factors and construct an initial financial restatement prediction model with 31 predictive factors. The variable of the initial model is tested, screened and optimized by multiple stepwise regression method, and a financial restatement prediction model with 18 prediction factors and 88.0% prediction accuracy is formed. The model has practical value and provides an effective tool for supervising the quality of financial reports of listed companies.

【Keywords】Financial Restatement; Forecasting Model; Quality of Financial Reporting; Nearest Neighbor Matching Method

1 引言

现有文献将财务重述定义为，公司在主动或被动的情况下，对过去存在模糊、误解或者舞弊信息的财务报告进行更正并进行再表述披露的行为^[1]。近年来，国内外诸多上市公司接连被爆出财务丑闻，

资本市场频繁发生的财务报表重述现象备受关注。财务重述作为极其不利的消极经济事件，代表公司的内部控制机制或公司治理方面存在重大缺陷，会计信息质量低下^[2]，在股票市场上严重影响企业信誉与市值。虽 2006 年财政部对财务重述的原有准则

进行了重新修订, 但我国资本市场上的财务重述现象并未得到有效遏制, 反而愈演愈烈。据统计, 2006-2015 年上交所和深交所共有 2223 家 A 股上市公司发布 2593 份财务重述报告。此外, 随着我国每年发布的财务重述公告持续增加, 使得众多利益相关者对前期财务报表的可靠性提出质疑, 甚至影响到他们对整个证券市场大环境的信任度^[3], 极大地降低了资本市场的有效性, 因此减少财务重述的发生, 提高会计信息质量的可靠性和相关性显得尤为重要^[4]。而研究如何有效遏制财务重述事件的发生, 则需要从剖析其影响因素入手。

当前财务重述影响因素研究已然成为热点学术话题。整体上国内外学者从外部因素和内部因素两个方面展开研究^[5]。外部因素主要包括: 投资者情绪^[6]、外部审计^{[7][8]}、经济景气程度^[9]和媒介环境^[4]等。具体而言, 高增亮和张俊瑞^[6]基于行为金融理论, 以 2008-2016 年我国 A 股上市公司为样本研究发现实证投资者情绪与公司财务重述行为正相关, 即投资者情绪越高涨, 上市公司财务重述行为发生的概率也越高; Wang 等^[9]发现, 财务重述事件发生的概率随着行业景气程度先上升后下降, 即企业的会计信息差错倾向受行业内投资风向的影响; 马晨等^[4]研究发现, 会计师事务所规模、审计费用、审计师任期、审计意见类型、审计行业专长会降低财务重述概率, 而事务所变更则会提升财务重述概率。更进一步, 媒介环境发展水平会强化事务所规模和审计任期对财务重述的抑制作用, 同时强化事务所变更对财务重述的促进效应。

内部因素可梳理归纳为四大类, 即运营特征因素、组织特征因素、高管特征因素和治理特征因素。运营特征是指企业在完成生产和提供产品和服务的过程中, 执行的计划、组织、实施和控制等运营活动所表现出的财务指标特征^[10], 比如资产周转率、营收周转率和人事费用率等; 组织特征是指企业传记性特征, 以及由其自身组织结构、组织制度和组织文化所决定并在运作过程中所表现出来的对外具有标识性意义的企业特征指标^[11], 比如企业规模、税收返还和所处地区等; 高管特征是指公司董、监、高等各类高层管理人员的个人传记特征、背景特征, 以及整个高层团队层面所有成员的传记特征与背景特征的异质性与同质性状态^[12], 比如 CEO 任期、CFO 年龄和 CEO 海外背景等; 治理特征指由所有

者、董事会、监事会和高级经理人员等组成的公司治理结构所呈现出的权力制衡、资源配置与利益协调机制特征^[13], 这些特征主要解决出资者应该怎样控制经理以使他们为自身利益服务这一问题, 比如股权集中度、独立董事比例和监事会规模等。

现有文献从不同视角揭示了财务重述的形成机理, 丰富和拓展了财务重述影响因素及其形成机理的研究成果。然而, 既有研究均在考虑有限控制变量的前提下, 仅专注于考察个别自变量对财务重述的影响效应, 未能以服务于财务重述预测实践为目标, 构建综合性财务重述预测模型。尤其是在国内, 此类研究虽然在理论上有所贡献, 但是整体模型对财务重述的方差变异解释力度有限, 在现实的财务重述预测与判断中缺乏实用价值。考虑到既有研究发现内部因素比外部因素对财务重述具有更强的解释力, 加之所有上市公司面临的外部因素基本相似, 而且企业对内部因素具有更强的掌控力以及更大的优化空间, 因此本研究将遵循内因起主导作用的哲学逻辑, 主要考虑既有文献中四大类内部影响因素, 从中筛选和梳理出合理数量的指标, 尝试在中国上市公司“财务重述-非财务重述”配对样本数据的支持下, 构建、检验并优化多变量财务重述预测模型。实证结果显示, 最终构建的包含 18 个预测因子财务重述预测模型, 预测准确度高达 88.0%。该模型具有实用价值, 能够为监管机构对上市公司财务报告质量监督提供有效工具。

2 研究设计

2.1 变量设计

如引言所述, 在综览现有文献的基础上, 可将财务重述影响因素梳理归纳为四大类, 即运营特征因素、组织特征因素、高管特征因素和治理特征因素。各类影响因素的探索过程中, 均从不同的视角为财务重述形成机理贡献了新的解释。

运营特征因素方面的典型研究成果包括: 高芳^[4]基于委托代理理论, 以中国 2011-2013 年发生财务重述的 427 家 A 股上市公司及配对公司为样本, 发现管理费用率越高, 意味着管理者代理问题越严重, 从而发生财务重述的概率越大; 戴亦一等^[15]在探究媒体报道、政府干预和资产负债率等因素与财务重述之间的关系时, 选择中国 A 股 2004-2009 年 1441 例财务重述上市公司及其配对公司为样本, 证实由于高负债公司在改善财务状况方面面临更大的

压力, 负债水平越高的企业越容易发生财务重述; 王玉翠等^[16]选取 2013-2016 年在深沪主板 A 股上市的 1251 家非金融类公司 3753 条数据作为实证研究的样本 (其中 159 家财务重述公司), 研究发现当上市公司当期盈利水平较低时, 上市公司为了避免由亏损而导致特别处理或暂停上市, 可能会进行盈余管理, 从而财务重述发生的概率就相对更高。Jun Guo 等^[1]将员工待遇政策视为内部控制无效的重要预测因素, 证实财务重述不太可能出现在那些在员工福利方面投资更多的公司。其内在机理在于, 增加员工福利有助于员工的吸引、发展和激励, 减少高价值人力资本的流失, 从而减少员工未能正确执行内部控制任务的情况。

组织特征因素方面的典型成果包括: 李涛^[17]选择 2009-2015 年间发布更正、补充或补充更正公告的沪深两市 A 股上市公司 1650 条数据作为财务重述样本并结合剔除缺失数据的未财务重述样本, 构建了包含 15424 条观测数据的混合样本, 实证分析发现国有属性的终极控制股东由于严重的两权分离, 对财务重述存在显著的正向影响, 实际控制人更易操纵盈余引发财务重述, 且重述内容更为严重; 刘健等^[18]从关联股东的角度研究财务重述在股东社会网络中传染的可能性, 搜集了从 2007 年到 2012 年 246 家发布了影响利润的重述公告的公司, 通过 WIND 金融数据库系统, 考察每家公司前五大股东的关联性, 并整理重复关联和无效关联后形成 2412 个事件, 实证分析发现公司上市时间越久, 运营更符合上市制度的规范, 违规的可能性更低, 从而财务重述的可能性下降; 张璇等^[19]为考察卖空对财务重述的影响, 从 2006-2014 年间中国 A 股 2009 年以前的 IPO 公司中选择 1487 个年报重述样本, 实证分析发现由于中西部地区金融市场化程度较低, 治理机制的不完善降低了公司的财务报告质量, 提升了财务重述概率, 因此在这样的地区中引入做空机制, 对财务重述的边际治理作用会相对较高, 而在东部地区则没有此关系。国外学者 Call Andrew 等^[3]使用员工的平均教育水平度量企业内员工素质, 实证分析发现, 拥有高质量劳动力的公司表现出更少的财务重述。此外, 组织规模对财务重述的影响也曾是学者关注的问题。从整体理论预期来说, 规模较大的公司具有较高的公信力, 信息披露更加透明, 财务重述的可能性较小, 但实证结果并未达成

一致。虽有不少学者支持该理论预期, 亦有少量文献却发现大规模公司更有可能发生财务重述。

高管特征因素方面的典型研究主要包括: 何威风等^[12]以 2003-2007 年中国 A 股市场发生财务重述的 773 家财务重述上市公司及其配对上市公司为样本, 实证发现年长的高管决策较为保守, 更倾向于符合行业标准或历史经验, 在盈余操纵方面会更谨慎, 因而会减少主观会计差错的发生, 而且年龄通常与工作经验正相关, 高管年龄越大, 工作经验越丰富, 对会计准则的理解力越强, 进而也会减少客观性差错, 因此, 高管年龄与公司财务重述负相关; 徐国栋^[20]选取 2014-2016 年期间在国内 A 股市场上且发生过财务重述行为的非金融保险业公司共 870 个有效观测数据为研究样本, 数据分析发现学历越高, 管理者对事物复杂度的认知能力也越高, 更能够在高管团队中树立威望, 而且高学历的高管往往都比较理性, 能够减少过激投资行为, 从而董事长与 CFO 的学历差异能够降低企业财务重述发生概率; Theresa 和 Lawrence^[21]应用包含美国 75 家财务重述公司数据和 75 家非财务重述公司数据的配对样本, 基于高层梯队理论的指导, 以 CEO 期权与股权占其薪酬总额的比例衡量 CEO 过度自信, 实证分析发现 CEO 过度自信与财务重述之间存在显著正相关性。国外学者 Oradi 和 Izadi (2019)^[2]以 2013-2017 年伊朗 683 家上市公司年度观察数据为样本, 采用 Logistic 回归模型, 在控制了其他与重述相关的因素后, 实证发现, 至少有一名女性成员出现在审计委员会中, 降低了财务重述发生的可能性。此外, 进一步研究表明, 审计委员会的独立和财务专家为女性成员与财务重述的减少有更密切的联系而且女性成员加入审计委员会会增加聘用高质量审计员的可能性。该结果意味着女性在监督角色上表现更好, 并倾向于做出更多的道德决定。

治理特征因素方面的文献主要关注股权结构与董事会结构的影响, 典型研究主要包括: 张俊瑞和马晨^[22]采用配对样本方法, 按照年度、上市地区、行业以及总资产规模四项标准, 构建了 2005-2009 年包含 438 个对称观测值的“财务重述-非财务重述”配对样本, 考察了股权结构对财务重述的影响, 数据分析结果显示, 股权集中度越高, 发生财务重述的概率越低, 而国有股比例越高, 发生财务重述的概率越高; 沿用同样的样本设计, 马晨和张俊瑞^[13]

进一步发现管理层持股比例与财务重述之间呈现 U 型关系, 即在持股比例较低的范围内, 协同效应发挥主导作用, 即持股比例抑制财务重述现象, 而当持股比例较高时, 堑壕效应发挥主导作用, 持股比例与财务重述概率正相关。该研究挑战了既有文献中管理层持股与财务重述之间正相关性的主流观点; 修宗峰和陈美芝^[23]基于 2003-2016 年我国 A 股上市公司 2501 条财务重述手工数据, 实证分析发现, 独立董事比例越高, 财务重述行为发生的概率则会越低, 并且独立董事本地任职也能降低财务重述的概率, 更好地发挥独立董事的监督作用, 尤其在民营企业中该监督效应更加明显。

鉴于既有文献数量过于庞杂, 限于篇幅, 不能一一详尽列举, 文中仅就各类因素中的代表性研究成果进行聚焦刻画。基于对财务重述内部因素研究文献的系统、综合性梳理与掌握, 本文综合考虑各因素在既有研究中呈现的影响效应强度和获取成本两个方面, 尝试从四大类内部因素中初步选择和确定初始财务重述预测模型的预测变量。运营特征指标初步梳理出 9 个变量, 组织特征指标初步梳理出 7 个变量, 高管特征指标初步梳理出 13 个变量, 治理特征指标初步梳理出 10 个变量。具体变量设计结果见表 1 的第一、第二、第三和第四列, 分别是变量类型、变量代码、变量名称和变量定义。

2.2 样本选择

本文以 2011-2016 年中国深、沪两市 A 股所有上市公司为研究对象, 按照以下标准进行研究样本框初步筛选: (1) 剔除所有金融、银行类上市公司; (2) 剔除样本年份中被标注为 ST、SST、S*ST 和 *ST 类的上市公司; (3) 剔除样本中 CEO 和 CFO 的任职期限不满一年的上市公司; (4) 剔除当年受到公开处罚的上市公司; (5) 剔除研究所需关键数据信息缺失、难以获取, 或者有明显数据瑕疵的上市公司, 比如高管平均薪酬低于员工平均薪酬的上市公司。在以上筛选的样本框中, 根据上市公司发布的财务重述临时公告, 选取由于会计差错导致的财务报表重述样本。同时, 在样本框剩余的上市公司中, 根据同一年份、同一行业, 以及总资产规模相差不超过 20% 的标准, 为每一个财务重述样本进行一一配对, 成功配对无财务重述上市公司 424 个。由此, 形成了包含 848 条观测值的“财务重述-非财

务重述”研究样本。

出于对论文实际应用价值的考虑, 本文构建的财务重述预测模型包含数十个变量, 很难按照最严格的倾向得分匹配 (PSM) 成功构建无随机偏误的配对样本。因此, 仅选择了年份、行业和规模三个因素, 进行了样本匹配, 在样本选择上难以完全避免随机偏误问题。事实上, 本文进行了配对样本的各解释变量的均值比较, 结果表明虽然多数解释变量在财务重述样本和非财务重述样本中无显著差异, 但是仍有少量变量在两个样本中存在统计上的差异, 比如, 净资产收益率和 CEO 任期等。这表明配对样本确实存在一定程度的随机偏误问题。为了削弱这一效应, 另外再从样本框剩余上市公司中, 每年随机选择 100 家上市公司, 加入到上述配对样本中, 构建一个涵盖性更为广泛、代表性更强的研究样本。应用该样本对构建的预测模型进行再次拟合, 可以较好回应样本的选择偏误问题。

文中所选取的样本数据主要来源于国泰安数据库和锐思数据库。由于部分上市公司的 CEO 和 CFO 的相关背景特征信息在这两个数据库中并不完整, 因此, 对这部分数据需要通过在新浪财经和巨潮资讯等网站, 根据上市公司年报中公布的高管姓名等信息进行手工搜集和整理。为避免样本数据中极端值对回归结果的影响, 对关键连续型变量进行前后 1% 的 Winsorize 处理。本文的数据整理前期是通过 Excel 表格完成, 后期数据处理和实证分析是通过统计分析软件 SPSS24.0 完成。

2.3 变量筛选

为了筛选进入预测模型的变量, 分别考虑各变量单独与财务重述的一元线性回归以及二次曲线回归模型¹的拟合优度。鉴于绝大多数情况下, 只有一元回归结果中, 回归系数显著通过检验的解释变量, 才更有可能在考虑诸多其他影响因素的多元回归模型中, 获得显著度较高的回归结果, 因此, 将根据线性回归中一次项和二次曲线回归中二次项的回归系数的显著性来判断某变量是否进入预测模型。各变量的回归结果见表 1 第 7 列和第 8 列。

¹既有研究多局限于考虑影响因素对财务重述的线性影响, 忽视了可能存在的曲线效应。出于兼顾提升预测效力和保持模型相对精简的双重目标, 本研究仅进一步多考虑了在现实中较为广泛存在的二次曲线效应。

表 1 样本设计与初始预测模型的预测变量筛选: 应用配对样本

变量类型	变量代码	变量名称	变量定义	文献来源	平均值	标准差	线性关系	二次曲线关系	是否进入模型
运营特征指标	RMF	管理费用比率	管理费用/主营业务收入	【5】 【14】 【15】 【16】 【24】 【25】	.138	.693	F=3.463(P=0.063)	F=2.659(P=0.071)	否
	RFF	财务费用比率	财务费用/主营业务收入		.025	.086	F=3.638(P=0.057)	F=1.941(P=0.144)	否
	DEB	资产负债率	总负债/总资产		.481	.199	F=3.166(P=0.076)	F=4.458(P=0.012)	是
	RAR	资产周转率	销售收入净额/平均资产总额		.800	.472	F=0.459(P=0.498)	F=.554(P=0.457)	否
	RRG	营收增长率	本年营业收入增加额/上年营业收入总额		.167	.474	F=1.085(p=0.298)	F=1.874(p=0.171)	否
	RPC	人事费用率	人工成本总量/主营业务收入		.113	.081	F=1.055(p=0.305)	F=1.442(p=0.237)	否
	ROE	净资产收益率	净利润/净资产		.061	.119	F=30.526(p=0.000)	F=23.304(p=0.000)	是
	RLA	流动资产比例	流动资产/流动负债		1.501	1.670	F=3.713(p=0.054)	F=2.240(p=0.107)	否
	RFA	固定资产比例	固定资产/资产总额		0.248	0.144	F=3.009(p=0.083)	F=1.846(p=0.158)	否
组织特征指标	NED	企业捐赠情况	Ln(企业捐赠总额+1)	【5】 【17】 【18】 【19】 【26】 【27】	11.085	5.150	F=3.404(p=0.065)	F=1.800(p=0.166)	否
	EAS	企业所处地区	总部位于中国东部地区, 取 1; 否则, 取 0		.370	.482	F=0.081(p=0.776)	N	否
	PAY	高管平均薪酬	Ln(董监高薪酬总额/董监高人数)		13.579	.755	F=7.736(p=0.006)	F=1.171(p=0.310)	是
	GAP	CEO 与 CFO 薪酬差距	LnCEO 薪酬水平-Ln CFO 薪酬水平		11.726	1.389	F=11.246(p=0.001)	F=1.874(p=0.171)	是
	TAX	税收返还额度	Ln(税收返还+1)		12.444	7.389	F=3.542(p=0.060)	F=2.044(p=0.130)	否
	PRP	企业产权性质	如果属于国有或者国有控股, 设为 1; 否则为 0		.532	.499	F=0.799(p=0.372)	N	否
	TIM	上市时间	鉴于数据的偏态分布, 进行如下处理: 如果上市时间高于平均值, 设为 1; 否则设为 0		.507	.500	F=93.895(p=0.000)	N	是
	SIZE	企业规模	总资产取自然对数		21.990	1.258	F=0.479(p=0.489)	F=1.131(p=0.182)	
高管特征指标	EGE	CEO 性别	如果 CEO 为男性, 设为 1; 否则设为 0	【12】 【20】 【21】 【26】 【28】 【29】 【30】 【31】 【32】	.950	.212	F=0.419(p=0.518)	N	否
	EAG	CEO 年龄	CEO 在样本当年的自然年龄, 取整		51.46	7.170	F=16.125(p=0.000)	F=8.053(p=0.000)	是
	EED	CEO 教育程度	中专及中专以下, 设为 1; 大专设为 2; 本科设为 3; 硕士研究生设为 4; 博士研究生及以上设为 5		3.540	.749	F=7.128(p=0.008)	F=5.176(p=0.006)	是
	ETN	CEO 任期	CEO 在样本当年已在本企业担任该职位的年分数, 四舍五入取整		4.830	2.812	F=7.541(p=0.006)	F=132.644(p=0.000)	是
	ESH	CEO 持股	如果 CEO 持有股份, 则设为 1; 否则, 设为 0		.400	.493	F=27.368(p=0.000)	N	是
	EBU	CEO 兼职情况	如果 CEO 在其他组织担任实质性职位, 则设为 1; 否则设为 0		.690	.471	F=0.133(p=0.716)	N	否
	FGE	CFO 性别	CFO 为男性, 设为 1; 否则设为 0		.730	.445	F=13.318(p=0.000)	N	是
	FAG	CFO 年龄	CEO 在样本当年的自然年龄, 取整		45.040	5.952	F=0.269(p=0.604)	F=0.139(p=0.871)	否
	FED	CFO 教育程度	鉴于数据的偏态分布, 进行如下处理: 本科及以下, 设为 0; 本科及以上, 设为 1		.500	.500	F=10.077(p=0.002)	N	是
	FTN	CFO 任期	CFO 在样本当年已在本企业担任该职位的年分数, 取整		4.020	2.367	F=143.924(p=0.000)	F=238.514(p=0.000)	是
	FSH	CFO 持股	CFO 持有股份, 设为 1; 否则, 为 0		.240	.426	F=18.677(p=0.000)	N	是
	FBU	CFO 兼职情况	如果 CFO 在其他组织担任实质性职位, 则设为 1; 否则设为 0		.250	.434	F=6.054(p=0.014)	N	是
	FEB	CFO 是否进入董事会	如果 CFO 进入董事会, 则设为 1; 否则设为 0		.316	.465	F=.087(p=0.768)	N	否
	EFT	CEO 与 CFO 任期差异	CEO 任期与 CFO 任期差值的绝对值		1.788	2.588	F=211.364(p=0.000)	F=114.966(p=0.000)	是
治理特征因素	DUA	两职兼任	如果总经理与董事长由同一个人兼任, 则设为 1; 否则为 0	【13】 【22】 【23】 【33】 【34】 【35】 【36】 【37】 【38】	.187	.390	F=1.741(p=0.187)	N	否
	BIG	是否四大审计事务所	如果选择四大会计师事务所进行审计, 则设为 1; 否则, 设为 0		.050	.220	F=8.916(p=0.003)	N	是
	FIS	第一大持股比例	100*第一大股东持股数/总股数		33.476	15.116	F=5.764(p=0.017)	F=4.192(p=0.015)	是
	RID	独立董事比例	独立董事个数/董事会规模		.373	.056	F=9.494(p=0.002)	F=5.826(p=0.003)	是
	SSB	监事会规模	监事会实际人数		3.731	1.071	F=10.599(p=0.001)	F=6.327(p=0.002)	是
	NTM	高管数量	董监高总人数		6.422	2.564	F=3.040(p=0.082)	F=1.662(p=0.190)	否
	NFM	女性高管数量	高管团队中年报披露的女性人数		2.246	1.238	F=3.063(p=0.080)	F=1.570(p=0.209)	否
	RFM	女性高管比例	高管团队中年报披露的女性人数/高管数量		.148	.051	F=0.084(p=0.772)	F=16.317(p=0.000)	是
	WSH	高管层持股情况	如果有高管持股, 设为 1; 否则, 设为 0		.730	.447	F=1.330(p=0.249)	N	否
	WAC	审计委员会设立情况	董事会中如果设立审计委员会, 设为 1; 否则, 为 0		.980	.155	F=1.2200(p=0.270)	N	否

2.4 财务重述预测模型构建: 初始模型

根据表 1 第 7 列和第 8 列的处理结果: (1) 对于 EAS、PRP 和 TIM 等二元虚拟变量, 如果一元线性回归结果通过模型拟合优度检验, 则直接进入财务重述的二元逻辑回归模型; 反之, 则放弃该虚拟变量。(2) 对于 RMF、RFF 和 DEBT 等连续型变量, 如果二次曲线拟合结果通过模型拟合优度检验,

则相应变量的一次项与平方项同时进入财务重述的二元逻辑回归模型; 如果只有一元线性回归结果通过检验, 则相应变量直接进入财务重述的二元逻辑回归模型; 如果一元线性回归与二次曲线拟合均未通过检验, 则放弃该变量。依据此思路, 构建二元逻辑回归模型 1:

$$\begin{aligned}
 \text{Logit}(P_{it}) = \ln\left(\frac{P_{it}}{1-P_{it}}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 DEB_{it} + \alpha_2 DEB_{it}^2 + \alpha_3 ROE_{it} + \alpha_4 ROE_{it}^2 + \alpha_5 PAY_{it} + \alpha_6 GAP_{it} \\
 & + \alpha_7 TIM_{it} + \alpha_8 EAG_{it} + \alpha_9 EAG_{it}^2 + \alpha_{10} EED_{it} + \alpha_{11} EED_{it}^2 + \alpha_{12} ETN_{it} + \alpha_{13} ETN_{it}^2 \\
 & + \alpha_{14} ESH_{it} + \alpha_{15} FGE_{it} + \alpha_{16} FED_{it} + \alpha_{17} FTN_{it} + \alpha_{18} FTN_{it}^2 + \alpha_{19} FSH_{it} \\
 & + \alpha_{20} FBU_{it} + \alpha_{21} EFT_{it} + \alpha_{22} EFT_{it}^2 + \alpha_{23} BIG_{it} + \alpha_{24} FIS_{it} \\
 & + \alpha_{25} FIS_{it}^2 + \alpha_{26} RID_{it} + \alpha_{27} RID_{it}^2 + \alpha_{28} SSB_{it} + \alpha_{29} SSB_{it}^2 \\
 & + \alpha_{30} RFM_{it} + \alpha_{31} RFM_{it}^2
 \end{aligned}
 \tag{模型 1}$$

模型 1 中, P_{it} 指代上市公司中财务重述事件发生的概率。变量间描述性统计分别见表 1 的第五列、第六列; 相关性分析结果见表 2。FR 表示财务重述情况。样本平均资产负债率为 48.1%, 平均净资产收益率为 6.1%; CEO 平均年龄为 51 岁, 其平均任期为 4.83 年; CFO 平均年龄为 45 岁, 其平均任期为 4.02 年; CEO 中男性平均占到 95.0%, CFO 中男性平均占到 73.0%; 第一大股东持股比例平均为 33.5%, 监事会规模平均为 3 人, 女性高管比例平均为 14.8%, 独立董事比例平均为 37.3%。解释变量与财务重述之间多存在合理的相关性, 与现有研究的

成果具有较高的一致性。除 FSH 和 ESH 之间 (0.388**)、EFT 和 ETN 之间 (0.421**) 之外, 各解释变量间的相关性系数多小于 0.3。由于 ESH 和 EFT 在后文预测模型优化过程中被剔除, 因此, 最终模型的多重共线性问题可以接受。为进一步检验多重共线性问题, 本研究构建了以财务重述为因变量, 以其他变量为解释变量的多元线性回归模型, 并进行了 VIF 测算。结果表明该模型中 VIF 值最高为 3.218, 多在 1.2 以下, 证实多重共线性问题确实可以接受。

表 2 研究变量相关性系数

变量	FR	DEB	ROE	PAY	GAP	TIM	EGE	EED	ETN	ESH	FED	FTN	FSH	FBU	EFT	BIG	FIS	RID	SSM	RFM
FR	1																			
DEB	-0.061	1																		
ROE	-.187**	-.074*	1																	
PAY	-.073	.124**	.265**	1																
GAP	-.115**	0.021	.032	.277**	1															
TIM	-.316**	.204**	.042	.170**	.042	1														
EAG	.137**	-.082*	.006	.155**	.070*	.026	1													
EED	.091**	.117**	-.043	.088*	.034	.034	-.148**	1												
ETN	-.094**	-.070*	.059	.085*	-.011	.044	.223**	-.073*	1											
ESH	.177**	-.105**	.052	.123**	.055	-.241**	.139**	-.096**	.200**	1										
FED	-.108**	.044	.080*	.103**	-.095**	-.090**	.012	.116**	-.008	-.046	1									
ETN	-.381**	.015	.096**	.052	.059	.093**	-.002	-.054	.321**	-.005	.004	1								
FSH	.147**	-.086*	-.001	.104**	-.016	-.172**	.092**	-.004	.06	.388**	-.086*	.071*	1							
FBU	-.084*	-0.005	.047	.119**	.051	-.071*	.031	.027	.055	.116**	.052	.157**	.125**	1						
EFT	.447**	-.001	-.076*	.075*	-.005	-.065	.188**	.043	.421**	.213**	-.037	-.104**	.017	-.042	1					
BIG	-.102**	0.05	.101**	.217**	.029	.067	.022	.057	-.023	.04	.046	.048	.073*	.027	-.031	1				
FIS	-.082*	0.054	.070*	.007	-.036	-.038	-.054	-.064	-.046	-.134**	-.037	.046	-.082*	.045	-.052	.043	1			
RID	.105**	-.096**	-.036	-.014	-.023	-.090**	-.043	-.015	.022	.104**	-.039	.009	.034	-.024	.059	-.035	.013	1		
SSB	-.111**	.117**	.049	.055	.038	.148**	.118**	.04	-.054	-.059	.098**	.018	-.037	.076*	-.008	-.088*	.084*	-.120**	1	
RFM	-0.01	-.023	.029	.027	.04	.015	.070*	-.004	.057	.063	-.059	-.029	.015	.092**	.075*	.032	.032	.022	.036	1

注: **, *分别表示在 1%和 5%水平下显著。

3 财务重述预测模型优化

3.1 初始模型拟合

以模型 1 拟合配对样本数据, 结果见表 3。

表 3 模型 1 回归结果: 应用配对样本

模型	变量	B	S.E.	Wals	df	Sig.	Exp (B)
模型 1	DEB	-5.805	2.917	3.960	1	.047	331.987
	DEB ²	6.475	2.994	4.676	1	.031	.002
	ROE	-6.441	1.257	26.278	1	.000	627.240
	ROE ²	-13.667	3.814	12.843	1	.000	862325.391
	PAY	.416	.192	4.676	1	.031	.660
	GAP	-1.630	.890	3.359	1	.067	5.105
	TIM	-1.988	.306	42.293	1	.000	7.301
	EAG	.079	.170	.214	1	.644	.924
	EAG ²	.000	.002	.001	1	.977	1.000
	EED	2.926	1.232	5.637	1	.018	.054
	EED ²	-.407	.184	4.879	1	.027	1.502
	ETN	-1.081	.192	31.799	1	.000	2.949
	ETN ²	.086	.017	25.631	1	.000	.917
	ESH	.258	.305	.715	1	.398	.773
	FGE	-.839	.290	8.358	1	.004	2.314
	FED	-.544	.257	4.480	1	.034	1.723
	FTN	-1.903	.254	56.053	1	.000	6.705
	FTN ²	.165	.025	43.674	1	.000	.848
	FSH	.996	.339	8.617	1	.003	.369
	FBU	-.231	.298	.604	1	.437	1.260
	EFT	.454	.077	34.654	1	.000	.635
	EFT ²	-.006	.018	.102	1	.750	1.006
	BIG	-1.086	.717	2.294	1	.130	2.962
	FIS	.108	.036	8.877	1	.003	.898
	FIS ²	-.001	.000	8.589	1	.003	1.001
	RID	11.612	21.762	.285	1	.594	.000
	RID ²	-6.801	25.720	.070	1	.791	898.609
	SSB	.227	.698	.106	1	.745	.797
	SSB ²	-.039	.079	.243	1	.622	1.040
	RFM	-13.938	5.010	7.738	1	.005	1129852.446
	RFM ²	16.786	6.445	6.783	1	.009	.000
常量	3.578	8.583	.174	1	.677	.028	
模型拟合优度		-2 对数似然值	448.603 ^a	Cox & Snell R ²	.574	Nagelkerke R ²	.766
模型预测效度		财务重述样本预测准确率	87.9%	无财务重述样本预测准确率	88.1%	总体预测准确率	88.0%

a. 因为参数估计的更改范围小于 .001, 所以估计在迭代次数 7 处终止。

根据表 3 的回归结果, 首先去除回归系数不显著的二次项, 主要包括: CEO 年龄平方项 (EAG²)、CEO 与 CFO 任期差异平方项 (EFT²)、独立董事

比例平方项 (RID²)、监事会规模平方项 (SSB²), 构建模型 1*, 并再次进行数据拟合; 根据模型 1* 的拟合结果, 发现所有保留的二次项系数均为显著,

进一步去除回归系数不显著的一次项, 主要包括: 四大会计师事务所 (BIG)、监事会规模 (SSB), CEO 持股 (ESH)、CFO 兼任情况 (FBU)、是否 从而得到优化后的模型 2。

$$\begin{aligned} \text{Logit}(P_{it}) = \ln\left(\frac{P_{it}}{1-P_{it}}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 DEB_{it} + \alpha_2 DEB_{it}^2 + \alpha_3 ROE_{it} + \alpha_4 ROE_{it}^2 + \alpha_5 PAY_{it} + \alpha_6 GAP_{it} \\ & + \alpha_7 TIM_{it} + \alpha_8 EAG_{it} + \alpha_9 EED_{it} + \alpha_{10} EED_{it}^2 + \alpha_{11} ETN_{it} + \alpha_{12} ETN_{it}^2 \\ & + \alpha_{13} FGE_{it} + \alpha_{14} FED_{it} + \alpha_{15} FTN_{it} + \alpha_{16} FTN_{it}^2 + \alpha_{17} FSH_{it} \\ & + \alpha_{18} EFT_{it} + \alpha_{19} FIS_{it} + \alpha_{20} FIS_{it}^2 + \alpha_{21} RID_{it} \\ & + \alpha_{22} RFM_{it} + \alpha_{23} RFM_{it}^2 \end{aligned} \quad (\text{模型 2})$$

3.2 初次优化后模型拟合

应用优化后的模型 2 进行再次的数据拟合, 结果见表 4。

优化后的财务重述预测模型如模型 2 所示。由

表 4 易知, 该模型对财务重述具有较强的解释力度 (Nagelkerke $R^2=0.760$), 模型总体预测准确率高达 88.2%。

表 4 模型 2 拟合结果: 应用配对样本

模型	变量	B	S.E.	Wals	df	Sig.	Exp (B)
模型 2	DEB	-5.900	2.861	4.252	1	.039	.003
	DEB ²	6.428	2.930	4.812	1	.028	618.750
	ROE	-6.304	1.223	26.559	1	.000	.002
	ROE ²	-13.568	3.733	13.214	1	.000	.000
	PAY	.394	.184	4.616	1	.032	1.483
	GAP	-.218	.093	5.512	1	.019	.804
	TIM	-1.975	.291	45.958	1	.000	.139
	EAG	.079	.019	16.481	1	.000	1.082
	EED	2.986	1.192	6.271	1	.012	19.801
	EED ²	-.418	.179	5.486	1	.019	.658
	ETN	-1.101	.191	33.271	1	.000	.332
	ETN ²	.089	.017	27.720	1	.000	1.093
	FGE	-.817	.281	8.464	1	.004	.442
	FED	-.587	.254	5.356	1	.021	.556
	FTN	-1.881	.247	58.057	1	.000	.152
	FTN ²	.162	.024	44.436	1	.000	1.176
	FSH	.960	.288	11.105	1	.001	2.613
	EFT	.451	.075	35.982	1	.000	1.570
	FIS	.103	.036	7.999	1	.005	1.108
	FIS ²	-.001	.000	7.983	1	.005	.999
	RID	5.993	2.227	7.239	1	.007	400.568
	RFM	-14.578	4.828	9.116	1	.003	.000
	RFM ²	17.830	6.254	8.129	1	.004	55401874.299
常量	-2.286	3.401	.452	1	.502	.102	
模型拟合优度	-2 对数似然值	459.758 ^a		Cox & Snell R ²	.570	Nagelkerke R ²	.760
模型预测效率	财务重述样本预测准确率	89.1%		无财务重述样本预测准确率	87.4%	总体预测准确率	88.2%

a. 因为参数估计的更改范围小于 .001, 所以估计在迭代次数 7 处终止; N=848。

表 5 模型 2 拟合结果: 应用扩展样本

模型	变量	B	S.E.	Wals	df	Sig.	Exp (B)
模型 2	DEB	-5.307	1.909	7.727	1	.005	.005
	DEB ²	5.055	2.031	6.196	1	.013	156.850
	ROE	-5.642	.924	37.278	1	.000	.004
	ROE ²	-16.050	3.169	25.657	1	.000	.000
	PAY	.052	.153	.117	1	.732	1.054
	GAP	.140	.061	5.252	1	.022	1.150
	TIM	-1.991	.280	50.575	1	.000	.137
	EAG	.069	.014	23.053	1	.000	1.072
	EED	1.169	.732	2.547	1	.110	3.218
	EED ²	-.137	.112	1.507	1	.220	.872
	ETN	-1.652	.149	123.209	1	.000	.192
	ETN ²	.128	.013	100.023	1	.000	1.136
	FGE	-.698	.207	11.417	1	.001	.497
	FED	-.110	.130	.717	1	.397	.895
	FTN	-2.177	.183	142.184	1	.000	.113
	FTN ²	.189	.018	108.719	1	.000	1.208
	FSH	1.639	.228	51.708	1	.000	5.151
	EFT	.272	.193	1.989	1	.158	1.313
	FIS	.136	.027	25.262	1	.000	1.146
	FIS ²	-.002	.000	23.236	1	.000	.998
RID	4.469	1.670	7.162	1	.007	87.288	
RFM	-14.594	3.813	14.646	1	.000	.000	
RFM ²	19.051	5.008	14.472	1	.000	1.879E8	
常量	3.320	2.310	2.065	1	.151	27.655	
模型拟合优度	-2 对数似然值	830.709 ^a	Cox & Snell R ²	.470	Nagelkerke R ²	.670	
模型预测效率	财务重述样本预测准确率	93.1%	无财务重述样本预测准确率	78.7%	总体预测准确率	88.3%	

a. 因为参数估计的更改范围小于 .001, 所以估计在迭代次数 7 处终止; N=1448。

$$\begin{aligned}
 \text{Logit}(P_{it}) = \ln\left(\frac{P_{it}}{1-P_{it}}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 DEB_{it} + \alpha_2 DEB_{it}^2 + \alpha_3 ROE_{it} + \alpha_4 ROE_{it}^2 + \alpha_5 GAP_{it} \\
 & + \alpha_6 TIM_{it} + \alpha_7 EAG_{it} + \alpha_8 ETN_{it} + \alpha_9 ETN_{it}^2 + \alpha_{10} FGE_{it} + \alpha_{11} FTN_{it} \\
 & + \alpha_{12} FTN_{it}^2 + \alpha_{13} FSH_{it} + \alpha_{14} FIS_{it} + \alpha_{15} FIS_{it}^2 + \alpha_{16} RID_{it} \\
 & + \alpha_{17} RFM_{it} + \alpha_{18} RFM_{it}^2
 \end{aligned}
 \tag{模型 3}$$

3.3 二次优化后模型拟合

针对优化后的模型 3, 应用扩展样本再次进行数据拟合, 结果见表 6 左半部分。该模型因为包含了六个平方项作为解释变量, 可能存在较为严重的多重共线性问题, 需要进行 VIF 检验。结果证实, 平方项自变量的 VIF 值均超过 10, 多重共线性问题较为严重。因此, 为应对多重共线性问题可能导致的

回归失真, 将 DEB、ROE、ETN、FTN、FIS 和 RFM 六个解释变量进行 Z_Score 转换后, 构造平方项 ZDEB²、ZROE²、ZETN²、ZFTN²、ZFIS² 和 ZRFM² 等标准化值的平方项, 取代原有的平方项纳入到预测模型中, 构建模型 3*。

针对模型 3*, 应用扩展样本进行数据拟合, 结果见表 6 右半部分。结果表明, 包含标准化值平方

项的预测模型, 在预测效果上与模型 3 无显著差异, 而且其多重共线性问题并不严重, VIF 的最大值为 3.171。因此, 可以认为, 虽然模型 3 可能具有较高的多重共线性风险, 但是并没有扭曲最终数据拟合结果的有效性。考虑到模型理解和应用的便利性,

本研究认为在样本量足够大的情况下 (1000 以上), 选择模型 3 作为最终的财务重述预测模型是合适的。在预测样本量较小的情况下 (尤其是 200 以下) 选择模型 3*是合适的。

表 6 模型 3 与模型 3*的拟合结果: 应用扩展样本

模型	变量	B	Sig.	VIF	模型	B	Sig.	VIF	
模型 3	DEB	-5.270	.005	17.633	模型 3*	DEB	-.367	.031	1.207
	DEB ²	5.162	.010	17.859		ZDEB ²	.206	.010	1.711
	ROE	-5.520	.000	1.198		ROE	-7.204	.000	1.383
	ROE ²	-15.930	.000	1.237		ZROE ²	-.231	.000	2.538
	GAP	.144	.007	1.067		GAP	.144	.007	1.163
	TIM	-1.975	.000	2.537		TIM	-1.975	.000	3.171
	EAG	.066	.000	1.153		EAG	.066	.000	1.058
	ETN	-1.663	.000	16.565		ETN	-.408	.000	1.709
	ETN ²	.129	.000	13.471		ZETN ²	1.269	.000	1.092
	FGE	-.751	.000	1.049		FGE	-.751	.000	1.301
	FTN	-2.201	.000	17.692		FTN	-.817	.000	1.055
	FTN ²	.191	.000	17.069		ZFTN ²	1.187	.000	1.059
	FSH	1.654	.000	1.077		FSH	1.654	.000	1.103
	FIS	.131	.000	17.356		FIS	.024	.000	1.688
	FIS ²	-.002	.000	17.421		ZFIS ²	-.346	.000	1.427
	RID	4.300	.009	1.054		RID	4.300	.009	1.595
	RFM	-13.918	.000	13.176		RFM	-1.318	.121	1.313
	RFM ²	18.385	.000	13.161		ZRFM ²	.320	.000	1.051
常量	6.324	.000		常量	-.752	.566			
模型拟合优度	-2 对数似然值	840.278 ^a	Cox & Snell R ²	.467	模型拟合优度	-2 对数似然值	840.278 ^a	Cox & Snell R ²	.467
	Nagelkerke R ²		.665			Nagelkerke R ²		.665	
模型预测效率	财务重述样本预测准确率	93.2%	无财务重述样本预测准确率	77.9%	模型预测效率	财务重述样本预测准确率	93.2%	无财务重述样本预测准确率	77.9%
	总体预测准确率		88.0%			总体预测准确率		88.0%	

a. 因为参数估计的更改范围小于 .001, 所以估计在迭代次数 7 处终止; N=1448; VIF 是通过 OLS 回归之后得到的结果。

$$\begin{aligned}
 \text{Logit}(P_{it}) = \ln\left(\frac{P_{it}}{1-P_{it}}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 DEB_{it} + \alpha_2 ZDEB_{it}^2 + \alpha_3 ROE_{it} + \alpha_4 ZROE_{it}^2 + \alpha_5 GAP_{it} \\
 & + \alpha_6 TIM_{it} + \alpha_7 EAG_{it} + \alpha_8 ETN_{it} + \alpha_9 ZETN_{it}^2 + \alpha_{10} FGE_{it} + \alpha_{11} FTN_{it} \\
 & + \alpha_{12} ZFTN_{it}^2 + \alpha_{13} FSH_{it} + \alpha_{14} FIS_{it} + \alpha_{15} ZFIS_{it}^2 + \alpha_{16} RID_{it} \\
 & + \alpha_{17} RFM_{it} + \alpha_{18} ZRFM_{it}^2 \quad (\text{模型 3*})
 \end{aligned}$$

3.4 模型稳健性检验

鉴于本研究样本可能存在的随机偏误, 最终预

测模型可能存在统计上的瑕疵。因此, 尝试进行模型可靠性验证。拓展样本选择时间范围, 在 2017 年

和 2018 年的所有上市公司中, 限于研究者的时间与精力, 仅随机选择 30 家财务重述公司和 70 家非财务重述公司, 形成新的预测样本。将预测样本加入到配对样本中, 构建包含 948 条观测值的财务重述“预测-配对样本”; 将预测样本加入到扩展样本中, 构建包含 1548 条观测值的财务重述“预测-扩展样本”。分别应用模型 3 和模型 3*对预测样本、预测-配对样本和预测-扩展样本进行数据拟合, 预测结果见表 7。结果表明, 模型对新样本数据仍然具有良好的预测精准度。

表 7 模型稳健性检验结果

	预测样本: 总体预测准确率	预测-配对样本: 总体预测准确率	预测-扩展样本: 总体预测准确率
模型 3	84.0%	87.8%	88.1%
模型 3*	84.0%	87.8%	88.1%
样本数	100	948	1448

4 结果讨论

与当前财务重述决定机制的研究文献相比, 模型 2 对财务重述方差变异的解释力度 ($R^2=0.665$) 显著更高, 预测准确率达到 88.0%。比如, 陈红(2018)^[40]是国内文献中模型解释力度较高的一项成果。该研究以 2010-2016 年我国沪深两市 A 股上市企业为研究样本, 构建了包含分析师跟踪、企业规模、资产利润率等 8 个关键预测变量、6 个年度虚拟变量以及 11 个行业虚拟变量的多元回归模型, 并发现该模型能够解释财务重述方差变异的 30.2%。可见, 这一结果明显低于本研究模型的解释力度 (76%); 再比如, Papík 和 Papíková (2019)^[41]是目前国外文献中模型预测力最高的一项成果。该研究基于 40 家斯洛伐克财务重述公司 10 年的样本数据, 分别应用线性判别分析 (LDA) 和 Logistic 回归构建财务重述预测模型。实证分析结果显示, LDA 模型准确率达 70.96%, 而 Logistic 回归模型准确率达 62.22%。两种模型被认为可以广泛地服务于财务报表的内部和外部使用者, 有助于其确定被分析公司的财务报表是否包含会计差错。将本研究开发的预测模型与之相比, 其预测准确率 (88.0%) 显著更高, 从而对确定中国上市公司的财务报表质量具有更好的实际应用价值。

之所以本模型具有更好的解释力与更高的预测准确性, 推敲其原因可能在于以下几点: (1) 本研

究比以往研究更全面地考虑了四大类财务重述的影响因素, 而且具体影响因素的数量显著更多; (2) 以往研究更多局限于考虑影响因素与财务重述的线性作用关系, 而本研究对连续型变量进一步考虑了影响因素之间可能的曲线作用关系, 而数据分析结果证明对 CEO 任期、资产负债率等其他研究中解释力不高的变量的二次曲线作用关系异常显著, 更贴近其关系实质; (3) 本研究在考虑高管特征因素时, 不仅准确抓住了 CEO 和 CFO 这两个财务决策关键人物的静态特征或绝对特征, 还深入考虑了 CEO 与 CFO 任期差异、薪酬差距等相对特征。

依据表 4 结果 (1) 资产负债率 (DEB)、CEO 任期 (ETN)、CFO 任期 (FTN) 以及女性高管比例 (RFM) 与财务重述呈现显著的 U 型关系, 即随着这四个变量的增大, 发生财务重述的概率先随之下降, 而当四者增大至各自特定阈值之后, 财务重述的概率将随之上升; (2) 净资产收益率 (ROE)、CEO 教育程度 (EED) 以及第一大股东持股比例 (FIS) 与财务重述呈现显著的倒 U 型关系, 即随着这三个变量的增大, 发生财务重述的概率先随之上升, 而当三者增大至各自特定阈值之后, 财务重述的概率将随之下降; (3) 高管平均薪酬 (PAY)、CEO 年龄 (EAG)、CFO 持股 (FSH)、CEO 与 CFO 任期差异 (EFT) 以及独立董事比例 (RID) 分别与财务重述呈现显著正相关性, 即随着这五个变量的增长, 发生财务重述的概率将随之显著提升; (4) CEO 与 CFO 薪酬差异 (GAP)、上市时间 (TIM) 以及 CFO 教育程度 (CFO) 分别与财务重述呈现显著负相关性, 即随着三者的增大, 发生财务重述的概率将显著下降; (5) FGE 相对于财务重述的回归系数显著负相关, 表明本样本中, 男性 CFO 相对于女性同行, 反而会降低发生财务重述的概率。值得指出的是, 如果将模型中独立董事比例 (RID), 更换成独立董事数量 (NID), 则 NID 的回归结果则显著为负 ($P=.000$), 此时模型的预测精准度提升为 88.1%。这表明, 独立董事到底对财务重述的影响是正是负, 不但取决于独立董事数量本身, 还取决于董事会规模的大小。鉴于多数研究选择 RID 作为财务重述解释变量, 本研究遵循这一习惯仍然吸纳 RID 作为预测变量。

U 型关系中, 重点就 CEO 任期以及女性高管比

例对财务重述的作用机理做进一步详备阐述。(1) CEO 任期对财务重述的作用机理: 根据信息传递理论^[42], 在经理人市场上, CEO 声誉被认为是市场对其自身能力的持续性印证, 因此 CEO 有强烈动机来建立与维护自身声誉, 而企业的盈余质量是影响其声誉的重要途径。在任期初期, 市场对于 CEO 能力的评价很大程度上依赖于企业业绩^[43], 同时由于公司股东会用 CEO 目前的业绩而非过往的业绩来评估其能力^[44], 因此, 面对获取高业绩与高声誉所产生的压力, CEO 在任职初期会进行更多的正向盈余管理^[45]。而在任职后期由于已经建立了良好声誉, 一方面 CEO 会更加注重维护其声誉^[46], 另一方面, 随着 CEO 任职期限增加, 权利范围亦在随之扩张, 董事会对其行为的监督力度大大减弱^[47]; 加之在任职后期, CEO 对自身的要求标准也会有所懈怠^[48], 这为 CEO 进行真实盈余管理提供了便利。综上, CEO 任期与财务重述呈“U”型非线性关系。

(2) 女性高管比例对财务重述的作用机理: 随着社会文明程度的逐步提高, 女性高管的数量及其在公司治理中的影响力亦随之增强。根据组织理论, 女性高管在做决策时更能深思熟虑, 即能够有效降低信息不对称, 提升与董事会成员及其投资者之间的沟通力, 一定程度加强了董事会的监管力度^[49], 由此能够获得更高的盈余质量。其次, 女性的道德标准高、风险厌恶、谨慎性和对市场声誉持更多关注^[36]等性别特质将发挥出积极的治理效应^[37]; 同时女性高管还可能通过影响管理团队的领导风格, 进而对盈余质量产生正向影响^[38]。由此, 财务重述趋势会大幅下降。进一步地, 根据临界点理论, 组织内部的少数派达到一定规模时, 将会对组织决策产生实质性影响。具体表现为, 当女性高管比例持续增加时, 相应地, 男性高管会减少, 男性高管内部达成一致的可能性上升, 而男性相对而言更加偏好个人声誉勾画、权力上升和自身经济利益^[50], 进而采取盈余管理行为以牟取上述私利的可能性大幅上升。同时, 女性高管的进一步加入可能会扩大内部分歧、降低团队决策效率^[51], 甚至会破坏管理层的最优结构^[52], 使得公司治理水平相应降低, 从而盈余管理程度上升。基于上述分析, 合理认为: 女性高管与财务重述发生概率呈“U”型曲线关系。

倒 U 型关系中, 重点就第一大股东持股比例对

财务重述的作用机理做进一步阐述。在第一大股东持股比例达到阈值之前, 基于利益协同和利益侵占理论, 公司治理受大股东控股权影响^[53], 极有可能通过自己的股权进行盈余管理^[54], 加之, 一般控股大股东对企业内部信息的掌握更加全面准确, 对中小投资者来说, 信息不对称现象极易发生^[53]。此外, 大股东与中小投资者间的利益往往存在分歧, 大股东会因外部监督疲软而进行盈余管理行为以保证自身利益最大化^[55], 这就导致控股股东具备操纵会计盈余的能力, 但是, 操纵会计信息的能力不可能随着第一大股东持股比例的增加而一直上升, 在第一大股东持股比例增长到一定程度后, 大股东的精力可能会逐渐转向其它方面^[54], 如股权投资等, 因此就会降低盈余管理注意力, 减弱盈余管理能力, 继而, 财务重述事件的发生概率有所下降。综上, 第一大股东持股比例与财务重述发生概率呈倒“U”型非线性关系。

正相关关系中, 重点就 CEO 与 CFO 任期差异对财务重述的作用机理做进一步详细阐述。当 CEO 与 CFO 任期差异较大时, 二者可能由于对公司的了解程度不同等原因, 导致他们相互排斥^[56], 降低彼此之间的交流频率^[57]和凝聚力^[58], 从而使得两者在会计信息披露问题上不能很好地达成一致, 加之 CFO 常被视为 CEO 的代理人^[58], 当出现此类决策意见不一的情况时, 鉴于 CEO 的自身权利和地位优势, CFO 很可能会配合 CEO 进行盈余管理^[31], 从而对公司的会计信息水平产生负向影响, 财务重述概率随之提升。

负相关关系中, 重点就上市时间长短对财务重述的作用机理做进一步阐述。借鉴现有文献对于企业生命周期阶段的划分方法, 分为成长期, 成熟期和衰退期。处于成长期的企业, 公司治理机制仍隶属逐步建立与完善的过程, 管理层权利空前自由甚至凌驾于公司治理层之上^[59], 极大地提高了企业盈余管理的程度^[60]; 此外, 处于成长期的企业, 面临投资需求强烈^[59]而融资约束严重的残酷现实^[61], 资金缺口较大, 管理层有很大动机通过篡改财务数据增强投资人或债权人的信心以实现成功融资的可能性。因此, 相比于成熟期与衰退期, 处于成长期的企业发生财务重述的可能性更大。亦即, 企业上市时间越长, 财务重述事件发生概率越小。

5 结论

基于既有财务重述文献研究成果, 梳理出 4 大类 39 个财务重述影响因素, 并通过一元线性回归和二次曲线拟合, 筛选出 20 个具有较高潜在预测效力的影响因素, 基于二元逻辑回归方法, 构建了“以 20 个自变量的一次项、12 个自变量的二次项为预测变量的”财务重述预测原始模型, 继而按照各变量的二元逻辑回归系数显著度是否高于 0.05 为标准, 分别对不显著的二次项和一次项进行了两轮删减, 并应用扩展样本进行模型精简, 最终得到了“以 12 个自变量的一次项、6 个自变量的二次项为预测变量的”财务重述预测模型。该模型整体上通过了模型拟合优度检验, 对财务重述具有极高的解释力度 (Nagelkerke $R^2=0.665$), 并且整体上对财务重述的预判正确率达到 88.0%。

研究成果为理论界和实务界提供了高效的财务重述预测模型。对于企业股东、董事会而言, 可以采用本模型对公司会计信息质量进行自评, 对自评结果符合财务重述标准的情况, 在发布会计信息之前, 需要对信息质量再次慎重梳理、整合和确认, 以避免真正出现财务重述的情况, 影响企业声誉; 对上市公司监管机构而言, 亦可以采用本模型对上市公司财务重述概率进行评价, 并根据评价结果, 针对财务重述概率较低的上市公司, 可以适度放手, 任企业自查自纠。而针对财务重述概率较高的上市公司, 需要慎重对待, 集中优势力量对其披露信息质量进行严格审查, 以确保提升上市公司整体信息披露质量。

本研究不足之处在于: (1) 本研究仅采用了 2011 年至 2016 年上市公司为样本, 符合研究的财务重述企业样本数量受限。未来研究可将研究样本的时间跨度范围进一步扩展 (比如 2003 年-2020 年), 以更大量的样本数据对预测模型进行训练和改进, 以提升模型预测效力; (2) 由于本研究目的是构建具有实用价值的财务重述预测模型, 在学术严谨性上存在一定的缺陷, 尤其是由于数十个变量同时作为不分主次的解释变量, 很难进行有效的内生性检验与处理。未来研究需要寻求更有效的方法来应对这一问题; (3) 出于模型相对精简的考虑, 本研究只考虑了连续型变量与财务重述可能的二次曲线关系, 而忽略了其他更为复杂的曲线关系, 这可能造

成了对变量间关系的误读, 未来研究可以考虑更为复杂的曲线关系。

参考文献

- [1] Jun Guo, Pingsun Huang, Yan Zhang & Nan Zhou. The Effect of Employee Treatment Policies on Internal Control Weaknesses and Financial Restatements[J]. The Accounting Review, 2016, 91(4): 1167-1194.
- [2] Oradi, J. & Izadi, J. Audit committee gender diversity and financial reporting: evidence from restatements[J]. Managerial Auditing Journal, 2019, 35(1): 67-92.
- [3] Call Andrew C., Campbell John L., Dhaliwal Dan S. & Moon James. Employee Quality and Financial Reporting Outcomes[J]. Journal of Accounting & Economics, 2017, 64(1):123-149.
- [4] 马晨, 程茂勇, 张俊瑞, 祁珺. 外部审计、媒介环境对财务重述的影响研究[J]. 管理工程学报, 2015, 4(29):65-75.
- [5] 杜丽贞, 李香, 田祥宇. 产权性质、CEO 风险偏好与财务重述——基于中小板上市公司的经验数据[J]. 技术经济与管理研究, 2018, (4):26-31.
- [6] 高增亮, 张俊瑞. 行为金融视角下投资者情绪对财务重述行为的影响[J]. 中南财经政法大学学报, 2019, (3): 85-93+159.
- [7] Romanus RN, Maher JJ & Fleming DM. Auditor Industry Specialization, Auditor Changes, and Accounting Restatements[J]. Accounting Horizons, 2008, 22(4):389-413.
- [8] Yuan George Shan. Value relevance, earnings management and corporate governance in China[J]. Emerging Markets Review, 2015, (23):186-207.
- [9] Wang Tracy Yue, Andrew Winton & Xiaoyun Yu. Corporate Fraud and Business Conditions: Evidence From IPOs[J]. Journal of Finance, 2010, 65(6): 2255-2292.
- [10] 李思飞, 刘恋, 王化成. 审计师行业专长、经济依赖性与审计质量——基于审计任期的视角[J]. 山西财经大学学报, 2014, 36(5): 112-124.
- [11] 李英, 邹燕, 蒋舟. 新会计准则下公允价值运用的动因探索——基于问卷调查与因子分析[J]. 会计研究, 2012, (2): 28-36+96.
- [12] 何威风. 高管团队垂直对特征与企业盈余管理行为研究[J]. 南开管理评论, 2015, (1):141-151.

- [13] 马晨, 张俊瑞. 管理层持股、领导权结构与财务重述[J]. 南开管理评论, 2012, 15(2): 143-150.
- [14] 高芳. 公司治理、管理者代理问题与财务重述研究[J]. 南开管理评论, 2016, 19(3):168-177.
- [15] 戴亦一, 潘越, 刘思超. 媒体监督、政府干预与公司治理: 来自中国上市公司财务重述视角的证据[J]. 世界经济, 2011, (11):122-144.
- [16] 王玉翠, 杜鑫, 刘春华.上市公司财务重述影响因素的实证研究[J].哈尔滨商业大学学报(自然科学版), 2017, 33(4):507-512.
- [17] 李涛. 终极所有权结构影响了财务重述吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 管理现代化, 2018, (5):9-12.
- [18] 刘健, 刘春林, 殷枫. 财务重述中关联股东网络的传染机制研究[J].财经论丛, 2015, (4):53-61.
- [19] 张璇, 周鹏, 李春涛. 卖空与盈余质量——来自财务重述的证据[J].金融研究, 2016, (8):175-190.
- [20] 徐国栋. 董事长-CFO 背景特征垂直对差异对企业财务重述的影响[J].财会通讯, 2018, (26):54-57.
- [21] Theresa J. Presley, Lawrence J. Abbott. AIA submission: CEO overconfidence and the incidence of financial restatement[J]. Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting, 2013, 29(1):74-84.
- [22] 张俊瑞, 马晨. 股权结构与财务重述研究[J]. 审计与经济研究, 2011, 26(2):63-72.
- [23] 修宗峰, 陈美芝. 独立董事本地任职、政治联系与财务重述[J].会计之友, 2019, (16):71-77.
- [24] 高凤莲, 张天宇. 声誉激励、财务重述与审计费用[J]. 南京审计大学学报, 2019, (2):1-9.
- [25] 王珍义, 肖皓, 李伟.内部控制、高管薪酬与财务重述——基于中国上市公司的实证研究[J]. 财会通讯, 2014, 15(5):30-32.
- [26] 周方召, 信荣珍, 苏云鹏. 上市公司财务重述对 CEO 与 CFO 薪酬的影响[J]. 金融论坛, 2017, (10):67-80.
- [27] 谢德仁, 崔宸瑜, 汤晓燕. 业绩型股权激励下的业绩达标动机和真实盈余管理[J]. 南开管理评论, 2018,(1):159-171.
- [28] 王霞, 薛跃, 于学强. CFO 的背景特征与会计信息质量——基于中国财务重述公司的经验证据[J]. 财经研究, 2011, (9):123-133+144.
- [29] 王洋洋, 魏珊珊, 闫焕民. CEO 与审计师“同姓一家亲”会损害审计质量吗?——基于财务重述视角的经验证据[J]. 华东经济管理, 2019, 33(3):136-144.
- [30] Martin Plöckinger, Ewald Aschauer, Martin R. W. Hiebl & Roman Rohatschek. The influence of individual executives on corporate financial reporting: A review and outlook from the perspective of upper echelons theory[J]. Journal of Accounting Literature, 2016, (37):55-75.
- [31] 姜付秀, 朱冰, 唐凝. CEO 和 CFO 任期交错是否可以降低盈余管理?[J]. 管理世界, 2013, 14(1):158-167.
- [32] Matthew Notbohm, Katherine Campbell, Adam R. Smedema & Tianming Zhang. Management's personal ideology and financial reporting quality[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2019, 52(2):521-571.
- [33] 马晨, 张俊瑞, 李彬. 财务重述影响因素研究[J]. 软科学, 2012, 8(26):126-130.
- [34] Michele D. Meckfessel & Drew Sellers. The impact of Big 4 consulting on audit reporting lag and restatements[J]. 2017, 32(1):19-49.
- [35] 杜永奎, 初立明. 股权集中度、监事会规模与会计信息披露质量[J]. 湖南财政经济学院学报, 2018, 34(171):79-85.
- [36] 周泽将, 修宗峰. 女性高管能降低盈余管理程度吗? ——基于中国资本市场的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2014, (5):95-102+132+159.
- [37] 刘爱明, 黄媛媛. 董事会特征、审计师声誉对商誉减值影响的实证研究[J]. 中国注册会计师, 2019, (5):33-38+3.
- [38] 杜兴强, 赖少娟, 裴红梅. 女性高管总能抑制盈余管理吗?——基于中国资本市场的经验证据[J]. 会计研究, 2017(1):39-45+95.
- [39] Yuehua Xu, Lin Zhang & Honghui Chen. Board age and corporate financial fraud: An interactionist view[J]. Long Range Planning, 2018, 51(6):815-830.
- [40] 陈红. 外部盈利压力与财务重述的相关性研究——兼论分析师跟踪的调节效应[J]. 财会通讯, 2018, (27):118-123.
- [41] Papík, M. & Papíková, L. Detection models for unintentional financial restatements[J]. Journal of Business Economics and Management, 2019(11):1-23.
- [42] Graham J. R., Harvey C. R. & Rajgopal S. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting[J]. Journal of Accounting and Economics, 2004, 40(1):3-73.
- [43] 许晓明, 李金早. CEO 与企业绩效关系模型探讨[J]. 外国经济与管理, 2007, (8):45-50+57.
- [44] Hermalin B.E. & M.S. Weisbach. Information Disclosure and Corporate Governance[J]. Journal of Finance,

- 2012,67(1): 195-233.
- [45] [Ali A. & W.N. Zhang. CEO Tenure and Earnings Management[J]. Journal of Accounting and Economics. 2015,59(1): 60-79.
- [46] 许言, 邓玉婷, 陈钦源, 许年行. 高管任期与公司坏消息的隐藏[J]. 金融研究, 2017, (12):174-190.
- [47] 岑维, 童娜琼. 高管任期、盈余质量与真实盈余管理[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2015, (6):55-69+113.
- [48] 范涤. CEO 任期对企业盈余质量的影响研究—基于真实盈余管理活动视角[J]. 会计之友, 2017, (16):75-80.
- [49] Terjesen S, Sealy R & Singh V. Women Directors on Corporate Boards: A Review and Research Agenda[J]. Corporate Governance: An International Review, 2009,17(3):320-337.
- [50] Betz J., O'Connell L. & Shepard J.M. Gender Difference in Proclivity for Unethical Behavior[J]. Journal of Business Ethics, 1989,8(5):321-324.
- [51] Gul F.A., Srinidhi B. & Ng A.C. Does Board Gender Diversity Improve the Informativeness of Stock Price[J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 51(3):314-338.
- [52] Ahern K.R. & Dittmar A.K. The Changing of the Boards: The Impact on Firm Valuation of Mandated Female Board Representation[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2012, 127(1):137-197.
- [53] 李敏. 权力制衡、内部控制与盈余管理[J]. 财会通讯, 2017, (36):94-98.
- [54] 金宏莉, 张玮, 黄霞. 行业竞争、所有权结构与盈余管理——基于上市银行样本的研究[J]. 商业经济研究, 2016, (10):179-182.
- [55] 王化成, 佟岩. 控股股东与盈余质量——基于盈余反应系数的考察[J]. 会计研究, 2006, (2):66-74+97.
- [56] Rosenbaum, M. E. The Repulsion Hypothesis: On the Non-development of Relationships[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, (51):1156-1166.
- [57] Zenger T.R. & Lawrence B.S. Organizational Demography: The Differential Effects of Age and Tenure Distributions on Technical Communication[J]. Academy of Management Journal, 1986, (32):353-376.
- [58] Michel J .C. & Hambrick D.C. Diversification Posture and Management Team Characteristics[J]. Academy of Management Journal, 1992, (35):9-37.
- [59] 蒋尧明, 赖妍. 企业生命周期与财务重述研究——来自我国上市公司的经验证据[J]. 会计之友, 2017, (14):8-13.
- [60] 周冲. 不同成长阶段下企业盈余管理的实证研究[J]. 统计与决策, 2015, (11):182-185.
- [61] 黄宏斌, 翟淑萍, 陈静楠. 企业生命周期、融资方式与融资约束: 基于投资者情绪调节效应的研究[J]. 金融研究, 2016, (7):96- 112.

收稿日期: 2020 年 7 月 3 日

出刊日期: 2020 年 8 月 5 日

引用本文: 张长征, 魏西, 杨丹, 财务重述预测模型研究: 基于 A 股上市公司配对样本的经验证据[J]. 国际金融进展, 2020, 2(2):25-39

DOI: 10.12208/j.aif.20200004

检索信息: 中国知网、万方数据、Google Scholar

版权声明: ©2020 作者与开放获取期刊研究中心(OAJRC)所有。本文章按照知识共享署名许可条款发表。<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



OPEN ACCESS