DOI: 10.16538/j.cnki.jsufe.2025.02.004

# 新质生产力发展视阈下的会计盈余披露 改进研究

——基于CAS盈余与Non-CAS盈余功用的实证检验

王 霞', 李泰珉', 吴佳琪<sup>2</sup>

(1.华东师范大学 经济与管理学院, 上海 200062; 2.上海机电工程研究所, 上海 201109)

摘 要: 新质生产力是当下我国经济高质量发展的重要动力。会计盈余信息作为利益相关者进行判断和决策的依据,是促进要素有序流动、引导资源高效配置的重要手段,充分有效的会计盈余信息披露对于发展新质生产力至关重要。但是,随着企业在科技创新推动下不断发展新业态、新产业,传统的会计准则已经滞后于复杂的经济形势。文章通过实证研究发现,现行会计准则下的盈余(CAS盈余)无法包含新质生产力发展程度高的企业未来业绩改善的信息增量,其持续性和预测性下降。文章在CAS盈余的基础上,对企业发展新质生产力投入的临时性项目进行调整,设计了Non-CAS盈余。检验发现,对于新质生产力发展水平较高的企业,Non-CAS盈余具有更好的持续性和预测性。上述影响对创业板、科创板等非主板市场企业更为明显。在股票定价方面,Non-CAS盈余同样发挥了定价作用。因此,有必要改进现行的会计盈余披露制度,允许上市企业自愿披露Non-CAS盈余,以满足会计信息更好地服务大力发展新质生产力的时代要求。

关键词: 新质生产力; CAS盈余; Non-CAS盈余; 盈余持续性; 盈余预测性

中图分类号: F230;F270 文献标识码: A 文章编号: 1009-0150(2025)02-0050-14

# 一、引言

当今世界正处于百年未有之大变局,新一轮的科技革命和产业变革与中国经济发展方式的加速转型不期而遇,这一历史性的交汇催生了一项不可回避的任务:加速培育新质生产力并形成新的发展动能。这不仅是破解社会经济发展难题的关键,也是推动经济高质量发展的内在要求和着力点(习近平经济思想研究中心,2024)。新质生产力强调的是科技进步与创新引领下的生产力发展,其内涵不仅涉及产业升级与转型中的技术革新,还包括促使异质要素流动和深度融合,以此打破传统生产力的局限,开启经济循环的新动能(徐政等,2024)。会计信息,尤其是会计盈余信息作为利益相关者进行判断和决策的依据,是促进要素有序流动、引导资源高效配置的重要手段,充分有效的会计盈余信息披露对发展新质生产力至关重要。

收稿日期:2024-09-26

基金项目: 国家自然科学基金面上项目"数字经济时代股东积极主义的制度创新、治理效应与机制研究"(72372103); 上海市哲学社会科学一般项目"企业数字化变革与女性职业发展"(2022BGL007)。

作者简介:王 霞(1972— ),女,黑龙江桦川人,华东师范大学经济与管理学院教授、博士生导师;

李泰珉(1999—),男,上海人,华东师范大学经济与管理学院博士研究生(通信作者);

吴佳琪(1998—),女,江苏南通人,上海机电工程研究所助理会计师。

我国企业目前会计盈余信息的编制与披露主要遵照《企业会计准则》(Chinese Accounting Standards, 简称CAS)。CAS是指导中国大陆企业会计核算的规范性文件, 自颁布以来, 在保证高 质量会计信息供给、增进利益相关者的决策效率和效果、引领资源高效配置等方面发挥了重要 作用。但是, CAS标准的制定存在着一定程度上滞后于经济、市场和业务活动发展的问题, 对经 济创新和一些新兴业务活动的核算与反映存在不足(张新民, 2019)。大数据、人工智能、云计算 等新技术与现代化机器设备、数智化劳动者以及数字基础设施等新要素紧密结合的新质生产 力迅速发展,促进了互联网商业模式的创新,各类新兴产业与未来产业不断涌现,提升了企业 经营的复杂性,加大了会计核算的争议和挑战。在现行准则下,企业通过长期投入和积累形成 的用户资源、合作关系、品牌效应和研发能力等不能作为资产列示, 而这些潜在的信息对信息 需求者作出决策的作用更加直观。而且大量前期投入的费用化处理和长期效益改善之间的不 匹配,会导致盈余的持续性、对未来现金流的预测性下降,使得会计盈余信息无法客观反映企 业真实状况,难以准确预示企业未来的竞争优势和发展潜力。同时,新质生产力的创新性和前 沿性要求财务报告提供的信息更具全面性和前瞻性、提供方式更加灵活高效,方能更好地满足 利益相关者个性化、多样化、定制化和实时化的需求。而传统财务报告的"定期性""通用性"决 定了其无法满足信息使用者的上述需求。因此,如何改进会计盈余信息披露以应对大力发展新 质生产力的需要成为当前学术界亟待解决的重要课题。

在增强会计盈余信息披露以应对新经济、新业务的不断涌现方面,美国、英国、德国、澳大利亚等国家都采取了在一般公认会计准则之外的自愿性补充披露,这一方式在中国的港股科技型公司中也非常盛行。许多美国公众公司在披露通用会计准则(GAAP)的盈余基础上,将其中暂时的、不可控的、非经营或非付现的项目对经营成果的影响予以剔除,或者增加一些更有说服力的指标(姬霖和熊欣,2022),以此生成Non-GAAP盈余,以更准确地展示核心业务经营情况以及与现金流量相关的盈余信息。众多研究表明,Non-GAAP盈余更接近核心收益,能够预测企业未来盈余以辅助投资者决策(Malone等,2016; Black等,2021)。

作为"决策有用观"的延续和拓展,会计盈余的"持续性""预测性"是衡量其信息质量及功用的主要表征(Kormendi和Lipe, 1987; 窦欢和陆正飞, 2017)。本文在企业按照会计准则计算并披露的盈余(下文简称"CAS盈余")基础上,将发展新质生产力相关的、短期的、不可控的特殊项目进行调整,设计Non-CAS盈余指标,通过实证研究方法检验发展新质生产力视阈下该指标的功用。在新质生产力发展程度较高的样本中,如果研究发现Non-CAS盈余相较于CAS盈余具有更高的持续性和对未来现金流的预测性,那么就有必要改进现行的会计盈余披露制度。即在披露CAS盈余之外,允许并鼓励上市企业进行Non-CAS盈余的自愿性披露。企业借助Non-CAS指标更充分、具体、及时地进行会计盈余信息补充性披露,能够更好地满足利益相关者日益多样化、个性化的需求。会计信息使用者也可借此对企业作出更加科学合理的判断。

本文的研究贡献包括以下两点: (1)现有新质生产力研究主要围绕其内涵逻辑、潜在价值与实现路径展开理论探讨(武艺扬等, 2024; 徐政等, 2024; 方敏和杨虎涛, 2024), 有限的基于企业层面的实证研究集中在新质生产力发展水平的测度方面(任保平等, 2024; 方颖和余兴锦, 2025), 缺少会计信息如何更好地服务于发展新质生产力的理论与实证探索。本文探讨新质生产力发展视阈下盈余信息披露的改进机制, 既具有源头创新价值, 也是对新质生产力领域研究文献的有益补充。(2)本文通过实证检验发现在新质生产力发展程度高的企业中, Non-CAS盈余比CAS盈余具有更高的持续性与预测性, 有助于反映和预测新质生产力发展视阈下的企业

真实业绩。同时, Non-CAS盈余也具有显著的价值相关性。进行Non-CAS盈余披露能够更好地发挥会计信息引领资源配置的功能, 为利益相关者决策提供有价值的增量信息, 符合其日益高涨的个性化和多样化需求。本文基于上述结果建议监管部门允许并鼓励上市公司进行Non-CAS盈余的自愿性披露, 实证结果可以为将Non-CAS盈余的概念和指标引入企业会计信息自愿披露的评价体系提供政策依据。

# 二、文献回顾与理论分析

## (一)文献回顾

1. 新质生产力。习近平总书记在黑龙江考察调研期间首次提出"新质生产力"的概念之后,又围绕什么是新质生产力、如何发展新质生产力作出了一系列重要论述。习近平总书记将新质生产力概括为: 新质生产力是创新起主导作用, 摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径, 具有高科技、高效能、高质量特征, 符合新发展理念的先进生产力质态。<sup>①</sup>在此论述基础上, 学术界围绕新质生产力的内涵逻辑、实现路径与潜在价值展开了大量的讨论(武艺扬等, 2024; 徐政等, 2024; 方敏和杨虎涛, 2024; 任保平等, 2024)。研究普遍认为, 新质生产力能够提高生产要素质量、优化生产组织形态、促进产业体系转型升级并推动技术创新, 是推动经济高质量发展的关键驱动力量。

在理论研究的基础上,一些学者构建了测算新质生产力的指标体系。韩文龙等(2024)测算了省级新质生产力水平并探讨了新质生产力对经济增长的作用机制。任保平等(2024)构建了包含智能化、绿色化、创新化、人本化、产业发展与安全以及制度环境6个子系统在内的中国制造业新质化发展水平评价体系,用以测度新质化发展水平、地区差异和时空演进规律。谢家平等(2024)检验了供应链数智化建设对制造业企业新质生产力的赋能作用。由于新质生产力的概念内涵十分丰富,这造成了理论解释上的拓展性和发散性。虽然现有研究还未对新质生产力形成统一的指标测算方法,但采用多维度进行衡量的方式是一个共识,这反映了新质生产力在诸如人力资源、技术创新、组织转型、绿色环保等领域的广泛存在。

2. 盈余持续性与预测性。盈余是企业利益相关者最关心的重要信息。盈余质量也是会计信息质量研究中涉及最多、程度最深的一个方面。最主要的衡量"决策有用观"下的盈余质量的方法是从盈余的时间序列角度出发,强调盈余估计企业未来经济收益的能力,主要表现为衡量盈余持续性和预测性(窦欢和陆正飞,2017; Noor, 2023)。波动低、持续性好、对未来预测能力强的盈余信息就是高质量的盈余信息(Kormendi和Lipe, 1987)。

从盈余持续性的内涵来看,盈余持续性是当期会计盈余在未来将持续或增长的可能性。学者们主要围绕未来盈余对盈余持续性进行了界定。Freeman等(1982)认为盈余持续性是当期盈余预测下一期盈余的能力。Sloan(1996)进一步将其定义为本期盈余能延续到下一期盈余的程度。基于此,中国学者认为盈余持续性是影响当期盈余的事项对未来盈余产生影响的时间长短及稳定程度(宫义飞和谢元芳,2018)。盈余持续性会受到基本经济业绩和会计信息系统的共同影响(Dechow等,2010;窦欢和陆正飞,2017;宫义飞和谢元芳,2018)。

盈余预测研究以盈余持续性为默认前提,盈余持续性的研究常常隐含于盈余预测的模型 当中。与此类似,盈余预测性同样是从投资决策有用性角度看待盈余质量,指在财务报告中将

①《习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调,加快发展新质生产力,扎实推进高质量发展》,《人民日报》2024年2月2日。

当前和过去一段时间内的盈利信息作为"基本信号",对未来会计期间内的经营成果和投资回报进行预测的能力。会计收益转化为现金流的能力越强,代表着公司盈余信息质量越高;反之,则越低。总之,持续性和预测性都是反映盈余的时间序列特性的重要指标,可衡量为收益不同时点之间、收益与现金流量之间的关联(Noor, 2023)。

3. Non-GAAP盈余信息披露。作为公司财务信息中最重要的数据信息,上市公司的盈余信息披露一直是投资者和监管者关注的重点,也是学术界研究的热点问题。在会计盈余的披露标准上,企业应依据相应的会计准则。会计准则的修订和完善也映射了客观经济发展下盈余信息披露需求的变化。与中国不同,美国、英国、澳大利亚等国家除了公认会计准则外,通常还会披露非通用会计准则(Non-GAAP)口径下的财报情况,以更准确地展示核心业务经营情况以及与现金流量相关的盈余信息。Non-GAAP业绩指标的披露是满足利益相关者信息需求和管理层机会主义动机共同作用的结果。公认会计准则规定下的会计盈余信息披露虽然提供了一致的标准,但信息有限,难以满足企业和投资者的现实需求(Collins等,2009; Lev和Zarowin,1999)。当GAAP盈余信息性较低时,管理层更可能披露Non-GAAP业绩指标(Lougee和Marquardt,2004)。

在Non-GAAP盈余信息披露质量问题上,大多数学者认为,Non-GAAP盈余信息披露带来了不同的信息含量。Non-GAAP盈余信息表现出更好的信息性,在增强盈余功用性方面作用显著,投资者也依赖Non-GAAP指标来评估企业经营绩效(Malone等,2016;Black等,2021)。而且Non-GAAP盈余作为一项自愿性披露指标,更为投资者所青睐,这主要是因为自愿性信息披露集中向投资者传递了有关企业未来的增量信息,对指导投资决策具有更高边际效用(Beyer等,2010)。Non-GAAP的制定也预示着会计信息披露的多样性,传统会计准则下不具备的盈余信息可以通过非通用会计准则来增量补充(Collins等,2009)。

#### (二)理论分析

毫无疑问,在大力发展新质生产力的过程中,企业的发展目标、发展方向与发展模式都会产生根本性的改变。企业的经营、管理、投资与融资活动也会日益复杂,这为会计核算如何更好地反映经济业务本质以更准确地度量企业财务状况与经营成果带来了巨大的挑战。其中,最为突出的问题是发展新经济、新业态产生的部分经济资源的价值尚未进入会计信息系统的核算范围,现行会计信息系统无法如实反映企业的全部经济资源状况。前期大量投入无法作为资产列示,只能作为当期费用进入利润表。费用化处理造成企业当前盈余相对下降和未来业绩改善之间的不匹配(Collins等,2009),增加盈余的波动性,进而降低会计盈余的持续性和对未来现金流的预测性。其中,数字经济是培育和发展新质生产力的重要支撑。生产力发展以数字技术突破为关键抓手,不断发生跃迁,进而形成新质生产力。尽管数字化转型最终会提升企业的投入产出效率(刘淑春等,2021),但是数字化转型需要大量资源作为保障,需要投入资金、技术、人才,造成相当高的相关投入成本和期间费用支出,甚至会转化为沉没成本(Iansiti和Lakhani,2014; Usai等,2021),这使得企业面临不确定性和业绩下滑的风险。在发展新质生产力的其他场合下,同样可能会出现初期表现不佳、见效缓慢以及会计盈余下降的情况。

现代会计准则下,会计信息遵循"决策有用观",以反映企业经营全貌、为投资者提供完整客观的信息为准绳。前期盈余下降而后期业绩改善带来的盈余波动会妨碍会计盈余信息的持续性和预测性。在实践中,这种波动性源自企业为发展新质生产力所付出的成本,而并非来自其经营不善或外部冲击。当会计信息系统无法反映企业全部的资源价值时,就会阻碍会计信息使用者准确了解企业当前的改革业态和判断未来的发展潜力。这种因为会计准则标准导致会

计系统未涵盖核算对象的全部价值范围的缺憾,会加剧外部利益相关者与内部控制人之间的信息不对称,妨碍会计信息发挥其功用。

综上,有必要将企业发展新质生产力过程中产生的一些暂时性支出项目剔除后构建Non-CAS盈余。由于排除了特殊的干扰项目,Non-CAS盈余更加核心纯粹,其持续性更高、预测性更强。基于非通用会计准则盈余的研究也表明,与GAAP盈余相比,Non-GAAP收益指标更具持续性(Bhattacharya等,2003)、稳健性(Doyle等,2013)、价值相关性(Brown和Sivakumar,2003)和估值可靠性(Malone等,2016),投资者能够据此更好地预测未来收益(Liu和Zhang,2020)。类似地,Noor(2023)的实证研究也发现对于进行数字化转型的美国公众公司,Non-GAAP指标具有更为显著的持续性和预测性。由此,本文提出如下研究假设:

H: 对于新质生产力发展程度高的企业, Non-CAS盈余比CAS盈余的持续性和预测性更好。如果假设被实证结果支持, 则表明在发展新质生产力视阈下有必要改进会计盈余信息披露, 即在CAS盈余披露的基础上, 允许并鼓励上市公司增加Non-CAS盈余的自愿性披露。

# 三、研究设计

## (一)样本与数据

本文以沪深A股上市公司为研究样本,研究的观测期间为2010—2022年。本文对样本进行了如下处理: (1)剔除金融保险行业样本; (2)剔除ST、\*ST类样本; (3)剔除关键变量数据缺失的样本; (4)对所有连续变量按年份进行上下1%的Winsorize缩尾处理。经过以上处理,最终得到33738个企业-年度观测值。测算新质生产力水平所用的数字化转型词频来源于上市公司年报,其余数据来自CSMAR数据库和Wind数据库。

# (二)变量释义

- 1. CAS盈余持续性。本文将样本公司遵照《企业会计准则》报告披露的盈余定义为CAS盈余,参考Richardson等(2005)的做法,以资产收益率(*ROA*)度量会计盈余。借鉴主流研究方法,采用线性一阶自回归模型估计盈余持续性(Sloan, 1996)。CAS盈余以符号*CROA*表示。
- 2. Non-CAS盈余持续性。美国及其他一些国家或地区的企业披露非通用会计准则下的盈余指标主要在于去除一些暂时性、非付现和非经常性项目,或者与企业日常经营无关的项目,剔除后获得的利润更能体现企业经营成果的核心部分。本文结合新质生产力的特性,借鉴Bhattacharya等(2003)、姬霖和熊欣(2022)的研究,将Non-CAS盈余指标定义为: Non-CAS盈余=净利润+无形资产摊销+研发支出费用化的金额+商誉减值损失+企业重组费用+股权激励费用+职工教育经费+环保支出一次性政府补助<sup>①</sup>。与CAS盈余持续性的度量一致,利用线性一阶自回归模型估计Non-CAS盈余的持续性。Non-CAS盈余以符号NCROA表示。

①上述项目是考虑了发展新质生产力带来的盈余和现金流影响进而加以调整。企业发展新质生产力涉及众多技术类和软件类无形资产投资。技术类无形资产包括专利权、专有数字化技术等;软件类无形资产包括一些软件、智能化信息系统等。无形资产是技术类资产主要的归属类别,而且无形资产具备长期影响力,往往具有更高价值的成长期权。但是在当前会计准则下,财务报告并不能体现企业成长期权的价值,随着时间推移,该价值才会在企业的业绩中逐渐体现。因此,无形资产过高,会降低当前盈余的持续性和对未来现金流量的预测能力。人才是科技创新进而形成新质生产力的现实主体,企业发展新质生产力必然要增加股权激励以留住新质人才。股权激励导致费用增加,并且在股权激励的当期,企业不发生现金流出(姬霖和熊欣,2022),也会导致当前盈余预测未来现金流量的能力降低。发展新质生产力涉及组织架构和人员配备的调整,这个过程中会产生一定的重组开支,如安置职工的支出和部门整合费用等。另外,培育新质劳动者使之具有相匹配的科技技能和业务知识,这个过程中还会产生特定的员工学习和培训费用。新质生产力也是绿色生产力,企业用于环保治理方面的支出有助于生成新质生产力,但同时增加了企业的费用。对企业创新进行补贴是政府能够采取的支持企业科技创新的最直接的措施。但政府补助属于外部资金注入,具有非经常性和非经营性的特点,同样不能代表企业的核心经营能力。

- 3. 盈余预测性。美国会计学会(AAA)2002年度会议将盈余质量定义为"随着时间流逝,由应计制所确认的收益数额与公司流入的现金数额的弥合程度"。会计收益转化为现金流入能力越高,意味着公司盈余信息质量越高;反之,则越低。因此,本文把盈余预测性检验的重点放在对未来现金流量的预测上。借鉴Li(2019)的研究,以经平均总资产缩减后的下一期经营活动现金流(CFO<sub>(H)</sub>)作为被解释变量来检验当期盈余预测未来现金流的能力。
- 4. 新质生产力。借鉴谢家平等(2024)的方法,本文从新质劳动者、新质劳动资料和新质劳动对象三个维度对中国上市公司新质生产力水平进行测算,合成总体新质生产力指标值。结合本文的研究主旨,在谢家平等(2024)的测算指标基础上进行了部分调整。保留"投入型""过程型"指标,将固定资产占比与无形资产占比等"结果型"指标以增量指标替代。以此测算出的新质生产力指标更能体现企业当期发展新质生产力的投入,该值越大,表明企业投入越多,新质生产力的水平也越高。新质生产力变量以符号NOPF表示。
- 5. 控制变量。借鉴已有研究(窦欢和陆正飞, 2017; Noor, 2023), 为提高检验的准确性, 将可能影响企业盈余表现及其披露质量的因素进行控制。控制变量包括公司规模(Size, 年末总资产的自然对数)、负债水平(Lev, 年末负债总额除以总资产)、公司成长性(Growth, 本年营业收入较上年的增长率)、市账比(MB, 年末公司市值与账面价值的比值)、是否亏损企业(Loss, 在当年净利润为负时, 赋值为1, 否则为0)、是否两职合一(Dual, 当董事长与总经理兼任时, 赋值为1, 否则为0)、股权集中度(SHR, 年末第一大股东持股比例)、产权性质(SOE, 国有企业赋值1, 否则为0)、董事会规模(Board, 公司董事会人数的自然对数)、审计意见(Audit, 公司被出具标准审计意见赋值1, 否则为0)等。

#### (三)回归模型

为检验研究命题,本文设计回归模型如下,模型中控制了年度与行业固定效应。

$$CROA_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CROA_{i,t} + \alpha_2 NQPF_{i,t} + \alpha_3 CROA_{i,t} \times NQPF_{i,t} + Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
(1)

$$NCROA_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 NCROA_{i,t} + \beta_2 NQPF_{i,t} + \beta_3 NCROA_{i,t} \times NQPF_{i,t} + Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
 (2)

模型 (1) 与模型 (2) 用以检验发展新质生产力对CAS盈余和Non-CAS盈余持续性的影响。如果模型 (2) 中 $NCROA_{i,i} \times NQPF_{i,i}$ 的回归系数比模型 (1) 中 $CROA_{i,i} \times NQPF_{i,i}$ 的系数更为正显著,则表明对于新质生产力发展程度高的企业,Non-CAS盈余的持续性更好。

$$CFO_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CROA_{i,t} + \gamma_2 NQPF_{i,t} + \gamma_3 CROA_{i,t} \times NQPF_{i,t} + Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
(3)

$$CFO_{i,t+1} = \delta_0 + \delta_1 NCROA_{i,t} + \delta_2 NQPF_{i,t} + \delta_3 NCROA_{i,t} \times NQPF_{i,t} + Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\tag{4}$$

模型(3)与模型(4)以下一期经总资产缩减后的经营活动现金流( $CFO_{i,i+1}$ )为被解释变量,用以检验发展新质生产力对CAS盈余和Non-CAS盈余预测性的影响。如果模型(4)中 $NCROA_{i,i} \times NQPF_{i,i}$ 的回归系数比模型(3)中 $CROA_{i,i} \times NQPF_{i,i}$ 的系数更为正显著,则表明对于新质生产力发展程度高的企业,Non-CAS盈余对未来现金流的预测性更好。

## (四)描述性统计

表1列示了各变量的描述性统计结果。从中可知, CROA的均值为0.040, 中位数为0.038, 标准差较大, 表明不同企业之间的盈利差距较大。NCROA的均值为0.055, 中位数为0.046。相对于CAS盈余指标(CROA)而言, Non-CAS盈余指标(NCROA)值略高。CFO的均值为0.050, 中位数为0.049, 说明样本中大部分公司的经营性现金流为正, 经营状况良好。企业新质生产力指标(NQPF)的标准差为0.116, 标准差较大, 表明中国上市公司新质生产力水平差异较大, 企业间的发展不均衡。

表 1 描述性统计

| 变量     | N      | 均值     | 标准差   | 最小值    | 中位数    | 最大值    |
|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
| CROA   | 33 738 | 0.040  | 0.066 | -0.415 | 0.038  | 0.254  |
| NCROA  | 33 738 | 0.055  | 0.073 | -0.276 | 0.046  | 0.511  |
| CFO    | 33 738 | 0.050  | 0.074 | -0.274 | 0.049  | 0.291  |
| NQPF   | 33 738 | 0.209  | 0.116 | 0.014  | 0.184  | 0.830  |
| Size   | 33 738 | 22.267 | 1.296 | 19.568 | 22.071 | 26.511 |
| Lev    | 33 738 | 0.427  | 0.204 | 0.039  | 0.420  | 0.925  |
| Growth | 33 738 | 0.247  | 0.633 | -0.764 | 0.117  | 11.364 |
| MB     | 33 738 | 4.037  | 3.358 | 1.146  | 3.177  | 55.494 |
| Loss   | 33 738 | 0.117  | 0.321 | 0.000  | 0.000  | 1.000  |
| Dual   | 33 738 | 0.276  | 0.447 | 0.000  | 0.000  | 1.000  |
| SHR    | 33 738 | 0.341  | 0.148 | 0.079  | 0.319  | 0.758  |
| SOE    | 33 738 | 0.366  | 0.482 | 0.000  | 0.000  | 1.000  |
| Board  | 33 738 | 2.139  | 0.196 | 1.609  | 2.197  | 2.708  |
| Audit  | 33 738 | 0.972  | 0.164 | 0.000  | 1.000  | 1.000  |

# 四、实证分析

# (一)基准回归分析

表2列示了模型(1)-(4)的回归结果。方差 膨胀因子检验显示最大值为6.34, 表明模型不存 在严重的共线性问题。由于采用滞后一期的解 释变量,观测值减少到29065个。从表2可知, CROA和NCROA的回归系数都在1%的水平上显 著,表明CAS盈余与Non-CAS盈余都具有良好的 持续性和预测性。列(1)显示,交乘项CROA,i× NQPF, 的系数为-0.134, 在1%的水平上显著为 负,表明新质生产力水平的提升带来CAS盈余 持续性下降。这源于发展新质生产力所需的显 著增加的费用使得盈余波动增大,导致CAS盈 余在新质生产力发展程度高的企业中持续性降 低。列(2)显示,交乘项 $CROA_{ii} \times NOPF_{ii}$ 的回归系 数是-0.132,同样显著为负,表明发展新质生产 力也显著降低了当期CAS盈余对下一期现金流 的预测能力。与CAS盈余的回归结果相比,  $NCROA_{i,i} \times NQPF_{i,i}$ 的回归系数都在1%的水平上正 号内为t值;除特殊说明外,下同。

表 2 新质生产力与盈余持续性和预测性

|                                 | (1)            | (2)           | (3)             | (4)           |
|---------------------------------|----------------|---------------|-----------------|---------------|
|                                 | $CROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ | $NCROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ |
|                                 | 0.654***       | 0.422***      |                 |               |
| $CROA_{i,t}$                    | (52.07)        | (27.39)       |                 |               |
|                                 |                |               | 0.481***        | 0.231***      |
| $NCROA_{i,t}$                   |                |               | (24.77)         | (13.65)       |
|                                 | 0.023***       | -0.012**      | -0.031***       | -0.050***     |
| $NQPF_{i,t}$                    | (5.07)         | (-2.10)       | (-4.85)         | (-7.61)       |
| and a Mane                      | -0.134***      | -0.132**      |                 |               |
| $CROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$  | (-2.81)        | (-2.25)       |                 |               |
|                                 |                |               | 1.138***        | 0.420***      |
| $NCROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$ |                |               | (12.86)         | (5.08)        |
| 其他变量                            | 控制             | 控制            | 控制              | 控制            |
| Year/Industry                   | 控制             | 控制            | 控制              | 控制            |
| N                               | 29 065         | 29 065        | 29 065          | 29 065        |
| adj_R <sup>2</sup>              | 0.375          | 0.176         | 0.463           | 0.168         |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括

显著,表明正是因为剔除了一些干扰和暂时性项目,Non-CAS盈余更接近企业的核心收益。对 于新质生产力培育程度高的企业,经调整后的Non-CAS盈余更具有持续性,能够体现未来的经 济价值,为投资者的判断决策提供增量信息。综上,基准回归结果支持了本文的研究假设。

#### (二)内生性检验

1. PSM检验。企业某些特征可能会同时影响新质生产力和会计盈余的持续性,为缓解内生

性的顾虑,本文接下来进行倾向得分匹配法 (PSM)检验。借鉴王瑶等 (2023)的研究,以企业新质生产力水平的年度中位数为标准对样本进行划分。将大于中位数的样本赋值为1,设置为处理组;其余样本赋值为0,设置为控制组。以企业规模、企业成长性、固定资产比率、是否四大事务所审计、企业年龄等配对指标对企业新质生产力的自选择效应进行控制,通过PSM处理,为每个新质生产力水平高的样本企业挑选可供比较的配对企业,即新质生产力水平低的企业。在进行1:1最邻近匹配后,平衡性假设的条件得到满足。通过PSM平衡性检验后,将匹配后的数据重新进行回归分析,结果与基准回归结果一致(见表3)。从中可知,Non-CAS盈余的持续性及对未来现金流量的预测性都优于CAS盈余。

|                                 | (1)            | (2)           | (3)             | (4)           |
|---------------------------------|----------------|---------------|-----------------|---------------|
|                                 | $CROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ | $NCROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ |
|                                 | 0.672***       | 0.419***      |                 |               |
| $CROA_{i,t}$                    | (36.91)        | (18.31)       |                 |               |
|                                 |                |               | 0.514***        | 0.230***      |
| $NCROA_{i,t}$                   |                |               | (19.29)         | (8.96)        |
|                                 | -0.263***      | -0.086        |                 |               |
| $CROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$  | (-3.67)        | (-0.95)       |                 |               |
|                                 |                |               | 1.026***        | 0.507***      |
| $NCROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$ |                |               | (8.06)          | (4.07)        |
| 其他变量                            | 控制             | 控制            | 控制              | 控制            |
| Year/Industry                   | 控制             | 控制            | 控制              | 控制            |
| N                               | 14 395         | 14 395        | 14 395          | 14 395        |
| $adj_R^2$                       | 0.381          | 0.185         | 0.472           | 0.176         |

表 3 PSM匹配后的回归结果

2. 控制公司固定效应。为缓解遗漏变量问题,本文接下来利用公司固定效应模型进行内生性检验,回归结果如表4所示。从中可知,交乘项*CROA<sub>i,i</sub>×NQPF<sub>i,i</sub>*的回归系数分别为-0.138和-0.131,统计不显著;*NCROA<sub>i,i</sub>×NQPF<sub>i,i</sub>*的回归系数分别为1.140和0.439,在1%的水平上显著为正。表4的结果与基准回归结果保持一致,表明在新质生产力发展程度高的企业中,CAS盈余的持续性与预测性下降,而Non-CAS盈余的持续性与预测性上升。

|                                 | (1)            | (2)           | (3)             | (4)           |
|---------------------------------|----------------|---------------|-----------------|---------------|
|                                 | $CROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ | $NCROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ |
| ano i                           | 0.654***       | 0.420***      |                 |               |
| $CROA_{i,t}$                    | (27.87)        | (16.51)       |                 |               |
|                                 |                |               | 0.479***        | 0.224***      |
| $NCROA_{i,t}$                   |                |               | (23.17)         | (10.63)       |
| CDO4 VNODE                      | -0.138         | -0.131        |                 |               |
| $CROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$  | (-1.41)        | (-1.39)       |                 |               |
|                                 |                |               | 1.140***        | 0.439***      |
| $NCROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$ |                |               | (11.93)         | (4.30)        |
| 其他变量                            | 控制             | 控制            | 控制              | 控制            |
| N                               | 28 611         | 28 611        | 28 611          | 28 611        |
| $adj_R^2$                       | 0.373          | 0.178         | 0.461           | 0.170         |

表 4 控制公司固定效应

#### (三)稳健性检验

1. 替换观测样本。I类行业为信息传输、软件和信息技术服务业,该行业与数字化密切相关。核心技术本身又涉及人工智能、数据分析与数据融合等多个数字技术领域。因此,在对该行业的企业年报进行词频统计时,其产品和服务描述部分包括了更多的数字化转型、人工智能等特征词。而且新质劳动者的度量指标也与该行业的高管与员工背景有较高的关联度。I类行业企业的新质生产力水平指标值普遍较高。为避免回归结果误差,本文剔除了这类样本,重新进行回归,结果如表5所示。从中可知,在去除I类样本后,交乘项的系数符号和显著性都没有发生明显变化,表明基准回归结论是稳健的。

|                                 | (1)            | (2)           | (3)             | (4)           |
|---------------------------------|----------------|---------------|-----------------|---------------|
|                                 | $CROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ | $NCROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ |
|                                 | 0.661***       | 0.442***      |                 |               |
| $CROA_{i,t}$                    | (52.69)        | (27.10)       |                 |               |
| yana i                          |                |               | 0.509***        | 0.274***      |
| $NCROA_{i,t}$                   |                |               | (27.51)         | (15.31)       |
|                                 | -0.068         | -0.111*       |                 |               |
| $CROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$  | (-1.38)        | (-1.73)       |                 |               |
|                                 |                |               | 1.100***        | 0.405***      |
| $NCROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$ |                |               | (12.40)         | (4.49)        |
| 其他变量                            | 控制             | 控制            | 控制              | 控制            |
| Year/Industry                   | 控制             | 控制            | 控制              | 控制            |
| N                               | 27 094         | 27 094        | 27 094          | 27 094        |
| $adj_R^2$                       | 0.399          | 0.183         | 0.476           | 0.177         |

表 5 删除 I 类行业的样本回归

- 2. 延长观测期窗口。发展新质生产力涉及技术、业务以及组织层面的全面变革,具有颠覆性、长期性的特征,其对企业会计盈余的影响是深远的、持续的。因此,为了验证结果的稳健性并考察发展新质生产力作用效果的持续性,本文进一步检验当期CAS盈余在更长远的未来能够维持的可能性以及预测现金流量的能力。本文将被解释变量由下一期延后至下二期 $(ROA_{i,t+2})$ 和下三期 $(ROA_{i,t+3})$ ,将上述变量代入回归模型之后重新进行检验,结果见表6。表6显示,随着被解释变量延后期数的增加,交乘项系数的绝对值有所下降。但是 $NCROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$ 的系数依然在1%的水平上显著为正,表明Non-CAS盈余对新质生产力发展程度高的企业具有连续持久的持续性和现金流预测能力,是一个有价值的指标。
- 3. 其他稳健性检验。为增进结论的稳健性,本文接下来进行了其他稳健性检验。第一,由于数字技术是培育和发展新质生产力的重要支撑,新质生产力也是数字生产力。以数字化转型变量替换新质生产力变量进行回归。第二,替换盈余的度量标准。以主营业务利润的占比来检验会计盈余的持续性(窦欢和陆正飞,2017)。第三,将Non-CAS盈余调整项目的所得税影响纳入考量。根据不同调整项目的不同所得税政策,在净利润基础上对调整的项目进行税后处理。第四,考虑到新质生产力是由创新驱动的先进生产力质态,产生与发展的时间相对较晚,因此将观察期起始时间延后到2014年重新回归。第五,将CAS盈余由资产收益率替换为扣非净利润。经过上述稳健性检验后,回归结果没有发生显著改变。囿于篇幅,本文没有汇报上述结果,留存备索。

|                                 | (1)            | (2)            | (3)           | (4)           | (5)             | (6)             | (7)           | (8)           |
|---------------------------------|----------------|----------------|---------------|---------------|-----------------|-----------------|---------------|---------------|
|                                 | $CROA_{i,i+2}$ | $CROA_{i,t+3}$ | $CFO_{i,t+2}$ | $CFO_{i,t+3}$ | $NCROA_{i,t+2}$ | $NCROA_{i,t+3}$ | $CFO_{i,t+2}$ | $CFO_{i,t+3}$ |
| GD 0.4                          | 0.482***       | 0.389***       | 0.376***      | 0.343***      |                 |                 |               |               |
| $CROA_{i,t}$                    | (31.44)        | (22.38)        | (22.46)       | (19.02)       |                 |                 |               |               |
| NGD 0.4                         |                |                |               |               | 0.307***        | 0.214***        | 0.204***      | 0.159***      |
| $NCROA_{i,t}$                   |                |                |               |               | (13.65)         | (9.23)          | (11.35)       | (8.65)        |
|                                 | -0.107*        | -0.033         | -0.256***     | -0.249***     |                 |                 |               |               |
| $CROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$  | (-1.79)        | (-0.48)        | (-3.93)       | (-3.46)       |                 |                 |               |               |
|                                 |                |                |               |               | 1.149***        | 1.110***        | 0.475***      | 0.291***      |
| $NCROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$ |                |                |               |               | (9.88)          | (9.35)          | (4.77)        | (3.12)        |
| 其他变量                            | 控制             | 控制             | 控制            | 控制            | 控制              | 控制              | 控制            | 控制            |
| Year/Industry                   | 控制             | 控制             | 控制            | 控制            | 控制              | 控制              | 控制            | 控制            |
| N                               | 25 202         | 21 892         | 25 202        | 21 892        | 25 202          | 21 892          | 25 202        | 21 892        |
| adj_R <sup>2</sup>              | 0.226          | 0.161          | 0.145         | 0.132         | 0.273           | 0.194           | 0.139         | 0.128         |

表 6 延长观测窗口的回归结果

# 五、进一步的分析

## (一)发展新质生产力下盈余持续性及预测性的分组检验

基准回归结果显示(见表7),对于新质生产力发展程度高的企业,Non-CAS盈余的持续性与预测性优于CAS盈余。那么,上述影响是否存在组间差异?本文接下来将样本公司分为沪深主板样本与非沪深主板样本进行分组检验。表7显示,非沪深主板组交乘项系数的绝对值都大于沪深主板。主板市场中传统产业居多,非沪深主板企业以科技创新型企业与成长型企业为主,高新技术产业和战略性新兴产业占比更高。非主板市场企业更多地聚焦科技创新领域,研发投入规模大、盈利周期长、风险高。而且与主板企业相比,非主板企业规模较小,发展新质生产力的投入对其当期盈余的影响更大,进而产生更大的盈余波动性。因此,对于非主板企业,发展新质生产力带来的盈余调整影响更为敏感,Non-CAS盈余比CAS盈余表现出更好的持续性与对未来现金流的预测性。

|                                 | (1)            | (2)            | (3)           | (4)           | (5)             | (6)             | (7)           | (8)           |
|---------------------------------|----------------|----------------|---------------|---------------|-----------------|-----------------|---------------|---------------|
|                                 | 沪深主板           | 非沪深主板          | 沪深主板          | 非沪深主板         | 沪深主板            | 非沪深主板           | 沪深主板          | 非沪深主板         |
|                                 | $CROA_{i,t+1}$ | $CROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ | $NCROA_{i,t+1}$ | $NCROA_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ | $CFO_{i,t+1}$ |
| CPO 4                           | 0.417***       | 0.326***       | 0.359***      | 0.271***      |                 |                 |               |               |
| $CROA_{i,t}$                    | (47.42)        | (21.38)        | (24.05)       | (18.41)       |                 |                 |               |               |
| NGDOA                           |                |                |               |               | 0.598***        | 0.385***        | 0.361***      | 0.133***      |
| $NCROA_{i,t}$                   |                |                |               |               | (44.03)         | (23.25)         | (18.32)       | (7.84)        |
| CDO 4 NODE                      | -0.096*        | -0.168***      | -0.115**      | -0.124**      |                 |                 |               |               |
| $CROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$  | (-1.87)        | (-3.02)        | (-2.08)       | (-2.21)       |                 |                 |               |               |
|                                 |                |                |               |               | 0.890***        | 1.282***        | 0.177*        | 0.689***      |
| $NCROA_{i,t} \times NQPF_{i,t}$ |                |                |               |               | (12.06)         | (13.42)         | (1.66)        | (7.03)        |
| 其他变量                            | 控制             | 控制             | 控制            | 控制            | 控制              | 控制              | 控制            | 控制            |
| Year/Industry                   | 控制             | 控制             | 控制            | 控制            | 控制              | 控制              | 控制            | 控制            |
| N                               | 15 386         | 13 225         | 15 386        | 13 225        | 15 386          | 13 225          | 15 386        | 13 225        |
| adj_R <sup>2</sup>              | 0.384          | 0.336          | 0.186         | 0.163         | 0.539           | 0.419           | 0.200         | 0.158         |
| Chow test P-value               | 0.0            | 000***         | 0             | .128          | 0.0             | )20**           | 0.0           | 002***        |

表 7 发展新质生产力下盈余持续性与预测性的分组检验

# (二)发展新质生产力下盈余的价值相关性分析

盈余价值相关性是指盈余信息能对证券市场价值进行预测与解释,反映了会计盈余信息的决策有用性,是盈余功用的重要表征之一。本文接下来检验在发展新质生产力视阈下,Non-CAS盈余是否也能够发挥定价作用。由于本文旨在观测Non-CAS盈余是否在股票定价中得以反映,不涉及特定时间内的变动,选择价格模型较为合适,模型如下:

$$PRICE_{i,t} = \zeta_0 + \zeta_1 EPS_{i,t} + \zeta_2 NQPF_{i,t} + \zeta_3 EPS_{i,t} \times NQPF_{i,t} + Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
(5)

其中, *PRICE<sub>i,t</sub>*表示公司*i*在*t*年末的股票价格; *EPS<sub>i,t</sub>*表示公司*i*在第*t*年的每股收益, 分别以CAS下的EPS(*CEPS*)和Non-CAS下的EPS(*NCEPS*)代入。其余变量定义同前。

表8显示, CEPS<sub>i,i</sub>和NCEPS<sub>i,i</sub>的回归系数都在1%的水平上正显著, CEPS的系数略高于NCEPS。同样, CEPS<sub>i,i</sub>×NQPF<sub>i,i</sub>的系数 (14.132)也略高于NCEPS<sub>i,i</sub>×NQPF<sub>i,i</sub>的系数 (6.838), 二者同样都在1%的水平上正显著。这一结果表明, 对于发展新质生产力投入高的企业, 本研究设计的Non-CAS盈余具有良好的价值相关性, 对股价具有较强的解释力, 能够为投资者预测证券市场股票价值提供增量信息, 外部投资者在分析该类企业的股票定价时, 会考虑培育新质生产力增加的支出为企业带来的盈余信息改变。由于CAS盈余能够从公开渠道直接获取, 因此更能够作为市场参与者股票定价的参考。而Non-CAS盈余需要基于公开财务数据调整计算得到, 这依赖于信息使用者的会计专业理论知识与技能的积累。Non-CAS盈余获取路径受限在一定程度上阻碍了其股票定价作用, 使其价值相关性略低于CAS盈余。

|                                 | (1)           | (2)           | (3)           | (4)           |
|---------------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
|                                 | $PRICE_{i,t}$ | $PRICE_{i,t}$ | $PRICE_{i,t}$ | $PRICE_{i,t}$ |
| CERC                            | 16.775***     | 12.883***     |               |               |
| $CEPS_{i,t}$                    | (40.62)       | (17.24)       |               |               |
| Manna                           |               |               | 13.952***     | 11.764***     |
| $NCEPS_{i,t}$                   |               |               | (42.62)       | (19.03)       |
|                                 |               | 14.132***     |               |               |
| $CEPS_{i,t} \times NQPF_{i,t}$  |               | (4.69)        |               |               |
|                                 |               |               |               | 6.838***      |
| $NCEPS_{i,t} \times NQPF_{i,t}$ |               |               |               | (3.19)        |
| 控制变量                            | 控制            | 控制            | 控制            | 控制            |
| Year/Industry                   | 控制            | 控制            | 控制            | 控制            |
| N                               | 33 738        | 33 738        | 33 738        | 33 738        |
| $adj_R^2$                       | 0.492         | 0.504         | 0.546         | 0.551         |

表 8 盈余价值相关性分析

#### 六、研究结论与政策建议

发展新质生产力的核心要素是通过科技创新催生新产业、新模式、新动能(李心萍等,2024)。然而,随着新产业新业态的不断涌现,经济业务的日益复杂使得会计准则的制定或完善处于一种滞后状态,不能及时根据经济社会的进步与变迁进行调整,导致根据准则报告的盈余无法全面客观地反映企业的真实经营状况。本文以我国A股上市公司为研究样本,实证检验发现对新质生产力发展程度高的企业,依据《企业会计准则》度量的会计盈余(CAS盈余)的持续性和预测性降低,CAS盈余信息质量下降。将与企业发展新质生产力可能涉及的有关费用项目

影响纳入考量,在CAS盈余基础上,本文设计了Non-CAS盈余指标,研究发现,对新质生产力发展程度高的企业,Non-CAS盈余的持续性和对未来现金流的预测性优于CAS盈余。这一影响在非主板市场企业中更为明显。本文的实证结果说明Non-CAS盈余有助于反映新质生产力培育程度高的企业的真实经营状况,预告出该类企业的未来发展潜力,能够为会计信息使用者提供增量信息。上述结论在经过内生性检验及稳健性检验之后依然成立。受获取路径的影响,Non-CAS盈余指标的价值相关性略低于CAS盈余,但其在股票定价中同样发挥了显著作用,是资本市场各方参与者定价的依据。

本研究证实了披露Non-CAS盈余指标能够补充提供增量信息,具备科学性和决策有用性。因此,在大力发展新质生产力的时代背景下,随着新兴产业与未来产业的不断涌现,允许并鼓励上市公司非通用会计准则下的盈余披露,更有利于反映并预测企业的真实经营状况,减少企业真实价值的错估,缓解信息不对称,提高会计信息的资源配置功能。但是,由于我国资本市场还处在发展演进中,存在着监管行政性较强、违规成本较低以及公司自愿披露意识较差等不完善之处,需要政策制定者、监管部门、上市公司及其他会计信息使用者在Non-CAS盈余指标的披露与使用方面臻于至善,方能达到Non-CAS指标信息的有效应用。这表现在准则制定部门应完善Non-CAS盈余相关概念和范围的界定,建立健全Non-CAS盈余披露相关指标体系。监管部门可逐步将Non-CAS概念和指标引入企业会计信息质量的评价体系,增强相关规定的约束度,提高企业自愿性披露行为的规范性和透明度,合理把控企业在Non-CAS盈余指标方面的自由裁量权。作为财务信息披露主体的上市公司,应严格遵守非通用会计准则指标披露的规定,抑制机会主义披露行为的主观意愿,自觉提升信息可读性和信息披露质量,确保披露准确性和效率,以更好地发挥Non-CAS盈余补充性披露的作用。会计信息使用者要及时更新对Non-CAS盈余的认知,准确解读企业披露的Non-CAS盈余信息,以有效降低信息不对称所造成的不利影响。

# 主要参考文献:

- [1] 窦欢, 陆正飞. 大股东代理问题与上市公司的盈余持续性[J]. 会计研究, 2017, (5).
- [2]方敏,杨虎涛. 政治经济学视域下的新质生产力及其形成发展[J]. 经济研究,2024,(3).
- [3]方颖,余兴锦. 数字经济测度:地区、行业与企业层面的视角[J]. 中国管理科学,2025,(1).
- [4] 宫义飞,谢元芳. 内部控制缺陷及整改对盈余持续性的影响研究——来自A股上市公司的经验证据[J]. 会计研究,2018,(5).
- [5]韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024,(6).
- [6] 姬霖,熊欣. 中国概念股企业Non-GAAP业绩指标的应用和启示[J]. 中国管理信息化,2022,(7).
- [7] 李心萍, 黄福特, 林丽鹂. 加快形成新质生产力[N]. 人民日报, 2024-03-05(06).
- [8] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪, 等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗?[J]. 管理世界, 2021, (5).
- [9]任保平,程至瑜,宗景辉. 新质生产力形成中制造业新质化发展水平测度与时空演进[J]. 数量经济技术经济研究,2024,(12).
- [10] 王瑶, 冯晓晴, 侯德帅. 企业数字化转型能提高分析师预测准确度吗——基于信息披露和信息挖掘的双重视角[J]. 中南财经政法大学学报, 2023, (4).
- [11] 武艺扬, 乐昕, 许莞璐. 形成同数字新质生产力相适应的生产关系——基于生产力二重性的理论视角[J]. 上海财经大学学报, 2024, (5).
- [12] 习近平经济思想研究中心. 新质生产力的内涵特征和发展重点[N]. 人民日报,2024-03-01(09).

- [13] 谢家平,郑颖珊,董旗. 供应链数智化建设赋能制造企业新质生产力——基于供应链创新与应用试点城市建设的准自然实验[J]. 上海财经大学学报,2024,(5).
- [14]徐政,郑霖豪,丁守海.新质生产力促进共同富裕的内在机理与策略选择[J].改革,2024,(4).
- [15] 张新民. 关于企业会计准则改革的若干思考[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2019,(1).
- [16] Beyer A, Cohen D A, Lys T Z, et al. The financial reporting environment: Review of the recent literature [J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50(2-3): 296–343.
- [17] Bhattacharya N, Black E L, Christensen T E, et al. Assessing the relative informativeness and permanence of pro forma earnings and GAAP operating earnings [J]. Journal of Accounting and Economics, 2003, 36(1-3): 285–319.
- [18] Black D E, Christensen T E, Ciesielski J T, et al. Non-GAAP earnings: A consistency and comparability crisis? [J]. Contemporary Accounting Research, 2021, 38(3): 1712–1747.
- [19] Brown L D, Sivakumar K. Comparing the value relevance of two operating income measures [J]. Review of Accounting Studies, 2003, 8(4): 561–572.
- [20] Collins D W, Li O Z, Xie H. What drives the increased informativeness of earnings announcements over time? [J]. Review of Accounting Studies, 2009, 14(1): 1–30.
- [21] Dechow P, Ge W L, Schrand C. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences [J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50(2-3): 344–401.
- [22] Doyle J T, Jennings J N, Soliman M T. Do managers define Non-GAAP earnings to meet or beat analyst forecasts? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 56(1): 40–56.
- [23] Freeman R N, Ohlson J A, Penman S H. Book rate-of-return and prediction of earnings changes: An empirical investigation [J]. Journal of Accounting Research, 1982, 20(2): 639–653.
- [24] Iansiti M, Lakhani K R. Digital ubiquity: How connections, sensors, and data are revolutionizing business [J]. Harvard Business Review, 2014, 92(11): 90–99.
- [25] Kormendi R, Lipe R. Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns [J]. The Journal of Business, 1987, 60(3): 323–345.
- [26] Lev B, Zarowin P. The boundaries of financial reporting and how to extend them [J]. Journal of Accounting Research, 1999, 37(2): 353–385.
- [27] Li V. The effect of real earnings management on the persistence and informativeness of earnings [J]. The British Accounting Review, 2019, 51(4): 402–423.
- [28] Liu B, Zhang D N. The use of Non-GAAP measures in initial public offerings [J]. Journal of Corporate Accounting & Finance, 2020, 31(4): 60–72.
- [29] Lougee B A, Marquardt C A. Earnings informativeness and strategic disclosure: An empirical examination of 'pro forma' earnings [J]. The Accounting Review, 2004, 79(3): 769–795.
- [30] Malone L, Tarca A, Wee M. IFRS Non-GAAP earnings disclosures and fair value measurement [J]. Accounting & Finance, 2016, 56(1): 59–97.
- [31] Noor S. The robots are coming: An examination of firm automation and Non-GAAP earnings attributes[D]. College Station: Texas A&M University, 2023.
- [32] Richardson S A, Sloan R G, Soliman M T, et al. Accrual reliability, earnings persistence and stock prices [J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39(3): 437–485.
- [33] Sloan R G. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? [J]. The Accounting Review, 1996, 71(3): 289–315.
- [34] Usai A, Fiano F, Petruzzelli A M, et al. Unveiling the impact of the adoption of digital technologies on firms' innovation performance [J]. Journal of Business Research, 2021, 133: 327–336.

# Improvement of Accounting Earnings Disclosure from the Perspective of New Quality Productive Forces Development: An Empirical Test Based on the Functions of CAS Earnings and Non-CAS Earnings

Wang Xia<sup>1</sup>, Li Taimin<sup>1</sup>, Wu Jiaqi<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Management, East China Normal University, Shanghai 200062, China; 2. Shanghai Electro-Mechanical Engineering Institute, Shanghai 201109, China)

Summary: Accelerating the cultivation of new quality productive forces is both an urgent requirement of the current economic situation in China and a key measure for promoting highquality economic development. As the main battlefield for technological innovation, enterprises play an important role in developing new quality productive forces, promoting new business formats, and creating new industries. Currently, more and more enterprises are investing heavily in new technologies, new businesses, and new models. However, the large amount of implicit resources generated cannot be listed as assets, while the expenses for innovation are directly recorded in accounting reports. This causes accounting earnings information under traditional standards to be inconsistent with the actual situation of enterprises, making it necessary to improve accounting earnings disclosure as the basis for stakeholders' judgments and decisions. Empirical testing shows that, from the perspective of developing new quality productive forces, the persistence and predictability of earnings information (CAS earnings) with the current accounting standards are not ideal, and fail to capture the incremental information about the future performance improvements of enterprises with a higher level of new quality productive forces development. Further adjustments to temporary items related to the development of new quality productive forces are made based on CAS earnings, resulting in the design of Non-CAS earnings. The study finds that for enterprises with a higher level of new quality productive forces development, Non-CAS earnings exhibit better persistence and predictability, including incremental information. This effect is more significant for innovative enterprises in nonmainboard markets, such as ChiNext Market and STAR Market. Furthermore, in terms of stock pricing, Non-CAS earnings also play a better pricing role. Based on the empirical findings, this paper argues that it is necessary to improve the current accounting earnings disclosure system, allowing listed companies to voluntarily disclose Non-CAS earnings. This will provide a more comprehensive decision-making reference for various users of accounting information and enable accounting information to better serve the demands of the era in developing new quality productive forces.

**Key words**: new quality productive forces; CAS earnings; Non-CAS earnings; earnings persistence; earnings predictability

(责任编辑: 王西民)