

经济政策不确定性对企业真实盈余管理的影响

黄庆成¹ 闻岳春² 陈秋昊¹

(1.广西大学经济学院, 广西南宁 530004; 2.广西大学中英区块链产业研究院, 广西南宁 530004)

摘要: 本文以2003—2019年中国非金融类上市公司为样本, 研究经济政策不确定性对真实盈余管理的影响。研究发现: 经济政策不确定性显著提高了企业真实盈余管理的程度; 进一步区分调节盈余的方向后发现, 企业为应对经济政策不确定性显著提高了正向真实盈余管理, 而非负向真实盈余管理, 且这种调增真实盈余的程度在民营、高新科技、两职合一的企业更大; 机制分析发现, 企业的信息环境和融资环境是经济政策不确定性影响正向真实盈余管理的中介变量; 进一步检验发现, 企业为应对经济政策不确定性会选择正向应计盈余管理“配合”正向真实盈余管理, 两种正向盈余管理呈现互补关系; 检验企业操纵正向真实盈余的动机发现, 业绩压力和市场预期压力越大的企业进行正向真实盈余管理的动机越强。本文为处于“双循环”背景下中国经济正确处理好政企之间的关系提供了证据。

关键词: 经济政策不确定性; 真实盈余管理; 应计盈余管理; 盈余操纵动机

Abstract: Based on the sample of China's non-financial listed companies from 2003 to 2019, this paper finds that Economic Policy Uncertainty (EPU) significantly improves the Real Earnings Management (REM) of enterprises. We conduct further research by distinguishing the direction of REM and find that enterprises significantly improve the positive REM in response to EPU and this motivation is greater in private enterprises, high-tech enterprises and enterprises with CEO duality. We also conduct mechanism analysis and find that both information environment and financing environment constitute the mediating variables of the influence of EPU on REM. Furthermore, enterprises adopt positive accrual earnings management along with the positive REM and the two types of positive earnings management are complementary when coping with EPU. Finally, the motivation test shows that those enterprises with greater performance pressure and market expectation pressure have stronger motives to manipulate positive REM. The conclusions of this paper provide evidence for handling of the relationship between government and enterprises in the context of China's dual circulation.

Key words: economic policy uncertainty, real earnings management, accrual earnings management, earnings manipulation motivation

作者简介: 黄庆成, 广西大学经济学院博士生, 研究方向: 公司金融。闻岳春(通讯作者), 管理学博士, 广西大学中英区块链产业研究院教授、博士生导师, 研究方向: 货币金融理论与应用。陈秋昊, 女, 广西大学经济学院硕士生, 研究方向: 金融市场。

中图分类号: F120; F275 **文献标识码:** A

一、引言

凯恩斯主义认为, 政府的经济政策对增加社会福利、调整产业结构具有重要影响。但随着研究的深入, 不少学者研究发现经济政策的波动是造成实体经济衰退的重要原因(Fernández-Villaverde et al., 2015)^[5]。从我国

制度背景来看, 政府对经济运行和资源配置具有强大的干预能力, 各类经济政策的推出不仅有助于熨平经济周期波动、减少外部冲击对我国经济的负面影响, 也能够引导产业发展方向、实现产业结构优化升级。但从现实情况来看, 随着经济增速的放缓, 我国经济正处于由高增速向高质量发展的过渡阶段, 经济结构、产业结构亟

待转型升级,经济的内部矛盾也日趋复杂,转型过程中可能会出现前所未有的问题,因此“摸着石头过河”的经济政策成为常态之举。此外,我国为应对复杂的国际形势和经济环境出台了許多经济政策,从而导致了经济政策不确定性的增加(陈德球和陈运森,2018)^[20]。

企业作为经济发展的关键力量,是政府各类经济政策的微观载体,其行为决策会受到经济政策不确定性的影响。据《2019年中国商业报告》显示,51%的中资企业和41%的外资企业将“政府政策及法律环境”视为企业在中国经营过程中的主要顾虑。频繁的经济政策变动实际上并不利于稳定企业的预期。已有研究表明,经济政策不确定性对企业的商业信用(陈胜蓝和刘晓玲,2018)^[22]、现金持有(李凤羽和史永东,2016)^[29]、投资(张成思和刘贯春,2018;李凤羽和杨墨竹,2015)^{[49][30]}、融资(蒋腾等,2018)^[27]、信息披露(丁亚楠和王建新,2021)^[24]、创新(顾夏铭等,2018)^[25]等方面产生重大影响。

企业的盈余往往与其所处的宏观环境密切相关。经济政策不确定性的增加将导致企业盈余(吴锡皓和胡国柳,2015)^[45]和未来现金流的不确定性同步增加(王红建等,2014)^[39],企业管理者的决策难度也会同步提升(戴泽伟和杨兵,2020)^[23]。因此,企业管理者在经济政策不确定性下有动机操纵盈余以应对未来经营和发展的不确定性。从现实情况来看,随着会计准则日益完善和监管力度不断加强,企业进行应计盈余管理的空间逐渐被压缩,越来越多的企业倾向于操纵真实盈余以达到预期的盈余目标。与应计盈余管理相比,真实盈余管理更具灵活性(Graham et al., 2005)^[6],企业管理者可以通过影响研发支出、生产成本甚至通过折扣、促销等多样化方式进行盈余操纵。因此,真实盈余管理具备隐蔽性和灵活性的特点逐渐成为学术界研究的热点。从已有文献来看,主要集中于研究经济政策不确定性对应计盈余管理的影响,主要观点如下:第一种观点认为经济政策不确定性降低了企业应计盈余管理(Kim and Yasuda, 2021)^[13];另一种观点认为经济政策不确定性增加了企业应计盈余管理(Jin et al., 2019; Yung and Root, 2019; 刘欣蕊和周爱民, 2020; Cui et al., 2021)^{[11][16][34][4]}。遗憾的是,鲜有文献研究经济政策不确定性对企业真实盈余管理的影响,更无文献探讨经济政策不确定性下真实盈余管理和应计盈余管理

呈现何种关系。此外,现有文献大多局限于研究真实盈余管理的“程度”,却忽视了真实盈余管理的方向性问题。那么,企业在经济政策不确定性冲击下究竟是实施正向还是负向的真实盈余管理?经济政策不确定性究竟是通过什么机制影响企业真实盈余管理?找出隐藏在经济政策不确定性和真实盈余管理之间的“黑箱”,可以为有关部门制定经济政策提供参考依据。

本文的贡献如下:第一,通过实证分析证实了企业在经济政策不确定性下显著提高了正向的真实盈余管理,且企业会选择正向应计盈余管理“配合”正向真实盈余管理,两种正向盈余管理在经济政策不确定性下呈现互补关系。这一结论丰富了真实盈余管理和应计盈余管理的关系研究,弥补了当前大多数关于真实盈余管理文献未区分操纵盈余方向的不足,为有关部门进一步完善对企业操纵盈余的监管制度提供了实证依据。第二,揭示了信息环境和融资环境是经济政策不确定性影响企业真实盈余管理的重要影响机制,这对于有关部门制定经济政策、完善上市公司信息披露机制和缓解上市公司融资约束具有重要现实意义。第三,丰富了宏观政策和企业微观决策之间关系的研究成果,为处于“双循环”背景下中国经济正确处理好政企之间的关系提供了证据。

二、理论分析与研究假设

(一)经济政策不确定性对企业真实盈余管理程度的影响

企业作为经济发展的关键力量,是政府各类经济政策的微观载体,其行为决策会受经济政策不确定性的影响。一方面,企业的盈余往往与其所处的宏观环境密切相关,经济政策不确定性的增加将导致企业盈余的不确定性同步增加(吴锡皓和胡国柳,2015)^[45];另一方面,经济政策不确定性将导致企业未来现金流的不确定性同步增加(王红建等,2014)^[39]。当经济政策不确定性增加时,企业的经营环境将会变得更为复杂,管理层决策的难度也会进一步上升(戴泽伟和杨兵,2020)^[23]。因此,企业管理者在经济政策不确定性下有动机调节盈余以应对未来经营和发展的不确定性。

真实盈余管理是指通过操纵经营现金流、费用和生产成本从而扭曲企业的生产经营行为,最终达到盈余管理的目的(Roychowdhury, 2006)^[14]。相较于应计盈余管

理,企业运用真实盈余管理具有以下比较优势:第一,真实盈余管理更具隐蔽性,审计师很难区分企业真实盈余活动和基于最优生产经营决策的活动,即使企业操纵真实盈余被审计师识别,这也不在审计师的职权范围内。实际上企业只需在财务报表中披露相关事项,并不会影响审计师的审计意见(Bartov and Cohen, 2009)^[11]。第二,企业可以通过影响研发支出、生产成本甚至通过折扣、促销等多样化方式进行盈余操纵,故真实盈余管理更具灵活性(Graham et al., 2005)^[6]。第三,依赖于应计盈余管理并不能满足企业调节盈余的预期(Roychowdhury, 2006)^[14]。此外,随着会计准则日益完善和监管力度不断加强,实施应计盈余管理会引致更大的诉讼风险和监管成本(Gunny, 2010)^[7],故企业实施应计盈余管理的空间将受到限制。综上所述,本文提出以下研究假设:

H1: 在其他条件不变的情况下,经济政策不确定性增大了企业真实盈余管理的程度。

(二)经济政策不确定性对企业真实盈余管理方向的影响

企业为应对经济政策不确定性可能会实施正向或负向的真实盈余管理。从正向真实盈余管理的角度分析:首先,经济政策不确定性会降低企业的信息环境(丁亚楠和王建新, 2021)^[24]。一方面,企业内部人与外部利益相关者之间的信息不对称现象普遍存在,这给企业管理者进行盈余管理提供了有利条件。经济政策不确定性会降低企业的信息环境,从而进一步加剧企业内外部信息不对称(Chen et al., 2018)^[31],企业管理者可基于信息相对优势获得更大的操纵盈余空间。另一方面,投资者的决策往往取决于企业盈余的好坏(权小锋等, 2010)^[36],并且投资者对于企业披露“好消息”和“坏消息”的态度具有非对称性。一般而言,投资者往往偏好那些业绩披露优异的企业,这类企业股价往往表现出良好的走势,管理者的股权价值也会大幅增值。若企业盈余不如预期,其股价往往出现暴跌;若长期经营不善会被监管层特殊处理或者存在退市的风险。因此在经济政策不确定性加剧企业内外部信息不对称时,并且在不引致更大的诉讼风险、监管成本的前提下,管理者更有动机实施更隐蔽、更灵活的正向真实盈余管理来扭曲收益、压制负面消息,以迎合监管部门和投资者的预期。

其次,经济政策不确定性加剧了企业的融资约束(姚震等, 2020)^[48]。从股权融资角度分析,经济政策不确定性增加了投资者的风险溢价,提高了企业股权融资的成本(陈国进和王少谦, 2016)^[21],导致企业融资渠道受阻。从银行借贷角度分析,经济政策不确定性增加了银企之间信息的不对称,导致银行信贷质量降低,增大了银行贷款风险,银行基于“自我保险”动机将减少信贷供给(Valencia, 2017)^[15],最终也会加剧公司融资约束。从商业信用角度分析,商业信用可以看作是一种短期投资,而经济政策不确定性加剧了企业之间的信息不对称,企业之间无法全面、准确识别对方的财务状况,商业信用并不是一项最优的投资决策(陈胜蓝和刘晓玲, 2018)^[22]。因此,在监管、融资资质审查趋严的背景下,管理者有动机实施更隐蔽、更灵活的真实盈余管理以缓解经济政策不确定性所导致的融资约束。

从负向真实盈余管理的角度分析:首先,若企业在经济政策不确定性下已经出现了较为严重的亏损,为避免退市风险的预警,企业管理者可能会更倾向于通过操纵盈余对当年利润进行“大洗澡”(边泓等, 2016)^[18],即通过调减盈余的方式将当年利润一亏到底,以便在下一年度扭亏为盈。其次,当企业预计经济政策不确定性会导致后续几年收益大幅下降或波动程度较大时,为躲避外部监管、稳定股价以及保证完成业绩目标,管理者有动机通过操纵盈余对费用提前确认和对收入延期确认,将收益平滑至以后各期(许文静和王君彩, 2018)^[46]。最后,当企业面临经济政策不确定性时,也有动机调减盈余以达到避税目的(曹越等, 2019)^[19]。因此,在不引致更大的诉讼风险、监管成本的前提下,管理者更有动机实施更隐蔽、更灵活的负向真实盈余管理达到扭亏为盈、平滑业绩和避税的目的。综上所述,本文提出以下竞争性假设:

H2: 在其他条件不变的情况下,企业为应对经济政策不确定性显著提高了正向的真实盈余管理。

H3: 在其他条件不变的情况下,企业为应对经济政策不确定性显著提高了负向的真实盈余管理。

三、研究设计

(一)样本选择与数据说明

本文以2003—2019年中国A股非金融类上市公司为样

本, 经济不确定性指数来源于Huang and Luk(2020)^[9]所构建的中国经济政策不确定指数, 其余财务数据均来自于国泰安数据库(CSMAR)。本文对数据做了如下处理: (1)删除金融类上市公司; (2)删除ST上市公司; (3)删除样本缺失值; (4)对连续型变量进行1%和99%分位的缩尾处理。

(二)主要变量定义

1.真实盈余管理

本文参照Roychowdhury(2006)^[14]的方法计算出企业真实盈余管理(REM), 并通过取绝对值得到ABSREM。盈余管理的方向体现管理者操纵盈余的动机(Hribar and Nichols, 2007; 许文静和王君彩, 2018)^{[8][46]}, 故本文借鉴管考磊和张蕊(2019)^[26]的做法, 以REM大于零的部分测度企业正向真实盈余管理的程度(ABSREM+); 以REM小于零部分的绝对值测度企业负向真实盈余管理的程度(ABSREM-)。

2.经济政策不确定性

本文选用Huang and Luk(2020)^[9]基于中国大陆主流报纸重新编制的中国经济政策不确定指数(CNEPU)。该指数不仅平滑了单份报纸的异质性, 且与中国实施的各项重大决策高度吻合, 可以全面捕捉中国经济政策不确定性。此外, 参照顾夏铭等(2018)^[25]的做法, 本文将月度经济数据进行算术平均转换成年度数据。

(三)基准回归模型

本文通过构建最小二乘回归模型验证经济政策不确定性对企业真实盈余管理的影响。具体如下:

$$ALLREM_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 CNEPU_t + \sum_k \beta_k Control_{i,t}^k + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, ALLREM包括测度企业真实盈余管理的三个指标, 即ABSREM、ABSREM+、ABSREM-。CNEPU为中国经济政策不确定性指数。Control为控制变量集, 具体包括基本的公司财务指标: 公司规模(SIZE)、公司年龄(LNAGE)、资产负债率(LEV)、托宾Q(TOBIN)、现金持有比例(CASH); 管理层的特征: 董事会持股比例(BDHOLD); 外部监管: 审计师声誉(BIG4)、分析师关注(ATTEN)。考虑到经济政策不确定指数是时间序列数据, 直接引入时间固定效应会引起多重共线性(张成思和刘贯春, 2018)^[49], 故本文的回归模型仅加入行业效应而不加入年度效应; ε 为随机扰动项。主要变量定义如表1所示。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2为主要变量的描述性统计结果。其中, REM的均值为-0.017, 最大值为0.613, 最小值为-0.760。ABSREM均值为0.150, 最大值为0.760, 最小值为0。实施正向真实盈余管理(ABSREM+)的样本量为7438个, 实施负向真实盈余管理(ABSREM-)的样本量为7798个。初步表明样本中同时存在实施正向和负向真实盈余管理的企业。其他

表1 主要变量定义

变量符号	变量具体定义
ABSREM	真实盈余管理, $ABSREM = [-AbCFO - AbDISEXP + AbPROD]$ 。其中AbCFO、AbDISEXP、AbPROD分别是异常经营活动现金流、异常操纵性费用、异常产品成本
ABSREM+	REM大于零部分
ABSREM-	REM小于零部分的绝对值
CNEPU	中国经济政策不确定指数, 等于月度指数算术平均折算为年度数据再除以100
SIZE	企业规模, 等于企业年末总资产取自然对数
LNAGE	企业年龄, 等于 $\ln(\text{当前年份} - \text{企业成立年份})$
LEV	资产负债率, 等于期末总负债除以期末总资产
TOBIN	托宾Q, 等于 $(\text{年末股票市值} + \text{负债合计}) / \text{总资产}$
CASH	现金持有比例, 等于现金持有量 / 总资产
BDHOLD	董事会持股比例, 等于董事会持股 / 总股本
BIG4	审计师声誉, 是否国际四大会计师事务所审计
ATTEN	分析师关注, 等于 $\ln(\text{分析师报告数量})$
SOE	股权性质哑变量, 国有企业取值为1; 否则为0
HIGH	行业分类哑变量, 高科技产业取值为1; 否则为0
DUAL	两职合一哑变量, 董事长和经理为同一人取值为1; 否则为0

表2 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	p25	中位数	p75	p95	最大值
REM	15236	-0.017	0.210	-0.760	-0.113	-0.004	0.095	0.296	0.613
ABSREM	15236	0.150	0.149	0.000	0.047	0.104	0.198	0.470	0.760
ABSREM+	7438	0.136	0.129	0.000	0.045	0.098	0.182	0.413	0.613
ABSREM-	7798	0.163	0.164	0.000	0.050	0.110	0.216	0.516	0.760
CNEPU	15236	1.370	0.226	0.760	1.259	1.409	1.523	1.657	1.657
SIZE	15236	22.302	1.268	20.057	21.397	22.121	23.010	24.728	26.237
LNAGE	15236	2.197	0.629	0.693	1.792	2.303	2.708	3.045	3.178
LEV	15236	0.456	0.200	0.059	0.302	0.460	0.612	0.780	0.871
TOBIN	15236	2.025	1.213	0.911	1.231	1.624	2.357	4.453	7.724
CASH	15236	0.178	0.123	0.001	0.092	0.146	0.231	0.431	0.926
BDHOLD	15236	0.091	0.166	0.000	0.000	0.000	0.101	0.489	0.631
BIG4	15236	0.070	0.255	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
ATTEN	15236	1.724	1.080	0.000	0.693	1.792	2.565	3.367	3.714
SOE	15236	0.471	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
DUAL	15236	0.220	0.414	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
HIGH	15236	0.301	0.459	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000

控制变量均保持在合理区间,故不再逐一赘述。

(二)基准回归结果

表3为基准回归结果。第(1)列为全样本回归结果, *CNEPU*的回归系数在10%水平下显著为正,表明经济政策不确定性显著增加了企业真实盈余管理的程度。该结果表明,一方面,经济政策不确定性会导致企业未来盈余和现金流的不确定性同步增加,管理层决策难度也会进一步加大,为躲避监管,管理层有动机实施更隐蔽、更灵活的真实盈余管理;另一方面,由于全样本同时包含有正向和负向真实盈余管理的企业,故全样本中*CNEPU*的回归系数仅在10%水平下正显著。那么管理者究竟是出于何种动机进行真实盈余管理则需要进一步地分组回归验证。表3第(2)(3)列为区分了真实盈余管理方向的回归结果。其中,第(2)列为正向真实盈余管理组, *CNEPU*的回归系数在1%水平下正显著,且系数大小明显高于负向真实盈余管理组,而第(3)列中负向真实盈余管理组*CNEPU*的回归系数并不显著。此外,通过似无相关模型(SUR)对两个分组中*CNEPU*的系数进行组间差异性检验,研究发现*CNEPU*的组间系数差异在1%水平下显著。以上结果表明,为达到获得融资资格、躲避监管、迎合投资者预期等目的,企业在经济政

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>ABSREM</i>	<i>ABSREM+</i>	<i>ABSREM-</i>
<i>CNEPU</i>	0.009* (1.65)	0.038*** (5.69)	-0.009 (-1.22)
<i>SIZE</i>	-0.008*** (-5.05)	-0.002 (-0.83)	-0.014*** (-6.03)
<i>LNAGE</i>	0.001 (0.60)	-0.007** (-2.38)	0.006* (1.90)
<i>LEV</i>	0.073*** (9.55)	0.109*** (11.60)	0.039*** (3.20)
<i>TOBIN</i>	0.013*** (9.47)	0.002 (1.43)	0.017*** (8.84)
<i>CASH</i>	0.134*** (11.44)	0.017 (1.23)	0.193*** (11.45)
<i>BDHOLD</i>	-0.010 (-1.21)	-0.021** (-2.09)	-0.016 (-1.27)
<i>BIG4</i>	0.008 (1.44)	-0.028*** (-4.44)	0.030*** (4.06)
<i>ATTEN</i>	0.016*** (12.55)	-0.005*** (-3.14)	0.029*** (15.61)
截距项	0.198*** (6.27)	0.084** (2.17)	0.324*** (6.89)
样本量	15,236	7,438	7,798
行业效应	是	是	是
调整 R^2	0.128	0.126	0.187
<i>DIFF</i> (组间差异检验)		p 值: 0.000*** χ^2 : 23.23	

注: 括号内为 t 值, ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著; χ^2 为组间差异检验报告的卡方统计量。下表同。

策不确定性下显著提高了正向真实盈余管理。

(三)稳健性检验

1.内生性检验

(1)遗漏变量问题

首先,宏观经济运行情况是影响企业行为、决策的重要因素。当宏观经济景气度较低时,企业则会面对较大的业绩压力和融资约束,因而没有足够的现金流进行生产运营,这可能会增加管理者实施真实盈余管理的动机。因此,为避免遗漏变量对实证结果的影响,本文借鉴李凤羽和杨墨竹(2015)^[30]的做法,把上市公司所在省份的GDP增速*GDPG*作为控制变量加入回归模型中进行分析。

其次,考虑到国内一些重大政治事件会影响经济政策不确定性,如政府官员的变动会影响当地财政、产业等政策(Julio and Yook, 2012)^[12]。从中国特殊的政治制度来看,地方官员的变更往往伴随着已有政策的中断和新政策的出台(杨海生等, 2015)^[47]。为剔除地方官员变动对经济政策的影响,本文借鉴李增福等(2022)^[31]、陈德球和陈运森(2018)^[20]的做法,选取上市公司所属地级市的市委书记是否变更的哑变量*CIYT_TURN*加入到控制变量中进行回归。表4为考虑遗漏变量的回归结果,第(2)列和第(5)列中正向真实盈余管理组的*CNEPU*系数在1%水平下显著为正,且系数大小和显著程度均大于第(3)列和第(6)列的负向真实盈余管理组,组间差异在1%水平下显著,故本文的结论依然稳健。

表4 遗漏变量检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ABSREM</i>	<i>ABSREM+</i>	<i>ABSREM-</i>	<i>ABSREM</i>	<i>ABSREM+</i>	<i>ABSREM-</i>
<i>CNEPU</i>	0.011** (2.02)	0.041*** (5.99)	-0.008 (-0.98)	0.008 (1.55)	0.039*** (5.67)	-0.009 (-1.22)
<i>GDPG</i>	0.098*** (4.10)	0.043 (1.53)	0.128*** (3.34)			
<i>CIYT_TURN</i>				-0.001 (-0.27)	-0.003 (-0.89)	0.000 (0.08)
截距项	0.144*** (4.07)	0.076* (1.75)	0.259*** (4.88)	0.254*** (6.83)	0.136*** (2.80)	0.374*** (7.00)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
省级效应	是	是	是			
市级效应				是	是	是
样本量	15,236	7,438	7,798	15,236	7,438	7,798
调整 R^2	0.132	0.131	0.192	0.153	0.142	0.226
<i>DIFF</i> (组间差异检验)		p 值: 0.000*** χ^2 : 22.52			p 值: 0.000*** χ^2 : 22.79	

(2)反向因果问题

虽然经济政策对于企业来说是外生的(李增福等, 2022)^[31], 但政府部门制定经济政策的依据是微观企业的表现(张成思和刘贯春, 2018)^[49], 因而可能会产生反向因果问题。故参照王义中和宋敏(2014)^[41]、陈国进和王少谦(2016)^[21]、张成思和刘贯春(2018)^[49]、顾夏铭等(2018)^[25]的做法, 本文选取美国经济政策不确定性指数(*USEPU*)作为工具变量。一方面, 美国的经济政策调整往往“牵一发而动全身”, 即影响到世界各国的经济政策制定与调整。因此, 美国经济政策不确定性与我国经济政策不确定性指数具有较强的相关性。另一方面, 我国经济政策不确定性对美国政策的影响不大(顾夏铭等, 2018)^[25], 美国经济政策不确定性更有可能通过影响中国经济政策不确定性进而影响中国微观企业的真实盈余管理。

表5的(1)至(4)列为工具变量的回归结果。其中, 第(1)列为工具变量第一阶段回归, *USEPU*的回归系数在1%水平下显著为正, 表明美国经济政策不确定性指数与中国经济政策不确定指数具有很强的正向关系。第(2)至(4)列为工具变量第二阶段回归, *CNEPU*的系数在全样本的回归中虽然为正数但并不显著。进一步区分真实盈余管理的方向发现, 正向真实盈余管理组中*CNEPU*的回归系数大小和显著程度均大于负向真实盈余管理组, 且组间差异在5%水平下显著, 故本文结论依然稳健。

2.改变模型估计方法

首先, 为测度企业在经济政策不确定性下进行正向真实盈余管理的概率, 本文首先设置*REM_DUM*以区分企业进行真实盈余管理的方向, 即若企业进行正向的真

表5 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>IV:First</i>	<i>IV:Second</i>	<i>IV:Second</i>	<i>IV:Second</i>
	<i>CNEPU</i>	<i>ABSREM</i>	<i>ABSREM+</i>	<i>ABSREM-</i>
<i>USEPU</i>	0.213*** (31.10)			
<i>CNEPU</i>		0.021 (1.11)	0.064*** (2.72)	-0.028 (-1.01)
截距项	0.171*** (2.78)	0.190*** (5.65)	0.069* (1.67)	0.336*** (6.73)
控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
样本量	15,236	15,236	7,438	7,798
调整 R ²	0.144	0.128	0.123	0.187
<i>DIFF</i> (组间差异检验)	p 值: 0.011** χ ² : 6.44			

实盈余管理, *REM_DUM*取值为1, 否则取值为0; 接着以*REM_DUM*作为被解释变量进行Logit回归。表6第(1)列为Logit回归结果, *CNEPU*的回归系数在1%水平下显著。该结果表明, 与负向真实盈余管理相比, 企业在经济政策不确定性下更有可能选择实施正向真实盈余管理。

其次, 为进一步控制模型中可能遗漏的不随时间改变的个体异质性对结果影响, 本文采用固定效应模型进行重新估计。由表6的(2)至(4)列可知, 通过固定效应模型检验后, 本文结论依然稳健。

3.更换经济政策不确定性指标

为了确保实证结果不受指数转化方法的影响, 本文借鉴陈国进和王少谦(2016)^[21]的做法, 将月度经济政策不确定性指数进行几何平均, 重新构造经济政策不确定性指数(*CNEPU_GEO*)。由表7可知, 通过更换*CNEPU*指标进行检验, 本文结论依然稳健。

(四)异质性检验

1.不同股权性质视角下经济政策不确定性对企业正向真实盈余管理的影响

在我国特殊的制度背景下, 国有企业和民营企业存

表6 更换模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>REM_DUM</i>	<i>ABSREM</i>	<i>ABSREM+</i>	<i>ABSREM-</i>
<i>CNEPU</i>	0.518*** (6.51)	0.021*** (3.73)	0.037*** (4.70)	0.012 (1.46)
截距项	-5.238*** (-9.63)	0.037 (0.46)	-0.288** (-2.50)	0.509*** (4.02)
控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
公司固定效应		是	是	是
样本量	15,236	15,236	7,438	7,798
伪 / 组内 R ²	0.077	0.024	0.020	0.047
<i>DIFF</i> (组间差异检验)				p 值: 0.028** χ ² : 4.85

表7 更换 *CNEPU* 指标检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>ABSREM</i>	<i>ABSREM+</i>	<i>ABSREM-</i>
<i>CNEPU_GEO</i>	0.008 (1.57)	0.039*** (5.72)	-0.010 (-1.33)
截距项	0.198*** (6.28)	0.083** (2.15)	0.325*** (6.90)
控制变量	是	是	是
行业效应	是	是	是
样本量	15,236	7,438	7,798
调整 R ²	0.128	0.126	0.187
<i>DIFF</i> (组间差异检验)	p 值: 0.000*** χ ² : 23.23		

在显著差异(薄仙慧和吴联生, 2009)^[17]。故在经济政策不确定背景下, 不同股权性质的企业在盈余管理方面可能存在异质性。一方面, 国有企业面临的融资约束较小, 政府往往对国有企业给予财政补贴、银行贷款等优惠政策, 而我国民营企业则会面临更为严重的融资难、融资贵问题(魏志华等, 2014)^[42], 且经济政策不确定性的冲击会进一步加剧民营企业的融资约束, 这将进一步增大民营企业管理者操纵真实盈余的动机。另一方面, 由于自身资源禀赋的约束, 民营企业无法像国有企业一样拥有相对完善的内部控制体系(王萍和卜华, 2022)^[40]。民营企业在成长过程中往往存在更多的治理缺陷, 如对财务管理不够重视、家族式领导下存在更多粉饰报表等行为, 故民营企业信息环境普遍比较差(潘爱玲等, 2019)^[35]。在经济政策不确定性的冲击下, 民营企业的信息环境将进一步恶化, 从而加剧了企业内部人与外部利益相关者的信息不对称, 这有助于扩大民营企业管理者操纵盈余的空间。因此, 本文认为, 民营企业在经济政策不确定性下有更大动机实施隐蔽性更强、更灵活的正向真实盈余管理, 从而达到“粉饰”报表、获取市场和投资者的信任、缓解融资约束等目的。

前文已经证实企业为应对经济政策不确定而显著提高了正向的真实盈余管理, 故本文在接下来的实证分析中将 REM 为负值的部分统一替换成0得到新变量 $REM1$, 即不考虑负向的真实盈余管理。表8第(1)(2)列为不同股权性质视角下经济政策不确定性对企业正向真实盈余管理影响的回归结果。可以看到, 国有企业和民营企业的 $CNEPU$ 回归系数均在1%水平下显著为正, 但民营企业的系数要大于国有企业, 且组间差异在1%水平下显著。该结果表明, 相较于国有企业, 民营企业在经济政策不确定性下实施正向真实盈余管理的程度更大。本文也采用正向和负向的真实盈余管理进行分组回归检验, 实证结果和将 REM 为负值的部分统一替换成0的结果一致。

2.不同行业视角下经济政策不确定性对企业正向真实盈余管理的影响

高科技企业所处的行业环境变化迅速, 企业之间竞争激烈, 产品和技术的更新换代速度较快, 与传统行业存在巨大差异, 因此经济政策不确定性对企业真实盈余管理的影响在两种行业之间可能会存在异质性。一方

面, 经济政策不确定性增加了企业的融资约束(姚震等, 2020)^[48], 而高新科技企业的核心竞争力在于持续研发投入以获得更多的创新(文雯等, 2018)^[44]。因此, 相较于传统行业, 高新科技企业在经济政策不确定性下会面临更大的融资约束。另一方面, 高新技术企业管理者往往掌握大量关于企业创新的信息, 且经济政策不确定性加剧了企业内外部的信息不对称, 为躲避监管和迎合投资者的预期, 管理者有动机实施更隐蔽、更灵活的真实盈余管理来调增利润, 向外界传递积极信号, 目的是获得更多的资金支持以保证企业的正常生产经营和研发与创新。

表8的(3)(4)列为不同行业视角下经济政策不确定性对企业正向真实盈余管理影响的回归结果。可以看到, 传统行业和高科技行业的 $CNEPU$ 回归系数均在1%水平下显著为正, 但高科技行业的系数要大于传统行业, 且组间差异在1%水平下显著。该结果表明, 相较于传统行业, 高新科技企业在经济政策不确定性下实施正向真实盈余管理的程度更大。

3.不同管理层特征视角下经济政策不确定性对企业正向真实盈余管理的影响

业绩与薪酬挂钩的激励制度在优化公司治理的同时, 也使得管理者有动机通过操纵盈余影响企业绩效以获得更高的薪酬(权小锋等, 2010)^[36]。具体而言, 两职合一会弱化董事会的独立监督功能(Jensen, 1993)^[10], 显著降低企业的会计信息披露质量。一方面, 经济政策不确定性的冲击将进一步加剧信息不对称, 这将赋予管理者更大的权力和空间操纵真实盈余; 另一方面, 经济政策不确定性加剧了企业融资约束, 若不能及时获得生产经营所需的资金, 企业很有可能出现资金链断裂。因

表8 异质性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$REM1$					
	$SOE=1$	$SOE=0$	$HIGH=1$	$HIGH=0$	$DUAL=1$	$DUAL=0$
$CNEPU$	0.022*** (4.36)	0.047*** (7.27)	0.063*** (8.73)	0.020*** (4.25)	0.053*** (5.17)	0.028*** (6.53)
截距项	-0.089*** (-2.79)	-0.150*** (-4.07)	-0.270*** (-5.25)	-0.050* (-1.88)	-0.142** (-2.47)	-0.100*** (-3.82)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
样本量	7,178	8,058	4,590	10,646	3,349	11,887
调整 R^2	0.110	0.117	0.0955	0.116	0.127	0.105
$DIFF$ (组间差异检验)	p 值: 0.002*** χ^2 : 9.31		p 值: 0.000*** χ^2 : 25.19		p 值: 0.026** χ^2 : 4.99	

此，为了达到迎合投资者预期、获得更高薪酬以及缓解融资约束等目的，两职合一将赋予管理者更大的权利和空间实施更隐蔽、更灵活的正向真实盈余管理。

表8的(5)(6)列为不同管理层特征视角下经济政策不确定性对企业正向真实盈余管理影响的回归结果。两职合一企业和非两职合一企业CNEPU的回归系数均在1%水平下显著为正，但两职合一企业的系数要大于非两职合一企业，且组间差异在5%水平下显著。该结果表明，相较于非两职合一的企业，两职合一的企业在经济政策不确定性下实施正向真实盈余管理的程度更大。

五、影响机制检验

前文已证实企业为应对经济政策不确定性显著提高了正向的真实盈余管理，本文将进一步研究隐藏在经济政策不确定性和正向真实盈余管理之间的“黑箱”。具体地，本文借鉴温忠麟等(2005)^[43]所构建的中介效应模型进一步研究这一关系的影响机制。此外，传统逐步回归法和中介效应统计量在样本分布上的假设条件可能不符合样本的分布特征，这会影响到标准误。故本文同时选用自助法(Bootstrap)进行1000次有放回的抽样进行稳健性检验，若测算出的置信区间不包含0点，则表示中介效应是显著的；反之则不显著。在中介变量(Mediate)选择方面，本文参照钟覃琳和陆正飞(2018)^[37]所构建的股价信息含量(PI)以测度企业的信息环境，并参照魏志华等(2014)^[42]所构建的融资约束指数(KZ)以测度企业的融资环境。

表9为影响机制检验。第(1)列为全样本回归结果，即

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	REM1	KZ	REM1	PI	REM1
KZ			0.026*** (31.44)		
PI					-0.036*** (-6.15)
CNEPU	0.032*** (8.12)	0.407*** (9.23)	0.022*** (5.56)	-0.100*** (-16.28)	0.029*** (7.15)
截距项	-0.120*** (-4.68)	3.537*** (12.46)	-0.212*** (-8.53)	1.250*** (40.27)	-0.075*** (-2.80)
控制变量	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是
样本量	15,236	15,236	15,236	15,236	15,236
调整 R ²	0.106	0.589	0.172	0.238	0.108

中介效应的第一步检验，CNEPU的系数在1%水平下显著为正，故进行中介效应的下一步检验。第(2)列中KZ的系数在1%水平下显著为正，表明经济政策不确定性显著增加了企业的融资约束，故进行中介效应的下一步检验。第(3)列中CNEPU的系数在1%水平下显著为正，KZ的系数在1%水平下显著为正，且第(3)列CNEPU的系数小于第(1)列，表明融资约束在经济政策不确定性影响企业正向真实盈余管理中起到部分中介效应的作用。类似地，从表9第(4)(5)列可以发现，信息环境在经济政策不确定性影响企业正向真实盈余管理中也起到部分中介效应的作用。

表10为Bootstrap检测结果。融资环境作为中介变量的效用占比约为36.66%；信息环境作为中介变量的效用占比约为9.62%，且二者经矫正的置信区间都不包括0，这意味着中介效应是成立的。

以上结果表明，一方面，经济政策不确定性会对企业未来的生产经营和发展带来不确定性，这会显著提高资产的风险溢价，从而导致企业面临更大的融资约束。若不能及时获得生产经营所需的资金，企业很有可能出现资金链断裂。因此，为了达到迎合投资者预期和缓解融资约束的目的，企业管理者有动机实施更隐蔽、更灵活的正向真实盈余管理。另一方面，经济政策不确定性会降低企业的信息环境，从而加剧企业内外部的信息不对称，企业管理者可基于信息相对优势获得更大的盈余操纵空间。为达到扭曲盈利、压制负面消息、迎合监管部门和投资者的预期等目的，管理者将具备更大的空间和动机以实施隐蔽性更强、更灵活的正向真实盈余管理。

六、进一步检验

(一)真实盈余管理和应计盈余管理的关系研究

实际上，企业管理者选择何种盈余管理取决于收益和成本(李宾和杨济华，2017)^[28]。现有文献关于应计盈余管理和真实盈余管理之间的关系存在争议。一部分学

中介变量	效应类别	样本系数	偏差	Bootstrap 标准误	矫正置信区间	中介效用占比
融资环境	中介效应	0.0114	-0.0001	0.0012	0.0092 0.0140	36.66%
	直接效应	0.0197	0.0000	0.0039	0.0112 0.0272	
信息环境	中介效应	0.0030	0.0000	0.0006	0.0018 0.0042	9.62%
	直接效应	0.0282	-0.0003	0.0040	0.0204 0.0362	

者认为,随着会计准则日益完善和监管力度不断加强,企业实施应计盈余管理会引致更大的诉讼风险和监管成本(Gunny, 2010)^[7]。因此,企业实施应计盈余管理的空间将被压缩,真实盈余管理和应计盈余管理呈现替代关系。另一部分学者认为,虽然真实盈余管理难以被监管部门识别,但会对企业的长期业绩和持续经营能力造成更大的负面影响(王福胜等, 2014)^[38]。故企业会权衡自身特征和比较成本,组合使用两种盈余管理以实现特定的盈余目标。李增福等(2011)^[33]研究发现,企业在再融资过程中会组合使用应计盈余管理和真实盈余管理。

前文已证实企业为应对经济政策不确定性显著提高了正向盈余管理。本文认为在经济政策不确定性下正向真实盈余管理和正向应计管理呈现互补关系。一方面,经济政策不确定性会导致企业的未来盈余和现金流不确定性增加,企业管理者的决策难度也大幅增加,单一的正向操纵真实盈余的策略可能无法满足企业管理者对于盈余目标的需求。因此,企业更有动机同时采取正向真实盈余管理和正向应计管理以满足其对盈余目标的多样化需求。另一方面,过度实施正向应计盈余管理或正向真实盈余管理都会对企业产生明显的负面影响(李宾和杨济华, 2017)^[28]。具体地,若企业过多使用正向真实盈余管理,会严重影响企业未来持续经营能力和长期业绩;若过多使用正向应计盈余管理也可能造成企业信用等级下降(Caton et al., 2011)^[2],从而引起会计稳健性的下降,这会增大企业的融资成本(赵刚等, 2014)^[50]。因此,当企业面临经济政策不确定性时,为避免过度使用某一种正向盈余管理所进一步引发的不良经济后果,企业管理者更有可能在两种正向盈余管理方式之间寻求一种平衡,一方面可以降低盈余管理被监管部门识别的可能性,另一方面也可以降低操纵盈余所引致的成本。

为验证经济政策不确定性下正向真实盈余管理和正向应计管理之间的关系,本文借鉴李增福等(2011)^[32]的做法,在基准回归模型中加入应计盈余管理。具体如下:

$$REM_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 CNEPU_t + \beta_2 DA_{i,t} + \sum_k \beta_k Control_{i,t}^k + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $REM1$ 为只考虑企业正向盈余管理的测度指标。 DA 为采用修正Jones模型计算出的可操纵应计盈余,包括应计盈余管理程度($ABSDA$)、正向应计盈余管理($ABSDA+$)和负向应计盈余管理($ABSDA-$)。其余变量与基

准回归保持一致。

表11为检验经济政策不确定性下正向真实盈余管理和正向应计管理的关系回归结果。其中,第(1)列为不区分应计盈余管理方向的回归结果, $CNEPU$ 和 $ABSDA$ 的回归系数均在1%水平下正显著。进一步区分应计盈余管理方向发现,第(2)列中 $ABSDA+$ 的回归系数在1%水平下正显著,该结果表明正向真实盈余管理和正向应计盈余管理呈现互补关系;第(3)列中 $ABSDA-$ 的回归系数为负且不显著,该结果表明正向真实盈余管理和负向应计盈余管理不构成替代效应。

(二)企业操纵正向真实盈余的动机研究

由上文分析可知,经济政策不确定性会导致企业未来盈余和现金流的不确定性同步增加,也会增大企业管理者的决策难度,因此,企业很可能会面临较大的盈余压力。一方面,企业长期经营不善会被监管层特殊处理或者存在退市的风险,另一方面,业绩不及市场预期也有可能引起投资者抛售上市公司股票,从而造成股价大幅波动。因此,本文将从业绩压力和市场预期压力两个维度检验企业操纵正向真实盈余的动机。

具体地,本文首先定义企业的业绩压力($PERFORM$),若企业上一期 ROE 小于0,则取值为1,否则取值为0。其次,本文定义企业的市场预期压力($MARKET$),若企业的业绩未达到分析师的平均预测值,则取值为1,否则取值为0。表12为企业操纵正向真实盈余动机的回归结果。可以看到,业绩压力较大组($PERFORM=1$)和市场预期压力较大组($MARKET=1$)中 $CNEPU$ 的系数均分别大

表 11 经济政策不确定性下应计盈余管理和真实盈余管理的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	$REM1_ABSDA$	$REM1_ABSDA+$	$REM1_ABSDA-$
$CNEPU$	0.031*** (8.16)	0.034*** (6.07)	0.019*** (4.41)
$ABSDA$	0.434*** (21.70)		
$ABSDA1$		0.649*** (26.01)	
$ABSDA2$			-0.022 (-0.92)
截距项	-0.169*** (-7.39)	-0.190*** (-6.12)	-0.093*** (-2.96)
控制变量	是	是	是
行业效应	是	是	是
样本量	15,236	9,392	5,844
调整 R^2	0.170	0.264	0.076

表 12 企业操纵正向真实盈余动机的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	PERFORM=1	PERFORM=0	MARKET=1	MARKET=0
CNEPU	0.078*** (3.62)	0.031*** (7.57)	0.029*** (5.74)	0.012 (1.42)
截距项	-0.053 (-0.50)	-0.104*** (-4.26)	-0.102*** (-3.70)	-0.091* (-1.84)
控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
样本量	789	14,447	12,551	2,685
调整 R ²	0.046	0.111	0.109	0.095
DIFF (组间差异检验)	p 值: 0.024** χ ² : 5.07		p 值: 0.079* χ ² : 3.08	

于业绩压力较小组(PERFORM=0)和市场预期压力较小组(MARKET=0),且组间差异是显著的。该结果表明,企业在面临经济政策不确定性时,业绩压力和市场预期压力越大的企业进行正向真实盈余管理的动机越强。

七、结论与建议

本文基于真实盈余管理视角研究经济政策不确定性对企业操纵真实盈余的影响,主要结论如下:(1)经济政策不确定性显著提高了企业实施真实盈余管理的程度;进一步区分调节盈余的方向发现,企业为应对经济政策不确定性显著提高了正向真实盈余管理,而非负向真实盈余管理,且这种调增真实盈余的程度在民营、高新技术和两职合一的企业更大。(2)信息环境和融资环境是经济政策不确定性影响企业真实盈余管理的重要影响机制。(3)通过研究两种盈余管理的关系发现,企业为应对经济政策不确定性会选择正向应计盈余管理以“配合”正向真实盈余管理,两种正向盈余管理的方式在经济政策不确定性下呈现互补关系。(4)通过检验企业操纵正向真实盈余的动机发现,当企业面临经济政策不确定性时,业绩压力和市场预期压力越大的企业进行正向真实盈余管理的动机更强。总体而言,本文丰富了宏观政策和企业微观决策之间关系的研究成果,为处于“双循环”背景下中国经济正确处理好政企之间的关系提供证据。

未来我国经济发展仍会受到国际经济形势和国内经济矛盾的影响。企业作为经济发展的关键力量,同样也是经济政策的微观载体,故如何避免政策的频繁变动以正确引导企业预期,应作为有关部门制定经济政策的重要考量因素。为防止经济政策不确定性下企业可能产生的机会主义行为,本文的政策建议如下:

一是明确经济政策调控主线,保持经济政策的整体性、连贯性。其一,要坚持以供给侧结构性改革为主线的宏观政策调控,准确把握国外经济形势和国内经济社会发展情况,以稳定的政策环境稳住微观企业预期。其二,政策制定者在制定经济政策过程中不仅要充分考虑经济政策变动的频率、变动的因素对微观企业的影响,还要尽可能保持各类宏观经济政策的整体性、连续性,防止企业为应对经济政策不确定性可能产生的操纵盈余行为。

二是健全有效的经济政策沟通、反馈、评估机制。其一,应健全与企业关于经济政策的沟通、反馈机制,使企业尤其是中小微企业的诉求得到充分反映,这有助于降低企业所面临的制度性交易成本。其二,要及时掌握经济政策的动态,科学评估经济政策的效果,并对经济政策实施的现实情况不断巩固、修正和调整,尽可能使微观企业预期和经济政策相匹配。

三是进一步完善上市公司信息披露机制。其一,监管部门要进一步加强监管力度,完善企业信息披露制度,尤其是加强对投资者决策产生影响的信息披露的管理,防止管理者通过隐蔽性更强的真实盈余管理来损害利益相关者。其二,可通过现场与非现场相结合的方式强化对企业信息披露的监管,加强监管部门与交易所之间的沟通和协作,并深化金融科技与金融监管的有机结合,从而挖掘出更多隐藏在财务报表背后的机会主义行为。

[基金项目:2020年广西哲学社会科学规划研究课题重点项目“重大公共卫生事件冲击下的广西地方金融风险防范化解研究”(20AJY001)]

参考文献:

[1] Bartov E, Cohen D A. The “numbers game” in the pre- and post-Sarbanes-Oxley eras[J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2009, 24(4): 505-534.
[2] Caton G L, Chiyachantana C N, Chua C T, et al. Earnings management surrounding seasoned bond offerings: do managers mislead ratings agencies and the bond market?[J]. Journal of Financial and

Quantitative Analysis, 2011, 46(3): 687-708.
[3] Chen F, Hope O K, Li Q. Flight to quality in international markets: investors’ demand for financial reporting quality during political uncertainty events[J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(1): 117-155.
[4] Cui X, Yao S, Fang Z. Economic policy uncertainty exposure and earnings management: evidence from China[J]. Accounting &

Finance, 2021, 61(3): 3937-3976.

[5] Fernández-Villaverde J, Guerrón-Quintana P, Kuester K. Fiscal volatility shocks and economic activity[J]. American Economic Review, 2015, 105(11): 3352-3384.

[6] Graham J R, Harvey C R, Rajgopal S. The economic implications of corporate financial reporting[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 40(1-3): 3-73.

[7] Gunny K A. The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance: evidence from meeting earnings benchmarks[J]. Contemporary Accounting Research, 2010, 27(3): 855-888.

[8] Hribar P, Nichols D C. The use of unsigned earnings quality measures in tests of earnings management[J]. Journal of Accounting Research, 2007, 45(5): 1017-1053.

[9] Huang Y, Luk P. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. China Economic Review, 2020, 59: 101367.

[10] Jensen M C. The modern industrial revolution, exit and the failure of internal control system[J]. Journal of Finance, 1993, 48(3): 831-880.

[11] Jin J Y, Kanagaretnam K, Liu Y. Economic policy uncertainty and bank earnings opacity[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2019, 38(3): 199-218.

[12] Julio B, Yook Y. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. Journal of Finance, 2012, 67(1): 45-83.

[13] Kim H, Yasuda Y. Economic policy uncertainty and earnings management: evidence from Japan[J]. Journal of Financial Stability, 2021, 56: 100925.

[14] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006, 42(3): 335-370.

[15] Valencia F. Aggregate uncertainty and the supply of credit[J]. Journal of Banking & Finance, 2017, 81: 150-165.

[16] Yung K, Root A. Policy uncertainty and earnings management: international evidence[J]. Journal of Business Research, 2019, 100: 255-267.

[17] 薄仙慧, 吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应: 盈余管理视角[J]. 经济研究, 2009, 44(2): 81-91+160.

[18] 边泓, 贾婧, 张君子. 会计盈余激进度反转对盈余持续性的影响研究[J]. 会计与经济研究, 2016, 30(2): 34-53.

[19] 曹越, 董怀丽, 醋卫华, 鲁昱. 经济政策不确定性与公司税收规避[J]. 证券市场导报, 2019, (4): 22-32.

[20] 陈德球, 陈运森. 政策不确定性与上市公司盈余管理[J]. 经济研究, 2018, 53(6): 97-111.

[21] 陈国进, 王少谦. 经济政策不确定性如何影响企业投资行为[J]. 财贸经济, 2016, (5): 5-21.

[22] 陈胜蓝, 刘晓玲. 经济政策不确定性与公司商业信用供给[J]. 金融研究, 2018, (5): 172-190.

[23] 戴泽伟, 杨兵. 宏观经济政策不确定性对证券分析师预测效果影响研究[J]. 中国软科学, 2020, (1): 171-183.

[24] 丁亚楠, 王建新. “浑水摸鱼”还是“自证清白”: 经济政策不确定性与信息披露——基于年报可读性的探究[J]. 外国经济与管理, 2021, 43(11): 70-85.

[25] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 109-123.

[26] 管考磊, 张蕊. 企业声誉与盈余管理: 有效契约观还是寻租观[J]. 会计研究, 2019, (1): 59-64.

[27] 蒋腾, 张永冀, 赵晓丽. 经济政策不确定性与企业债务融资[J].

管理评论, 2018, 30(3): 29-39.

[28] 李宾, 杨济华. 上市公司的盈余管理必然导致会计稳健性下降吗?[J]. 会计研究, 2017, (11): 45-51+96.

[29] 李凤羽, 史永东. 经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. 管理科学学报, 2016, 19(6): 157-170.

[30] 李凤羽, 杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. 金融研究, 2015, (4): 115-129.

[31] 李增福, 陈俊杰, 连玉君, 李铭杰. 经济政策不确定性与企业短债长用[J]. 管理世界, 2022, 38(1): 77-89+143+90-101.

[32] 李增福, 董志强, 连玉君. 应计项目盈余管理还是真实活动盈余管理?——基于我国2007年所得税改革的研究[J]. 管理世界, 2011, (1): 121-134.

[33] 李增福, 郑友环, 连玉君. 股权再融资、盈余管理与上市公司业绩滑坡——基于应计项目操控与真实活动操控方式下的研究[J]. 中国管理科学, 2011, 19(2): 49-56.

[34] 刘欣蕊, 周爱民. 经济政策不确定性与商业银行盈余管理[J]. 经济学家, 2020, 5(12): 33-42.

[35] 潘爱玲, 刘昕, 吴倩. 跨所有制并购、制度环境与民营企业债务融资成本[J]. 会计研究, 2019, (5): 3-10.

[36] 权小锋, 吴世农, 文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J]. 经济研究, 2010, 45(11): 73-87.

[37] 钟覃琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗?——基于“沪港通”效应的实证检验[J]. 管理世界, 2018, 34(1): 169-179.

[38] 王福胜, 吉姗姗, 程富. 盈余管理对上市公司未来经营业绩的影响研究——基于应计盈余管理与真实盈余管理比较视角[J]. 南开管理评论, 2014, 17(2): 95-106.

[39] 王红建, 李青原, 邢斐. 经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值[J]. 金融研究, 2014, (9): 53-68.

[40] 王萍, 卜华. 内部控制信息披露与创新效率[J]. 江西财经大学学报, 2022, (1): 47-64.

[41] 王义中, 宋敏. 宏观经济不确定性、资金需求与公司投资[J]. 经济研究, 2014, 49(2): 4-17.

[42] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014, (5): 73-80+95.

[43] 温志麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005, (2): 268-274.

[44] 文雯, 陈胤默, 黄雨婷. 控股股东股权质押对企业创新的影响研究[J]. 管理学报, 2018, 15(7): 998.

[45] 吴锡皓, 胡国柳. 不确定性、会计稳健性与分析师盈余预测[J]. 会计研究, 2015, (9): 27-34+96.

[46] 许文静, 王君彩. 应计盈余管理动机、方向与公司未来业绩——来自沪市A股经验证据[J]. 中央财经大学学报, 2018, (1): 68-76.

[47] 杨海生, 才国伟, 李泽榕. 政策不连续性与财政效率损失——来自地方官员变更的经验证据[J]. 管理世界, 2015, (12): 12-23+187.

[48] 姚震, 郑禹, 鲁斯琪, 张宇峰. 经济政策不确定性与企业融资约束——基于企业异质性与融资渠道的研究[J]. 工业技术经济, 2020, 39(8): 116-125.

[49] 张成思, 刘贯春. 中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 51-67.

[50] 赵刚, 梁上坤, 王玉涛. 会计稳健性与银行借款契约——来自中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2014, (12): 18-24+95.

(责任编辑: 吴林祥)