

# 经济政策不确定背景下企业现金股利政策研究\*

胡刘芬 周泽将

(安徽大学商学院,安徽 合肥 230601)



**内容提要:**股利政策一直是财务学界广泛关注的热点话题,本文探讨经济政策不确定性背景下企业现金股利分配行为及其经济后果。以2009—2020年在沪、深两市上市交易的所有A股公司为样本的实证检验结果显示,随着经济政策不确定性上升,企业现金股利分配倾向减弱、力度降低,高经济政策不确定性抑制了企业现金股利分配,且该抑制效应具有一定的持续性;宏观经济状况和企业产权性质对两者关系起调节作用;风险应对及融资约束因素构成了经济政策不确定环境中企业选择保守股利政策的内在逻辑;经济政策不确定性上升时企业缩减现金股利支付的行为有助于平滑现金流波动并缓解投资不足问题,对企业价值具有积极正面影响。本文为解释经济政策不确定背景下中国上市公司的现金股利政策提供了全新视角,同时为企业决策以及政府政策制定提供了可借鉴的经验参考。

**关键词:**经济政策不确定性 现金股利政策 风险应对 融资约束

**中图分类号:**F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)03—0170—22

## 一、引言

作为企业三大财务政策之一的现金股利政策是广大投资者特别是中小投资者获取回报的重要途径,合理的现金股利水平不仅是上市公司管理层履行受托责任的重要体现,更是维护资本市场长期稳定发展的必然要求。然而现实中股利异象频发,上市公司普遍存在“连续多年不分红”“异常低派现”“分配连续性和稳定性差”等非正常派现行为。为了引导及鼓励上市公司制定持续透明的分红政策,自2001年起中国证监会相继出台了一系列将上市公司再融资资格与现金股利分配相挂钩的半强制分红政策,然而成效不甚明显(全怡等,2016)<sup>[1]</sup>。长期以来,中国A股市场“重融资”与“轻回报”之间的强烈反差一直为社会公众所诟病。以往研究认为,货币政策、法治水平、市场化进程等宏观层面的制度缺陷(全怡等,2016<sup>[1]</sup>;La Porta等,2000<sup>[2]</sup>;雷光勇和刘慧龙,2007<sup>[3]</sup>)以及高管激励、股权结构等公司治理机制不健全(吕长江和周县华,2005<sup>[4]</sup>;Gugler和Yurtoglu,2001<sup>[5]</sup>)是导致股利异象的主要原因。然而,从时间上看,中国上市公司现金股利分配力度并未随着宏观制度和公司治理的不断完善而明显提升,“股利之谜”仍然没有解开,这意味着除了宏观制度及公司治理方面的缺陷,应该还有其他被忽略的重要因素。

值得注意的是,在近几年企业现金股利分配力度持续低位的同时,中国宏观经济政策不确定性

收稿日期:2022-07-01

\* 基金项目:国家社会科学基金青年项目“ESG对企业高质量发展的影响机制与政策优化研究”(22CGL009);国家自然科学基金面上项目“组织权威、经济独立性与监事会治理研究:理论框架与实证检验”(72172001);安徽省自然科学基金优青项目“国有企业公司治理前沿问题研究”(2208085Y22)。

作者简介:胡刘芬,女,副教授,博士,研究领域是财务会计与公司治理,电子邮箱:huliufen@126.com;周泽将,男,教授,博士,研究领域是财务会计与公司治理,电子邮箱:ahuzzj@126.com。通讯作者:胡刘芬。

一直处于高位并呈现不断上升态势。经济政策不确定性是指市场主体无法明确预知政府是否、何时乃至如何改变现行经济政策(Gulen和Ion,2016)<sup>[6]</sup>①。近年来,中国政府为了应对全球经济危机、经济增速下降、经济结构转型等冲击,陆续出台了“4万亿”“一带一路”“大众创业、万众创新”“工业4.0”“互联网+”“高质量发展”等一系列宏观经济政策,上述政策的出台与实施虽然有助于缓解中国经济在短期内面临的困境,但却加剧了宏观经济政策的不确定性。就中国而言,经济改革的“无前人经验、无他国成例”致使宏观政策展现“摸着石头过河”的明显特征,经济政策不确定性更为突出甚至已经成为一种常态(王朝阳等,2018)<sup>[8]</sup>。特别是当前中国市场经济制度不完善、产权保护力度不足以及政治关联等各种因素致使企业经营对政府政策的依赖性很强,经济政策不确定性对企业行为的影响更为明显。因此,本文推测经济政策不确定性上升可能是抑制企业现金股利分配的重要因素之一。

结合中国特殊的制度背景,一个有趣且颇有价值的研究方向由此产生,不确定的宏观经济政策环境能否解释中国上市公司的现金股利行为?如果答案是肯定的,两者之间的关系有何具体表现?其内在逻辑和经济后果又是什么?对这些问题的解答不仅有助于从一个全新的视角解开中国企业“股利之谜”,而且对企业管理层如何根据所处的内外部环境制定适宜的现金股利分配决策以及政府部门应该怎样监管上市公司的现金股利分配行为均具有重要的启示作用。为此,本文以2009—2020年在沪、深两市上市交易的所有A股公司为初始样本,探讨企业如何调整现金股利决策以应对经济政策不确定的外部环境并深入剖析相关经济后果。

本文的主要贡献在于:第一,现有研究主要从制度背景、行业环境及企业自身三个层面探索企业股利行为的影响因素(雷光勇等,2015<sup>[9]</sup>;陈运森等,2019<sup>[10]</sup>;魏志华等,2014<sup>[11]</sup>;Lintner,1956<sup>[12]</sup>;吕长江和周县华,2005<sup>[4]</sup>;Omneya等,2008<sup>[13]</sup>;La Porta等,2000<sup>[2]</sup>;陈汉文和屈依娜,2016<sup>[14]</sup>;卢建词和姜广省,2018<sup>[15]</sup>),并取得了丰硕的学术成果,然而,迄今为止“股利之谜”仍未解开。现金股利分配力度小和经济政策不确定性高是转型国家的共同特征,本文对二者关系进行探究,从一个全新视角揭示中国等转型国家上市公司股利异象的本质及成因。第二,以往大多数文献将企业发放现金股利的动因归纳为缓解信息不对称和委托代理问题,本文聚焦于宏观经济政策不确定性背景下企业缩减现金股利的行为,发现其成因在于应对内部经营风险及外部融资约束,这不仅丰富了企业股利行为的研究层次,而且是对股利信号理论及股利代理理论等传统股利理论(Bhattacharya,1979<sup>[16]</sup>;John和Williams,1985<sup>[17]</sup>;Rozeff,1982<sup>[18]</sup>;Easterbrook,1984<sup>[19]</sup>)的有益拓展和延伸。第三,关于现金股利与企业价值之间的关系,前期研究未形成一致结论。本文发现两者的关系并非固定不变而是具有一定的时变性,虽然总体上外部投资者对采取积极股利政策的企业赋予更高的价值,但经济政策不确定性上升时企业缩减现金股利支付的行为依然得到了投资者的理解,对企业价值具有积极正面影响,这有助于重新审视现金股利的价值效应。

## 二、理论分析与研究假设

宏观政策环境是企业经营决策的基础和前提。McMullen和Kier(2016)<sup>[20]</sup>指出,即便是对经验丰富的管理者而言,政策不确定性对其决策的挑战也是难以估量的,原因在于未知的将来阻碍了行动主体对行动结果的预测,干扰了管理者或企业家精心制订的方案,致使他们为了缓冲不确定性

① 经济政策是经济调控的重要手段,政府会根据经济发展阶段及宏观经济目标经常重新审视现行的政策工具组合,并做出相应的规划和调整,如是否有必要改变政策、何时改变政策以及制定怎样的新政策等。因此,企业等微观主体常常面临较高的经济政策不确定性。该不确定性包含两个层面:一是企业难以预测未来经济政策将如何改变;二是无法判断新的经济政策会对企业产生什么样的影响(Baker等,2016)<sup>[7]</sup>。

带来的风险而相机抉择。那么,具体到股利决策,微观企业主体在宏观经济政策不确定背景下会如何调整其现金分红行为以应对波动的外部环境?本文将分别从以下方面剖析经济政策不确定性对企业股利行为的影响路径。

首先,当前中国正处于“新兴加转轨”的特殊阶段,政府在市场资源配置与经济调控中发挥至关重要的作用,其对实体经济的强制干预使得企业行为决策极度依赖于各项经济政策。当经济政策呈现较大不确定性时,企业无法对未来政策走向形成稳定预期,难以制订长远发展规划,甚至为了迎合新的政策导向不得不经常改变经营策略,进而阻碍了原有的经营计划及执行效果,导致营业收入及成本费用的变化,使其背离最初设定的经营目标,经营绩效发生大幅波动。这直接加大了企业现金流的不确定性,致使未来流动性发生短缺的概率增加,从而加剧了破产威胁。此时企业缩减股利支付并持有较多现金可以为临时流动性短缺提供重要缓冲,有助于降低破产风险(王红建等,2014)<sup>[21]</sup>。此外,考虑到管理者的风险偏好,风险厌恶型管理者会主动规避经济政策不确定性的负面影响,在财务决策中变得更加谨慎(Kim和Kung,2017)<sup>[22]</sup>。随着经济政策不确定性增加,企业管理者的风险厌恶程度上升,其更倾向于选择保守的股利政策,从而降低现金股利支付水平。再者,经济政策不确定性给企业带来风险的同时也可能蕴含着机遇,政策不确定性高时,恰恰是抢抓机遇的好时机,更有助于企业在其他主体犹豫不决时加大投资、冲出重围,从而实现更大或更快发展(刘志远等,2017)<sup>[23]</sup>。因此,为了抓住不确定政策下隐藏的商业机会,商业嗅觉敏锐的企业会选择低股利政策,将更多资金用于追逐风险收益。

其次,根据投资实物期权理论,企业未来的投资机会可以视为看涨期权,不确定性的上升会提高期权的价值因而等待的收益更大,企业会倾向于减少当前的投资支出,且投资项目的不可逆程度越高,该等待期权的价值越大,不确定性对企业投资的抑制效应越强(Gulen和Ion,2016<sup>[6]</sup>;刘贵春等,2020<sup>[24]</sup>)。同理,实物期权理论也可用于解释经济政策不确定性背景下企业的股利分配决策。由于现金股利一旦发放出去则无法再收回,股利分配行为具有不可逆性,企业需要权衡当期发放股利所获得的额外收益和等待不确定性下降后再发放股利所带来的额外好处,未来股利决策相当于企业拥有的一项期权。具体来讲,只有当本期发放现金股利的收益超过资金短缺成本、相关筹资费用与实物期权价值之和时,企业才会选择高股利政策。经济政策不确定性越高,等待未来发放股利的回报越高,企业持有的期权价值上升。为了规避不确定性外部环境带来的风险,企业对当期股利决策更加谨慎,倾向于延迟现金股利发放并减少当前的现金支出,直至风险降低再选择执行股利实物期权。

最后,企业各项财务决策之间具有相互依存的特征(Gatchev等,2010)<sup>[25]</sup>,彼此间呈现复杂的关联性。在完美的资本市场中,企业能够以合理成本轻易筹集到其发展所需的所有资金。此时在投资机会一定的情况下,企业股利政策与融资决策无关。然而,现实市场环境包含各种交易摩擦及信息不对称等因素,导致企业外部融资受阻或者必须承担高昂的融资成本,即现实中企业均面临不同程度的融资约束问题。从资金供给方角度看,当经济政策不确定性升高时,银行等金融机构无法形成对经济政策的合理预期,难以预测未来的流动性需求,出于安全性考虑会缩减信贷规模以提升资本充足率,从而实现“自我保险”(Bordo等,2016<sup>[26]</sup>;Valencia,2017<sup>[27]</sup>)。从资金需求方角度讲,经济政策频繁变更致使企业经营活动不确定性增大,企业与外部投资者之间的信息不对称加剧,从而引起更高的外部融资溢价。根据财务决策关联性理论,其他条件一定时,若外源融资的难度和成本降低,企业可以将更多的内源资金作为现金红利发放,反之,企业会发放较低水平的红利或不发放。因此经济政策不确定背景下企业因面临更为严重的外部融资约束,会选择更低的现金股利政策。此外,当外部环境呈现较大不确定性时,企业获取并保持较高的财务柔性对及时调用财务资源,以便应对或利用不确定性事件至关重要。财务柔性分为债务财务柔性、权益财务柔性和现金财

务柔性三种,当政策不确定性上升导致外部融资受阻时,减少股利支付、提高现金财务柔性就成为企业的最优决策。因此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:当其他情况一定时,经济政策不确定性越高,企业现金股利分配倾向越弱、现金股利分配力度越小。

### 三、研究设计

#### 1. 样本选取与数据来源

本文选取2009—2020年在沪、深两市上市交易的所有A股公司为初始样本,并按照如下标准对初始样本进行筛选:(1)剔除同时发行H股或B股等外资股的公司观测值;(2)删除金融保险类公司样本;(3)剔除被ST或\*ST等财务状况异常的样本数据;(4)删除上市当年的公司数据;(5)删除净资产为负值及数据缺失的观测值;(6)为了避免极端异常值对研究结论可能造成偏差,对所有连续型变量均采用1%分位数及99%分位数的Winsorize缩尾处理。用于实证检验的最终样本涉及3223家上市公司的20352个公司-年度观测值。研究所需的宏观经济政策不确定性数据依据Baker等(2016)<sup>[7]</sup>构建的中国宏观经济政策不确定月份指数转化而来,企业现金股利分配及其他财务数据取自CSMAR国泰安数据库,缺失值尽可能通过查阅上市公司财务报告或RESET等其他数据库进行补充。

#### 2. 模型设定与变量定义

为了检验经济政策不确定性对企业现金股利政策的影响,本文构建如下回归模型:

$$Dumdin(Div) = \beta_0 + \beta_1 CEPU + \beta_2 Lev + \beta_3 ROA + \beta_4 Cash + \beta_5 Growth + \beta_6 Size + \beta_7 SOC + \beta_8 Listage + \beta_9 Mshare + \beta_{10} Largest + \beta_{11} Separation + \beta_{12} Unshare + \beta_{13} Indep + \beta_{14} Dual + \beta_{15} GGDP + \beta_{16} Ind + \varepsilon \quad (1)$$

模型中被解释变量为现金股利分配, *Dumdiv* 和 *Div* 分别表示现金股利分配倾向和分配力度。当被解释变量为 *Dumdiv* 时采用Logit模型回归,当被解释变量为 *Div* 时采用OLS模型回归。

解释变量 *CEPU* 表示中国经济政策不确定性,本文采用Baker等(2016)<sup>[7]</sup>指数进行度量,该指数由斯坦福大学和芝加哥大学联合发布,其可直观反映各国不同月份经济政策不确定程度且具有时变性及连续性的特点,因此不仅被国内外学者(Gulen和Ion,2016<sup>[6]</sup>;刘志远等,2017<sup>[23]</sup>;刘贯春等,2020<sup>[24]</sup>;郭胤含和朱叶,2020<sup>[28]</sup>;李增福等,2022<sup>[29]</sup>)广泛应用,而且获得了重要国际机构的认可,例如国际货币基金组织在2019年10月发布的报告《陷入长期不确定性:亚洲的挑战和机遇》中就引用了该指数。Baker等(2016)<sup>[7]</sup>构建中国经济政策不确定性指数是以香港《南华早报》(South China Morning Post)<sup>①</sup>作为文本分析对象,将同时包含“中国”“经济”“不确定性”“政策”四个关键词的文章数量除以当月文章总数量,经标准化处理后最终得到月度指数值。从时间趋势看,整体上中国经济政策不确定性指数呈上升态势,尤其是2001年底加入WTO前后、2008年国际金融危机前后、2012年经济增速下滑前后以及2015年经济结构面临重大转型后的指数值均高于其他时期,这与近年来中国经济调控力度不断加大的实际情况一致,可见该指数能够较准确地反映中国宏观经济政策不确定性状况,再次印证了该指数的可靠性。

具体地,本文借鉴钟覃琳和刘媛媛(2020)<sup>[30]</sup>等取每年12个月指数的算术平均数再除以100作为当年经济政策不确定性指数<sup>②</sup>,指数值越大表明该年度经济政策不确定性越高。若 *CEPU* 回

① 《南华早报》是香港地区发行量最大并最具影响力的英文报刊,其对中国经济的跟踪报道及时且客观,将其作为新闻报道检索平台能够很大程度上确保检索范围的全面性以及检索内容的准确性(Baker等,2016)<sup>[7]</sup>。

② 除以100是为了消除数量级的影响。

归系数显著小于0,说明经济政策不确定性越高,企业股利支付倾向越弱、股利支付力度越小,假设  $H_1$  得以证实。

参考现有研究成果(雷光勇等,2015<sup>[9]</sup>;魏志华等,2014<sup>[11]</sup>),模型中控制变量包括资产负债率(*Lev*)、盈利水平(*ROA*)、现金持有(*Cash*)、成长性(*Growth*)、企业规模(*Size*)、产权性质(*SOE*)、上市年限(*Listage*)、高管持股(*Mshare*)、第一大股东持股比例(*Largest*)、两权分离率(*Seperation*)、未流通股份占比(*Unshare*)、独立董事占比(*Indep*)和两职合一(*Dual*)。此外,还加入了宏观层面变量国内生产总值增长率(*GGDP*)和行业哑变量 *Ind* 来控制年度固定效应和行业固定效应的影响<sup>①</sup>。在所有回归模型的估计中,均对模型标准误采取公司年度上的聚类 Cluster 调整,以获得更为准确的 *t* 统计值。各变量含义及计算方法如表1所示。

表1 变量含义及计算方法

变量类型	变量名称	变量符号	含义及计算方法
被解释变量	现金股利分配	<i>Dumdiv</i>	现金股利分配倾向,企业向股东发放现金股利时取值为1,否则取0
		<i>Div</i>	现金股利分配力度 = 每股现金股利/每股净利润
解释变量	中国经济政策不确定性	<i>CEPU</i>	在斯坦福大学和芝加哥大学联合发布的中国经济政策不确定性月度指数基础上,经年度转化得到 <i>CEPU</i> 指标值
控制变量	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	盈利水平	<i>ROA</i>	总资产报酬率 = 息税前利润/总资产平均余额
	现金持有	<i>Cash</i>	(货币资金 + 交易性金融资产)/总资产
	成长性	<i>Growth</i>	营业收入增长率 = (本年营业收入 - 上年营业收入)/上年营业收入
	企业规模	<i>Size</i>	年末总资产的自然对数,其中总资产单位为人民币元
	产权性质	<i>SOE</i>	国有企业取1,否则取0
	上市年限	<i>Listage</i>	观测年份减上市年份
	高管持股	<i>Mshare</i>	高管持股数/股本总数
	第一大股东持股比例	<i>Largest</i>	第一大股东持股数/股本总数
	两权分离率	<i>Seperation</i>	实际控制人拥有企业控制权与所有权之差
	未流通股份占比	<i>Unshare</i>	未流通股份数/股本总数
	独立董事占比	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会规模
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理两职合一时取1,否则取0
年度固定效应	国内生产总值增长率	<i>GGDP</i>	GDP的年度环比增长率
行业固定效应	行业哑变量	<i>Ind</i>	参照中国证监会2012版《上市公司行业分类指引》设置哑变量

### 3. 主要变量的描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计结果。*Dumdiv*的平均值为0.69,意味着研究区间内有

① 值得注意的是,模型中之所以没有控制年份哑变量,原因在于经济政策不确定性指数为年度数据,每一年全部样本企业对应的 *CEPU* 值相同,*CEPU* 与年份哑变量存在严重共线性(Gulen和Ion,2016<sup>[6]</sup>;王朝阳等,2018<sup>[8]</sup>)。然而,如果不控制年份,就无法消除时间效应的影响。鉴于此,借鉴Gulen和Ion(2016)<sup>[6]</sup>等的思路,在模型中加入时间截面上的变量 *GGDP* 来控制年度固定效应。

69% 的样本公司向股东分配了现金股利; *Div* 的平均值为 0.225, 说明平均而言, 上市公司将 22.5% 的净利润用于发放现金股利; *CEPU* 的最小值为 0.9889, 最大值为 7.9187, 标准差为 2.5299, 表明为了满足不同阶段经济发展需要, 中国政府会适时调整经济政策, 致使不同年份的政策不确定性呈现较大差异, 这为本文研究政策不确定性对企业行为决策的影响提供了空间和可能性; *SOE* 平均值为 0.4152, 揭示出研究样本中 41.52% 为国有企业观测值; *Mshare* 的平均值为 0.0651, 中位数为 0.0000, 表明中国上市公司中高管股权激励强度较弱的基本特征, 一半以上公司中尚不存在高管持股现象。其余变量的统计结果与已有研究基本一致, 此处不再赘述。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	最大值
<i>Dumdiv</i>	20352	0.6900	0.4625	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>Div</i>	20352	0.2250	0.2263	0.0000	0.0000	0.1875	0.3344	1.0000
<i>CEPU</i>	20352	3.7871	2.5299	0.9889	1.2762	3.6387	7.4786	7.9187
<i>Lev</i>	20352	0.4512	0.2015	0.0624	0.2949	0.4478	0.6048	0.8869
<i>ROA</i>	20352	0.0541	0.0693	-0.2427	0.0274	0.0515	0.0849	0.2577
<i>Cash</i>	20352	0.1765	0.1204	0.0144	0.0913	0.1455	0.2292	0.6026
<i>Growth</i>	20352	0.1641	0.4339	-0.5960	-0.0379	0.0976	0.2563	2.7830
<i>Size</i>	20352	22.2404	1.1819	19.8474	21.4066	22.1123	22.9531	25.7208
<i>SOE</i>	20352	0.4122	0.4922	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>Listage</i>	20352	11.3226	6.4209	2.0000	6.0000	10.0000	16.0000	30.0000
<i>Mshare</i>	20352	0.0657	0.1252	0.0000	0.0000	0.0000	0.0589	0.5025
<i>Largest</i>	20352	34.0957	14.7177	9.2300	22.5000	31.8650	43.7400	74.1800
<i>Seperation</i>	20352	4.8518	7.5644	0.0000	0.0000	0.0000	8.1428	28.7979
<i>Unshare</i>	20352	0.1614	0.2014	0.0000	0.0000	0.0551	0.2908	0.7541
<i>Indep</i>	20352	0.3797	0.0716	0.2500	0.3333	0.3636	0.4286	0.6000
<i>Dual</i>	20352	0.2410	0.4277	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
<i>GGDP</i>	20352	0.0676	0.0209	0.0230	0.0611	0.0690	0.0780	0.1060

## 四、实证检验结果

### 1. 基准回归结果

表 3 列示了模型(1)的回归结果, 其中第(1)列和第(2)列以 *Dumdiv* 为被解释变量, 第(3)列和第(4)列以 *Div* 为被解释变量, 该四列中 *CEPU* 的回归系数均为负值, 且至少在 5% 水平上通过显著性检验, 说明经济政策不确定性对企业股利政策具有明显负向影响, 随着政策不确定性升高, 企业现金股利分配倾向减弱、力度下降。该效应也具备一定的经济意义, 以第(2)列和第(4)列为例, 当经济政策不确定性上升一个标准差时, 企业现金股利发放倾向和力度在平均意义上分别会下降 0.024 和 0.0071, 相当于现金股利发放倾向和力度均值的 3.48% 和 3.16%。假设  $H_1$  得到支持。

控制变量中, *Lev*、*Growth*、*Listage*、*Unshare*、*Dual*、*GGDP* 回归系数显著为负值, 意味着当负债越多、成长性越好、上市年限越久、未流通股份占比越大、董事长与总经理两职合一或国内生产总值增长率越高时, 企业更倾向于选择保守的现金股利政策; *ROA*、*Cash*、*Size*、*Mshare*、*Largest* 的回归系数显著为正, 表明盈利能力越强、现金持有越多、经营规模越大、国有控股、高管或第一大股东持股比例越高的企业采取高现金股利政策的可能性越大; 第(1)和(2)列 *SOE* 的系数在 1% 水平上显著为正值, 而第(3)和(4)列 *SOE* 系数未通过显著性检验, 折射出国有企业为了响应国家鼓励上市公司

分配现金股利的政策号召,发放现金红利的积极性更高,但政策性负担的压力使得国有企业现金股利分配力度并不明显高于非国有企业。

表 3 经济政策不确定性与企业现金股利政策

解释变量	被解释变量			
	<i>Dumdiv</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CEPU</i>	-0.0668 *** (-5.7235)	-0.0678 *** (-5.7325)	-0.0031 *** (-3.3625)	-0.0028 *** (-3.0610)
<i>Lev</i>	-2.7355 *** (-22.9216)	-3.0725 *** (-24.4503)	-0.2046 *** (-23.5277)	-0.2158 *** (-23.7229)
<i>ROA</i>	22.4205 *** (35.2469)	22.4633 *** (35.0895)	0.6906 *** (33.6622)	0.6593 *** (31.9762)
<i>Cash</i>	1.5666 *** (8.5797)	1.3666 *** (7.1291)	0.1170 *** (8.3057)	0.1306 *** (9.0692)
<i>Growth</i>	-0.1318 *** (-2.6156)	-0.1272 ** (-2.4931)	-0.0287 *** (-8.6808)	-0.0271 *** (-8.1632)
<i>Size</i>	0.7620 *** (33.3079)	0.7655 *** (32.7349)	0.0334 *** (22.6952)	0.0344 *** (23.2186)
<i>SOE</i>	0.3126 *** (6.7401)	0.3352 *** (7.0161)	0.0061 (1.6278)	0.0056 (1.4723)
<i>Listage</i>	-0.0647 *** (-17.7228)	-0.0679 *** (-17.5584)	-0.0034 *** (-12.4331)	-0.0037 *** (-12.9857)
<i>Mshare</i>	3.1406 *** (13.9141)	3.2018 *** (14.0219)	0.1379 *** (7.8950)	0.1369 *** (7.8585)
<i>Largest</i>	0.0110 *** (7.6895)	0.0111 *** (7.6151)	0.0017 *** (14.8753)	0.0017 *** (14.4263)
<i>Seperation</i>	-0.0000 (-0.0049)	0.0018 (0.6764)	0.0001 (0.6767)	0.0001 (0.5700)
<i>Unshare</i>	-1.4979 *** (-12.7735)	-1.5262 *** (-12.8634)	-0.0987 *** (-10.7561)	-0.0967 *** (-10.5660)
<i>Indep</i>	0.1861 (0.7003)	0.1271 (0.4735)	-0.0136 (-0.6397)	-0.0090 (-0.4258)
<i>Dual</i>	-0.0147 (-0.3221)	-0.0144 (-0.3122)	-0.0096 *** (-2.6490)	-0.0108 *** (-2.9819)
常数项	-14.8479 *** (-29.2515)	-15.3726 *** (-28.6781)	-0.4418 *** (-13.2547)	-0.4865 *** (-13.7065)
年度固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	是	否	是
观测值	20352	20352	20352	20352
伪 R <sup>2</sup>	0.2964	0.3049	0.1536	0.1612
F 值	3069.1647 ***	3220.3856 ***	356.8383 ***	191.0097 ***

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 水平上显著;括号内数值是双尾检验的 z 值或 t 值,下同

## 2. 稳健性检验

(1)重新衡量文中的主要研究变量。第一,部分公司为了满足证监会的配股及增发要求会派发极低股利,导致股东收益微乎其微,为了避免该影响,本文按照每股现金股利是否超过 0.05 元重

新界定现金股利分配倾向,当企业向股东发放现金股利超过每股 0.05 元时 *Dumdiv1* 取值为 1,否则取 0;参考陈运森等(2019)<sup>[10]</sup>采用绝对数衡量现金股利分配力度 *Div1*,等于 1 加现金股利分配额度后取自然对数。再次对模型(1)进行回归,结果呈现于表 4 第(1)和(2)列,*CEPU* 的回归系数分别为 -0.0297 和 -0.1241,且显著性水平为 1%。

表 4 重新测算主要研究变量

解释变量	被解释变量					
	<i>Dumdiv1</i>	<i>Div1</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CEPU</i>	-0.0297 *** (-2.6959)	-0.1241 *** (-4.1349)				
<i>CEPU1</i>			-0.0750 *** (-6.3648)	-0.0032 *** (-3.4531)		
<i>CEPU2</i>					-0.1911 *** (-7.4789)	-0.0084 *** (-4.1871)
常数项	-15.6775 *** (-31.6796)	-43.3628 *** (-36.0361)	-15.2972 *** (-28.5084)	-0.4829 *** (-13.5917)	-15.0811 *** (-27.9772)	-0.4720 *** (-13.1888)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	20352	20352	20352	20352	20352	20352
伪 R <sup>2</sup>	0.3124	0.3611	0.3052	0.1613	0.3058	0.1616
F 值	3382.2642 ***	554.6080 ***	3225.1337 ***	191.2639 ***	3228.6935 ***	192.1189 ***

其二,重新采用 Baker 等(2016)<sup>[7]</sup>提供的每个自然年度 12 个月指数的中位数再除以 100 衡量本年经济政策不确定性,设为 *CEPU1*,表 4 第(3)和(4)列展示的回归结果表明,*CEPU1* 的系数均显著为负值,与前文结论保持一致。

其三,Baker 等(2016)<sup>[7]</sup>指数仅使用香港《南华早报》一家报纸作为信息检索平台,可能存在因媒体来源单一以及缺乏内地权威媒体带来的测量误差,在此选用 Davis 等(2019)<sup>[31]</sup>基于《人民日报》和《光明日报》文章关键词构建的指数 *CEPU2* 重新度量中国经济政策不确定性,回归结果列示于表 4 第(5)和(6)列,*CEPU2* 的系数仍然显著为负值。

综上所述,重新度量模型中的主要研究变量并未改变前文结论。

(2)考虑半强制分红政策的影响。自 2001 年起,中国证监会相继出台了一系列将上市公司再融资资格与现金股利分配相挂钩的半强制分红政策(李常青等,2010)<sup>[32]</sup>,规定公司在公开增发或者配股之前必须满足一定比例的分红要求。因此,有潜在再融资需求或后续再融资计划的公司具有更强的现金股利分配倾向和更大的现金股利分配力度。为了控制半强制分红政策对公司股利行为的影响,在模型(1)中加入再融资相关变量,包括潜在再融资需求哑变量 *DumFined* 或当年增发配股哑变量 *DumSEO\_F*<sup>①</sup>,回归结果见表 5 第(1)~(4)列,*CEPU* 系数未发生实质性变化,说明加入再融资相关变量不影响前文结论。另外,以 *Dumdiv* 为被解释变量时 *DumFined* 与

① 参考马鹏飞和董竹(2019)<sup>[33]</sup>等文献度量潜在再融资需求,当营业收入增长率大于当年所有上市公司的中位数且经营现金流小于中位数时 *DumFined* 取值为 1,否则为 0;当下一年度有增发或配股等再融资行为时 *DumSEO\_F* 取 1,否则取 0。



*DumSEO\_F* 的系数显著为正,以 *Div* 为被解释变量时 *DumFineed* 与 *DumSEO\_F* 的系数为负值,即半强制分红政策提升了有再融资需求上市公司的现金股利分配倾向,但却拉低了分配力度,这意味着上市公司为了获得再融资资格仅选择派发证监会规定的最低门槛股利,与刘星等(2016)<sup>[34]</sup>的研究发现一致。

表 5 考虑半强制分红政策的影响

解释变量	被解释变量							
	加入潜在再融资需求哑变量		加入下年增发配股哑变量		删除有潜在再融资需求的观测值		删除下年有增发配股的观测值	
	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CEPU</i>	-0.0690*** (-5.8190)	-0.0028*** (-3.0552)	-0.0979*** (-7.4744)	-0.0056*** (-5.6426)	-0.0828*** (-6.0790)	-0.0037*** (-3.4453)	-0.1066*** (-7.5705)	-0.0058*** (-5.3694)
<i>DumFineed</i>	0.1907*** (3.9107)	-0.0018 (-0.4641)						
<i>DumSEO_F</i>			0.1124* (1.7495)	-0.0118** (-2.4211)				
常数项	-15.7964*** (-28.6096)	-0.4828*** (-13.2382)	-13.1222*** (-20.5102)	-0.3208*** (-7.2634)	-15.4042*** (-24.2287)	-0.4941*** (-11.7884)	-12.7928*** (-18.8527)	-0.3069*** (-6.4714)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	20352	20352	16221	16221	15624	15624	14296	14296
伪 R <sup>2</sup>	0.3056	0.1613	0.2853	0.1444	0.3225	0.1710	0.2862	0.1487
F 值	3246.5646***	185.6425***	2526.2534***	121.2262***	2488.2624***	162.1286***	2246.7042***	115.7578***

进一步地,为了剔除半强制分红政策对研究结论可能造成的干扰,直接删除有潜在再融资需求 (*DumFineed* = 1) 或下年有增发配股 (*DumSEO\_F* = 0) 的公司观测值,利用筛选后的样本重新检验,表 5 第(5)~(8)列展示的回归结果仍然支持前文结论。

(3) 排除其他分配方式的干扰。基于节省现金流、市值管理或减轻税负等方面考虑,上市公司可能选择发放股票股利、转增股本或者回购股份等方式替代现金股利,这些分配行为可能误导本文研究结论,在此剔除发放股票股利、转增股本或回购股份的样本观测后再次对模型(1)进行回归,结果如表 6 所示,排除其他分配方式的影响后经济政策不确定性对公司现金股利分配倾向及力度的负向作用依然存在。

表 6 排除其他分配方式的干扰

解释变量	被解释变量			
	删除发放股票股利、转增股本的样本		删除回购股份的样本	
	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CEPU</i>	-0.0608*** (-4.8622)	-0.0022** (-2.2298)	-0.0552*** (-4.2680)	-0.0028*** (-2.7524)
常数项	-15.9968*** (-28.5345)	-0.5577*** (-14.8937)	-16.0257*** (-27.8125)	-0.5169*** (-13.6767)
控制变量	控制	控制	控制	控制

续表 6

解释变量	被解释变量			
	删除发放股票股利、转增股本的样本		删除回购股份的样本	
	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
年度/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	17459	17459	17534	17534
伪 R <sup>2</sup>	0.3035	0.1780	0.3034	0.1626
F 值	2890.6010 ***	191.0901 ***	2862.5424 ***	166.0201 ***

(4)解决内生性问题。本文分别采用 Tobit 回归模型法、面板数据法、滞后解释变量法、工具变量法以及倾向性得分匹配法五种方法缓解因模型设定偏差、遗漏变量、反向因果关系、内生解释变量、样本选择偏差等导致的内生性问题。

第一,现金股利分配力度 *Div* 存在一定的截尾现象,在此重新采用 Tobit 回归来验证本文的假设,结果见表 7 第(1)列,*CEPU* 的回归系数在 1% 水平上显著为负值。

表 7 Tobit 回归及面板数据回归

解释变量	被解释变量		
	Tobit 回归模型	固定效应 Logit 回归模型	固定效应回归模型
	<i>Div</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>CEPU</i>	-0.0056 *** (-4.2452)	-0.1941 *** (-9.1853)	-0.0053 *** (-4.8316)
常数项	-1.1951 *** (-21.8686)	—	-0.5856 *** (-6.0413)
控制变量	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是
观测值	20352	12203	20352
伪 R <sup>2</sup>	0.2785	0.2856	0.0508
F 值	184.8118 ***	2804.3277 ***	30.5072 ***

第二,为了控制不可观测因素的影响,缓解遗漏变量问题,分别使用面板数据固定效应 Logit 回归及固定效应回归对模型(1)进行估计,表 7 第(2)和(3)列展示了回归结果,*CEPU* 的系数依然显著为负。

第三,为了克服反向因果关系可能导致的内生性问题,对模型(1)中的经济政策不确定性和其他控制变量均采用滞后一期处理,再次回归的结果如表 8 第(1)和(2)列所示,*CEPU* 的回归系数与前文无显著差异。

表 8 滞后解释变量法及工具变量法

解释变量	被解释变量						
	滞后解释变量		工具变量法			倾向性得分匹配法	
	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>CEPU</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>USEPU</i>			2.9051 *** (169.1166)				

续表 8

解释变量	被解释变量						
	滞后解释变量		工具变量法			倾向性得分匹配法	
	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>CEPU</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>CEPU</i>	-0.0878 *** (-7.3779)	-0.0043 *** (-4.3083)		-0.1787 *** (-10.3414)	-0.0088 *** (-6.7007)	-0.1177 *** (-4.9418)	-0.0021 * (-1.9335)
常数项	-10.4383 *** (-17.8232)	-0.3913 *** (-8.8308)	-1.0907 *** (-35.1549)	-13.6717 *** (-24.1704)	-0.3966 *** (-10.2648)	-21.2862 *** (-16.5798)	-0.0126 (-0.2783)
控制变量	控制	控制	不控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业 固定效应	是	是	否	是	是	是	是
观测值	15988	15988	20352	20352	20352	14936	14936
伪 R <sup>2</sup>	0.2050	0.1389	0.5843	0.3080	0.1627	0.3198	0.0684
F 值	2186.8230 ***	112.8435 ***	28600.4308 ***	3230.0862 ***	193.7269 ***	1132.3099 ***	41.1906 ***

第四,工具变量法的关键在于选择合适的工具变量,美国是世界第一大经济体,其各项宏观政策的波动往往会波及其他国家,新兴国家的利率和汇率等宏观变量的变化通常与美国货币政策的出台和调整有关,但相比之下中国经济政策波动对美国政策的影响较小,而且美国经济政策不确定性仅通过影响中国经济政策不确定性进而作用于中国企业的股利分配行为。因此,参考王义中和宋敏(2014)<sup>[35]</sup>的做法,选择美国经济政策不确定性指数 *USEPU* 作为中国经济政策不确定性的工具变量,采用工具变量法重新对模型(1)进行回归。由表 8 第(3)~(5)列可知,第一阶段回归中 *USEPU* 的系数等于 2.9051(显著性水平为 1%),说明中国经济政策不确定性与美国经济政策不确定性正相关;第二阶段回归结果显示 *CEPU* 的系数仍然显著为负数,前文结论不变。

第五,采用倾向性得分匹配法 PSM 寻找配对样本再次进行检验。具体包括以下几个步骤:首先根据年份、行业和资产规模构建企业是否分配现金股利的概率模型,并通过回归获得选择模型系数,然后依据系数计算每家企业分配现金股利的概率得分,接着按照一对二匹配原则为每个发放现金股利的样本(处理组)挑选出概率得分与之最接近的未发放现金股利的观测值(控制组)作为其配对样本,最终实现成功配对的样本为 14936 个。使用配对样本对模型(1)进行回归的结果见表 8 第(6)和(7)列,除因样本量减少导致 *CEPU* 的系数显著性水平稍微有所下降之外与前文结论无实质性差别。

### 3. 时间趋势检验

上文证实了高经济政策不确定性会抑制企业现金股利分配,那么这种效应是短期的还是长期的?未来几年企业是否会选择高股利政策以安抚投资者还是会因“一朝被蛇咬、十年怕井绳”而采取持续稳健的股利政策调整?在此对经济政策不确定性影响企业现金股利政策的时间趋势进行检验。回归结果如表 9 所示,经济政策不确定性对股利决策的影响具有持续性,说明不稳定的政策环境会改变企业管理层对待风险的态度,随着经济政策不确定性上升,企业管理者的风险厌恶程度增加,其在未来三年内均会选择更为保守的现金股利政策。

### 4. 异质性分析

当宏观经济下行时企业经营受到不利影响,具体表现为市场需求萎靡及产品销售收入下降、单位生产成本因产量缩减而增加等,这些因素均可能引起企业现金流的大幅波动,甚至引发破产风险(黄兴李等,2014)<sup>[36]</sup>。此外,宏观经济不景气导致外部资金持有者对企业发展持悲观预期,故而投

资意愿不足,使得企业对外融资受阻。特别地,当宏观经济增速放缓时,政府为了刺激经济增长会适时调整各项政策法规等,致使政策不确定性上升,此时宏观经济下行与政策不确定性风险相互叠加,企业经营波动与融资约束进一步加剧。该情形下企业为了应对现金流短缺及融资约束问题,现金股利派发的倾向性和力度越弱。为了实证检验宏观经济状况对经济政策不确定性与企业现金股利政策关系的影响,按照国内生产总值增长率 *GGDP* 的中位数将全体样本划分为宏观经济状况较好组和宏观经济状况较差组,对模型(1)进行分组回归的结果如表 10 所示。宏观经济状况较好组 *CEPU* 的回归系数均显著为正值,而宏观经济状况较差组 *CEPU* 的系数均显著为负,*Suest* 检验 *chi2* 值分别等于 38.09 和 31.99,说明与宏观经济状况较好时相比,宏观经济状况较差时经济政策不确定性对企业现金股利政策的负向影响更加明显。

表 9 时间趋势检验

解释变量	被解释变量					
	<i>Dumdiv_F</i>	<i>Dumdiv_F2</i>	<i>Dumdiv_F3</i>	<i>Div_F</i>	<i>Div_F2</i>	<i>Div_F3</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CEPU</i>	-0.0911*** (-7.7030)	-0.1591*** (-7.3069)	-0.2178*** (-7.9745)	-0.0044*** (-4.4906)	-0.0072*** (-3.7873)	-0.0106*** (-4.2909)
常数项	-10.4108*** (-17.9247)	-8.6191*** (-13.7934)	-7.2611*** (-10.8871)	-0.4006*** (-9.1050)	-0.4226*** (-8.3274)	-0.4139*** (-7.3747)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	16155	13234	11161	16155	13234	11161
伪 R <sup>2</sup>	0.2043	0.1519	0.1305	0.1383	0.1196	0.1090
F 值	2225.3620***	1555.7352***	1202.9377***	113.5336***	74.4287***	54.5345***

表 10 宏观经济状况的调节效应检验

解释变量	被解释变量			
	宏观经济状况较好组	宏观经济状况较差组	宏观经济状况较好组	宏观经济状况较差组
	<i>Dumdiv</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CEPU</i>	0.1490*** (4.9821)	-0.0611*** (-3.7576)	0.0110*** (4.6527)	-0.0041*** (-3.2772)
常数项	-17.8060*** (-26.9673)	-14.4364*** (-17.7599)	-0.6048*** (-13.5023)	-0.4107*** (-7.7781)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应①	是	是	是	是
观测值	11307	9045	11307	9045
伪 R <sup>2</sup>	0.2831	0.3405	0.1384	0.2004
F 值	1924.3266***	1291.2773***	90.1843***	121.7607***
<i>Suest</i> 检验	$\beta_{CEPU(宏观经济状况较好组)} - \beta_{CEPU(宏观经济状况较差组)} = 0$ <i>chi2</i> = 38.09***		$\beta_{CEPU(宏观经济状况较好组)} - \beta_{CEPU(宏观经济状况较差组)} = 0$ <i>chi2</i> = 31.99***	

与国有企业不同,非国有企业与政府之间不存在天然的政治联系,其获取政策信息的途径较少,对宏观经济政策的把握很难到位,特别在经济政策不确定背景下,非国有企业在信息捕捉方面

① 由于宏观经济状况分组变量 *GGDP* 即为本文的年度固定效应变量,因此分组回归时未控制年度固定效应。

的劣势更突出,频繁变更的经济政策对其发展规划及经营策略的干扰更大,经营现金流波动更加明显。再者,在股票发行受到严格管制的制度环境中,银行借款成为企业融资的主要渠道,而独特的金融体制决定了不同产权性质的企业在争取银行信贷资金方面的难度存在显著差异,非国有企业破产风险高且无政府作为隐形担保,其在与金融机构的信贷关系中通常处于被动及弱势地位(Allen等,2005)<sup>[37]</sup>,尤其在经济政策不确定背景下,银行的“自我保险”意识进一步增强,更倾向于将有限的信贷资源分配至偿债风险较小的国有企业,导致非国有企业的融资约束问题更为严重。据此可以合理推测,与国有企业相比,经济政策不确定背景下非国有企业为了缓冲内外部现金流紧张状况,会采取更加保守的现金股利政策。为了验证企业产权性质对经济政策不确定性与企业现金股利政策关系的调节效应,将全体样本分为国有企业组和非国有企业组,并对模型(1)进行分组回归。由表11第(1)和(2)列可知,国有企业组无论在CEPU系数值大小还是显著性水平上均低于非国有企业组,Suest检验chi2值为3.44,这意味着与国有企业相比,经济政策不确定性对非国有企业现金股利分配倾向的负向影响更加明显,与上文预期一致。第(3)和(4)列CEPU的系数分别等于-0.0011和-0.0034,Suest检验显示chi2值不显著,表明经济政策不确定性对企业现金股利分配力度的影响在国有企业组与非国有企业组无显著差异。可能原因在于,虽然与非国有企业相比,经济政策不确定背景下国有企业经营风险及融资约束较小,但频繁变更的经济政策导致国有企业无法明确预知未来需要承担的社会责任,为了储备足够的资金用于承担政策性任务,当经济政策不确定性上升时,国有企业与非国有企业一样会降低现金股利发放力度,且两类企业无显著差异。

表 11 企业产权性质的调节效应检验

解释变量	被解释变量			
	国有企业组	非国有企业组	国有企业组	非国有企业组
	<i>Dumdiv</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
CEPU	-0.0407** (-2.0974)	-0.0865*** (-5.6805)	-0.0011 (-0.7618)	-0.0034*** (-2.8182)
常数项	-15.2361*** (-19.4824)	-15.7441*** (-20.8304)	-0.6468*** (-13.0000)	-0.3282*** (-6.3835)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	8389	11963	8389	11963
伪R <sup>2</sup>	0.2991	0.3210	0.1773	0.1652
F值	1312.2821***	2024.0308***	94.5167***	122.9404***
Suest检验	$\beta_{CEPU(国有企业组)} - \beta_{CEPU(非国有企业组)} = 0$ chi2 = 3.44*		$\beta_{CEPU(国有企业组)} - \beta_{CEPU(非国有企业组)} = 0$ chi2 = 1.56	

### 5. 内在机制检验

(1)风险应对机制。不稳定的外部环境会加大企业经营风险,为了缓冲经济政策不确定性带来的风险,企业倾向于选择保守的现金股利政策。为了验证风险因素在经济政策不确定性影响企业股利政策中所起的中介作用,借鉴Faccio等(2011)<sup>[38]</sup>的研究,采用企业盈利能力的波动性来衡量业绩风险*Risk*,具体包括前三年总资产报酬率和净资产收益率的标准差,设为*Risk1*和*Risk2*,构建模型(2)以检验经济政策不确定性对企业风险的影响,模型(3)在模型(1)的基础上加入风险变量。

$$Risk = \beta_0 + \beta_1 CEPU + \beta_2 Lev + \beta_3 ROA + \beta_4 Cash + \beta_5 Growth + \beta_6 Size + \beta_7 SOE + \beta_8 Listage + \beta_9 Mshare + \beta_{10} Largest + \beta_{11} Seperation + \beta_{12} Unshare + \beta_{13} Indep + \beta_{14} Dual + \beta_{15} GGDP + \beta_{16} Ind + \varepsilon \quad (2)$$

$$Dumdiv(Div) = \beta_0 + \beta_1 CEPU + \beta_2 Risk + \beta_3 Lev + \beta_4 ROA + \beta_5 Cash + \beta_6 Growth + \beta_7 Size + \beta_8 SOE + \beta_9 Listage + \beta_{10} Mshare + \beta_{11} Largest + \beta_{12} Seperation + \beta_{13} Unshare + \beta_{14} Indep + \beta_{15} Dual + \beta_{16} GGDP + \beta_{17} Ind + \varepsilon \quad (3)$$

具体检验结果如表 12 所示,第(1)~(3)列以 *Risk1* 作为风险因素的度量指标,第(1)列 *CEPU* 的系数为正值且显著性水平为 1%,表明经济政策不确定性会增加企业总资产报酬率的波动性,加剧企业经营风险;第(2)和(3)列中 *Risk1* 的回归系数显著为负,说明风险因素是企业缩减现金股利支付的重要考量,*CEPU* 的系数至少在 10% 左右的水平上显著为负数,表明在控制经营风险的情况下,经济政策不确定性对企业现金股利政策的影响效应仍然存在,但该系数绝对值和显著性水平均低于未控制经营风险时的回归结果,这意味着经营风险是经济政策不确定性影响企业现金股利政策的部分中介变量。第(4)~(6)列以 *Risk2* 衡量企业风险得到了相似的检验结果,风险应对机制得以证实。

表 12 风险应对机制检验

解释变量	被解释变量					
	<i>Risk1</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Risk2</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CEPU</i>	0.0015 *** (8.8061)	-0.0574 *** (-4.5875)	-0.0015 (-1.6080)	0.0026 *** (6.9476)	-0.0631 *** (-5.0374)	-0.0018 * (-1.9489)
<i>Risk1</i>		-22.6663 *** (-26.3139)	-0.9132 *** (-24.1637)			
<i>Risk2</i>					-12.3519 *** (-26.3821)	-0.4071 *** (-25.6412)
常数项	0.1483 *** (20.4732)	-13.1143 *** (-23.9117)	-0.3511 *** (-9.8489)	0.3531 *** (20.2536)	-13.1397 *** (-23.6533)	-0.3427 *** (-9.5788)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	20352	20352	20352	20352	20352	20352
伪 R <sup>2</sup>	0.1668	0.3506	0.1816	0.2257	0.3606	0.1812
F 值	66.8178 ***	3304.6507 ***	214.0369 ***	69.6328 ***	3104.2442 ***	213.4572 ***

(2) 融资约束机制。经济政策不确定性会进一步加剧企业融资约束,融资约束意味着企业对外融资困难或者必须承担更高的融资成本,致使管理层不得不选择更低的现金股利政策以满足内源融资的需要。在此分别采用股权融资成本 *Equitycost*<sup>①</sup> 和债务融资成本 *Debtcost*<sup>②</sup> 作为企业融资约束 *Finconstraints* 的代理变量,并构建模型(4)和模型(5)用于检验融资约束在经济政策不确定性与企业股利政策关系中所起的中介作用,其中模型(4)验证经济政策不确定性对企业融资约束的

① *Equitycost* 变量根据 Easton 模型计算,具体地,  $Equitycost = \sqrt{(t+2 \text{ 期预测每股收益} - t+1 \text{ 期预测每股收益})/t \text{ 期每股股价}}$ 。

② *Debtcost* = 利息支出/负债总额。

影响,模型(5)在模型(1)的基础上加入融资约束变量。

$$Finconstraints = \beta_0 + \beta_1 CEPU + \beta_2 Lev + \beta_3 ROA + \beta_4 Cash + \beta_5 Growth + \beta_6 Size + \beta_7 SOE + \beta_8 Listage + \beta_9 Mshare + \beta_{10} Largest + \beta_{11} Seperation + \beta_{12} Unshare + \beta_{13} Indep + \beta_{14} Dual + \beta_{15} GGDP + \beta_{16} Ind + \varepsilon \quad (4)$$

$$Dumdiv(Div) = \beta_0 + \beta_1 CEPU + \beta_2 Finconstraints + \beta_3 Lev + \beta_4 ROA + \beta_5 Cash + \beta_6 Growth + \beta_7 Size + \beta_8 SOE + \beta_9 Listage + \beta_{10} Mshare + \beta_{11} Largest + \beta_{12} Seperation + \beta_{13} Unshare + \beta_{14} Indep + \beta_{15} Dual + \beta_{16} GGDP + \beta_{17} Ind + \varepsilon \quad (5)$$

表 13 列示了回归结果,第(1)~(3)列以 *Equitycost* 作为融资约束的代理变量,第(1)列 *CEPU* 的回归系数等于 0.0057 且在 1% 水平上通过显著性检验,说明在其他条件一定的情况下,经济政策不确定性越高时,企业股权融资成本越高;第(2)和(3)列 *Equitycost* 的系数至少在 5% 水平上显著为负,表明股权融资成本越高的企业越倾向于选择低现金股利政策,*CEPU* 系数不显著,这意味着股权融资成本是经济政策不确定性影响企业现金股利政策的完全中介变量。第(4)~(6)列以 *Debtcost* 作为融资约束的代理变量,第(4)列 *CEPU* 的回归系数在 1% 水平上显著为正值,说明经济政策不确定性加重了企业债务融资成本负担;第(5)和(6)列 *Debtcost* 的系数小于 0 且通过显著性检验,可见债务融资成本越高的企业现金股利政策越保守,*CEPU* 系数均显著为负数,表明在控制债务融资约束的情况下,经济政策不确定性对企业现金股利政策的影响效应仍然存在,但该系数绝对值和显著性水平均低于未控制债务融资约束时的回归结果,说明债务融资成本是经济政策不确定性影响企业现金股利政策的部分中介变量。融资约束机制成立。

表 13 融资约束机制检验

解释变量	被解释变量					
	<i>Equitycost</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>	<i>Debtcost</i>	<i>Dumdiv</i>	<i>Div</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CEPU</i>	0.0057 *** (8.2735)	-0.0134 (-0.3638)	0.0007 (0.2390)	0.0004 *** (3.9288)	-0.0675 *** (-5.6674)	-0.0026 *** (-2.8014)
<i>Equitycost</i>		-2.7253 *** (-4.3075)	-0.1048 ** (-1.9986)			
<i>Debtcost</i>					-11.9134 *** (-11.1294)	-0.6699 *** (-9.1092)
常数项	0.0076 (0.4225)	-14.2808 *** (-13.6481)	-0.3649 *** (-5.0783)	0.0526 *** (14.4550)	-14.8476 *** (-27.6241)	-0.4512 *** (-12.6782)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	6627	6627	6627	20352	20352	20352
伪 R <sup>2</sup>	0.0872	0.2283	0.1209	0.4045	0.3109	0.1653
F 值	21.5254 ***	935.6320 ***	39.4693 ***	236.3114 ***	3191.6928 ***	186.9950 ***

(3)经营业绩机制。高经济政策不确定性会抑制企业现金股利分配,该结果还可能存在另外一种解释,即经济政策不确定性影响了企业经营行为最终导致业绩变差从而无法进行股利分配,现金股利分配下降可能并不是企业主观选择的结果,而是被迫做出的决定。事实上,当经济政策呈现较大不确定性时,企业无法对未来政策走向形成稳定预期,难以制订长远发展规划,致使经营业绩

发生波动,但这并不必然导致企业绩效下降甚至出现亏损。因此,经济政策不确定性通过负向影响企业业绩从而作用于现金股利分配行为,这一影响机制从逻辑上不成立。为了获得更为严谨的实证证据,本文采用企业净利润  $LnNetprofit$ <sup>①</sup> 及其哑变量  $DumNetprofit$ <sup>②</sup> 衡量经营业绩  $Performance$ , 并构建如下模型(6)和模型(7)进行检验,其中模型(6)用于检验经济政策不确定性对企业经营业绩的影响,模型(7)在模型(1)的基础上加入经营业绩变量。

$$Performance = \beta_0 + \beta_1 CEPU + \beta_2 Lev + \beta_3 ROA + \beta_4 Cash + \beta_5 Growth + \beta_6 Size + \beta_7 SOE + \beta_8 Listage + \beta_9 Mshare + \beta_{10} Largest + \beta_{11} Seperation + \beta_{12} Unshare + \beta_{13} Indep + \beta_{14} Dual + \beta_{15} GGDP + \beta_{16} Ind + \varepsilon \quad (6)$$

$$Dumdiv(Div) = \beta_0 + \beta_1 CEPU + \beta_2 Performance + \beta_3 Lev + \beta_4 ROA + \beta_5 Cash + \beta_6 Growth + \beta_7 Size + \beta_8 SOE + \beta_9 Listage + \beta_{10} Mshare + \beta_{11} Largest + \beta_{12} Seperation + \beta_{13} Unshare + \beta_{14} Indep + \beta_{15} Dual + \beta_{16} GGDP + \beta_{17} Ind + \varepsilon \quad (7)$$

回归结果如表 14 所示,第(1)列和第(4)列  $CEPU$  的回归系数不显著,说明经济政策不确定性对企业经营业绩无显著影响,否定了经营业绩机制。此外,后文经济后果研究表明,经济政策不确定性背景下企业选择保守的现金股利政策不仅有助于平滑现金流波动以及缓解因融资约束导致的投资不足问题,而且对企业价值具有积极正向影响,这也间接证明了经济政策不确定性上升时企业缩减现金股利支付并非因业绩下滑被迫做出的决定,而是为了应对经营风险及降低对外部融资依赖的主动选择。

表 14 经营业绩机制检验

解释变量	被解释变量					
	$LnNetprofit$	$Dumdiv$	$Div$	$DumNetprofit$	$Dumdiv$	$Div$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$CEPU$	0.0001 (0.8868)	-0.0735 *** (-6.1894)	-0.0028 *** (-3.0695)	0.0352 (0.9154)	-0.0785 *** (-6.3555)	-0.0031 *** (-3.4193)
$LnNetprofit$		61.9166 *** (3.9196)	0.1276 * (1.6787)			
$DumNetprofit$					2.3832 *** (21.8154)	0.1821 *** (36.6203)
常数项	-0.1329 *** (-21.5003)	-13.1382 *** (-19.9867)	-0.4695 *** (-12.4300)	-3.2541 ** (-2.3111)	-17.6061 *** (-30.4928)	-0.5605 *** (-16.0998)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	20352	20352	20352	20352	20352	20352
伪 R <sup>2</sup>	0.2372	0.3091	0.1613	0.8570	0.3335	0.1992
F 值	79.3253 ***	3101.7935 ***	185.4942 ***	1054.2609 ***	3424.1739 ***	370.2676 ***

### 五、经济后果研究

前文研究结果表明,随着经济政策不确定性上升,企业现金股利分配倾向和力度均有所下降,其内在逻辑在于不稳定的经济政策环境加大了企业内部经营风险并加剧了外部融资约束,为了缓

①  $LnNetprofit = \ln(1 + \text{净利润}/10000000000)$ 。

② 当净利润大于 0 时,  $DumNetprofit$  取值为 1, 否则为 0。



冲经济政策不确定性带来的业绩波动风险并降低对外部融资的依赖程度,企业倾向于缩减现金股利支付。那么该行为能否起到预期的经济效果?具体来讲,经济政策不确定性背景下企业选择保守的现金股利政策是否有助于平滑现金流波动以及缓解因融资约束导致的投资不足问题,进而实现价值最大化的财务管理目标?这值得进一步深入研究,鉴于此,本文构建如下模型:

$$CF\_sd\_F(CF\_sd\_F2) = \beta_0 + \beta_1 CEPU \times Dumdiv(Div) + \beta_2 CEPU + \beta_3 Dumdiv(Div) + \beta_4 Lev + \beta_5 ROA\_sd + \beta_6 Growth + \beta_7 Size + \beta_8 SOE + \beta_9 Listage + \beta_{10} Mshare + \beta_{11} Largest + \beta_{12} Seperation + \beta_{13} Unshare + \beta_{14} Indep + \beta_{15} Dual + \beta_{16} GGDP + \beta_{17} CF\_sd + \beta_{18} Ind + \varepsilon \quad (8)$$

$$Ineffinv\_F(Ineffinv\_F2) = \beta_0 + \beta_1 CEPU \times Dumdiv(Div) + \beta_2 CEPU + \beta_3 Dumdiv(Div) + \beta_4 Tang + \beta_5 Lev + \beta_6 ROA + \beta_7 Cash + \beta_8 Growth + \beta_9 Size + \beta_{10} SOE + \beta_{11} Listage + \beta_{12} Mshare + \beta_{13} Largest + \beta_{14} Seperation + \beta_{15} Unshare + \beta_{16} Indep + \beta_{17} Dual + \beta_{18} GGDP + \beta_{19} Ineffinv + \beta_{20} Ind + \varepsilon \quad (9)$$

$$Tobinsq\_F(Tobinsq\_F2) = \beta_0 + \beta_1 CEPU \times Dumdiv(Div) + \beta_2 CEPU + \beta_3 Dumdiv(Div) + \beta_4 Lev + \beta_5 ROA + \beta_6 Cash + \beta_7 Growth + \beta_8 Size + \beta_9 SOE + \beta_{10} Listage + \beta_{11} Mshare + \beta_{12} Largest + \beta_{13} Seperation + \beta_{14} Unshare + \beta_{15} Indep + \beta_{16} Dual + \beta_{17} GGDP + \beta_{18} Tobinsq + \beta_{19} Ind + \varepsilon \quad (10)$$

模型(8)、模型(9)、模型(10)中被解释变量分别为未来一期和未来两期的现金流波动  $CF\_sd$ 、非效率投资  $Ineffinv$  和企业价值  $Tobinsq$ <sup>①</sup>,控制变量中  $Tang$  表示有形资产占比,其他变量定义同上。表 15 中  $CEPU \times Dumdiv$  以及  $CEPU \times Div$  的回归系数至少在 5% 水平上显著为正值,说明经济政策不确定性升高时,企业选择保守的现金股利政策有助于平滑现金流波动,缓冲内部经营风险。表 16 中  $CEPU \times Dumdiv$  及  $CEPU \times Div$  的系数均为正,投资不足样本组中该回归系数至少在 10% 水平上通过显著性检验,这意味着经济政策不确定性背景下企业缩减现金股利的行为有利于降低非效率投资程度,尤其能够缓解投资不足问题。

表 15 经济后果之现金流波动

解释变量	被解释变量			
	$CF\_sd\_F$	$CF\_sd\_F2$	$CF\_sd\_F$	$CF\_sd\_F2$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$CEPU \times Dumdiv$	0.0009** (2.3758)	0.0024** (2.0919)		
$CEPU \times Div$			0.0021*** (2.7237)	0.0054** (2.5234)
$CEPU$	-0.0020*** (-5.0822)	-0.0056*** (-4.8590)	-0.0018*** (-5.8057)	-0.0050*** (-6.1149)
$Dumdiv$	-0.0032* (-1.7626)	-0.0097*** (-2.6940)		
$Div$			-0.0053 (-1.4945)	-0.0134* (-1.9588)

① 现金流波动  $CF\_sd$  等于前三年企业现金流的标准差,非效率投资  $Ineffinv$  借鉴 Richardson(2006)<sup>[39]</sup>的方法采用实际投资偏离正常投资的残差衡量,企业价值  $Tobinsq$  为取自然对数后的托宾 Q 值。

续表 15

解释变量	被解释变量			
	<i>CF_sd_F</i>	<i>CF_sd_F2</i>	<i>CF_sd_F</i>	<i>CF_sd_F2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	0.1270 *** (9.9764)	0.2578 *** (14.2343)	0.1274 *** (9.9999)	0.2616 *** (14.4285)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	9919	7682	9919	7682
R <sup>2</sup>	0.5561	0.2643	0.5562	0.2640
F 值	107.7544 ***	38.6522 ***	107.9366 ***	38.8673 ***

表 16 经济后果之非效率投资

解释变量	被解释变量							
	全样本	投资不足样本	全样本	投资不足样本	全样本	投资不足样本	全样本	投资不足样本
	<i>Ineffinv_F</i>	<i>Ineffinv_F</i>	<i>Ineffinv_F2</i>	<i>Ineffinv_F2</i>	<i>Ineffinv_F</i>	<i>Ineffinv_F</i>	<i>Ineffinv_F2</i>	<i>Ineffinv_F2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CEPU × Dumdiv</i>	0.0017 (1.4109)	0.0012 *** (2.7585)	0.0031 (1.2867)	0.0026 *** (2.8974)				
<i>CEPU × Div</i>					0.0031 * (1.7806)	0.0011 * (1.6494)	0.0060 * (1.7759)	0.0035 ** (2.2451)
<i>CEPU</i>	-0.0069 *** (-4.7497)	-0.0053 *** (-11.4104)	-0.0134 *** (-4.9212)	-0.0117 *** (-11.8356)	-0.0064 *** (-6.1580)	-0.0047 *** (-12.5683)	-0.0125 *** (-7.0069)	-0.0107 *** (-13.9216)
<i>Dumdiv</i>	-0.0129 *** (-3.2802)	-0.0106 *** (-5.5662)	-0.0157 ** (-2.3917)	-0.0126 *** (-4.5022)				
<i>Div</i>					-0.0254 *** (-4.5538)	-0.0142 *** (-4.3746)	-0.0270 *** (-3.0571)	-0.0171 *** (-3.3161)
常数项	0.4170 *** (6.4891)	0.3139 *** (17.9619)	0.4466 *** (6.1133)	0.3271 *** (17.2188)	0.4192 *** (6.5582)	0.3164 *** (18.0465)	0.4504 *** (6.1579)	0.3291 *** (17.2960)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	16085	10056	13167	8203	16085	10056	13167	8203
R <sup>2</sup>	0.0334	0.1365	0.0361	0.1220	0.0335	0.1349	0.0358	0.1201
F 值	21.5874 ***	25.0072 ***	20.7602 ***	22.0709 ***	21.7328 ***	25.3899 ***	20.7021 ***	21.8343 ***

由表 17 可知,第(1)和(3)列 *CEPU × Dumdiv* 及 *CEPU × Div* 的回归系数未通过显著性检验,第(2)和(4)列 *CEPU × Dumdiv* 及 *CEPU × Div* 系数至少在 5% 水平上显著为负,表明政策不确定背景下企业选择保守现金股利政策对股利宣告当期的托宾 Q 值无影响,但有助于提升股利宣告后一期的托宾 Q 值,这意味着经济政策不确定性上升时,企业缩减现金股利支付的决策得到了外部投资者的认可,对企业价值具有积极正面影响。结合第(3)和(4)列 *Div* 系数均显著为正以及上文内在机制的检验结果可以得出,政策不确定性加剧了企业经营风险及外部融资约束,此时为了缓冲业绩波动风险并降低对外部融资的依赖程度,缩减股利支付就成为了企业最优选择,尽管

投资者对积极股利政策有所期待,但是他们依然能够理解政策不确定环境下企业缩减现金股利的行为。

表 17 经济后果之企业价值

解释变量	被解释变量			
	<i>Tobinsq_F</i>	<i>Tobinsq_F2</i>	<i>Tobinsq_F</i>	<i>Tobinsq_F2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CEPU</i> × <i>Dumdiv</i>	0.0005 (0.2427)	-0.0121** (-2.1762)		
<i>CEPU</i> × <i>Div</i>			-0.0042 (-0.9050)	-0.0305*** (-2.5853)
<i>CEPU</i>	-0.0212*** (-9.8481)	-0.0659*** (-11.9195)	-0.0195*** (-10.5155)	-0.0668*** (-14.8437)
<i>Dumdiv</i>	-0.0057 (-0.6212)	0.0155 (1.0146)		
<i>Div</i>			0.0556*** (2.9935)	0.1576*** (4.9548)
常数项	2.3345*** (30.9270)	3.8890*** (35.8879)	2.3367*** (30.9364)	3.9100*** (36.2123)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	16221	13325	16221	13325
R <sup>2</sup>	0.6838	0.4945	0.6841	0.4957
F 值	876.6845***	387.7664***	882.5519***	390.7736***

## 六、研究结论与启示

### 1. 研究结论

股利政策一直是财务学界广泛关注的热点话题,现有文献基于不同视角探讨了企业现金股利决策的影响因素,然而迄今为止“股利之谜”仍未解开。本文基于中国特殊的制度背景,考察经济政策不确定性下企业股利行为的具体表现、内在逻辑及经济后果等问题,以期从宏观政策角度揭示中国企业现金股利分配之谜。

以 2009—2020 年在沪、深两市上市交易的全部 A 股公司为样本进行实证检验,结果显示:随着经济政策不确定性升高,企业现金股利分配倾向减弱、力度下降,高经济政策不确定性抑制了企业现金股利分配,且该抑制效应具有一定的持续性。宏观经济状况越差或企业为非国有控股时,经济政策不确定性对企业现金股利政策的负向影响越明显。由内在逻辑分析可知,经济政策频繁变更使企业面临严重的内部经营风险和外部融资约束,管理层基于应对风险以及降低对外部融资依赖度的动机,倾向于将更多资金保留在企业内部而非分配给投资者,导致现金股利发放减少,风险应对观点和融资约束观点得以证实。经济后果分析表明,经济政策不确定性背景下企业选择保守的现金股利政策有助于平滑现金流波动并缓解投资不足问题,尽管外部投资者对积极股利政策有所

期待,但经济政策不确定性上升时企业缩减现金股利支付的行为依然得到了投资者的认可,对企业价值具有积极正面影响。

## 2. 启示

为了保护中小投资者的合法权益,自2001年开始中国证监会陆续出台各项政策,鼓励上市公司积极分红,然而成效不甚显著。中国上市公司仍然存在“连续多年不分红”“异常低派现”“分配连续性和稳定性差”等现象,其背后的原因是什么?本文发现宏观环境不稳定时期企业非正常派现行为更为普遍,随着经济政策不确定性上升,企业更倾向于制定保守的股利政策,降低现金股利分配。本文研究结论无论对企业管理层还是政府监管部门均具有一定的启示作用。

在企业方面,首先,管理层需辩证看待股利分配问题,一方面,要认清现金股利是广大投资者分享企业经营成果的重要途径,同时也是管理层履行受托责任的具体体现,应树立积极主动回报投资者的意识;但另一方面,能否真正实施高股利政策还需结合企业所处的外部宏观环境并考虑企业内部各项财务决策之间的关联性。其次,当面临不稳定的外部环境时,现金股利政策可以作为一项风险应对机制,管理层可根据经济政策不确定性对企业经营风险及融资能力的影响适时调整股利决策,以便平滑企业现金流波动并降低外部融资依赖。最后,企业内部各项财务决策是否合理,最终评判标准为能否提升企业价值,体现在本文中,虽然经济政策不确定背景下企业缩减现金股利支付的行为得到了外部投资者的理解,但由于投资者对积极股利政策有所期待,因此降低股利分配只能是企业应对经济政策不确定性的权宜之计,从长远来看,建立一套成熟完善的政策风险应对机制和持续稳定的利益分配制度,是不断吸引外部投资者进而实现企业价值最大化目标的重要途径。

从监管角度来讲,政府在出台各项鼓励甚至强制上市公司分红的政策规定时,通常将股利分配视为一项单独的财务活动,为了保护广大投资者的利益企业必须实施一定比例的现金分红。但是经济政策不确定性背景下股利决策与风险管理、投融资等活动相互依存,因此政府部门对上市公司现金股利政策的监管不应该仅仅局限于分配活动本身,更重要的是了解企业股利分配倾向不高背后的原因或逻辑。一方面,政府应将股利分配决策权归还管理层,避免“一刀切”的股利监管政策限制企业的长期稳定发展;另一方面,国家在落实宏观调控的同时,应加强政府、金融机构及实体企业之间的政策沟通,提高信息传递效率,降低经济政策不确定性对企业股利行为的干扰。

## 参考文献

- [1]全怡,梁上坤,付宇翔.货币政策、融资约束与现金股利[J].北京:金融研究,2016,(11):63-79.
- [2]La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny. Investor Protection and Corporate Governance [J]. Journal of Financial Economics, 2000, (1): 3-27.
- [3]雷光勇,刘慧龙.市场化进程、最终控制人性质与现金股利行为——来自中国A股公司的经验证据[J].北京:管理世界, 2007, (7): 120-128.
- [4]吕长江,周县华.公司治理结构与股利分配动机[J].天津:南开管理评论, 2005, (3): 9-17.
- [5]Gugler, K. P., and B. B. Yurtoglu. Corporate Governance and Dividend Payout in Germany [R]. Working Paper, 2001.
- [6]Gulen, H., and M. Ion. Policy Uncertainty and Corporate Investment [J]. Review of Financial Studies, 2016, 29, (3): 523-564.
- [7]Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131, (4): 1593-1636.
- [8]王朝阳,张雪兰,包慧娜.经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆[J].北京:中国工业经济, 2018, (12): 134-151.
- [9]雷光勇,王文忠,刘茉.政治不确定性、股利政策调整与市场效应[J].北京:会计研究, 2015, (4): 33-39.
- [10]陈运森,黄健峤,韩慧云.股票市场开放提高现金股利水平了吗?——基于“沪港通”的准自然实验[J].北京:会计研究,

2019, (3):55-62.

[11]魏志华,李茂良,李常青.半强制分红政策与中国上市公司分红行为[J].北京:经济研究,2014,(6):100-114.

[12]Lintner, J. Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes [J]. *American Economic Review*, 1956, (2):97-113.

[13]Omneya, A., E. Ahmed, and E. Sabri. Board Composition, Ownership Structure and Dividend Policies in an Emerging Market [J]. *Managerial Finance*, 2008, (12):953-964.

[14]陈汉文,屈依娜.内部控制与现金股利政策[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2016,(5):118-127.

[15]卢建词,姜广省.混合所有制与国有企业现金股利分配[J].北京:经济管理,2018,(2):5-20.

[16]Bhattacharya, S. Imperfect Information, Dividend Policy, and The Bird in the Hand Fallacy [J]. *Bell Journal of Economics*, 1979, 10, (1):259-270.

[17]John, K., and J. Williams. Dividends, Dilution, and Taxes: A Signalling Equilibrium [J]. *Journal of Finance*, 1985, (4):1053-1070.

[18]Zozeff, M. S. Growth, Beta And Agency Costs As Determinants Of Dividend Payout Ratios [J]. *Journal of Financial Research*, 1982, 5, (3):249-259.

[19]Easterbrook, F. H. Two Agency-Cost Explanations of Dividends [J]. *The American Economic Review*, 1984, 74, (4):650-659.

[20]Mcmullen, J. S., and A. S. Kier. Trapped by the Entrepreneurial Mindset: Opportunity Seeking and Escalation of Commitment in the Mount Everest Disaster [J]. *Journal of Business Venturing*, 2016, 31, (6):663-686.

[21]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].北京:金融研究,2014,(9):53-68.

[22]Kim, H., and H. Kung. The Asset Redeploy Ability Channel: How Uncertainty Affects Corporate Investment [J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30, (1):245-280.

[23]刘志远,王存峰,彭涛,郭瑾.政策不确定性与企业风险承担:机遇预期效应还是损失规避效应[J].天津:南开管理评论,2017,(6):15-27.

[24]刘贯春,刘媛媛,张军.经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的“金融化”趋势[J].北京:经济学(季刊),2020,(1):65-86.

[25]Gatchev, V. A., T. Pulvino, and V. Tarhan. The Interdependent and Intertemporal Nature of Financial Decisions: An Application to Cash Flow Sensitivities [J]. *Journal of Finance*, 2010, 65, (2):725-763.

[26]Bordo, M. D., J. V. Duca, and C. Koch. Economic Policy Uncertainty and the Credit Channel: Aggregate and Bank Level US Evidence over Several Decades [J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, (26):90-106.

[27]Valencia, F. Aggregate Uncertainty and the Supply of Credit [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017, 81, (8):150-165.

[28]郭胤含,朱叶.有意之为还是无奈之举——经济政策不确定性下的企业“脱实向虚”[J].北京:经济管理,2020,(7):40-55.

[29]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].北京:管理世界,2022,(1):77-89.

[30]钟覃琳,刘媛媛.分析师报告在经济政策不确定时期具有更高的信息含量吗?——基于投资者需求和分析师供给的双重视角[J].北京:会计研究,2020,(3):34-45.

[31]Davis, S. J., D. Liu, and X. Sheng. Economic Policy Uncertainty in China Since 1949: The View from Mainland Newspapers [R]. Working Paper, 2019.

[32]李常青,魏志华,吴世农.半强制分红政策的市场反应研究[J].北京:经济研究,2010,(3):144-155.

[33]马鹏飞,董竹.股利折价之谜——基于大股东掏空与监管迎合的探索[J].天津:南开管理评论,2019,(3):159-172.

[34]刘星,谭伟荣,李宁.半强制分红政策、公司治理与现金股利政策[J].天津:南开管理评论,2016,(5):104-114.

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

[36]黄兴李,林燕,沈维涛.宏观经济状况会影响公司现金股利政策吗? [J].北京:财政研究,2014,(6):61-65.

[37]Allen, F., J. Qian, and M. Qian. Law, Finance and Economic Growth in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 7, (1):57-116.

[38]Faccio, M., M. T. Marchica, and R. Mura. Large Shareholder Diversification and Corporate Risk-taking [J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24, (11):3601-3641.

[39]Richardson, S. Over-investment of Free Cash Flow [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, (11):159-189.

# Study on Corporate Cash Dividend Policy under the Background of Economic Policy Uncertainty

HU Liu-fen, ZHOU Ze-jiang

(School of Business, Anhui University, Hefei, Anhui, 230601, China)

**Abstract:** In order to protect the legitimate rights and interests of small and medium-sized investors, since 2001 the China Securities Regulatory Commission has successively issued various policies to encourage listed companies to actively distribute cash dividends, but the effect is not significant. The existing literature has explored the influencing factors of corporate cash dividend decision from different perspectives, but so far the “dividend mystery” has not been solved. Based on China’s special institutional background, this paper examines the specific characteristics, internal logic and economic consequences of corporate dividend behavior in the context of economic policy uncertainty to reveal the mystery of cash dividend distribution of Chinese enterprises from the macro-policy perspective.

Taking all A-share listed companies in China between 2009 and 2020 as a sample, we conduct empirical research and get the following results. As economic policy uncertainty increases, the tendency and intensity of corporate cash dividend distribution declines. High economic policy uncertainty inhibits corporate cash dividend distributions and the inhibition effect will last for several years. Macroeconomic conditions and the nature of enterprise property rights play a moderating role in the relationship between economic policy uncertainty and corporate cash dividend policy. Risk response and financing constraints constitute the internal logic for companies to choose conservative dividend policies in the environment of economic policy uncertainty. The behavior of companies to reduce cash dividend payments when economic policy uncertainty rises, not only helps to smooth the fluctuation of cash flow and alleviate the problem of insufficient investment, but also has a positive impact on corporation value.

The main contributions of this research include three aspects. Firstly, low cash dividend and high economic policy uncertainty are the common characteristics of transitional countries. The paper explores the relationship between the two, which reveals the nature and causes of corporate dividend anomalies in transitional countries from a new perspective. Secondly, this paper focuses on the behavior and internal logic of enterprises to reduce cash dividends under the background of macroeconomic policy uncertainty, which not only enriches the research level of enterprise dividend behavior, but also expands the traditional dividend theory. Thirdly, this paper finds that the relationship between cash dividends and corporation value is not fixed but constantly changing, which is helpful to re-understand the value effect of cash dividends.

This research has certain enlightenment for both enterprise management and government regulatory departments. For enterprises, firstly, they should establish the awareness of actively rewarding investors, but whether the high cash dividend policy is reasonable also needs to consider the external macro environment and the correlation between various financial decisions. Secondly, when enterprises are faced with unstable external environment, cash dividend policy can be used as a risk response mechanism. The management can timely adjust the dividend decision according to the impact of economic policy uncertainty on the operating risk and financing ability of the enterprise, so as to smooth the fluctuation of cash flow and reduce the dependence on external financing. Thirdly, because investors expect positive dividend policy, reducing dividend distribution can only be an expedient measure for enterprises to deal with the economic policy uncertainty. In the long run, establishing a complete policy risk response mechanism and a sustainable dividend distribution system is an important way to continuously attract external investors and maximize corporation value.

For supervision, on the one hand, the government should return the decision-making power of dividend distribution to the management, so as to avoid the “one size fits all” dividend supervision policy. On the other hand, when implementing macro-control, the government should strengthen policy communication with financial institutions and enterprises to improve the efficiency of information transmission and reduce the interference of economic policy uncertainty on corporate dividend behavior.

**Key Words:** economic policy uncertainty; cash dividend policy; risk response; financing constraints

**JEL Classification:** G35, E61

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2023.03.009

(责任编辑:张任之)