

显著,企业本身缺乏分红能力,无论企业代理问题严重与否,市场均不会对企业的现金分红解释作出反应。限于篇幅,检验结果未列示,留存备案。

五、稳健性检验

(一) 更换解释变量的度量方式

考虑到使用董事会公告中与利润分配有关段落字符数的自然对数度量企业现金分红解释可能存在误差,我们进一步人工阅读了董事会公告中与利润分配有关的段落,对企业现金分红解释进行逐一识别并赋值,来衡量现金分红解释是否足够使投资者信服。具体来说:如果现金分红解释完全没有涉及具体的行业现状、具体项目投资情况等,赋值为0;如果现金分红解释简单提及了行业现状、项目投资等,赋值为1;如果现金分红解释具体提到了项目投资规模的信息(例如项目支出金额、新建门店家数、占地面积数等信息),赋值为2;如果现金分红解释对下一年进行了详细的资金使用规划和资金缺口计算,赋值为3。

利用这种度量方式进行实证检验的结果如表6所示。从表6的回归结果可以看到EXPLAIN的系数为0.006,且在10%水平上显著,即分红解释越令人信服,累计超额回报(CAR)越高,即市场反应越好。

(二) 不同的窗口期和估计期计算累计超额回报(CAR)

为了排除窗口期和估计期选取对结果的影响,本文参考屈依娜和陈汉文(2018)对窗口期和估计期的选择,使用[-1,1]、[-3,3]的窗口期和[-60,-30]的估计期计算累计超额回报重新进行回归,结果如表7所示,主要结论保持不变。

(三) 替换第一类代理问题的度量方式

参考凌士显和白锐锋(2017)的研究,总资产周转率指标能够刻画股东和管理层之间代理问题的严重程度,即其他条件不变的情况下,总资产周转率越高说明管理层越努力工作,代理问题不严重;反之则意味着股东和管理层之间的代理问题越严重。

此处用总资产周转率TURNOVER度量第一类代理问题,对现金流充足样本^③进行分组检验。表8列(1)和列(3)的结果显示,在总资产周转率低,即第一类代理问题较严重的样本中,现金分红解释对窗口期内累计超额回报具有显著的正向影响,而在列(2)和列(4)即总资产周转率高

表9 现金分红解释和公司业绩

	(1) ROA	(2) MARGINS
EXPLAIN	0.005** (2.58)	0.017** (2.50)
SIZE	0.006*** (3.83)	0.016*** (4.25)
LEVERAGE	-0.068*** (-6.19)	-0.194*** (-3.32)
CFO	0.148*** (7.02)	0.204*** (2.98)
TOBINQ	0.007*** (5.33)	0.017*** (4.02)
SHARE1	0.008 (0.62)	-0.021 (-0.55)
DUALITY	0.005 (1.35)	0.024** (2.29)
MANAGER	0.004* (1.71)	-0.005 (-0.58)
BALANCE	0.002 (0.45)	-0.014 (-1.11)
CONS	-0.120*** (-3.64)	-0.320*** (-3.66)
IND FE	yes	yes
YEAR FE	yes	yes
Obs	1 021	1 021
Adj. R ²	0.316	0.224

的样本中则不显著;用经营活动现金流CFO度量企业现金流水平时,列(1)和列(2)的组间系数差异显著。这一结果与前文采用是否两职合一DUALITY和管理费用率MAN_FEE度量第一类代理问题的结论基本一致。

六、进一步检验

为了更好地说明当前解释越详细的公司分红越合理,其留存资金能够为投资者带来更好的收益,本文检验了现金分红解释详细程度EXPLAIN对下一年公司业绩(资产报酬率ROA和销售利润率MARGINS)的影响,结果如表9所示。结果显示,现金分红解释详细程度EXPLAIN的系数均显著为正,表明现金分红解释越详细,下一年公司业绩

^③因为在现金流水平低的样本中,无论代理问题严重与否,市场均不会对解释作出反应。此处不再列示。

越好,与预期相一致。

七、研究结论与启示

2013年1月7日发布并生效的《上海证券交易所上市公司现金分红指引》要求现金分红比例低于30%的上市公司在审议通过年度报告的董事会公告中解释原因及留存利润的用途。以此为背景,本文抓取按照指引要求作出解释的上市公司董事会公告中与利润分配有关的段落,检验了市场是否会对上市公司现金分红解释作出反应。研究发现:在全样本中,解释越详细,窗口期内的累计超额回报越高。按照现金流水平分组检验发现,上述关系仅在现金流充足的企业中存在。进一步将现金流充足的样本公司按照代理问题严重程度(是否两职合一、管理费用率、大股东占款)分组,结果表明在现金流充足的样本中,代理问题越严重时,现金分红解释的作用越大。此外,本文还发现现金分红解释越详细,下一年公司业绩越好,为“当前解释越详细的公司分红越合理,其留存资金能够为投资者带来更好的收益”提供了证据支持。

本文的研究结论有以下启示:上市公司的分红解释能产生正面的市场反应,因此,应该对现金分红相关事项进行充分披露,向投资者传递企业股利分配政策合理性的信号,以维护良好的市场形象和市场表现。企业披露的内容包括的方面越多,越能产生正面的市场反应,因此,企业应尽可能多披露全面的信息,监管部门也应该采取措施进行事后跟踪以对企业的信息披露和后续资金使用情况有效监督,若企业留存资金的用途与解释不一致,可要求企业再解释或制定相关处罚措施。

主要参考文献:

- [1] 陈艳,李鑫,李孟顺. 现金股利迎合、再融资需求与企业投资——投资效率视角下的半强制分红政策有效性研究[J]. 会计研究, 2015, (11): 69-75+97.
- [2] 陈云玲. 半强制分红政策的实施效果研究[J]. 金融研究, 2014, (8): 162-177.
- [3] 程子健,张俊瑞. 交叉上市、股权性质与企业现金股利政策——基于倾向得分匹配法(PSM)的分析[J]. 会计研究, 2015, (7): 34-41+96.
- [4] 邓路,刘瑞琪,江萍. 公司超额银行借款会导致过度投资吗?[J]. 金融研究, 2017, (10): 115-129.
- [5] 姜国华,岳衡. 大股东占用上市公司资金与上市公司股票回报率关系的研究[J]. 管理世界, 2005, (9): 119-

- 126+157.
- [6] 李常青,魏志华,吴世农. 半强制分红政策的市场反应研究[J]. 经济研究, 2010, (3): 144-155.
- [7] 李世辉,雷新途. 两类代理成本、债务治理及其可观测绩效的研究——来自我国中小上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2008, (5): 30-37.
- [8] 李岩琼,姚颀. 研发文本信息:真的多说无益吗?——基于分析师预测的文本分析[J]. 会计研究, 2020, (2): 26-42.
- [9] 凌士显,白锐锋. 董事高管责任保险的公司治理作用——基于双重代理成本的视角[J]. 财贸经济, 2017, (12): 95-110.
- [10] 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]. 南开管理评论, 2016, (5): 104-114.
- [11] 刘银国,焦健. 股利政策、自由现金流与过度投资——基于公司治理机制的考察[J]. 创新世界周刊, 2018, (5): 80-99.
- [12] 屈依娜,陈汉文. 现金股利政策、内部控制与市场反应[J]. 金融研究, 2018, (5): 191-206.
- [13] 孙泽宇,齐保奎. 资本市场开放与高管在职消费——基于沪深港通交易制度的准自然实验[J]. 会计研究, 2021, (4): 130-144.
- [14] 魏志华,李常青,吴育辉,黄佳佳. 半强制分红政策、再融资动机与经典股利理论——基于股利代理理论与信号理论视角的实证研究[J]. 会计研究, 2017, (7): 55-61+97.
- [15] 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]. 经济研究, 2014, (6): 100-114.
- [16] 吴溪,杨育龙,陈旭霞. “非清洁”内控审计意见的市场反应充分吗?[J]. 审计研究, 2016, (1): 60-67.
- [17] 俞红海,徐龙炳,陈百助. 终极控股股东控制权与自由现金流过度投资[J]. 经济研究, 2010, (8): 103-114.
- [18] 甄红线,张先治,迟国泰. 制度环境、终极控制权对公司绩效的影响——基于代理成本的中介效应检验[J]. 金融研究, 2015, (12): 162-177.
- [19] 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, (1): 169-179.
- [20] 周冬华,赵玉洁. 半强制性分红政策与经营活动现金流操控[J]. 会计研究, 2014, (9): 37-44+96.
- [21] Ayers, B. C., Cloyd, C. B., Robinson, J. R. The Effect of Shareholder-Level Dividend Taxes on Stock Prices: Evidence from the Revenue Reconciliation Act of 1993[J]. The Accounting Review, 2002, 77(4): 933-947.
- [22] Biddle, G. C., Hilary, G., Verdi, R. S. How Does Financial

- Reporting Quality Relate to Investment Efficiency?[J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48(2-3): 112-131.
- [23] Chen, C. J., Su, X., Zhao, R. An Emerging Market's Reaction to Initial Modified Audit Opinions: Evidence from the Shanghai Stock Exchange[J]. Contemporary Accounting Research, 2000, 17(3): 429-455.
- [24] Chiu, T. T., Kim, J. B., Wang, Z. Customers' Risk Factor Disclosures and Suppliers' Investment Efficiency[J]. Contemporary Accounting Research, 2019, 36(2): 773-804.
- [25] Harford, J. Corporate Cash Reserves and Acquisitions[J]. The Journal of Finance, 1999, 54(6): 1969-1997.
- [26] Jensen, M. C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers[J]. The American Economic Review, 1986, 76(2): 323-329.
- [27] Jensen, M.C., Meckling, W. H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [28] John, K., Williams, J. Dividends, Dilution, and Taxes: A Signaling Equilibrium[J]. Journal of Finance, 1985, 40(4): 1053-1070.
- [29] Johnson, S., Boone, P., Breach, A., Friedman, E. Corporate Governance in the Asian Financial Crisis[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1-2): 141-186.
- [30] La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A. Corporate Ownership Around the World[J]. Journal of Finance, 1999, 54(2): 471-517.
- [31] La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R. W. Agency Problems and Dividend Policies around the World[J]. The Journal of Finance, 2000, 55(1): 1-33.
- [32] Lang, L.H.P., Litzenberger, R. H. Dividend Announcements: Cash Flow Signalling vs. Free Cash Flow Hypothesis[J]. Journal of Financial Economics, 1989, 24(1): 181-191.
- [33] Morck, R., Yeung, B., Yu, W. The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1): 215-260.
- [34] Walter, J. E. Dividend Policies and Common Stock Prices[J]. Journal of Finance, 1956, 11(1): 29-41.
- [35] Yermack, D. Flights of Fancy: Corporate Jets, CEO Perquisites, and Inferior Shareholder Returns[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80(1): 211-242.
- [36] Yoon, P.S., Starks, L.T. Signaling, Investment Opportunities and Dividend Announcements[J]. Review of Financial Studies, 1995, 8(4): 995-1018.

Market Reaction to the Explanation of Cash Dividend ——Evidence from SSE-Listed Firms Following Cash Dividend Guidelines

LI Rong, LU Zheng-fei

Abstract: The Cash Dividend Guidelines of Shanghai Stock Exchange(SSE) require SSE-listed firms whose cash dividend ratio is less than 30% to make explanations. Based on this background, we attain the explanatory text from directors' reports, and investigate whether the market responds to these explanations. The findings are as follows: The cumulative abnormal return is positively related to the explanations; The above result only exists in firms with sufficient cash flow; Further, dividing firms with sufficient cash flow into two groups according to the severity of agency problem (duality, administrative fee, other receivables), we find that the positive influence is more significant in firms with sufficient cash flow and severe agency problem. Besides, this study documents that the performance in the next year is positively related to the explanations, which supports the argument that detailed explanations indicate that the dividend policy is reasonable and the retained capital can bring investors a considerable return.

Key words : SSE cash dividend guidelines ; explanation of cash dividend ; market reaction

(责任编辑 杨亚彬)

减税降费与实体企业金融化抑制

——兼论内部控制有效性的调节作用

吴秋生 王文文 上官泽明

摘要：以2007~2019年我国沪深A股上市公司的样本数据，实证检验减税降费对实体企业金融化的抑制作用，以及内部控制有效性对上述效应的影响。研究表明，减税降费能够有效抑制实体企业金融化，内部控制有效性越高，越能够强化减税降费对实体企业金融化的抑制作用。进一步研究发现，减税降费能够通过缓解融资约束和提高投资效率抑制实体企业金融化。本文拓展了减税降费经济后果的研究，对企业提高内部控制有效性以提高减税降费政策的抑制金融化效果有一定的启示意义。

关键词：减税降费；实体企业金融化；内部控制有效性；融资约束；投资效率

中图分类号：F812.42; F832.51 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2021)05-0055-11

一、引言

党的十九大报告指出，我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。然而，伴随着国内外经济下行压力，实体经济出现增速放缓、产能过剩等问题，投资回报率明显下滑。加之金融产品具有流通速度快、短期内可能获得超额回报等特点，管理层选择投资金融产品不仅能够满足业绩需要，还能获得既定报酬甚至超额报酬，即使投资失败，也可以把失败原因归于外部环境风险因素(杜勇等，2017)。因此，实体企业金融投资大幅增加，出现了一定程度上的“脱实向虚”现象，在实体企业的微观行为上表现为“实体企业金融化”(黄贤环和王瑶，2019a)。

实体企业金融化是指实体企业(除金融和房地产类企业之外的企业)通过将有限资源投资于资本市场金融产品以获取短期收益(Demir, 2008)。一方面，基于预防性储蓄理论，金融资产流通速度快，实体企业适当投资金融产品能够灵活融通资产，从而降低企业风险，发挥蓄水池效应，给企业主营业务发展提供资金支持(许罡和朱卫东，2017)。另一方面，基于资源基础理论，资源是有限的，企业将资源投资于金融资产会挤出企业的主营业务发展及其投资(Tori和Onaran, 2017)，产业资本逐步脱离实体企业，降低企业的竞争能力以及可持续发展能力(张慕瀨和孙亚琼，2014)。可见，实体企业适度金融化有利，过度金融化弊端较多。

收稿日期：2021-06-16

基金项目：国家自然科学基金面上项目(71872105)；中国博士后科学基金资助项目(2021M692239)；山西省政府重大决策咨询课题(ZB20210902, ZB20213102)；山西省高等学校哲学社会科学基金项目(2020W068)；山西省研究生创新项目(2020SY134)

作者简介：吴秋生，山西财经大学会计学院教授，博士生导师；

王文文，山西财经大学会计学院硕士研究生；

上官泽明，山西财经大学会计学院副教授，审计署审计科研所博士后。

2008年以来结构性减税政策成为我国积极财政政策的重头戏,在应对国际金融危机冲击、促进国民经济平稳较快发展中发挥了重要作用。2012年,在上海分行业进行“营改增”试点工作;2015年,提高小微企业的年应纳税所得额上限并降低企业所得税税率、将非货币性资产投资收益分期纳税的优惠政策推广至全国、下调失业保险费率等;2016年,全面推行“营改增”以及阶段性降低社保公积金费率等税费政策;2019年,继续实施更大规模的减税降费,普惠性减税与结构性减税并举。这些减税降费政策旨在为实体企业减轻税费负担,激活市场活力,大力支持实体企业发展。这些减税降费政策能否切实有效抑制实体企业金融化呢?减税降费对实体企业金融化的抑制作用会受到内部控制等管理环境的影响吗?研究清楚这些问题,对于充分发挥减税降费政策的作用非常重要。

为此,本文选择2007~2019年我国沪深A股上市企业为样本数据,实证检验减税降费对实体企业金融化的抑制作用,以及内部控制有效性对上述效应影响,并从融资约束和投资效率的视角考察了两者在减税降费影响实体企业金融化中的路径机制作用。本文可能的研究贡献在于:第一,不同于已有文献从产业政策、金融政策等视角研究实体企业去金融化问题,也不同于已有文献关注减税降费政策对企业成本、利润、创新投入和价值的影响,本文验证了抑制实体企业金融化的路径,从减税降费这一政策视角研究其对实体企业金融化的影响。第二,从内部控制有效性视角研究减税降费政策抑制实体企业金融化的协同机制,为充分发挥减税降费政策作用,抑制企业脱实向虚,实现高质量发展提供有益启示。第三,从融资约束和投资效率视角研究减税降费对实体企业金融化影响的机理,为理解减税降费的作用效果提供新的途径。

二、文献综述

(一)实体企业金融化的影响因素研究

关于实体企业金融化的影响因素研究,现有研究主要聚焦在企业内部环境和外部环境两方面。内部环境影响因素主要有管理层特征和企业特征等。从管理层特征来看,已有研究认为,高管如果具备金融背景,对市场具备一定的敏感度,则更有自信对金融资产进行投资运作,从而促使实体企业的金融化发展(杜勇等,2019);如果企业管理层经历过金融危机,则实体企业更趋于金融化发展(杜勇和王婷,2019)。具备海外背景的董事通常有国际化视野和

管理理念,不容易被短期利益所诱惑,因此会抑制企业金融化发展(龚光明和肖冰瑜,2020)。从企业特征层面来看,企业战略差异度大(孙洁和殷方圆,2020)、治理水平差、集团内部资本市场活跃度高以及多元化经营(黄贤环和王瑶,2019b)会促使企业金融化发展。此外,企业承担社会责任较多使得成本提高同样也可能降低实业利润空间,促进企业金融化发展(顾雷雷等,2020)。

在外部环境层面,现有文献主要集中于产业政策以及企业税负等方面。在产业政策方面,韩佳玲和芮明杰(2020)研究发现,实体部门产业政策等宏观政策会对实体企业金融化产生一定程度的抑制作用。在企业税负方面,庞凤喜和刘畅(2019)研究发现,企业税负与金融化存在显著的正相关关系。此外,随着地区金融监管力度(Bernt等,2017)和经济政策不确定性的上升(许罡和伍文中,2018),实体企业的金融化会有所下降。

(二)减税降费的经济后果研究

关于减税降费的经济后果研究,主要集中于企业层面和社会层面。在企业层面,减税降费可以有效降低企业生产要素成本,提升企业利润空间(Özcelik和Taymaz,2008),从而降低企业债务融资成本(Chen等,2018),助推企业创新发展(Guceri等,2019),提升企业价值。在社会层面,国家出台减税降费政策,推动了实体企业经济发展,有助于增加社会就业(王智烜等,2020),成为推动我国经济高质量发展的有力工具(王业斌和许雪芳,2019)。

(三)内部控制有效性的经济后果研究

内部控制有效性是指企业对内部控制目标的实现程度。现有关于内部控制有效性经济后果的研究主要集中于对企业资本成本、创新投入以及企业价值等方面的影响。在资本成本方面,高质量的内部控制能够强化企业会计稳健性(Doyle等,2007),提高会计信息透明度,使债权人充分真实地了解企业经营状况和财务状况。内部控制有效性的提高和会计稳健性的增强,有助于降低企业与供应商之间的交易成本,有助于降低企业资本成本(徐虹等,2013)。在创新投入和企业价值方面,现有研究结论并未达成一致。Dey(2010)研究发现,高质量的内部控制能够有效促进企业创新投入,从而提升企业价值(Jain和Rezacc,2006);而Jensen(1994)认为,内部控制会在一定程度上恶化企业的创新环境,对创新投入产生不利影响,从而降低企业价值(Zhang,2007)。

综合以上研究发现,已有文献从企业内部环境和外部

环境角度研究了实体经济金融化的影响因素,但少有文献从政府减税降费的政策角度研究对实体经济金融化的影响,也少有文献从内部控制有效性角度研究减税降费政策发挥作用的影响机制,这为本文的研究提供了空间。

三、理论分析与研究假设

(一) 减税降费对实体经济金融化的影响

在所得税优惠、社保缴费比例下调、研发费用加计扣除等税费政策下,减税降费能有效降低企业税费负担,增加实体经济自由现金流(Özcelik和Taymaz,2008),缓解实体经济融资约束,从而驱动企业发展实业,抑制金融化趋势。减税降费政策能降低实体企业的税费负担,能够使实体企业的利润留存和现金流水平得到大幅提升,为实体经济的发展提供更多的资金,有利于降低实体企业管理层进行金融资产配置的动机(Orhangazi,2008)。减税降费作为政府激励实体经济的一种方式,也向外界传递了支持信号,能够在一定程度上缓解实体经济融资约束,使实体经济融资渠道更为广泛。

减税降费政策还能够降低实体经济业务成本。充分发挥减税降费政策税费优惠的作用,比如推行增值税税率改革和社保缴费比例下调等政策,一方面,能够显著减少实体经济在采购生产材料等过程中应缴纳的税费;另一方面,能够明显降低实体企业的用工成本,从而有效降低企业生产性成本。生产性成本以及用工成本的下降使得企业产品成本下降,由此带来企业的产品利润率提高,缩小产品经营利润与金融投资利润的差距,使企业主动减少金融资产配置,增加主业投资。此外,减税降费政策还可以有效降低居民的税费负担,增加居民的可支配收入,从而刺激消费需求(李树培和白站伟,2009)。这些都有利于实业发展,抑制实体经济金融化趋势。因此,减税降费政策带来的税费优惠能够刺激实体经济扩大生产性经营投资,基于资源有限理论,实体经济将会减少金融资产配置资源。

基于此,本文提出以下假设:

H1: 减税降费能够抑制实体经济金融化。

(二) 减税降费、内部控制有效性和实体经济金融化

减税降费政策对实体经济金融化的抑制作用,不仅取决于政策本身,还取决于政策实施的环境,如企业管理环境。如果企业管理环境不佳,管理层就更可能采取机会主义行为,将“省下”的资金投入主业以外的其他用途;如果企业管理环境不佳,合规性风险就可能比较高,财政罚

没就可能比较多;如果管理环境不佳,企业没有足够的盈利,税收减免优惠、加计扣除、加速折旧等税费政策优惠就难以获得,所有这些都导致减税降费政策效果打折扣。因此,提高内部控制有效性对于充分发挥减税降费政策的作用十分重要。提高内部控制有效性可以帮助企业降低代理成本、信息成本和经营管理成本,同时还能有效遏制企业违法违规行为,减少罚没支出,进一步提高企业的盈利水平,最终为减税降费政策作用的充分发挥、抑制实体经济“脱实向虚”提供条件和保障。为此,本文专门研究内部控制有效性对减税降费政策抑制实体经济金融化的调节作用。

首先,有效的内部控制能在一定程度上降低代理成本。有效的内部控制能够通过事前制定一系列奖惩机制以制约管理层的逆向选择和道德风险,事中进行充分监督,事后进行信息与沟通,制约管理层的机会主义行为(陈作华和方红星,2019),从而降低企业代理成本。代理成本的降低,意味着管理层和股东的目标更加趋于一致,能够极大地提高减税降费政策优惠的可得性,促使管理层从实体经济健康长远发展的角度考虑,减少金融资产配置资源,将更多的资源投资于实业项目,促进实业的发展,提高企业价值(Core等,2006)。

其次,有效的内部控制是会计信息质量的保障(Doyle等,2007),能够降低企业内外部信息不对称程度及其相关成本,为减税降费政策作用的充分发挥奠定基础。在高质量的内部控制下,会计信息质量更高(Aggarwal和Samwick,2006),有利于管理层做出正确有效的实业投资决策,从而强化减税降费政策对实体经济金融化的抑制作用。高质量的内部控制还能够有效降低债务融资成本(陈汉文和周中胜,2014)和权益资本成本(Ashbaugh-Skaife等,2009)。因此,有效的内部控制能够充分发挥协同作用,减少管理层金融配置动机,抑制实体经济“脱实向虚”。

最后,有效的内部控制能够降低企业生产经营风险(Ashbaugh-Skaife等,2009),进而降低企业的经营管理成本。投资具有高收益高风险并存特点的金融产品,会加重实体经济发展的风险(杜勇和王婷,2019)。因此,高质量的内部控制能够充分发挥其风险管理作用,更好地配合减税降费政策,促使管理层减少金融资产配置,增加实业投资,促进实体企业的健康可持续发展。

综上分析,在内部控制有效性较高的企业,代理成本、信息成本和经营管理成本较低,有利于实体经济实业利润

率的提高,有效促进减税降费对实体企业金融化的抑制作用。基于此,本文提出以下假设:

H2:内部控制有效性越高,减税降费对实体企业金融化的抑制作用越强。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

为防止新旧会计准则对金融资产的定义和分类不同对研究结果产生偏差,本文以实行新会计准则的2007年为起始点。本文的原始样本为2007~2019年沪深A股上市公司数据。基于数据的可获得性、金融等行业的特殊性,对原始数据进行了如下处理:(1)剔除ST类企业;(2)剔除金融类企业和房地产企业;(3)剔除数据缺失的样本观测值;(4)对连续变量进行上下1%的Winsorize处理,以克服极端值对研究结果的影响;(5)对系数标准误进行公司层面的Cluster调整。最终获得12992个观测值作为研究样本,本文数据主要来源于CSMAR数据库,采用Excel 2010和STATA 14.0进行数据分析和实证检验。

(二)变量设计

1. 实体企业金融化程度的度量

借鉴李真和李茂林(2021)的研究,本文采用实体企业(除金融和房地产类之外的企业)本期金融资产与上期金融资产的差额占本期总资产的比例来度量实体企业金融化趋

势(Fin_grow),Fin_grow取值越大,说明金融资产在实体企业总资产中的占比提升越快,实体企业金融化趋势越强。而关于金融资产的界定,现有文献尚未形成统一的看法。借鉴杜勇等(2017)的研究,本文将交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额和投资性房地产净额作为金融资产。在稳健性检验中,本文将投资性房地产剔除出实体企业金融资产的范畴,重新进行回归检验。

2. 减税降费的度量

减税降费政策对实体企业产生的直观影响表现为税费负担的变化,因此,借鉴王业斌和徐雪芳(2019)的研究,本文采用实体企业税费下降幅度(Tax_g)来度量减税降费政策的实施效果。税费下降幅度(Tax_g)=(上期税费负担-本期税费负担)/上期税费负担,实体企业税费下降幅度越大,表明减税降费政策的实施效果越好。

3. 内部控制有效性的度量

借鉴倪静洁和吴秋生(2020)的研究,本文以企业是否披露内部控制重大缺陷作为内部控制有效性(ICMW)的衡量指标,即当内部控制自我评价报告披露存在重大缺陷时,赋值为0,反之,赋值为1。在稳健性检验时,借鉴孙自愿等(2019)的研究,本文采用“迪博·中国上市公司内部控制指数”衡量内部控制有效性,内部控制指数越高,内部控制有效性越好。

表1 变量定义与计算

	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	实体企业金融化趋势	Fin_grow	(本期金融资产-上期金融资产)/本期总资产
自变量	减税降费	Tax_g	(上期税费负担-本期税费负担)/上期税费负担
调节变量	内部控制有效性	ICMW	内部控制存在重大缺陷赋值为0,否则为1
控制变量	公司规模	Size	企业总资产的自然对数
	产权属性	Attribute	最终控制人是国有属性为1,否则为0
	股权集中度	Top1	企业第一大股东持股比例
	独立董事比例	Ind	企业年末独立董事占董事总数比例
	盈利能力	Roa	企业净利润/总资产
	财务杠杆	Lev	企业总负债/企业总资产
	成长性	Growth	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	资本性支出	Invest	(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金)/期末总资产
	现金持有水平	Cash	期末现金及现金等价物余额/总资产
	资本密集度	Capital	企业期末固定资产/企业总资产
	年度	Year	年度虚拟变量
	行业	Industry	行业虚拟变量

表 2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	最大值
Fin_grow	12 992	0.0075	0.0358	-0.0912	-0.0003	0.0000	0.0053	0.2033
Tax_g	12 992	-0.1781	1.3495	-8.2832	-0.3668	-0.0569	0.1992	5.0987
ICMW	12 992	0.9906	0.0965	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Size	12 992	22.2038	1.2157	19.9804	21.3346	22.0375	22.8779	26.0599
Attribute	12 992	0.3310	0.4706	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
Top1	12 992	0.3406	0.1422	0.0900	0.2308	0.3216	0.4312	0.7306
Ind	12 992	0.3746	0.0528	0.3333	0.3333	0.3333	0.4286	0.5714
Roa	12 992	0.0388	0.0571	-0.2282	0.0143	0.0366	0.0658	0.1928
Lev	12 992	0.4099	0.1928	0.0506	0.2568	0.4024	0.5535	0.8586
Growth	12 992	0.1717	0.3555	-0.4559	-0.0087	0.1123	0.2647	2.1174
Invest	12 992	0.0476	0.0431	-0.0175	0.0164	0.0356	0.0666	0.2055
Cash	12 992	0.1520	0.1137	0.0107	0.0710	0.1211	0.1990	0.5703
Capital	12 992	0.2214	0.1457	0.0055	0.1089	0.1948	0.3075	0.6554

4. 控制变量的选择

借鉴顾雷雷等(2020)、孙洁和殷方圆(2020)、韩佳玲和芮明杰(2020)的研究,本文在模型中设置了公司规模(Size)、产权属性(Attribute)、股权集中度(Top1)、独立董事比例(Ind)、盈利能力(Roa)、财务杠杆(Lev)、成长性(Growth)、资本性支出(Invest)、现金持有水平(Cash)、资本密集度(Capital)、年度虚拟变量(Year)与行业虚拟变量(Industry)等影响实体企业金融化的控制变量。

变量定义如表 1 所示。

(三)模型设定

为了验证本文所提出的研究假设,构建以下实证模型:

$$Fin_grow_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Tax_g_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Attribute_{i,t} + \alpha_4 Top1_{i,t} + \alpha_5 Ind_{i,t} + \alpha_6 Roa_{i,t} + \alpha_7 Lev_{i,t} + \alpha_8 Growth_{i,t} + \alpha_9 Invest_{i,t} + \alpha_{10} Cash_{i,t} + \alpha_{11} Capital_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

$$Fin_grow_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 Tax_g_{i,t} \times ICMW_{i,t} + \rho_2 Tax_g_{i,t} + \rho_3 ICMW_{i,t} + \rho_4 Size_{i,t} + \rho_5 Attribute_{i,t} + \rho_6 Top1_{i,t} + \rho_7 Ind_{i,t} + \rho_8 Roa_{i,t} + \rho_9 Lev_{i,t} + \rho_{10} Growth_{i,t} + \rho_{11} Invest_{i,t} + \rho_{12} Cash_{i,t} + \rho_{13} Capital_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (2)$$

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表 2 报告了变量的描述性统计结果。从表 2 可以看出,

Fin_grow 均值为 0.0075、中位数为 0.0000、最小值和最大值分别为 -0.0912 和 0.2033,表明样本公司整体并不存在严重的金融化问题,但少数企业金融化程度相对较高,这与我国当前实体企业的现实相符。Tax_g 的 25% 分位数为 -0.3668, 75% 分位数为 0.1992,反映出企业间的税费下降幅度差异较大,为后续进行实证检验提供良好的数据基础。内部控制有效性(ICMW)的均值为 0.9906,最小值为 0.0000,最大值为 1.0000,这表明样本公司的内部控制有效性程度存在一定差异,但均值接近最大值,表明大部分企业的内部控制有效性程度较高。此外,模型中控制变量的描述性统计结果与已有文献基本保持一致。

(二)主检验以及内部控制有效性的调节作用检验

表 3 列(1)到列(4)为减税降费对实体企业金融化影响的回归结果,列(1)仅控制了年度和行业,Tax_g 的回归系数为 -0.0022,在 5% 的水平上显著,初步表明减税降费会抑制实体企业金融化;列(2)为控制样本企业属性特征的回归结果,Tax_g 的回归系数依旧显著为负;列(3)则是在列(2)的基础上控制了企业治理特征的回归结果,Tax_g 的回归系数依旧显著为负;列(4)是在列(3)的基础上加入企业财务特征的相关控制变量,此时,Tax_g 的回归系数为 -0.0005,在 5% 的水平上显著,仍然表现为减税降费会抑制实体企业金融化。综合以上回归结果,可以看出,减税降费能够显著抑制实体企业金融化。假设 1 得到验证。

表 3 中列(5)报告了内部控制有效性发挥调节作用的

表3 主检验以及内部控制有效性的调节作用检验

	模型(1)				模型(2)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Tax_g	-0.0022** (-2.32)	-0.0020** (-2.38)	-0.0020** (-2.35)	-0.0005** (-2.06)	0.0056*** (2.62)
Tax_g × ICMW					-0.0056*** (-2.62)
ICMW					0.0123** (2.16)
Size		-0.0017** (-2.25)	-0.0018** (-2.39)	-0.0002 (-0.68)	-0.0005 (-0.63)
Attribute		-0.0066*** (-3.58)	-0.0071*** (-3.78)	-0.0032*** (-5.09)	-0.0039** (-2.10)
Top1			0.0163*** (3.27)	0.0085*** (3.61)	0.0177*** (3.56)
Ind			-0.0087 (-0.71)	-0.0004 (-0.07)	-0.0084 (-0.70)
Roa				0.0477*** (4.64)	0.0752*** (3.31)
Lev				-0.0119*** (-6.43)	-0.0277*** (-6.46)
Growth				-0.0000 (-0.53)	-0.0000 (-0.13)
Invest				-0.0036 (-0.45)	-0.0084 (-0.88)
Cash				-0.0243*** (-6.53)	-0.0559*** (-6.83)
Capital				-0.0173*** (-8.89)	-0.0335*** (-8.11)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
cons	0.0174** (2.11)	0.0562*** (3.13)	0.0556*** (3.00)	0.0269*** (2.73)	0.0380* (1.88)
N	12 992	12 992	12 992	12 992	12 992
R ²	0.0112	0.0106	0.0103	0.0213	0.0180

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，括号内数值为公司层面cluster调整的z值；下同

回归结果，结果显示，减税降费与内部控制有效性的交乘项 Tax_g × ICMW 的系数为 -0.0056，在 1% 的水平上显著，表明实体企业内部控制有效性越高，减税降费对实体企业金融化抑制作用越强，假设 3 得到验证。

(三) 稳健性检验

1. 更换实体企业金融化衡量指标

依据企业会计准则，投资性房地产项目并不包含在金融资产范畴，因此，本部分将投资性房地产剔除出实体企业金融资产的范畴，重新测算实体企业金融化，并进行检验，回归结果如表 4 列(1)和列(2)所示，结果与前文保持

表4 更换实体企业金融化和内部控制有效性衡量指标

	(1)	(2)	(3)
	模型(1)	模型(2)	模型(2)
Tax_g	-0.0012* (-1.66)	0.0055** (2.52)	-0.0000*** (-2.58)
Tax_g × ICMW		-0.0055** (-2.52)	-0.0001** (-2.19)
ICMW		0.0103* (1.81)	-0.0005 (-0.90)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
cons	0.0501*** (3.27)	0.0354* (1.89)	0.0387*** (3.23)
N	12 992	12 992	12 992
R ²	0.0172	0.0192	0.0192

表5 子样本回归结果及工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)
	模型(1)	模型(2)	模型(1)
Tax_g	-0.0012* (-1.80)	0.0056*** (2.62)	-0.0002* (-1.78)
Tax_g × ICMW		-0.0056*** (-2.62)	
ICMW		0.0122** (2.16)	
Controls	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
cons	0.0499*** (2.76)	0.0327* (1.71)	0.0399** (2.04)
N	12 832	12 832	12 992
R ²	0.0160	0.0177	0.0508

一致, 结论稳健。

2. 更换内部控制有效性衡量指标

借鉴孙自愿等(2019)的研究, 本文采用“迪博·中国上市公司内部控制指数”进行稳健性检验, 本文以标准化后的内部控制指数(内部控制指数/100)作为衡量内部控制是否有效的标准, 标准化后的内部控制指数越高, 内部控制有效性越高。

由表4列(3)回归结果显示, 减税降费与内部控制有效性的交乘项 Tax_g × ICMW 的系数为-0.0001, 在5%的水平上显著, 表明实体企业内部控制有效性越高, 减税降费对实体企业金融化抑制作用越强, 与前文回归结果一致。

3. 子样本回归

考虑到2008年国际金融危机对我国实体企业投资金融产品的影响, 本文剔除2007~2009年的观测值进行稳健性检验, 回归结果见表5第(1)列和第(2)列, 回归结果与前文一致, 本文研究的结论具有稳健性。

4. 工具变量检验

为缓解可能出现的内生性问题对研究结论的干扰, 本文借鉴彭俞超等(2018)、司登奎等(2021)的做法, 选取与该企业同行业同年度其他实体企业税费下降幅度的平均值作为该实体企业减税降费政策实施效果的工具变量进行2SLS回归, 第二阶段的回归结果见表5第(3)列。经检验, 该工具变量不存在识别不足、弱识别和过度识别问题, 且 Tax_g 的回归系数为-0.0002, 在10%的水平上显著。可见,

减税降费能够抑制实体企业金融化, 假设1仍然成立。

5. 增加控制变量

为缓解遗漏变量产生的内生性问题对本文研究结论的干扰, 本文借鉴翟淑萍等(2021)的研究, 新增三个公司层面的指标和两个宏观指标重新进行回归检验。新增的公司层面指标为经营活动现金流(CF)、两职合一(Dual)和审计质量(Big4); 新增的宏观指标为M2增长率(M2_growth)和公司注册地所在省份当年GDP的自然对数(GDP)。将新增变量加入到模型(1)和(2)中重新进行回归检验, 回归结果见表6。

表6中第(1)列和第(2)列为仅增加三个公司层面指标的回归结果; 第(3)列和第(4)列为仅增加两个宏观指标的回归结果; 第(5)列和第(6)列为增加五个指标的回归结果。实证结果不变, 研究结论具有稳健性。

六、路径机制分析

根据以上分析检验结果, 减税降费能够显著抑制实体企业金融化, 那么减税降费是通过何种路径对实体企业金融化产生影响的呢? 本文拟从融资约束和投资效率的角度进行探讨。

(一) 融资约束的路径机制检验

减税降费政策能够降低实体企业生产性成本和税费负担。从实体企业内源融资渠道分析, 内源融资依赖于实体企业内部利润留存, 税费负担的下降能够为实体企