

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.06.009

股票指数调整、外部融资行为与公司杠杆率^① ——基于中证500指数的断点回归分析

熊海芳¹, 张倩^{2*}, 康书隆¹, 王志强¹

(1. 东北财经大学金融学院, 大连 116025; 2. 山东工商学院金融学院, 烟台 264005)

摘要: 基于中证500指数的定期调整, 本研究采用模糊断点回归分析方法, 探讨股票指数调整对中国上市公司外部融资行为和公司杠杆率的影响及其传导机制, 检验外部环境和公司特征因素的异质性。研究发现: 入选指数成分股后公司的债务融资额和权益融资额都在提高, 但债务融资额增加幅度大于权益融资额, 使得公司债务杠杆率上升。入选指数成分股主要通过提高内部治理水平和改善外部融资环境等影响外部融资行为和公司杠杆率。经济政策不确定性高时、牛市状态、分析师追踪数量少的公司、非国有企业和高成长性公司在入选指数成分股后公司杠杆率增加更显著。本研究证实了股票指数调整具有信息传递作用, 应该通过信息改善提高公司治理和优化融资环境缓解公司融资约束, 增加公司的外部融资机会进而调整公司杠杆率。

关键词: 股票指数调整; 外部融资; 公司杠杆率; 模糊断点回归

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2025)06-0144-20

0 引言

理论上, 股票市场的发展有助于公司增加权益融资、降低债务杠杆率。经验研究发现, 股票市场流动性^[1]、融资融券^[2-4]等股票市场环境的变化会对外部融资行为和公司杠杆率产生影响。Cao等^[5]、Broner等^[6]、Goyal等^[7]发现股票指数调整也会通过股票流动性和市场环境等对公司融资行为产生影响。2016年国务院和2019年发改委等四部委在降低公司杠杆率的通知中都强调大力发展权益融资进而降低杠杆率^②。2019年11月, 我国指数基金规模突破1万亿, 随着这些被动投资规模的增加, 重点指数的成分股调整将对部分公司产生较大影响。因此, 本研究创新性地研究我国股票指数调整对外部融资行为和公司杠杆率的影响。

诸多研究从股价角度讨论股票指数调整的影响, 分析股票指数调整对股票市场的价格、崩盘风险和收益预测能力的影响^[8-10]。然而, 股票指数调整对现金流和公司融资等也有实际的影响^[5, 11, 12]。Cao等^[5]发现罗素2000指数调整使得中小企业权益融资增加, 但他们并不分析债务融资与杠杆率; Broner等^[6]发现摩根士丹利国际资本指数(MSCI)调整会同时增加公司债务融资和权益融资。Goyal等^[7]基于全球主要经济体中的关键指数发现指数建立增加债务融资并不增加权益融资。这些文献一方面没有一致的结论, 另一方面, 没有探讨债务融资与权益融资的关系以及公司杠杆率的变化, 也没有充分验证其中的传导机制。另外, 经济政策不确定性影响公司的现金持有与资本结构^[13, 14], 不同市场状态对信息产生非

① 收稿日期: 2021-08-12; 修订日期: 2023-09-01。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71873023); 教育部资助人文社会科学研究一般项目(24YJC790201); “兴辽英才计划”文化名家暨“四个一批”人才资助项目(XLYC2210054)。

通讯作者: 张倩(1993—), 女, 山东烟台人, 博士, 讲师。Email: zhangqian0908@sdtbu.edu.cn

② 国务院印发《关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/10/content_5116864.htm; 关于印发《2019年降低企业杠杆率工作要点》的通知 http://www.gov.cn/xinwen/2019-07/29/content_5416458.htm。

平衡反应也会影响公司资本结构^[15, 16]。因此,本研究区分不同的外部融资方式与比例,讨论股票指数调整对公司杠杆率的影响及其传导机制,并考虑外部环境和公司特征因素分析股票指数调整对公司影响的异质性,检验股票指数调整是否发挥信息传递作用。

我国股市中最常用的指数是沪深300指数,但是研究沪深300指数调整的净效应会受到中证500指数的影响^[10],因为沪深300指数的备选股多位于中证500指数,并且沪深300指数中金融行业公司数量占比过高,这类指数成分股融资约束程度低较少进行外部融资。中证1000指数综合反映小市值公司的情况,发布时间较晚未被市场和投资者熟知,追踪中证1000指数的指数基金数量较少且规模较小,未能发挥股票指数调整的经济效应。因此,本研究将中证500指数的定期调整作为研究对象。另外,股票指数调整与公司特征有较强的关联,需要有效控制未观测因素的干预,基于公司市值排序的断点回归分析方法仅考察断点位置附近的样本,可以很好识别指数调整的影响^[5, 8]。因此,本研究将采用断点回归分析方法(regression discontinuity design, RDD)探讨中证500指数调整对外部融资行为和公司杠杆率的影响。

本研究的边际贡献体现在以下三个方面:1)从新的股票指数调整视角拓展公司杠杆率的研究。关于公司杠杆率的文献较少从资本市场制度方面展开分析^[17],本研究探析中证500指数调整对公司杠杆率的影响,有助于理解资本市场制度如何影响外部融资行为并改变公司杠杆率,为发展直接融资与稳妥推进企业降杠杆拓宽有效路径;2)采用更合理的指数调整和方法检验股票指数调整对公司融资决策的实际影响。一是,关于股票指数调整的文献集中于其对股票市场的影响^[5],较少关注其对债务融资和杠杆率的影响^[6, 7];二是,国内关于股票指数调整经济后果的研究采用沪深300指数调整进行分析^[9, 18],本研究则采用更为合理的中证500指数调整研究其对外部融资行为及公司杠杆率的影响,这为考察中证500指数调整的经济后果、验证公司在实际融资决策上的反应提供实证证据;三是,断点回归的分析方法更接近随机实验,断点两侧局部范围内

样本特征类似,有效缓解内生性问题,本研究采用模糊断点回归分析的方法为评估股票指数调整的效果提供方法保证;3)本研究综合性地考虑了公司内部治理、信用评级和股票流动性等多种影响机制,在分析入选指数成分股影响公司杠杆率路径的基础上,论证了其对公司杠杆率的异质性影响。证实股票指数调整具有信息传递作用,从信息改善角度解释了权益融资提高促进债务融资同步增加的现象,为公司去杠杆提供了融资视角下的有效途径。

1 文献综述

1.1 股票指数调整与公司行为

关于股票指数调整的研究早期主要关注对价格的影响,认为入选指数会使得成分股股价上升^[19]。对此,存在四种解释:第一,向下的需求曲线假说,入选指数成分股会增加基金的投资需求,带来价格上升压力;第二,流动性效应假说,入选指数成分股会使得分析师追踪数量和媒体报道数量增多,增加股票流动性,流动性溢价的下降使得股价上升;第三,投资者认知假说,投资者对充分分散的组合要求的收益率较低,入选指数成分股增加投资者对公司的认知进而达到分散化目的,投资者要求的投资收益率下降,股价上升;第四,经营业绩假说,入选指数成分股意味着公司有更好的前景和业绩,因为入选指数的成分股大多是行业中发展较好的公司。在我国,研究则发现入选指数成分股会显著提升股价崩盘风险^[9]。

股票指数调整不仅动态反映资本市场状况,也会对公司治理产生影响^[20]。入选指数成分股会被更多机构投资者追踪,机构投资者具备专业的信息收集分析能力,其持股比例的增加会监督管理层谋求控制权私有收益的行为^[5, 21],并且入选指数成分股后分析师追踪和媒体报道数量增加,上市公司相关信息可得性提高,降低信息不对称程度,有效提高大股东的监督效率^[19]。Schmidt 和 Fahlenbrach^[22]基于股票指数调整后被动型机构投资者增加的现象,分析发现管理层权力的加强会恶化公司治理。

现有研究也指出股票指数调整会对公司现金

流、投融资行为和经营业绩等诸多方面产生实际影响^[5, 11, 23]. Brisker 等^[11]分析了入选指数成分股前后公司现金持有的差异,发现由于筹集廉价外部资本的限制条件减少等因素公司现金持有下降.股票指数调整放大公司股票成交量、增加股票流动性,降低投资者所需的流动性溢价和权益融资成本^[21].进一步来看,入选指数成分股会增加分析师追踪数量和媒体报道数量,改善公司融资环境并减少融资摩擦,提高权益融资^[5],也有学者指出股票指数调整仅利于增加债务融资并不影响权益融资^[7].同时,进入 MSCI 指数利于国外机构投资者提供新消息,增加国内股价信息含量,利于公司的实际投资增长^[24].对于经营业绩而言,Chan 等^[19]专门讨论了股票指数调整对公司经营的长期影响,发现入选指数成分股会改善公司流动性,增加公司利润和经营业绩. Kot 等^[25]则发现入选恒生指数后公司经营业绩没有变化,从指数中剔除后经营业绩反而有显著变化. Chattpadhyay 等^[23]发现入选日经 400 指数并不会提升公司经营业绩和产品市场收益,可能原因在于机构投资者更倾向于追踪声誉更高的指数.

1.2 公司杠杆率的影响因素与公司去杠杆

公司杠杆率会受到外部环境和内部特征等多种因素的影响.在外部宏观经济环境方面,部分文献从经济政策不确定性和贸易自由化等视角探讨公司投融资和杠杆率问题^[14, 26, 27].在外部金融市场方面,金融市场化^[28]、融资融券^[2-4]、股票指数调整^[5-7]等会对外部融资行为和公司杠杆率产生影响.

在影响外部融资行为与公司杠杆率的内部特征方面,早期的研究发现公司规模、盈利和抵押品影响公司杠杆率^[29]. Lins 等^[30]分析发现为了应对未来现金流冲击,公司会持有预防性现金,为了应对未来的投资机会,公司会使用银行授信;当外部信贷市场发展较差时,公司会较多使用银行授信进行融资. Custódio 等^[31]发现公司倾向于发行短期债券,尤其是存在高度信息不对称的小公司和已经发行较多权益的公司. Begenau 和 Salomao^[32]发现美国大公司的融资行为存在债务融资和权益融资的替代关系,而小公司则同时进行债

务融资和权益融资,投资回报和融资摩擦是影响公司融资行为选择的重要因素.另外,公司治理也可能通过代理成本影响公司债务融资和权益融资的选择,影响公司杠杆率^[33].

在公司去杠杆方面,已有研究从货币政策、贸易政策等宏观政策^[27, 34],政府、公司和居民等部门以及地区的角度分析影响公司去杠杆的因素^[35-37].美国和中国的公司被证实都存在去杠杆行为,其中,债务偿还是美国和中国公司去杠杆的相同现象,但在中国公司中,股票发行也具有重要作用^[38].

2 制度背景与研究假设

2.1 中证 500 指数及其调整

2005 年 4 月,沪深证券交易所联合发布了中国股市有代表性的沪深 300 指数.2007 年 1 月,中证指数公司发布中证 500 指数,由全部 A 股中剔除沪深 300 指数成分股及日均总市值排名前 300 名的股票后,日均总市值排名靠前的 500 只股票组成.沪深 300 指数中公司主要集中在金融、地产和消费类行业,这些指数成分股业绩通常较好、融资约束程度低,其他行业公司数目占比较低,不能全面有效分析上市公司的外部融资行为.相较而言,中证 500 指数成分股各行业分布均衡,综合反映沪深两市中小市值股票的总体走势,并且追踪中证 500 的指数基金^③数量较多、规模较大.因此,本研究以中证 500 指数成分股为研究对象,以剔除 ST、*ST 和暂停上市后的公司为初选样本.

中证指数公司每半年对中证系列指数进行一次定期调整.由于定期调整所涉及的个股数量较多,带来的被动交易规模相比临时调整更大,投资者关注度也更高,因此本研究的研究主要集中在指数的定期调整事件.2013 年 12 月以前,指数定期调整实施时间为每年 1 月份和 7 月份的第一个交易日,2013 年 12 月及之后,指数定期调整实施时间为每年 6 月份和 12 月份的第二个周五收市后.为保持一致并减少估计误差,本研究将 2013 年

^③ 这里的指数基金包括狭义的指数基金、LOF、ETF 和 ETF 联接基金.

12月以前1月份的指数定期调整视为上年度12月份的定期调整,7月份的指数定期调整视为本年度6月份的定期调整,因此,2008年—2019年共发生24次指数定期调整。

根据指数定期调整,参考数据的时间段^④对初选样本的规模和成交额进行排序,剔除沪深300指数成分股、最近一年日均总市值排名前300名的股票以及日均成交额排名较低的股票后,排名位于前500名的股票入选中证500指数。此时,入选指数成分股的样本会受到股票指数调整的影响,另一部分未入选指数成分股的样本不存在指数效应,数据分布为研究中证500指数调整提供了良好的对照样本,为本研究提供基于准自然实验的研究窗口。因此,基于断点回归分析方法探讨中证500指数调整的经济后果更能准确全面反映股票指数调整对公司的实际影响。

在指数调整规则下,每个公司无法完全预测自身是否在中证500指数的成分股区间,公司按照对应指标计算的排名具有一定的不确定性,因而公司无法精准决定市值排名,且无法对断点的驱动变量精确操纵,这一设定满足断点回归分析的前提条件。如果把样本限制在断点附近,这部分样本的不可观测特征大致相似,而且这部分样本是否进入中证500指数是随机决定的,这些条件符合模糊断点回归分析(Fuzzy RDD)的要求。因此,利用工具变量把高于和低于断点公司市值排名的样本分别作为处理组和对照组,从而估计入选指数成分股对外部融资行为和公司杠杆率的影响。

2.2 研究假设

2.2.1 股票指数调整对外部融资行为和公司杠杆率的影响

公司股票入选指数成分股,首先,引起投资者对其投资需求的提升,一方面会带来股价上升的压力,通过股价影响公司的融资择时行为^[5],另一方面成交量放大、增加股票流动性,进而降低权益融资成本。另外,入选指数成分股的公司主要是行业领导者,意味着公司未来有较好的盈利前景^[19],投资者将此视作积极信号,要求风险溢价

的补偿程度低,进而降低了公司的权益融资成本,增加权益融资。据此,本研究提出假设1。

假设1 入选指数成分股会增加公司权益融资额。

入选指数成分股意味着公司具有较好的知名度和信誉,使得公司更容易进入资本市场融资^[12, 39],包括银行和资本市场等^[11, 40]。根据优序融资理论,权益融资的交易成本高于债务融资,公司在外部融资时优先选择成本较低的债务融资,因此,入选指数成分股后公司的债务融资会增加^[11]。由于权益融资的成本更高,公司更偏好债务融资,导致公司杠杆率增加^[7, 11]。同时,在我国资本市场中,权益融资的监管整体较严,能否成功实施权益融资面临较高的不确定性,债务融资相对宽松^[17],入选指数成分股后公司倾向选取债务融资方式,提高公司杠杆率。据此,本研究提出假设2。

假设2 入选指数成分股会增加公司债务融资额,降低权益融资比例,增加公司杠杆率。

2.2.2 股票指数调整影响外部融资行为和公司杠杆率的机制分析

入选指数成分股释放积极信号,公司股价上升、成交量放大。同时,指数基金会增加持有公司股票,媒体报道也会增多,增加公司知名度。这一方面会影响公司的内部治理,另一方面会影响公司的外部融资环境。因此,入选指数成分股可能通过公司内部治理和外部融资环境的内外部因素发挥信息传递作用,进而对外部融资行为和公司杠杆率产生影响。

在影响公司内部治理方面,入选指数成分股引起股价上升,指数基金会增加持有该股票,获利动机驱动下,投资者会对管理层谋求控制权私有收益的行为进行监督,减少公司不当决策^[5],作为直接利益相关者的大股东也更有动力监督管理层行为,提高大股东的监督效率^[19]。入选指数成分股增加公司的知名度和声誉^[39],资本市场信息传播速度快,导致管理层在执行决策过程中的道德风险行为更易被市场发现,若管理层机会主义行为被发现,公司声誉损失风险和被行政机构处

^④ 中证指数公司每年会对中证500指数进行两次定期调整,一般在每年5月和11月审核并确定成分股,审核参考的时间依据分别是上一年度5月1日审核年度4月30日和上一年度11月1日审核年度10月31日。

罚风险将大大增加,从而增大管理层隐藏负面信息的难度,发挥有效约束管理层的作用,利于抑制盈余管理,降低信息不对称程度,优化公司内部治理水平^[20].此外,入选指数成分股股价上升带来的收益将进一步激励管理层加强内部治理水平.内部治理水平的提升降低公司经营风险,增加公司现金流的稳定性,使入选指数成分股的公司更容易被外部投资者青睐,提高投资者提供权益资本的意愿,整体提高公司外部融资的可获得性.据此,本研究提出假设 3.

假设 3 入选指数成分股通过提高公司内部治理水平发挥信息传递作用,进而影响外部融资行为和公司杠杆率.

入选指数成分股还会改变公司外部融资环境进而影响外部融资行为和公司杠杆率.在债务融资方面,入选指数成分股使得公司的可见度增加^[40],信用评级机构更易挖掘其投资决策信息和其他未公开信息,降低公司信息获取成本,改善信贷市场与公司间的信息不对称,并向资本市场传递有利的信号,提升公司主体信用评级^[39].公司信用评级越高其发展前景和未来还债能力越强,降低债务融资成本,而且有效减轻公司信用风险,投资者要求的风险溢价降低,增加公司债务融资.外部融资环境的改善降低债权人信贷风险,也影响银行信贷资源配置,增加入选指数成分股公司的债务融资^[7].据此,本研究提出假设 4.

假设 4 入选指数成分股通过改善公司信用评级发挥信息传递作用,进而影响债务融资和公司杠杆率.

在权益融资方面,入选指数成分股增加机构投资者持股比例.机构投资者持股的变化不仅源于指数基金投资组合策略的被动变化,而且也源于其他机构投资者增加其持股比例,机构投资者增加交易活动,提高了公司股票流动性^[19].同时,分析师会增加对指数成分股的关注、提供更多的信息报告,而且媒体也会对指数成分股进行关注和报道,有助于投资者分析和解读财报中的相关信息,降低公司整体的信息不对称^[18],提高公司股票流动性^[19].从而公司以较低成本获取更多权益融资.据此,本研究提出假设 5.

假设 5 入选指数成分股通过提高股票流动性发挥信息传递作用,进而影响权益融资和杠

杆率.

3 研究设计

3.1 样本选择与数据来源

本研究以中证 500 指数调整为研究对象,考虑到临时调整的成分股在调整时公司基本面可能有重大变化,很难控制内生性,因此本研究仅采用定期调整的数据^[10].2007 年 1 月 15 日,中证 500 指数首次发布并与沪深 300 指数同时调整,其样本股原则上每半年定期调整一次,调整实施时间多为每年的 6 月份和 12 月份.同时,我国于 2007 年起实施新的企业会计准则,因此,本研究样本区间设定为 2008 年—2019 年,共计有 24 次指数调整.本研究主要使用指数成分股数据和公司财务数据,数据主要来源于 WIND 数据库和国泰安 CSMAR 数据库.为降低极端值的影响,本研究对模型中的连续变量进行 1% 和 99% 水平上 Winsorize 缩尾处理,同时考虑到金融类公司的特殊性,剔除金融类公司,获取公司 - 半年度观测值.

3.2 模型设定与变量说明

3.2.1 模型设定

断点回归分析方法的使用需要在每次指数调整中确定公司市值排名,由于中证指数公司并未公布完整的 A 股上市公司市值排名,因此根据指数编制方案确定所有股票排名.首先,以剔除被 * ST 和 ST 后的股票为样本,剔除沪深 300 指数成分股及最近一年日均总市值排名前 300 名的股票;然后,将剩余股票按照最近一年的日均成交额排名,剔除排名后 20% 的股票;最后,将剩余股票按照最近一年日均总市值由高到低排序,以此确定公司市值排名(R_u).估算的误差可能使得排名高于断点公司市值排名的样本进入中证 500 指数,而排名低于断点公司市值排名的样本未进入中证 500 指数,在这种情况下,个体是否得到处理在断点处并不是 0 ~ 1 的直接变动,而是概率的跳跃,即断点附近排名低于断点公司市值排名的样本进入指数的概率大于排名高于断点公司市值排名的样本.因此,本研究采用模糊断点回归分析方法来检验股票指数调整对外部融资行为与公司杠杆率的影响,回归模型设计如下.

$$C500_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{it} + \alpha_2 T_{it} \times (R_{it} - C_t) + \alpha_3 (R_{it} - C_t) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 \tilde{C500}_{it} + \beta_2 T_{it} \times (R_{it} - C_t) + \beta_3 (R_{it} - C_t) + \mu_{it} \quad (2)$$

模型(1)为模糊断点回归分析的第一步回归模型,因变量即处理变量($C500_{it}$),表示公司是否为中证500指数的成分股,若*i*公司*t*期为中证500指数的成分股即为1,否则即为0.指代变量(T_{it})是处理变量的工具变量,若*i*公司*t*期的排名低于断点公司市值排名即为1,否则即为0.驱动变量($R_{it} - C_t$)为公司市值排名与断点公司市值排名的差,其中,将中证指数公司每次定期调整公布的中证500指数最后一名的成分股指定为断点成分股^⑤,相应地,每期股票指数调整都有相应的断点公司市值排名(C_t).中心化处理($R_{it} - C_t$)使断点两侧回归的截距之差等于跳跃距离.模型中引入交互项 $T_{it} \times (R_{it} - C_t)$,原因在于允许断点两侧出现斜率不同的变化.

模型(2)是模糊断点回归分析的第二步回归模型,因变量(Y_{it+1})表示下一期的公司杠杆率(Lev_{it+1})或外部融资行为.公司杠杆率以*t*期末总

负债除以总资产衡量,债务融资比例($Debt_{it+1}$)和权益融资比例($Equit_{it+1}$),分别以公司*t*期末短期借款、长期借款与应付债券的和除以总资产和公司*t*期末实收资本与资本公积的和除以总资产表示.处理变量的回归系数 β_1 ,表示股票指数调整对结果变量影响的局部平均处理效应,采用两阶段最小二乘(2SLS)的方法对模糊断点回归分析方法进行估计得到.

断点回归分析方法被视为局部随机试验,如果断点回归分析是有效的,即使在回归模型中加入对被解释变量有一定解释力度的变量也不会影响该方法的回归结果,是否包括协变量回归并不影响断点回归估计量的一致性,Calonico等^[41]认为加入协变量会使结果更稳健.为了检验断点回归估计的有效性,本研究选取无形资产占比(*Intag*)、经营性现金流(*CFO*)、营业收入增长率(*Income*)、前十大股东持股(*Top10*)等与公司特征有关的协变量,同时也加入GDP增长率(*Gdplv*)和M2增长率(*M2lv*)等宏观变量作为协变量.

3.2.2 数据说明

表1 报告主要变量的定义.

Table 1 Variables definitions

变量类别	变量	名称	定义
被解释变量	<i>Lev</i>	公司杠杆率	公司 <i>t</i> 期末总负债除以总资产
	<i>Debt</i>	债务融资比例	公司 <i>t</i> 期末短期借款、长期借款与应付债券的和除以总资产
	<i>Equit</i>	权益融资比例	公司 <i>t</i> 期末实收资本与资本公积的和除以总资产
处理变量	<i>C500</i>	是否成分股	若公司 <i>t</i> 期为中证500指数的成分股即为1,否则即为0
指代变量	<i>T</i>	是否低于断点公司市值排名	若公司 <i>t</i> 期的排名低于断点公司市值排名即为1,否则即为0
	<i>R</i>	公司市值排名	公司日均总市值由高到低排名
	<i>C</i>	断点公司市值排名	中证指数公司每次定期调整公布的中证500指数权重低的成分股排名
协变量	<i>Intag</i>	无形资产占比	无形资产净额除以总资产
	<i>CFO</i>	经营性现金流	经营活动现金流量净额除以总资产
	<i>Income</i>	营业收入增长率	营业收入增加值除以上一期营业收入
	<i>Top10</i>	前十大股东持股	前十大股东持股比例
	<i>Gdplv</i>	GDP增长率	GDP增长率
	<i>M2lv</i>	M2增长率	广义货币供应量M2增长率

3.3 描述性统计

表2 为主要变量的描述性统计.选取每*t*期

断点公司市值排名上下的200名观测值作为基准带宽样本,有效观测值9 419个.表2中,在公司

^⑤ 指数编制方案中指出按照日均总市值由高到低排名,选取前500名的股票组成中证500指数成分股,因此断点公司市值排名在500附近较为合理,本研究的断点公司市值排名绝大多数落在470~580之间,均值为540.17.

市值排名低于断点公司市值排名的处理组中, 公司杠杆率(Lev)和债务融资比例($Debt$)的均值高于对照组, 权益融资比例($Equit$)则相反。由处理

变量($C500$)和指代变量(T)表明, 在基础带宽内 49.97% 的样本可以进入中证 500 指数, 事实上 36.81% 的样本实际被纳入指数。

表 2 主要变量的描述性统计

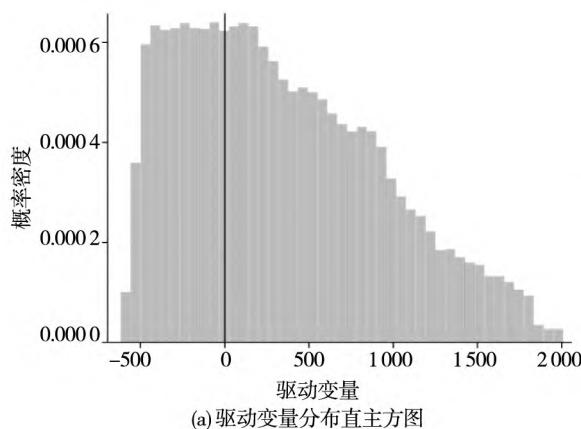
Table 2 Summary statistics of main variables

变量	观测值	均值	处理组			对照组		
			均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值
Lev	9 419	0.445 0	0.449 1	0.046 0	0.945 4	0.441 0	0.046 0	0.945 4
$Debt$	9 419	0.174 4	0.176 8	0.000 0	0.583 0	0.172 1	0.000 0	0.583 0
$Equit$	9 419	0.374 9	0.362 4	0.029 8	1.461 5	0.387 3	0.029 8	1.461 5
$C500$	9 419	0.368 1	0.480 6	0.000 0	1.000 0	0.255 7	0.000 0	1.000 0
T	9 419	0.499 7	1.000 0	1.000 0	1.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
R	9 419	0.226 7	-100.152 8	-200.000 0	0.000 0	100.499 6	1.000 0	200.000 0
$Intag$	9 419	0.045 7	0.045 4	0.000 0	0.311 2	0.046 0	0.000 0	0.311 2
CFO	9 419	0.024 9	0.026 3	-0.177 9	0.227 2	0.023 6	-0.177 9	0.227 2
$Income$	9 419	0.422 4	0.419 6	-0.776 9	3.924 1	0.425 1	-0.776 9	3.924 1
$Top10$	9 419	0.562 7	0.570 1	0.232 6	0.925 3	0.555 2	0.232 6	0.934 1
$Gdplv$	9 419	0.111 0	0.111 0	0.075 7	0.138 1	0.111 0	0.075 7	0.138 1
$M2lv$	9 419	0.141 4	0.141 6	0.080 0	0.284 6	0.141 3	0.080 0	0.284 6

3.4 断点有效性检验

断点回归分析进行因果识别需要满足驱动变量在断点处连续性的前提条件, 因此, 本研究对此进行检验。图 1 中(a)图为驱动变量分布直方图, 横轴表示驱动变量即公司市值排名减断点公司市值排名的距离, 纵轴表示对应样本的概率密度, 如图所示, 概率密度在断点两侧并无显著的跳跃性。

图 1 中(b)图利用 McCrary^[42] 的方法检验驱动变量在断点处的连续性, 即以样本分布密度为被解释变量检验驱动变量的密度函数是否连续, 由图 1(b)图可见, 断点两侧置信区间存在明显重叠部分, 在 95% 的置信区间不能拒绝驱动变量连续的原假设。这个结果表明, 断点附近样本不存在操纵驱动变量的问题。



(a) 驱动变量分布直方图

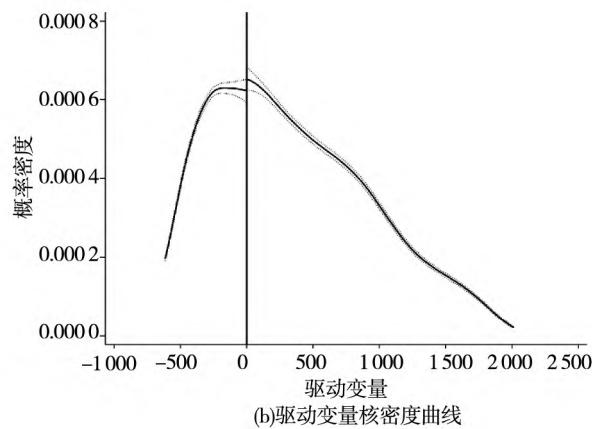


图 1 驱动变量连续性检验

Fig. 1 Continuity test of forcing variables

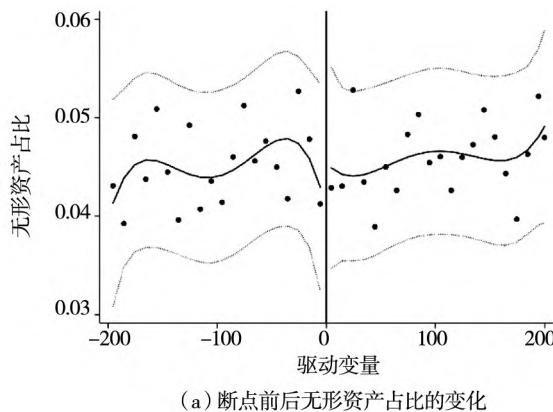
注: (b) 图中细虚线为 95% 置信区间的上下限

使用模糊断点回归分析方法的另一条件是存在真实的第一阶段。图 2 展示入选中证 500 指数

成分股的比例在断点处是否存在跳跃, 这也是判断模糊断点回归第一阶段估计结果是否合理的依

据。图2横轴是公司市值排名与断点公司市值排名的距离,纵轴是实际纳入指数成分股的比例。可以看出,在95%的置信区间下拒绝纳入指数成分股比例连续的原假设,说明在断点处实际入选中证500指数成分股的比例存在显著的跳跃。

如果协变量在断点处也发生跳跃,那么结果变量的不连续就不能被处理变量的跳跃完全解释,断点回归分析方法失去效力,为避免捕捉到协变量的断点效应,图3考察了与公司特征有关的协变量在断点处是否呈现连续性变化。由图3可以看出,协变量在断点前后仍保持平滑趋势,未发生显著性跳跃现象,进一步说明断点回归分析方法是有效的。



(a) 断点前后无形资产占比的变化

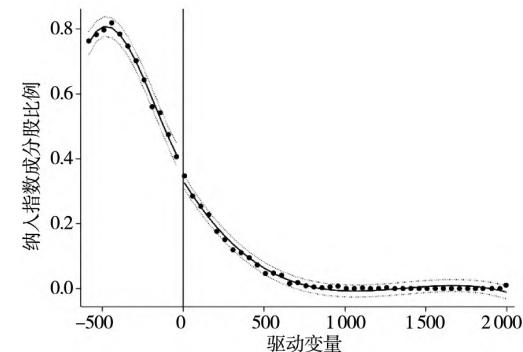
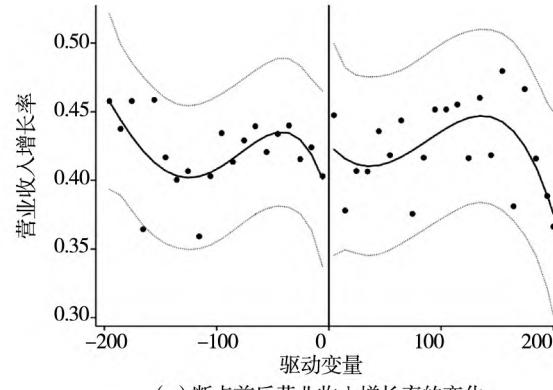


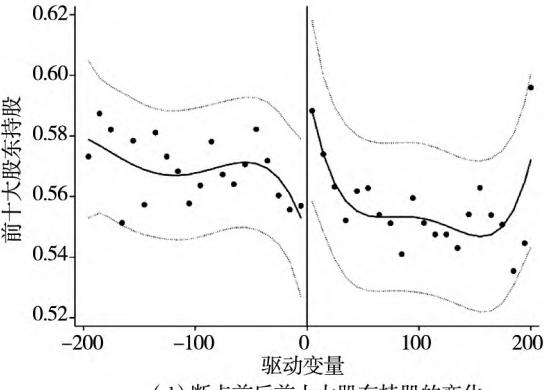
图2 断点前后实际入选指数成分股比例的变化

Fig. 2 Change of proportion in stock index before and after breakpoint

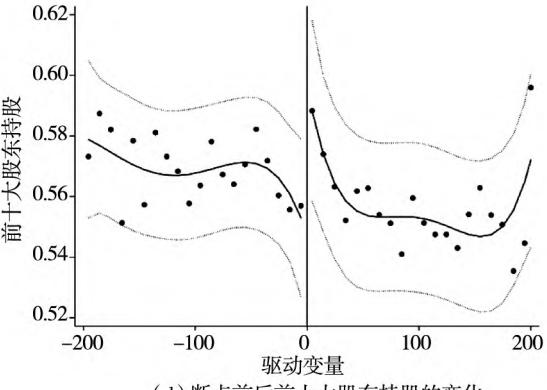
注:实线表示局部线性回归拟合值,细虚线为95%置信区间的上下限



(c) 断点前后营业收入增长率的变化



(b) 断点前后经营性现金流的变化



(d) 断点前后前十大股东持股的变化

图3 断点前后协变量的变化

Fig. 3 Change in covariate variable before and after breakpoint

注:实线表示局部线性回归拟合值,细虚线为95%置信区间的上下限

4 实证结果分析

4.1 基准回归结果

4.1.1 股票指数调整对外部融资行为与公司杠杆率的影响

表3给出了基准带宽下模糊断点回归分析结

果,据此识别股票指数调整对公司杠杆率的影响,并根据新增债务融资额和权益融资额进一步解释入选指数成分股后外部融资比例和公司杠杆率变化的原因。表3第(1)列为模糊断点回归分析第一步回归的结果,该结果表明由于公司市值排名可能存在误差,有低于断点公司市值排名的样本未进入中证500指数,有高于断点公司市值排名

的样本进入中证 500 指数,因此本研究选用模糊断点回归分析方法合理有效。

表 3 第(2)列~第(4)列中,公司杠杆率和债务融资比例的处理变量($C500$)系数显著为正、权益融资比例的处理变量($C500$)系数显著为负,表明入选指数成分股后公司债务融资比例增加、权益融资比例降低,公司杠杆率显著提高。第(5)列~第(6)列结果显示,入选指数成分股后公司债务融资额和权益融资额均增加,这证实了假设 1。新增债务融资额的系数和显著性均大于新增权益融资额,说明入选指数成分股后公司债务融资额远大于权益融资额,导致权益融资比例显著降低,公司

杠杆率增加,这证实了假设 2。基于稳健性考虑,本研究重新采用现金流量表中的数据计算公司新增外部融资,即新增债务融资比例以“取得借款收到的现金与发行债券取得的现金的和除以期初总资产”衡量,新增权益融资比例以“吸收权益性投资收到的现金除以期初总资产”衡量。第(7)列~第(8)列为重新定义后的检验结果,发现债务融资比例增加、权益融资比例降低,这些同样支持假设 1 和假设 2。进一步地,为了减少其他协变量的干预并检验基准回归结果的稳健性,第(9)列~第(11)列提供引入协变量的回归结果,处理变量系数同样显著,验证了结论的稳健性。

表 3 股票指数调整对外部融资行为与公司杠杆率的影响

Table 3 The impact of stock index adjustment on external financing behavior and corporate leverage ratio

变量	第一阶段 回归	公司 杠杆率	外部融资 比例		新增外部 融资额		新增外部 融资比例		公司 杠杆率	外部融资 比例	
	$C500$	Lev	$Debt$	$Equit$	$Debtnew$	$Equitnew$	$\Delta Debt$	$\Delta Equit$	Lev	$Debt$	$Equit$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
T	0.068 2 *** (0.019 3)										
$C500$		0.365 4 ** (0.015 4)	0.225 1 ** (0.103 5)	-0.321 1 ** (0.139 0)	1.073 9 * (0.596 7)	0.191 5 (0.323 1)	0.239 6 ** (0.118 8)	-0.098 9 * (0.057 6)	0.380 1 ** (0.157 1)	0.228 1 ** (0.104 4)	-0.328 3 ** (0.142 3)
$R - C$	-0.000 6 *** (0.000 1)	0.000 3 * (0.000 1)	0.000 2 (0.000 1)	-0.000 2 (0.000 1)	0.000 7 (0.000 6)	0.000 1 (0.000 3)	0.000 2 (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 1)	0.000 3 * (0.000 2)	0.000 2 (0.000 1)	-0.000 2 (0.000 1)
$T \times (R - C)$	-0.000 3 * (0.000 2)	0.000 2 * (0.000 1)	0.000 1 ** (0.000 1)	-0.000 0 (0.000 1)	0.000 5 (0.000 4)	0.000 0 (0.000 2)	0.000 1 * (0.000 1)	-0.000 0 (0.000 0)	0.000 2 * (0.000 1)	0.000 1 ** (0.000 1)	-0.000 0 (0.000 1)
协变量	否	否	否	否	否	否	否	否	是	是	是
常数项	0.320 1 *** (0.013 6)	0.318 9 *** (0.054 6)	0.098 6 *** (0.054 6)	0.490 7 *** (0.049 5)	-0.279 5 (0.212 4)	0.013 7 (0.115 0)	0.078 6 * (0.042 3)	0.059 2 *** (0.020 5)	0.173 2 (0.157 8)	0.041 6 (0.104 8)	0.558 2 *** (0.143 0)
观测值	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419

注:***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著,圆括号内数值为对应的标准误,受篇幅所限,除基准模型外其他模型均仅报告第二阶段的估计结果,后表同。

图 4 展示了基准带宽下公司杠杆率和外部融资行为在断点前后是否跳跃,这是判断模糊断点回归分析结果的依据。由图 4 可见,公司杠杆率在断点处存在明显的下降,表明股票指数调整后公司杠杆率显著提升,股票指数调整在一定程度上提高公司债务融资比例,降低权益融资比例,这些结果均与基准回归结果一致。表明入选指数成分股提高公司的知名度和声誉,是一个积极的信号,这有助于公司获得各种形式的融资机会,包括资本市场的投资者和商业银行,这与一些研究观点保持一致^[11, 40]。

4.1.2 股票指数调整对不同类型债务融资的影响

进一步,本研究将债务融资区分为银行信贷($Debt_c$)和发行债券($Debt_b$),比较了基准带宽下入选指数成分股与银行信贷、发行债券的关系,见表 4 第(1)列~第(2)列。结果表明入选指数成分股后,公司银行信贷和发行债券比例都有所增加。本研究发现银行信贷也是增加而不是减少^[7],这可能与我国低风险公司更容易得到银行贷款有关^[17],因为入选指数成分股意味着公司有较好的前景和声誉,风险相对较小,这也从信息传递的角度证实了入选指数成分股的实际影响。

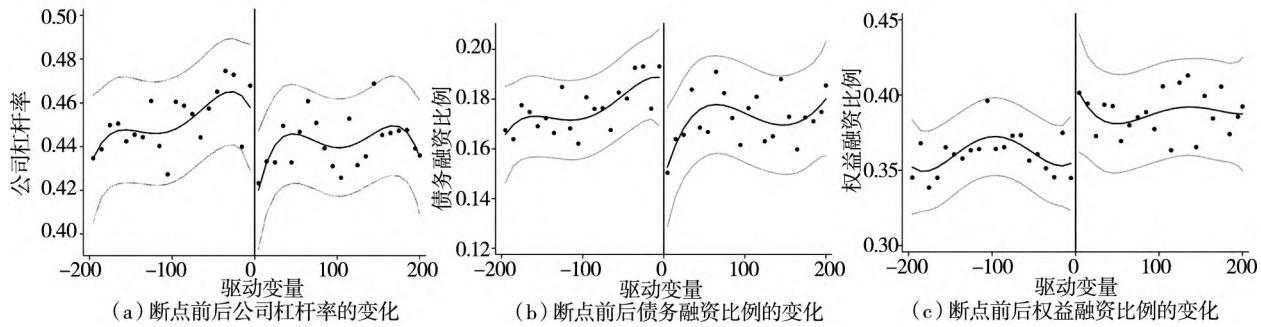


图4 断点前后结果变量的变化

Fig. 4 Change in outcome variable before and after breakpoint

注: 实线表示局部线性回归拟合值, 细虚线为95%置信区间的上下限

为确保经济运行平稳, 发挥债券市场对稳增长的支持作用, 2015年制订实施了《公司债券发行与交易管理办法》鼓励公司发债。为了控制该政策对债务融资的影响, 在回归中引入虚拟变量 Ins 考察政策实施对债务融资的影响, 回归结果见表4第(3)列~第(4)列。其中, 虚拟变量 Ins 在2015年及之后赋值1, 2015年前赋值0。结果表明2015年政策的实施显著降低银行信贷比例、提高债券发行比例。因此, 推进债券市场改革间接促进

了公司的债券融资。

另外, 2008年金融危机和2015年6月股灾也会对外部融资带来影响。因此, 剔除发生金融危机的2008年和发生股灾的2015年两个极端期间, 重新基于断点回归分析的模型(1)和模型(2)进行回归。结果见表4第(5)列~第(7)列。对比表3的基准回归结果, 处理变量($C500$)系数绝对值增加, 表明极端期间入选指数成分股对外部融资行为和公司杠杆率的影响较弱。

表4 股票指数调整对债务融资的影响与2015年债券管理办法

Table 4 The impact of stock index adjustment on corporate debt and 2015 regulation of corporate bond

变量	银行信贷	发行债券	银行信贷	发行债券	去掉极端期间		
	<i>Debt_c</i>	<i>Debt_b</i>	<i>Debt_c</i>	<i>Debt_b</i>	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>C500</i>	0.183 3 [*] (0.095 8)	0.042 7 [*] (0.024 8)	0.183 0 [*] (0.094 8)	0.042 7 [*] (0.024 7)	0.530 6 ^{**} (0.264 0)	0.293 9 [*] (0.164 5)	-0.359 3 [*] (0.207 9)
<i>Ins</i>			-0.043 9 ^{***} (0.003 4)	0.008 6 ^{***} (0.000 9)			
<i>R - C</i>	0.000 1 (0.000 1)	0.000 0 (0.000 0)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 0 (0.000 0)	0.000 4 [*] (0.000 2)	0.000 2 (0.000 1)	-0.000 2 (0.000 2)
<i>T × (R - C)</i>	0.000 1 ^{**} (0.000 1)	0.000 0 (0.000 0)	0.000 1 ^{**} (0.000 1)	0.000 0 (0.000 0)	0.000 3 ^{**} (0.000 1)	0.000 2 ^{**} (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 1)
常数项	0.098 5 ^{***} (0.034 1)	-0.000 7 (0.008 8)	0.117 0 ^{***} (0.033 4)	-0.004 3 (0.008 7)	0.262 3 ^{***} (0.092 0)	0.074 1 (0.057 3)	0.497 3 ^{***} (0.072 4)
观测值	9 419	9 419	9 419	9 419	7 846	7 846	7 846

4.2 稳健性检验

4.2.1 更换样本和带宽

1)剔除重复入选的样本。为保证选取样本的稳定, 本研究剔除多次调入调出中证500指数的公司样本, 仅保留持续位于指数的公司样本, 重复模型(1)和模型(2)的估计, 结果见表5第(1)

列~第(3)列。其中, 统计结果与基准回归结果一致, 表明股票指数调整增加债务融资比例、降低权益融资比例进而提高公司杠杆率。

2)更换带宽。本研究选取MSE和CER标准下的最优带宽^⑥, 其中核密度函数选择三角核函

⑥ MSE(mean square error, 均方误差)和CER(coverage error rate, 覆盖率错误率)两者均为断点回归分析中最优带宽估计的两种方法。

数. 表 5 第(4)列~第(9)报告了不同带宽下断点回归分析模型(2)的估计结果, 结果发现即使选择不同带宽下的样本进行回归, 其结果与表 3 基

准回归结果也保持一致: 入选指数成分股通过促进债务融资比例、降低权益融资比例显著提高公司杠杆率. 因此, 在不同的带宽下, 结果是稳健的.

表 5 不同样本和带宽的稳健性检验

Table 5 The robustness tests for different samples and bandwidths

变量	剔除多次入选指数样本			最优带宽(MSE)			最优带宽(CER)		
	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>C500</i>	0.400 7 ** (0.172 2)	0.256 4 ** (0.116 9)	-0.326 0 ** (0.151 0)	0.381 3 ** (0.158 5)	0.215 8 ** (0.102 5)	-0.287 9 ** (0.125 6)	0.353 9 ** (0.166 4)	0.285 5 ** (0.113 5)	-0.428 0 *** (0.160 5)
<i>R - C</i>	0.000 3 * (0.000 2)	0.000 2 * (0.000 1)	-0.000 2 (0.000 1)	0.000 3 ** (0.000 2)	0.000 2 (0.000 1)	-0.000 2 (0.000 1)	0.000 3 (0.000 1)	0.000 3 * (0.000 1)	-0.000 3 (0.000 2)
<i>T × (R - C)</i>	0.000 2 * (0.000 1)	0.000 1 ** (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 1)	0.000 2 (0.000 1)	0.000 1 * (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 2)	-0.000 2 (0.000 2)
常数项	0.309 8 *** (0.059 5)	0.090 5 ** (0.040 4)	0.489 3 *** (0.052 2)	0.313 2 *** (0.056 4)	0.101 6 *** (0.036 5)	0.478 2 *** (0.045 0)	0.322 8 *** (0.059 6)	0.075 7 * (0.040 7)	0.524 4 *** (0.057 6)
观测值	8 871	8 871	8 871	9 325	9 185	8 996	5 514	5 425	5 332

4.2.2 更换实证设定

为了验证基准回归结论的可靠性, 本研究进行以下更换实证设定的稳健性检验.

1) 控制固定效应. 本研究进一步控制行业时

间固定效应检验结果的敏感性, 表 6 第(1)列~第(3)列的结果表明基准回归结论稳健可靠.

表 6 更换实证设定的稳健性检验

Table 6 The robustness tests of replacing empirical setting

变量	控制固定效应			更换多项式			PSM-DID 方法		
	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>C500</i>	0.295 5 ** (0.137 0)	0.159 3 * (0.090 9)	-0.280 8 ** (0.130 7)	0.346 0 ** (0.175 1)	0.281 6 ** (0.131 2)	-0.388 3 ** (0.173 1)			
<i>R - C</i>	0.000 2 * (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)	-0.000 2 (0.000 1)	0.000 3 (0.000 3)	0.000 3 (0.000 2)	-0.000 1 (0.000 3)			
<i>T × (R - C)</i>	0.000 1 * (0.000 1)	0.000 1 ** (0.000 1)	-0.000 0 (0.000 1)	-0.000 0 (0.000 4)	-0.000 0 (0.000 3)	-0.000 5 (0.000 4)			
<i>(R - C)²</i>				-0.000 0 (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)			
<i>T × (R - C)²</i>				-0.000 0 (0.000 0)	0.000 0 (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)			
<i>Treat × Post</i>							0.006 5 *** (0.001 8)	0.005 6 *** (0.001 3)	-0.011 9 *** (0.001 7)
<i>Treat</i>							-0.022 8 *** (0.004 8)	-0.022 1 *** (0.003 5)	-0.028 6 *** (0.004 5)
<i>Post</i>							-0.004 8 *** (0.001 4)	-0.003 3 *** (0.001 0)	0.005 7 *** (0.001 3)
固定效应	是	是	是	否	否	否	是	是	是
常数项	0.451 1 *** (0.033 7)	0.150 1 *** (0.022 4)	0.656 5 *** (0.032 2)	0.322 9 *** (0.062 4)	0.075 7 (0.046 8)	0.507 7 *** (0.061 7)	0.483 6 *** (0.022 7)	0.277 3 *** (0.017 8)	0.462 3 *** (0.022 7)
观测值	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419	8 359	8 359	8 359

2) 二次多项式. 考虑多项式阶数的选取, 本研究引入排名变量的二次项作为稳健性检验, 结果见表6第(4)列~第(6)列, 结论与线性拟合类似, 处理变量的系数依旧显著.

3) PSM-DID方法. 为了检验结果的稳健性, 本研究也采用PSM-DID方法探究股票指数调整对外部融资行为与公司杠杆率的影响. 具体地, 采用倾向得分匹配法(PSM)为每个处理组样本匹配配对样本, 即以首次入选中证500指数成分股, 并剔除沪深300指数调入中证500指数的样本作为处理组, 选取影响入选指数的公司规模、净资产收益率、股票流动性和托宾Q等变量作为匹配变量, 匹配和指数定期调整前一期处理组样本具有相似特征的且没有入选指数的样本, 以此作为对照组, 通过这种方法可以最大程度减轻样本系统性差异. 为合理验证入选指数成分股的作用效果, 本研究以入选指数前后4期的处理组和对照组样本为研究对象, 并进一步采用固定效应以减弱行业特征和时间变化的干预, 结果列示于表6第(7)列~第(9)列, 关键变量($Treat \times Post$)的回归结果与基准回归结果保持一致, 表明本研究的结论稳健可靠.

4.2.3 有效性检验

1) 更换研究对象. 为验证选取中证500指数

作为研究对象的合理性, 本研究利用模糊断点回归分析方法讨论沪深300和中证1000的股票指数调整对外部融资行为和公司杠杆率的影响. 沪深两市市值大、流动性好的300只股票组成沪深300指数, 中证1000指数由中证800指数成分股外规模偏小且流动性较好的1000只股票组成. 变量衡量方法和模型设定形式均与模型(1)和模型(2)保持一致. 表7第(1)列~第(6)列的实证分析结果显示, 以沪深300指数和中证1000指数考察入选指数成分股对外部融资行为和公司杠杆率的影响均不显著, 所以, 进一步表明本研究选取中证500指数作为研究对象的合理性.

2) 协变量连续性检验. 选取对被解释变量有一定解释力度的协变量, 替代模型(2)中的被解释变量并重新进行断点回归, 如果处理变量的估计系数不显著, 则说明协变量在断点处未发生跳跃, 连续性假设成立. 因此, 本研究将被解释变量替换为无形资产占比、经营性现金流、营业收入增长率和前十大股东持股等协变量, 在最优带宽下分别得到估计结果, 表7第(7)列~第(10)列的结果显示, 入选指数成分股对协变量并不存在显著影响, 说明协变量未发生明显跳跃, 本研究结论是合理有效的.

表7 有效性检验

Table 7 Validity tests

变量	沪深300指数			中证1000指数			协变量			
	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>	<i>Intag</i>	<i>CFO</i>	<i>Income</i>	<i>Top10</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>C500</i>							0.027 9 (0.032 8)	0.028 6 (0.040 8)	0.182 4 (0.686 5)	-0.009 0 (0.088 8)
<i>C300</i>	0.642 4 (1.416 2)	4.503 8 (122.136 3)	-0.605 3 (0.987 1)							
<i>C1000</i>				0.091 9 (0.306 5)	0.374 7 (0.417 3)	-0.332 2 (0.422 0)				
<i>R - C</i>	0.001 3 (0.003 4)	0.012 4 (0.337 9)	-0.001 4 (0.002 6)	0.000 1 (0.000 3)	0.000 3 (0.000 4)	-0.000 2 (0.000 4)	0.000 0 (0.000 0)	0.000 0 (0.000 0)	0.000 2 (0.000 6)	-0.000 1 (0.000 1)
<i>T × (R - C)</i>	0.000 5 (0.000 8)	-0.000 3 (0.012 8)	-0.000 0 (0.000 2)	-0.000 0 (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 2)	0.000 1 (0.000 2)	0.000 0 (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)	0.000 1 (0.000 6)	0.000 0 (0.000 1)
常数项	0.163 5 (0.707 4)	-2.101 3 (62.298 8)	0.590 6 (0.051 3)	0.336 9 * (0.201 2)	-0.100 5 (0.272 9)	0.636 7 ** (0.276 5)	0.035 9 *** (0.011 7)	0.014 3 (0.014 5)	0.356 5 (0.240 4)	0.567 6 *** (0.031 6)
观测值	4 444	5 162	6 017	5 214	6 890	5 146	9 185	9 185	7 863	9 602

4.2.4 安慰剂检验

1) 断点敏感度. 表8第(1)列~第(6)列为安

慰剂检验的估计结果, 即检验外部融资行为和公司杠杆率在其他虚设断点处是否存在显著差异.

本研究假定虚假断点变量为真实断点排名加减 100, 重复断点回归分析方法的估计过程, 结果显示处理变量的系数均不显著, 表明虚设两个新断点股票指数调整对因变量没有显著影响, 进一步说明研究结论的可靠。

2) “甜甜圈”RDD. 为进一步克服数据堆积问题和证明驱动变量操纵现象的不存在, 本研

究进一步以“甜甜圈”断点回归分析(Donut Hole RDD)检验基准回归结果的稳健性, 分别删除真实断点排名加减 3、加减 6 内的观测值, 重复进行断点回归, 估计结果如第(7)列~第(12)列所示, 删除靠近真实断点附近的样本并不影响基准回归结果, 验证本研究结论的稳健性。

表 8 安慰剂检验

Table 8 Placebo tests

变量	安慰剂检验(+100)			安慰剂检验(-100)			去掉断点附近样本(±3)			去掉断点附近样本(±6)		
	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>	<i>Lev</i>	<i>Debt</i>	<i>Equit</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>C500</i>	1.842 3 (3.257 9)	1.104 0 (1.969 0)	-0.781 1 (1.413 3)	0.407 8 (0.465 5)	0.132 6 (0.272 9)	-0.118 4 (0.373 0)	0.473 6 ** (0.230 2)	0.329 9 ** (0.161 6)	-0.431 2 ** (0.207 0)	0.497 6 ** (0.249 6)	0.319 7 * (0.167 8)	-0.427 9 ** (0.217 6)
<i>R-C</i>	0.002 1 (0.003 8)	0.001 3 (0.002 3)	-0.000 8 (0.001 7)	0.000 2 (0.000 3)	0.000 1 (0.000 2)	0.000 0 (0.000 2)	0.000 3 * (0.000 2)	0.000 2 (0.000 1)	-0.000 3 (0.000 2)	0.000 4 * (0.000 2)	0.000 2 (0.000 2)	-0.000 3 (0.000 2)
<i>T × (R-C)</i>	-0.000 0 (0.000 3)	-0.000 0 (0.000 2)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 2)	0.000 0 (0.000 1)	-0.000 0 (0.000 2)	0.000 3 ** (0.000 1)	0.000 2 ** (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 1)	0.000 2 * (0.000 1)	0.000 2 ** (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 1)
常数项	-0.429 1 (1.551 7)	-0.350 5 (0.937 8)	0.738 0 (0.673 1)	0.339 2 *** (0.116 6)	0.140 3 ** (0.068 4)	0.415 7 *** (0.093 5)	0.285 5 *** (0.080 2)	0.065 6 (0.056 3)	0.525 4 *** (0.072 1)	0.274 7 *** (0.088 4)	0.067 8 (0.059 4)	0.527 4 *** (0.077 0)
观测值	9 414	9 414	9 414	9 235	9 235	9 235	9 253	9 253	9 253	9 114	9 114	9 114

4.3 机制分析

入选指数成分股使得公司向外界传递有效信号、获取良好的声誉。入选指数成分股通过影响公司内部治理水平和外部融资环境发挥信息传递作用, 进而改变公司的外部融资。因此, 本研究考察内部治理水平和外部融资环境在股票指数调整后的变化, 从信息传递的视角检验股票指数调整影响外部融资行为和公司杠杆率的传导机制^⑦, 回归结果见表 9。

4.3.1 内部治理水平

按照前文的逻辑, 入选指数成分股有效减少信息摩擦, 优化内部管理体系, 影响外部融资行为和公司杠杆率。基于此, 选取第一大股东持股比例、是否国有控股、董事长与总经理两职合一虚拟变量、董事会规模和高管激励水平五个指标, 从大股东治理机制、董事会治理机制和管理层激励机制角度构建公司内部治理综合指标, 利用主成分分析法得出的第一主成分定义公司内部治理水平(*GI1*)。同时, 本研究也构造公司内部治理虚拟变

量(*GI2*)表示内部治理水平, 若公司的治理水平高于当年总体水平的中位数, 则认为该企业内部治理水平高, 赋值为 1, 否则为 0。

表 9 第(1)列~第(2)列的结果所示, 入选指数成分股显著提高了公司内部治理水平, 更换内部治理衡量指标后结论仍然成立。一方面, 入选指数成分股增加分析师追踪数量, 分析师作为信息中介向外界披露高质量财务信息, 减少公司过度盈余管理, 进而提高公司管理效率^[18], 另一方面, 分析师在发挥信息挖掘和传递作用的同时, 也扮演外部监督的重要角色, 抑制管理层对公司自由现金流的任意支配, 降低管理层机会主义行为, 降低信息不对称程度, 完善内部治理机制^[5]。因此, 入选中证 500 指数提高公司内部治理水平、吸引潜在投资者, 改变外部融资行为、影响公司杠杆率, 验证了假设 3。

4.3.2 外部融资环境

公司的信用等级对银行机构而言是重要的参考变量, 基于此, 本研究采取将 B 级和 C 级的基

^⑦ 信息不对称程度难以直接测度, 一般采用代理变量间接衡量。本研究将内部治理水平、公司信用评级和股票流动性这三个指标作为信息传递作用的衡量指标, 代表传导机制分析的本身, 而非信息传递作用的结果变量。感谢外审专家的建设性建议。

础分赋值为75分和90分,每高一级增加5分,有正负号增减2分的方法将主体信用等级排序,衡量主体信用评级(*Rate1*).鉴于WIND数据库披露主体评级展望数据,分为“正面”、“稳定”、“观望”和“负面”四类,本研究将其依次赋值为5、2、0和-5分,分别与主体信用等级分数相加,衡量主体评级展望(*Rate2*).第(3)列~第(4)列的结果表明,入选指数成分股显著改善公司信用评级,也带来主体信用的正面展望.主体信用评级是公司声誉的外在体现,入选指数成分股为公司带来声誉的显著提高,进而有利于信用评级的改善,减弱金融机构和公司间信息不对称程度,改善债务融资的外部融资环境,影响公司杠杆率,验证了假设4.

对于权益融资而言,第(5)列~第(6)列列示了入选指数成分股对股票流动性的影响,分别以修正的ROLL指标(*Liqu1*)和Pastor_Stambaugh指标(*Liqu2*)作为股票流动性的替代性指标.结果表明入选指数成分股显著提高了股票流动性,入选指数成分股后分析师追踪数量和媒体报道数量增加,提高公司透明度,降低信息不对称程度,有助于提高公司股票的流动性.同时,股票指数调整不仅直接引起被动型机构投资者持股的变化,带来价格压力和交易机会,而且会使得追求高投资收益的主动型机构投资者也改变投资组合,股票流动性提高.因此,入选指数成分股会改善权益融资的外部融资环境,影响公司杠杆率,验证了假设5.

表9 股票指数调整对外部融资行为与公司杠杆率影响的机制分析

Table 9 Mechanism test of stock index adjustment's impact on external financing behavior and corporate leverage ratio

变量	内部治理水平 <i>GI</i>		主体信用评级 <i>Rate</i>		股票流动性 <i>Liqu</i>	
	内部治理水平 <i>GI1</i>	内部治理虚拟变量 <i>GI2</i>	主体信用评级 <i>Rate1</i>	主体评级展望 <i>Rate2</i>	ROLL 指标 <i>Liqu1</i>	PS 指标 <i>Liqu2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>C500</i>	0.533 0 * (0.301 4)	0.549 8 * (0.330 2)	0.925 2 * (0.490 9)	0.878 1 * (0.478 5)	-0.057 1 ** (0.026 3)	-0.056 7 * (0.033 3)
<i>R - C</i>	0.000 1 (0.000 3)	0.000 2 (0.000 3)	0.004 0 * (0.002 3)	0.004 1 * (0.002 3)	-0.000 0 (0.000 0)	-0.000 0 (0.000 0)
<i>T × (R - C)</i>	0.000 3 * (0.000 2)	0.000 4 * (0.000 2)	-0.001 9 (0.001 2)	-0.002 2 * (0.001 2)	-0.000 0 (0.000 0)	0.000 0 (0.000 0)
常数项	1.646 1 *** (0.106 6)	0.348 7 *** (0.116 8)			0.074 4 *** (0.009 4)	0.066 3 *** (0.011 8)
观测值	9 110	9 110	2 826	2 826	9 419	9 419

4.4 异质性分析

入选指数成分股发挥信息传递作用,有效提高公司内部治理水平和改善公司外部融资环境,有助于获取融资机会、影响公司杠杆率.在其他存在融资摩擦、信息不对称程度高的情形下,入选指数成分股作为替代的信息作用机制,发挥作用的空间更大.因此,为了进一步验证入选指数成分股具有信息传递作用,本研究进行异质性分析.其中,经济政策不确定性、股票市场状态和分析师追踪数量三个方面代表外部环境的异质性影响,产权性质和公司成长性等代表公司特征因素的异质性影响,回归结果见表10.

4.4.1 经济政策不确定性

宏观环境中,经济政策不确定性会显著影响

公司的资本结构,政策不确定越高公司债务融资越少^[26],然而,经济政策不确定性会在融资约束严重时增加公司的现金持有^[13],这意味着经济政策不确定性的影响取决于融资约束情况,之所以债务融资总体降低,可能是因为经济政策不确定性越高融资摩擦越严重,信息不对称程度较高,公司没有融资机会,而入选成分股作为替代的信息传递机制提高了公司知名度、改善了融资环境,有助于增加债务和权益融资^[11,7].为了验证上述推论的合理性,本研究引入入选指数成分股与经济政策不确定性的交互项,根据Huang和Luk^[43]构建的指数衡量经济政策不确定性,高于年度行业均值赋值为1,否则赋值为0,结果见表10第(1)列.其中,交互项(*C500 × EPU*)系数显著为正,说明

在经济政策不确定性高的时期，入选指数成分股有效改善融资环境，导致公司杠杆率增加。

4.4.2 股票市场状态

一般来说，牛市状态下市场情绪高涨^[21]，牛市中资本市场对利好消息产生更大反应，投资者对各类信息解读偏向乐观^[15]。公司面临的融资成本较低，进一步放大了入选指数成分股后公司通过融资增加杠杆率的影响程度。熊市状态下投资者策略更加保守，信息获取与信息传播成本较高，投资者对股票指数调整的信息不敏感，入选指数成分股尚未充分发挥信息传递作用，不会显著影响公司杠杆率。为了检验上述推论，本研究引入入选指数成分股与股票市场状态的交互项，以市场平均收益法划分牛市和熊市阶段，即将时间范围内的月均收益率与零收益率作比较，其最大优点在于能够获得一个更为一般化和更为稳健的实证结果^[54]。基于此，将半年度月均市场回报率和零收益率进行比较，若当期的月均市场回报率高于0，则定义为牛市，赋值为1，当期的月均市场回报率低于0，则定义为熊市，赋值为0，结果见第(2)列。其中，交互项($C500 \times Market$)系数显著为正，说明牛市状态下入选指数成分股对公司杠杆率提升更显著。

4.4.3 分析师追踪数量

分析师作为资本市场信息中介的重要组成部分，具有良好的行业背景和职业声誉，其利用专业的信息搜集与加工优势，向市场参与者提供反映公司内在价值的信息^[44]。当追踪公司的分析师数量较多，管理层自身也受到良好的制约，公司信息不对称程度低，入选指数成分股作为替代的信息作用机制发挥降低融资摩擦的边际作用较小；与之相对，当追踪公司的分析师数量较少，外界缺少了解公司信息的途径，导致获取信息不全面，此时入选指数成分股更能有效发挥信息传递作用，有效缓解资本市场的信息不对称并改善外部融资环境^[18]，从而公司提高杠杆率。为验证上述推论，本研究以公司的分析师追踪数量表示公司信息环境，跟踪并发布公司研究报告的分析师数量加1取对数衡量分析师追踪，其低于年度行业均值时，取值为1，否则取值为0。第(3)列的回归结果显示，交互项($C500 \times Analyst$)系数显著为正，充分表明分析师追踪数量较少的公司，入选指数成分

股增加公司杠杆率的效应更加明显。

4.4.4 产权性质

在中国，国有企业等体制因素是债务形成的根本原因^[37]，非国有企业面临银行等信贷部门歧视难以获取外部资金，公司受到融资约束程度严重。非国有企业入选指数成分股受到市场关注较多，向外界释放积极信号，有效改善公司声誉，发挥信息传递作用，会减少这种产权性质的影响，公司获取较高的信用评级和市场认可，增加其获取债务融资的作用也更加明显^[7]，公司杠杆率显著增加。对于国有企业而言，国企融资约束程度较小，入选指数成分股后对债务融资增加的不明显，对股票指数调整反应较弱。其次，与非国有企业相比，国有企业自身面临更严格的监督机制、盈余管理动机较弱，内部治理程度高。入选指数成分股发挥信息传递作用，提高非国有企业治理水平的可能性更高，使入选指数成分股的非国有企业更容易被外部投资者青睐。本研究引入交互项检验上述推论，将公司分为国企和非国企，非国有企业包括民营企业和外资企业，非国企赋值为1，国企赋值为0，结果见第(4)列。其中，交互项($C500 \times SOE$)系数显著为正，表明相比于国有企业，入选指数成分股对非国有企业杠杆率的影响更加明显。

4.4.5 公司成长性

高成长性公司具备更多投资机会，需要更多外界的资金支持^[33]。同时，高成长性的公司信息不对称程度更严重导致其外部融资成本更高。入选指数成分股有利于投资者获取其特质信息，提高信息透明度并改善融资环境，高成长性公司更有动机把握投资机会，为避免未来资金短缺提高杠杆率。另外，高成长性公司拥有更多的投资机会激发管理层谋求私有收益的自利行为^[45]，在这种环境下，作为替代的信息传递机制入选指数成分股发挥有效约束高成长性公司管理层的作用，增加外部融资可得性，影响公司杠杆率。为验证上述推论，本研究引入入选指数成分股与公司成长性的交互项，公司成长性能够综合反映公司的盈利能力、偿债能力、生存潜力以及未来生产经营活动的发展趋势，本研究选取盈利能力(净资产收益率、总资产收益率)、偿债能力指标(流动比率、速动比率、现金比率)、成长能力指标(总资产增长

率、净资产增长率)和营运能力指标(总资产周转率、应收账款周转率)四类指标,经过主成分分析法计算合成公司成长性,该合成指标高于其年度行业均值时,将其视为高成长性公司,取值为1,

否则取值为0,结果见第(5)列。其中,交互项($C500 \times Growth$)系数显著为正,说明入选指数成分股使得高成长性的公司更能充分发挥信息传递作用,提高其杠杆率。

表10 股票指数调整对公司杠杆率影响的异质性分析

Table 10 The heterogeneity impact of stock index adjustment on corporate leverage ratio

变量	经济政策不确定性		市场状态		分析师追踪数量	产权性质	公司成长性			
	<i>Lev</i>		<i>Lev</i>							
	(1)	(2)	(3)	(4)						
<i>C500</i>	0.079 9 *** (0.030 1)	0.079 2 *** (0.030 1)	0.079 5 *** (0.030 1)	0.065 7 ** (0.029 1)	0.079 4 *** (0.028 7)					
<i>C500 × EPU</i>	0.015 3 * (0.007 9)									
<i>EPU</i>	-0.000 5 (0.006 3)									
<i>C500 × Market</i>		0.016 0 ** (0.007 9)								
<i>Market</i>		-0.000 0 (0.006 3)								
<i>C500 × Analyst</i>			0.014 7 * (0.008 1)							
<i>Analyst</i>			0.021 6 *** (0.006 4)							
<i>C500 × SOE</i>				0.019 6 ** (0.007 7)						
<i>SOE</i>				-0.102 3 *** (0.006 0)						
<i>C500 × Growth</i>						0.016 8 ** (0.007 6)				
<i>Growth</i>						-0.112 3 *** (0.006 0)				
<i>R - C</i>	0.000 3 ** (0.000 1)	0.000 4 *** (0.000 1)								
<i>T × (R - C)</i>	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)				
常数项	0.500 1 *** (0.018 5)	0.500 1 *** (0.018 5)	0.489 9 *** (0.018 5)	0.551 4 *** (0.017 8)	0.548 0 *** (0.017 6)					
观测值	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419	9 419				

5 结束语

本研究以中证500指数的定期调整作为准自然实验,利用模糊断点回归分析方法,从债务融资和权益融资角度探讨股票指数调整影响公司杠杆率的作用程度和传导机制,进一步考察了外部环

境和公司特征因素的异质性,验证股票指数调整是否发挥信息传递作用。结果表明,入选指数成分股后公司增加了债务融资和权益融资,但新增的债务融资额高于权益融资额,使得公司杠杆率显著提高。股票指数调整通过提高内部治理水平和改善外部融资环境影响公司杠杆率。在经济政策不确定性高时、牛市状态、分析师追踪数量少、非

国有企业和高成长性公司的情形下,股票指数调整对公司的杠杠率的影响更明显。证实股票指数调整具有信息传递作用。

本研究结论证实了股票指数调整对外部融资的积极影响,指数调整提高了公司声誉和治理能力,有效降低外部投资者与公司间的信息不对称程度,改善了公司的外部融资环境。因此,不仅要提升公司的信誉、加强公司治理能力,而且要进一步加强信息披露,减少融资摩擦,改善公司的外部融资环境。本研究发现政策支持鼓励公司发行债券直接融资,有助于改善公司外部债务融资,因此应该积极提升债券市场服务实体经济发展的能力,助力提升直接融资比重。

本研究结论中,一方面公司在入选指数成分股改善融资环境后增加债务杠杠率,另一方面分析师追踪数量少、非国有企业和高成长性的公司

增加了外部融资,这体现了资本市场在融资难情形中的信息改善作用,因此,应该优化融资困难公司的信息传递途径、强化上市公司信息披露,改善外部融资机会,大力发展股票市场,完善多层次资本市场体系,为不同类型不同发展时期的公司提供多种直接融资的渠道,给更多融资困难的公司进行权益融资的机会,切实通过资本市场发展实现公司去杠杠。在经济政策不确定性高的时期,股票指数调整的影响更明显,因此,应着力稳定宏观经济运行,强化经济政策风险的防范化解,降低宏观经济政策的不确定性,减少政策变动对公司融资机会的影响。牛市状态下,股票指数调整发挥信息传递作用,极端市场时期其信息功能会降低,因此,公司应切实提高自身质量,积极利用市场机会获得融资,并预防极端市场对融资机会的负面影响。

参 考 文 献:

- [1] Hanselaar R M, Stulz R M, Van Dijk M A. Do firms issue more equity when markets become more liquid? [J]. Journal of Financial Economics, 2019, 133(1): 64 – 82.
- [2] Grullon G, Michenaud S, Weston J P. The real effects of short-selling constraints [J]. The Review of Financial Studies, 2015, 28(6): 1737 – 1767.
- [3] 顾乃康, 周艳利. 卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验[J]. 管理世界, 2017, (2): 120 – 134.
Gu Naikang, Zhou Yanli. Short selling deterrent, corporate governance and corporate financing behavior: The quasi-natural experiments of the margin trading program [J]. Management World, 2017, (2): 120 – 134. (in Chinese)
- [4] 黄俊威, 龚光明. 融资融券制度与公司资本结构动态调整——基于“准自然实验”的经验证据[J]. 管理世界, 2019, 35(10): 64 – 81.
Huang Junwei, Gong Guangming. Margin trading program and dynamic adjustment of corporate capital structure: Empirical evidence from quasi-natural experiments [J]. Management World, 2019, 35(10): 64 – 81. (in Chinese)
- [5] Cao C, Gustafson M, Velthuis R. Index membership and small firm financing [J]. Management Science, 2019, 65(9): 4156 – 4178.
- [6] Broner F, Cortina J J, Schmukler S L, et al. Benchmark Indexes, Firm Financing, and Real Effects: Evidence from a Global Natural Experiment [R]. University of Arizona: Working Paper, 2020.
- [7] Goyal V K, Urban D, Zhao W. Index Creation, Information, and External Finance [R]. SSRN: Working Paper, 2021.
- [8] Chang Y C, Hong H, Liskovich I. Regression discontinuity and the price effects of stock market indexing [J]. The Review of Financial Studies, 2015, 28(1): 212 – 246.
- [9] 叶康涛, 刘芳, 李帆. 股指成份股调整与股价崩盘风险: 基于一项准自然实验的证据[J]. 金融研究, 2018, 453(3): 172 – 189.
Ye Kangtao, Liu Fang, Li Fan. CSI300 Index additions and stock price crash risk: Evidence from a quasi-natural experiment [J]. Journal of Financial Research, 2018, 453(3): 172 – 189. (in Chinese)
- [10] 陆蓉, 谢晓飞. 凤尾变鸡头: 被忽视的指数成分股交换[J]. 金融研究, 2020, (6): 171 – 187.
Lu Rong, Xie Xiaofei. When the “Tail of the Lion” becomes the “Head of the Dog”: The ignored switching of CSI 300 /

- 500 member stocks[J]. Journal of Financial Research, 2020, (6): 171–187. (in Chinese)
- [11] Brisker E R, Çolak G, Peterson D R. Changes in cash holdings around the S&P 500 additions[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(5): 1787–1807.
- [12] Chen S S, Lin Y H. The competitive effects of S & P 500 index revisions[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2018, 45(1): 997–1027.
- [13] 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.
Li Fengyu, Shi Yongdong. Economic policy uncertainty and corporate cash holding strategy: Empirical research by using China economic policy uncertainty index[J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(6): 157–170. (in Chinese)
- [14] 顾研, 周强龙. 政策不确定性、财务柔性价值与资本结构动态调整[J]. 世界经济, 2018, 41(6): 102–126.
Gu Yan, Zhou Qianglong. Policy uncertainty, value of financial flexibility and dynamic adjustment of capital structure[J]. The Journal of World Economy, 2018, 41(6): 102–126. (in Chinese)
- [15] 蒋彧, 龚丽. 中国沪深股市的开盘效应与收盘效应[J]. 管理科学学报, 2020, 23(5): 76–88.
Jiang Yu, Gong Li. Opening and closing effects of China's stock market of Shanghai and Shenzhen[J]. Journal of Management Sciences in China, 2020, 23(5): 76–88. (in Chinese)
- [16] 顾乃康, 年荣伟. 流动性共性与企业的融资行为及资本结构[J]. 管理科学学报, 2018, 170(8): 34–53.
Gu Naikang, Nian Rongwei. Commonality in liquidity, corporate financing behavior and capital structure[J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 170(8): 34–53. (in Chinese)
- [17] 程六兵, 叶凡, 刘峰. 资本市场管制与企业资本结构[J]. 中国工业经济, 2017, (11): 155–173.
Cheng Liubing, Ye Fan, Liu Feng. Capital markets regulation and enterprises' capital structure[J]. China Industrial Economics, 2017, (11): 155–173. (in Chinese)
- [18] 梁上坤, 崔怀谷, 袁淳. 股指成份股调整与公司盈余管理——基于一项准自然实验的研究[J]. 财经研究, 2021, (3): 1–16.
Liang Shangkun, Cui Huagui, Yuan Chun. Stock index adjustments and corporate earnings management: A quasi-natural experiment[J]. Journal of Finance and Economics, 2021, (3): 1–16. (in Chinese)
- [19] Chan K, Kot H W, Tang G Y N. A comprehensive long-term analysis of S & P 500 index additions and deletions[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(12): 4920–4930.
- [20] Huseynov F, Sardarli S, Zhang W. Does index addition affect corporate tax avoidance? [J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 43(4): 241–259.
- [21] 尹海员, 朱旭. 机构投资者信息挖掘、羊群行为与股价崩盘风险[J]. 管理科学学报, 2022, 25(2): 69–88.
Yin Haiyuan, Zhu Xu. Information mining capabilities of institutional investors, herd behavior and stock price crash risk [J]. Journal of Management Sciences in China, 2022, 25(2): 69–88. (in Chinese)
- [22] Schmidt C, Fahlenbrach R. Do exogenous changes in passive institutional ownership affect corporate governance and firm value? [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124(2): 285–306.
- [23] Chattopadhyay A, Shaffer M D, Wang C C Y. Governance through shame and aspiration: Index creation and corporate behavior[J]. Journal of Financial Economics, 2020, 135(3): 704–724.
- [24] Kacperczyk M, Sundaresan S, Wang T. Do foreign institutional investors improve price efficiency? [J]. The Review of Financial Studies, 2021, 34(3): 1317–1367.
- [25] Kot H W, Leung H K M, Tang G Y N. The long-term performance of index additions and deletions: Evidence from the Hang Seng index[J]. International Review of Financial Analysis, 2015, 42(12): 407–420.
- [26] 才国伟, 吴华强, 徐信忠. 政策不确定性对公司投融资行为的影响研究[J]. 金融研究, 2018, (3): 89–104.
Cai Guowei, Wu Huaqiang, Xu Xinzhong. Research on the effect of policy uncertainty on corporate financing and investment behavior[J]. Journal of Financial Research, 2018, (3): 89–104. (in Chinese)
- [27] 蒋灵多, 陆毅, 纪珽. 贸易自由化是否助力国有企业去杠杆[J]. 世界经济, 2019, 42(9): 101–125.
Jiang Lingduo, Lu Yi, Ji Ting. Does trade liberalization contribute to deleveraging of SOEs[J]. The Journal of World E-

- economy, 2019, 42(9) : 101 – 125. (in Chinese)
- [28] 李娟, 杨晶晶, 赖明勇. 金融市场化促进了企业部门结构性去杠杆吗? ——来自中国制造业企业的证据[J]. 财经研究, 2020, 46(10) : 33 – 47.
Li Juan, Yang Jingjing, Lai Mingyong. Has financial marketization promoted structural deleveraging in the corporate sector? Evidence from Chinese manufacturing companies[J]. Journal of Finance and Economics, 2020, 46(10) : 33 – 47. (in Chinese)
- [29] Rajan R G, Zingales L. What do we know about capital structure? Some evidence from international data[J]. The Journal of Finance, 1995, 50(5) : 1421 – 1460.
- [30] Lins K V, Servaes H, Tufano P. What drives corporate liquidity? An international survey of cash holdings and lines of credit[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98(1) : 160 – 176.
- [31] Custódio C, Ferreira M A, Laureano L. Why are US firms using more short-term debt? [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 108(1) : 182 – 212.
- [32] Begenau J, Salomao J. Firm financing over the business cycle[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(4) : 1235 – 1274.
- [33] 周茜, 许晓芳, 陆正飞. 去杠杆, 究竟谁更积极与稳妥? [J]. 管理世界, 2020, 36(8) : 127 – 148.
Zhou Qian, Xu Xiaofang, Lu Zhengfei. Deleveraging, who is more positive and conservative? [J]. Management World, 2020, 36(8) : 127 – 148. (in Chinese)
- [34] 汪勇, 马新彬, 周俊仰. 货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角[J]. 金融研究, 2018, (5) : 47 – 64.
Wang Yong, Ma Xinbin, Zhou Junyang. Monetary policy and heterogeneous enterprises' leverage ratio: Based on the perspective of vertical structure of industries[J]. Journal of Financial Research, 2018, (5) : 47 – 64. (in Chinese)
- [35] 钟宁桦, 刘志阔, 何嘉鑫, 等. 我国企业债务的结构性问题[J]. 经济研究, 2016, (7) : 102 – 117.
Zhong Ninghua, Liu Zhikuo, He Jiaxin, et al. The structural problem of China's non-financial corporate debt[J]. Economic Research Journal, 2016, (7) : 102 – 117. (in Chinese)
- [36] 王竹泉, 谭云霞, 宋晓滨. “降杠杆”、“稳杠杆”和“加杠杆”的区域定位——传统杠杆率指标修正和基于“双重”杠杆率测度体系确立结构性杠杆率阈值[J]. 管理世界, 2019, (12) : 86 – 103.
Wang Zhuquan, Tan Yunxia, Song Xiaobin. The regional positioning of leverage reduction, leverage stabilization and leverage addition: Revision of traditional leverage ratio indicators and establishment of structural leverage ratio threshold based on the dual leverage ratio measurement system[J]. Management World, 2019, (12) : 86 – 103. (in Chinese)
- [37] 张晓晶, 刘学良, 王佳. 债务高企、风险集聚与体制变革——对发展型政府的反思与超越[J]. 经济研究, 2019, (6) : 4 – 21.
Zhang Xiaojing, Liu Xueliang, Wang Jia. Debt overhang, risk accumulation and institutional reform: Beyond the developmental state[J]. Economic Research Journal, 2019, (6) : 4 – 21. (in Chinese)
- [38] Lai K, Prasad A, Wong G, et al. Corporate deleveraging and financial flexibility: A Chinese case-study[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2020, 61(6) : 1 – 9.
- [39] Denis D K, McConnell J J, Ovtchinnikov A V, et al. S & P 500 index additions and earnings expectations[J]. Journal of Finance, 2003, 58(5) : 1821 – 1840.
- [40] Chen H, Noronha G, Singal V. The price response to S & P 500 index additions and deletions: Evidence of asymmetry and a new explanation[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(4) : 1901 – 1930.
- [41] Calonico S, Cattaneo M D, Farrell M H, et al. Regression discontinuity designs using covariates[J]. Review of Economics and Statistics, 2019, 101(3) : 442 – 451.
- [42] McCrary J. Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test[J]. Journal of Econometrics, 2008, 142(2) : 698 – 714.
- [43] Huang Y, Luk P. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. China Economic Review, 2020, 59(2) : 1 – 18.
- [44] 陈克兢, 康艳玲, 闵霞, 等. 高铁开通与股价同步性: 信息效应还是治理效应? [J]. 管理科学学报, 2021, 24(12) : 1 – 17.

- Chen Kejing, Kang Yanling, Min Xia, et al. The introduction of high-speed rail and stock price synchronization: Information-content effect or governance effect? [J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(12) : 1 – 17. (in Chinese)
- [45] Anderson R W, Bustamante M C, Guibaud S, et al. Agency, firm growth, and managerial turnover[J]. The Journal of Finance, 2018, 73(1) : 419 – 464.

Stock index adjustment, external financing behavior, and corporate leverage ratio: Regression discontinuity design based on CSI500 Index

XIONG Hai-fang¹, ZHANG Qian^{2*}, KANG Shu-long¹, WANG Zhi-qiang¹

1. School of Finance, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. School of Finance, Shandong Technology and Business University, Yantai 264005, China

Abstract: Based on the regular adjustment of the CSI500 Index, this paper uses the fuzzy regression discontinuity design method to explore the impact of stock index adjustments on corporate external financing behavior, leverage ratios, and its transmission mechanisms, while also testing the heterogeneity of macroeconomic uncertainty and corporate characteristic factors. The study finds that becoming a member of a stock index increases corporate equity financing and debt financing, but the increase in debt financing is greater than in equity financing, which causes an increase in the corporate leverage ratio. Becoming a member of a stock index mainly influences external financing behavior and the corporate leverage ratio by improving internal governance and improving external financing environment. Becoming a member of a stock index will significantly increase corporate external financing and leverage ratios in high economic policy uncertainties, bull markets, high growth companies, non-state-owned companies, and those with less analyst coverage. This paper confirms that stock index adjustments have information transmission effects. They should improve corporate governance and information environment to ease corporate financing constraints, increase corporate external financing opportunities, and finally adjust corporate leverage ratio.

Key words: stock index adjustment; external financing; corporate leverage ratio; fuzzy regression discontinuity