



总第397期

第11期

2020

会计研究

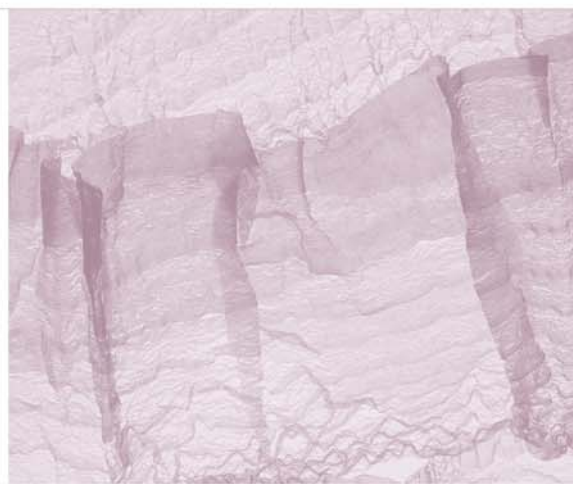
ACCOUNTING RESEARCH

我国政府资产价值计量研究：目标定位与计量模式选择

上市公司行业间会计盈余差异与宏观经济增长预测

经济周期下资本结构同群效应研究

实体企业金融化与企业创新产出



主办单位：中国会计学会

2020

第 11 期

月刊.总第 397 期
2020 年 11 月 15 日出版

目 录

3	我国政府资产价值计量研究：目标定位与计量模式选择	姜宏青 王 安
16	上市公司行业间会计盈余差异与宏观经济增长预测	罗 宏 陈 坤 曾永良
33	降税政策先发布后实施的市场反应差异研究 ——基于事件研究法和双重差分的时间错配检验	刘 柏 王舒瑶 张艾莲 李鹤尊 孙 健 安 娜
47	ERP 系统实施与企业成本粘性	潘 彬 徐选华 杨晓辉
60	会计信息披露、国家投资与经济增长 ——国防投资视角	何 雁 孟庆玺 李增泉
71	保代本地关系网络的违规治理效应：来自 IPO 的经验证据	连玉君等
85	经济周期下资本结构同群效应研究	万良勇 查媛媛 饶 静
98	实体企业金融化与企业创新产出 ——有调节的中介效应	李志斌 阮豆豆 章铁生
112	企业社会责任的价值创造机制：基于内部控制视角的研究	葛 锐 张 健
125	证监会立案调查与审计质量提升	宋云玲 宋衍蘅
136	机构投资者持股与注册会计师视角下的会计信息质量 ——来自审计调整的经验证据	薛 杰 邓英雯 张 敏
152	会计师事务所职业风险基金、职业责任保险与首次业务承接	
170	地方监管、垂直监管与企业环保投资 ——基于上市 A 股重污染企业的实证研究	谢东明
187	中国会计学会学术会议综述	

Accounting Research (November)

Contents

No. 11 November 2020

A Study on the Value Measurement of Government Assets in China: Target Orientation and Measurement Model Selection	Jiang Hongqing & Wang An(3)
Across-industry Accounting Earnings Dispersion and the Forecast of Macroeconomic Growth	Luo Hong et al. (16)
Differences in Market Responses Caused by Release and Implementation of Tax Reduction Policy ——Time Mismatch Test Based on Event Study and DID	Liu Bai et al. (33)
ERP System Implementation and Cost Stickiness	Li Hezun et al. (47)
Research on Accounting Information Disclosure, State Investment and Economic Growth ——Based on the Perspective of National Defense Investment	Pan Bin et al. (60)
The Governance Effect of Local Sponsor Representatives on the Violation of IPO-Firms	He Yan et al. (71)
Peer Effect of Capital Structure in Business Cycle	Lian Yujun et al. (85)
Financialization of Entity Enterprises and Innovation Output: Moderated Mediating Effect	Wan Liangyong et al. (98)
Value Creation Mechanism of Corporate Social Responsibility: A Study Based on Internal Control	Li Zhibin et al. (112)
Regulator Investigations of Audit Partners and Audit Quality Improvement	Ge Rui & Zhang Jian(125)
Institutional Investor Shareholdings and Accounting Information Quality ——Evidence from Audit Adjustments	Song Yunling & Song Yanheng(136)
Audit Firms' Professional Risk Fund, Professional Indemnity Insurance and Client Acceptance	Xue Jie et al. (152)
Local Supervision, Vertical Supervision and Corporate Environmental Protection Investment ——An Empirical Study Based on Listed A-share Heavily Polluting Enterprises	Xie Dongming(170)
Review of the Academic Meeting Held by Accounting Society of China	(187)

经济周期下资本结构 同群效应研究^{*}

连玉君¹ 彭 镇² 蔡 菁¹ 杨海生¹

(1. 中山大学岭南学院 510275; 2. 广东工业大学管理学院 510520)

【摘要】企业“杠杆率”一直是学者研究和政府宏观政策调控重点关注的问题。本文结合了经济周期和同群效应两种视角来研究企业资本结构决策的影响因素，并以2000—2018年中国A股上市公司为研究样本，研究发现：(1)企业资本结构会随着同群公司资本结构的变化而变化，即企业资本结构决策存在同群效应，分别为模仿效应和学习效应。(2)企业资本结构同群效应呈现顺经济周期变化，即经济上行时企业资本结构同群效应更显著。(3)不同融资约束的企业在经济周期不同阶段其资本结构决策同群效应存在差异，具体表现在融资约束较高的公司，在经济上行期间会通过简单模仿以及接收同群公司的财务特征信号来调整自身资本结构；而融资约束较低的公司，不论在经济上行或下行期间，其资本结构的调整并不会参考同行的资本结构及其财务特征，而是根据自身财务状况自行调整。本文研究结论可为政府实施宏观调控措施、实现优化企业杠杆率的目的提供理论支撑。

【关键词】资本结构；同群效应；经济周期

一、引言

针对经济发展新常态，党中央于2015年12月提出了以“三去一降一补”为核心的供给侧结构性改革战略。这其中，去杠杆是供给侧结构性改革的重要内容。经过三年的努力，去杠杆初见成效，我国进入稳杠杆阶段。^①无论去杠杆还是稳杠杆，其实质都是资本结构动态调整过程(王朝阳等，2018)。

资本结构的形成与调整受企业内外部多种因素的影响。现有文献主要关注企业自身的基本面因素、股票价格以及外部宏观环境等因素的影响(Welch, 2004; Frank和Goyal, 2009)。这类文献的共同点在于假定企业资本结构决策不会受到同群企业的影响，即企业仅根据自身财务状况和宏观信息进行独立决策，并未考虑企业之间资本结构决策的相互影响。实际上，企业并不是孤立存在的，而是处在一个相对开放的生态系统中。例如，Leary和Roberts(2014)发现企业的资本结构决策会受到同群企业资本结构的影响。在其他财务决策方面，万良勇等(2016)发现，上市公司的并购行为存在明显的同群效应。企业还可以通过接收、学习同群信号来调整自己的投资决策。

Foucault和Fresard(2014)发现，企业会通过同群企业股价等特质信息的学习，来调整其投资决策。杨海生等(2020)也发现企业的新增投资与同群投资呈显著正相关关系，甚至还会接收同群企业财务特征传递的信号来修正自身的投资策略，于是将投资同群效应分为了模仿效应和学习效应。因此模仿或学习同群企业，不失为一种成本较低的财务决策。

现有资本结构同群效应的相关文献多关注于同群企业之间的模仿行为，而没有考虑到由于存在学习效应和竞争压力等方面的原因，事实上企业可能会通过学习同群企业的一些财务特征来进行资本结构决策。模仿本身是一种简单、机械的决策方式，企业如果仅仅通过简单、机械的模仿来决定自身的资本结构，很有可能没有考虑到自身实际财务状况与同群企业之间的差异，最终对企业的生产经营产生不利影响。

此外，经济周期是影响企业资本结构决策的重要因素(Lemmon等，2008; 江龙等，2013; 潜力和胡援成，2015)。从理论上来说，一方面，经济周期波动将改变金融

^{*} 本文受国家自然科学基金面上项目(71672206)以及广东省基础与应用基础研究基金(2020A1515011291)资助。通讯作者：彭镇，pengzhen11986@163.com。

^① 王观. 结构性去杠杆稳步推进(经济形势年中看).《人民日报》，2018年07月23日(01版)。

市场供给面,制约企业的融资选择,进而影响到企业资本结构调整的能力。另一方面,经济周期波动将改变企业融资需求,进而影响到企业资本结构调整的意愿和方向。现有研究表明,经济周期不仅与资本结构存在显著的动态变化关系,而且在经济周期的不同阶段,作为资本结构影响因素的公司特征对资本结构的影响效果也存在差异(Halling等,2016)。从现实出发,2020年以来,新冠疫情对全球经济产生了严重冲击,企业的财务风险乃至破产风险急剧增加。中国共产党第十九届中央委员会第五次全体会议强调加大宏观政策应对力度,完善宏观调控跨周期设计和调节,实现稳增长和防风险的长期均衡。企业也要在这次事件中积极调整自身的资本结构,力求控制风险、抓住机会,实现稳步增长。因此,在新冠疫情冲击以及经济发展新常态背景下,研究经济周期、同群效应对企业资本结构决策的影响具有重要的理论和现实意义。本文期望对企业资本结构决策同群效应的深入研究能更加准确地把握企业资本结构决策的影响机制,为政府实施宏观调控措施、实现优化企业部门杠杆率提供理论支撑。

基于以上考虑,本文以中国A股上市公司2000-2018年的数据为研究对象,尝试借鉴Leary和Roberts(2014)以及Foucault和Fresard(2014)的研究成果,将同群效应区分为模仿效应和学习效应。具体而言,模仿效应指企业在做出资本结构决策时会模仿参照同群公司的资本结构(即WY),并做出调整;而学习效应则是指企业基于同群公司财务特征传递的信号(即WX)来调整自身的资本结构。我们首先研究企业资本结构决策中的同群效应是否存在模仿和学习之分,并进一步探讨同群效应在经济周期不同阶段的差异性,最后分析融资约束对上述关系的异质性影响。结果表明:(1)企业资本结构会随着同群公司资本结构的变化而变化,即企业资本结构决策存在同群效应,分别为模仿效应和学习效应。(2)企业资本结构同群效应呈现顺经济周期变化,即经济上行时企业资本结构同群效应更显著。(3)不同融资约束的企业在经济周期不同阶段其资本结构决策同群效应存在差异,具体表现在融资约束较高的公司,在经济上行期间会通过简单模仿以及接收同群公司的财务特征信号来调整自身资本结构;而融资约束较低的公司,不论在经济上行或下行期间,其资本结构的调整并不会参考同行的资本结构及其财务特征,而是根据自身财务状况自行调整。

本文创新之处在于融合了宏观经济变量“经济周期”与心理学概念“同群效应”,同时对企业资本结构决策的影响进行分析。研究贡献主要体现在如下几个方面。

第一,本文将资本结构同群效应分为两种:模仿效应和学习效应,并提供了经验证据,丰富了资本结构同群效应的研究。以往的文献,如Leary和Roberts(2014)、陆蓉等(2017)、张天宇和钟田丽(2017)验证了企业资本结构决策中同群效应的存在性,但并未对同群效应做进一步区分。我们延续了Leary和Roberts(2014)的理论分析框架,将公司对同行负债率(行为结果)的关注定义为“模仿效应”,而将公司对同行财务特征(行为动机)的关注定义为“学习效应”。这种设定思路的好处在于将公司的“学习渠道”集中于同行财务特征上,得以与传统的资本结构理论相契合。与本文研究目标最为接近的是张天宇和钟田丽(2019)。他们基于理论模型的分析对样本进行了划分,通过对比组间“模仿效应”的差异来推断回答“谁模仿谁”的问题,从而为“学习效应”提供了间接的经验证据。^②换言之,张天宇和钟田丽(2019)的研究能够从整体上验证“学习效应”的存在性,而本文的研究则回答了“企业通过哪些渠道(同群公司的财务特征)来学习同行”的问题,二者互为补充。

第二,使用了更加合适的工具变量来识别同群效应。在前期研究中,Leary和Roberts(2014)、陆蓉等(2017)、Foucault和Fresard(2014)采用股票的异质收益率作为同群资本结构的工具变量。但就本文研究而言,可能存在以下问题。其一,中国资本市场的有效性较低,导致股票价格的信息含量较低,使得股票的异质收益率存在弱工具变量问题。其二,Liu等(2019)指出,Fama和French(1993)的三因子模型并不完全适用于中国市场,而前期针对中国上市公司的研究多以该模型为基础来估计股票异质收益率。这意味着,此时的工具变量可能存在严重的衡量偏误问题。其三,在后续研究公司其他财务决策的同群效应时,如投资决策(Chen和Ma,2017)、股利决策(Adhikari,2013)以及现金持有决策(Joo等,2016)等,都使用了同一个工具变量,可能意味着该工具变量在某种程度上被过度使用了。从计量的角度来讲,这可能意味着在某些场景下,该工具变量是一个弱工具变量。其四,使用异质收益率作为工具变量只适用于模型中包含一个内生变量的情形,当出现两个内生变量时,模型将无法估计。此外,在研究中国资本结构同群效应的文章中,陆蓉等(2017)仅研究了市场资本结构的同群效应,张天宇和钟田丽(2017)分别研究了市场和账面资本结构同群效应,但发现账面负债率的同群效应并不显著。因而,参照Leary和Roberts(2014)构造的工具变量可能会存在弱工具变量

^② 该文细化了Leary和Roberts(2014)的研究,在更广泛的维度上(高管特征、风险水平、信息披露等)检验了“哪些公司更关注同行行为”的问题。本质上,是在检验模仿效应的异质性。

问题。本文一方面以 Liu 等 (2019) 提出的“中国三因子模型”为基础重新构造了异质收益率以减缓衡量偏误, 另一方面借鉴了 Lee (2007) 以及 Yang 和 Lee (2017) 提出的空间计量的 GMM 估计方法, 使用空间权重矩阵作为设定工具变量的基础, 解决了工具变量的有效性问题。

第三, 本文丰富并拓展了有关企业资本结构同群效应异质性的研究。现有 Leary 和 Roberts (2014)、陆蓉等 (2017)、Im (2019) 等文献研究企业资本结构决策中的同群效应现象, 但均未考察同群效应的异质性。在近期的研究中, 学者们开始考虑同群效应的异质性特征。例如, Francis 等 (2016) 延续 Leary 和 Roberts (2014) 的研究, 发现在投资者保护较弱 (包括信息披露、中小股东保护较差)、债权人保护较强, 以及股票市场发展较为成熟的情况下, 同群效应更为明显。在针对中国上市公司的研究中, 李志生等 (2018) 从区域经济角度进行了分析, 发现企业的过度负债存在显著的地区同群效应, 且这种效应受地区市场化进程、金融发展程度和融资约束等因素的影响。与上述文献不同, 本文从宏观经济角度入手, 考察了资本结构同群效应在经济周期不同阶段的差异性, 发现在经济周期的不同阶段, 企业资本结构同群效应存在明显区别。这种非对称特征意味着在制定去杠杆政策时, 必须根据宏观经济状况来调整政策力度。

第四, 本文在同群效应的理论框架下研究了经济周期对企业资本结构的影响。现有文献, 例如, 江龙等 (2013)、潜力和胡援成 (2015) 等, 主要考察经济周期环境对企业资本结构调整速度的影响。这些文献的共同特征是假设企业之间的资本结构决策是彼此独立的。本文在同群效应文献背景下, 放松了这一假设。此外, 江龙等 (2013) 以 Flannery 和 Rangan (2006) 的框架为基础, 探究了动态权衡理论中资本结构调整成本的问题, 即在不同经济周期下公司资本结构调整成本的差异导致调整速度的不同; 而本文以 Leary 和 Roberts (2014) 的框架为基础, 主要探究的是资本结构同群效应, 即在不同经济周期下公司资本结构决策的相互依赖性, 因此在研究框架上表现出了较大的差异性。最后, 本文与江龙等 (2013) 背后的政策含义是有差异的。江龙等 (2013) 为不同经济周期内公司资本结构调整提供实际意义, 而本文则给公司资本结构调整和宏观政策调控都提供了新的视角和部分建议。

本文余下部分结构安排如下: 第二部分为理论分析与研究假设; 第三部分为研究设计; 第四部分为实证结果与分析; 第五部分为结论与启示。

二、理论分析与研究假设

(一) 同群效应与企业资本结构

同群效应 (Peer effect) 最早出现在心理学的研究中,

它是指个体行为在某种程度上会随着同群者行为的变化而变化 (Manski, 1993)。这里的个体不仅指个人, 还包括企业、政府机构、社会公益组织等行为主体。在经济金融领域, 以企业同群效应为研究对象的研究得到了广泛重视。例如, Kaustia 和 Rantala (2015) 指出, 企业行为在很大程度上受同群效应的影响, 企业管理者会密切关注同群企业尤其是竞争对手的行为。现有实证研究表明, 高管薪酬 (Bizjak 等, 2011; Albuquerque 等, 2013; 赵颖, 2016; Darrough 等, 2017)、股票分拆 (Kaustia 和 Rantala, 2015)、并购决策 (万良勇等, 2016)、投资决策 (Foucault 和 Fresard, 2014; Chen 和 Ma, 2017; 杨海生等, 2020)、现金持有 (Joo 等, 2016; Chen 等, 2019)、股利政策 (Adhikari 和 Agrawal, 2018; Grennan, 2019)、企业社会责任 (Cao 等, 2019)、创新行为 (晏艳阳等, 2018)、违规违法 (陆蓉和常维, 2018) 等财务行为决策均会受到同群企业相关行为的影响。

已有文献也表明, 同群资本结构对企业资本结构决策具有重要的影响。例如, Graham 和 Harvey (2001) 调查发现, 大量的首席财务官在企业融资决策时会参考同群公司的融资决策方式。Leary 和 Roberts (2014) 最先在企业资本结构决策中考虑同群效应的影响。他们以美国上市公司 1965–2008 年的数据为研究对象, 发现同群效应是企业资本结构决策的重要影响因素, 其重要程度要远超前文献已经识别出的其它影响因素。陆蓉等 (2017) 采用中国上市公司 2007–2014 年的数据, 以市值资产负债率作为企业资本结构的代理变量, 研究了我国上市公司资本结构的同群效应, 发现本公司负债率增加对同群公司具有正“溢出效应”, 并认为“管理者声誉考虑”和“管理者信息学习”是同群效应影响企业资本结构决策的两种主要机制。张天宇和钟田丽 (2017) 也验证了中国企业资本结构同群效应的存在性, 但发现以账面价值计算的资本结构同群效应存在的可能性不高。

然而, 上述检验研究基本上都着眼于“模仿效应”, 忽略了“学习效应”这一渠道, 即企业可以通过接收同群企业的财务特征信号来帮助学习, 以制定出更加适合企业自身特征的资本结构决策。Foucault 和 Fresard (2014) 指出公司通过对同群公司股价等特质信息的学习来帮助进行投资决策。张天宇和钟田丽 (2019) 基于包含同群信息的决策模型, 从理论上推导影响学习能力强弱的因素是如何影响同群效应的强弱, 进而从实证上分样本检验证明企业资本结构决策是存在学习行为的。杨海生等 (2020) 将投资同群效应分为了模仿效应和学习效应, 认为公司不仅会与同群企业的投资策略进行互动, 还会通过学习同群企业的财务特征来调整自身的投资策略。因此, 认为企业资本

结构同群效应仅仅存在模仿是不符合现实情况的,更合理的应当是将模仿和学习效应一同纳入考虑框架。

由此,提出本文的第一个假设:

H1:企业资本结构决策存在同群效应,表现为模仿效应和学习效应,即企业资本结构决策会受到同群企业资本结构和同群企业特征的显著影响。

(二) 经济周期对企业资本结构同群效应的影响

资本结构是企业长期融资行为的结果,它不仅由企业内部微观特质决定,而且还与外部宏观经济状况密切相关(Lemmon等,2008;江龙等,2013;潜力和胡援成,2015)。一方面,经济周期波动会影响金融市场的供给,如通过银行信贷的成本来制约企业的融资选择,进而影响到企业资本结构调整的能力;另一方面,经济周期波动会影响企业的融资需求,进而影响到企业资本结构调整的意愿和方向。

但有关经济周期对企业资本结构的影响,现有研究结论并不一致。一种观点认为,经济周期会导致企业资本结构逆周期变化。例如,从理论角度来说,Hackbarth等(2006)在假设权衡理论成立且企业存在最优的目标资本结构的基础上,以市场资产负债率为研究指标,发现分子(债务)和分母(未来现金流现值)的变化都是顺周期的,但分母影响总是主导分子影响进而导致市值负债率呈现逆周期的变化。从实证角度来说,苏冬蔚和曾海舰(2009)对中国上市公司1994-2007年的数据研究发现,中国上市公司的资本结构呈显著的逆经济周期变化,宏观经济上行时,公司的资产负债率下降;而宏观经济衰退时,公司的资产负债率则上升。另一种观点则认为经济周期会导致企业资本结构顺周期变化。例如,Bhamra等(2010)研究认为公司的违约损失是反周期的,该假设意味着公司在经济扩张的时候有着更多的债务,在市值资产负债率的变化中其分子(债务)的变化影响会起主导的作用,导致资本结构呈顺周期变化。潜力和胡援成(2015)对334家1998年之前上市公司1998-2013年的数据进行检验发现,企业资本结构呈现顺周期调整的特征。

由以上分析可知,不论资本结构是顺周期或逆周期变化,企业都有倾向去同向变动资本结构。结合假设1的分析又说明,企业资本结构同群效应存在于经济上行或经济下行期间。但是上行期间和下行期间的资本结构同群效应之间是否存在差异不得而知。

鉴于不同经济周期中经济不确定性不同,Segal等(2015)将宏观经济不确定性划分为好的不确定性和坏的不确定性,而在处于经济下行阶段时,更多的是坏的不确定性。同时,已有大量文献发现经济政策不确定性能够显著影响到企业的贷款成本(宋全云等,2019)、杠杆率

(宫汝凯等,2019)等。当经济处于下行阶段时,企业所面临的经济环境不确定性更强,且多是坏的不确定性,此时就需要对资本结构决策做出准确判断。企业通过简单模仿的方式来决定自身的资本结构可能会适得其反。且即便企业有意愿在经济下行期间通过模仿和学习来调整资本结构,但随着调整成本,如贷款成本的上升(宋全云等,2019),企业可能没有能力去调整资本结构。当经济处于上行周期时,一方面,企业面临的不确定性更低,更有可能追求更低的资本结构决策成本,进而模仿同群企业的资本结构或学习同群企业的财务特征;另一方面,企业资本结构的调整成本会相对较低(江龙等,2013;宋全云等,2019),因此企业资本结构同群效应可能会更加显著。

由此,提出本文的第二个假设:

H2:企业资本结构同群效应呈顺经济周期变化,即经济上行时企业资本结构的同群效应更显著。

(三) 融资约束、经济周期与企业资本结构同群效应

现代金融理论认为,经济周期的波动将改变企业面临的融资约束环境,制约企业的融资选择,进而影响资本结构的动态调整(潜力和胡援成,2015)。这也就意味着经济周期对企业资本结构动态调整的影响可能与企业面临的融资约束有关。当把企业面临的融资约束纳入考虑时,学者们发现融资约束相对低的企业目标资产负债率是逆周期的,融资约束相对较高的企业目标资产负债率是顺周期的。例如,Korajczyk和Levy(2003)研究发现,当宏观经济良好且股票市场景气时,资金充足的上市公司具有较低的负债率和较强的股权融资偏好,而资金紧缺的公司则具有较高的负债率和较强的债权融资偏好。换言之,低融资约束公司的资本结构是逆周期变化的,而高融资约束公司的资本结构则是顺周期变化的。Levy和Hennessy(2007)通过构建一般均衡模型,发现宏观经济与资本结构之间的关系取决于公司的财务状况。宏观经济上行时,如果公司的资金充足,其杠杆率将下降,但如果公司的资金紧缺,那么其杠杆率将上升。江龙等(2013)以2000-2009年中国上市公司非平衡面板数据为研究对象,发现高融资约束公司的资产负债率呈顺周期性变化,低融资约束公司的资产负债率呈逆周期性变化,并且经济周期波动对非融资约束公司影响更为显著。

由以上分析可知,融资约束较低的行业领导者倾向于在经济下行时维持较高的杠杆率。根据现有关于资本结构同群效应的文献研究发现,行业追随者会模仿行业领导者的资本结构决策,即维持较高的杠杆率(Leary和Roberts,2014),但行业追随者的这种模仿能力有多大是值得探讨的。在经济下行时,企业的融资约束加大,银行利差加大,资本结构调整成本增加(Hackbarth等,2006;潜力和胡援

成, 2015)。因此, 与行业领先者相比, 行业追随者在经济下行时面临的融资约束程度可能更大。

对高融资约束公司来说, 当同行低融资约束公司在经济下行时维持高杠杆时, 即使其有跟随的意愿也不一定有跟随的能力。在经济周期从下行到上行的转换过程中, 高融资约束公司的负债率会上调 (江龙等, 2013), 且随着资本结构调整成本的下降 (潜力和胡援成, 2015), 其会更加倾向于通过模仿效应和学习效应来调整自身的资本结构。

Leary 和 Roberts (2014)、陆蓉等 (2017) 都发现, 小公司会追随大公司, 而大公司并不会依据小公司的资本结构来帮助自己做决策。而大公司一般是融资约束较低的公司, 因此低融资约束的公司可能并不会通过简单模仿与学习同群企业来制定自身的资本结构决策。在经济周期上下行的转换过程中, 低融资约束的公司可能仅仅会根据自身财务特征的信号来调节自身资本结构, 进而表现出不同经济周期低融资约束公司资本结构同群效应的无差异。

由此, 提出本文的第三个假设:

H3: 不同融资约束的企业在经济周期不同阶段其资本结构决策同群效应存在差异。

三、研究设计

(一) 样本与数据来源

本文选择 2000-2018 年中国 A 股上市公司为研究对象, 并删除公共事业行业与金融行业以及相关财务数据缺失的样本。此外, 借鉴 Leary 和 Roberts (2014)、陆蓉等 (2017) 的研究思路, 本文将同行公司界定为同群企业。具体的行业判别以证监会 2012 年公布的二级行业分类方法为准。公司财务数据和股票市场数据来自于国泰安数据库 (CSMAR), 实际 GDP 季度增长率数据来自国家统计局统计年鉴。为了克服离群值的影响, 本文分别在第 1 和 99 百分位上对连续变量进行缩尾。

(二) 模型选择与变量说明

为了检验假设 H1, 本文借鉴 Manski (1993)、Leary 和 Roberts (2014) 的研究思路构建了模型 (1):

$$Lev_{i,j,t} = \alpha + \beta \overline{Lev}_{-i,j,t} + \gamma' \overline{X}_{-i,j,t-1} + \lambda' X_{i,j,t-1} + \delta Industry_j + \phi Year_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中, i, j 和 t 分别代表公司、行业和年份。 $Lev_{i,j,t}$ 行业 j 中公司 i 在第 t 年的资本结构, 本文分别采用账面资产负债率和市值资产负债率衡量; $\overline{Lev}_{-i,j,t}$ 代表行业 j 中公司 i 的同群企业 (公司 i 除外) 在第 t 年的平均资本结构; $X_{i,j,t-1}$ 代表行业 j 中公司 i 在第 $t-1$ 年度的公司特征变量, 包括公司规模、托宾 Q 值、盈利能力和有形资产比率; $\overline{X}_{-i,j,t-1}$ 代表行业 j 中公司 i 的同群企业 (公司 i 除外) 在第 $t-1$ 年度公司特征变量的平均水平; $Industry_j$ 和 $Year_t$ 分别是行业和年度控制变量; $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机扰动项, 其他变量定

义如表 1 所示。

根据前文的论述, 若存在模仿效应, 则我们预期模型中的系数 β 显著为正, 即公司会参照同群公司的资本结构来调整自身的资本结构。相比而言, γ' 可以用于捕捉学习效应是否存在, 即企业是否会根据同群企业的财务特征 (如收益能力、投资机会等) 来分析其资本结构变化的原因, 进而结合自身的情况进行调整。由于 $\overline{X}_{-i,j,t-1}$ 是一个包含多个公司财务特征变量的向量, 我们可以通过分析参数向量 γ' 中各个元素的符号和显著性来分析公司重点关注同群公司的哪些财务特征来实现学习。

为检验假设 H2 和 H3, 本文借鉴了 Halling 等 (2016) 的研究思路构建了模型 (2):

$$Lev_{i,j,t} = \alpha + \beta_u \overline{Lev}_{-i,j,t} \times D + \beta_d \overline{Lev}_{-i,j,t} \times (1-D) + \gamma'_u \overline{X}_{-i,j,t-1} \times D + \gamma'_d \overline{X}_{-i,j,t-1} \times (1-D) + \lambda'_u X_{i,j,t-1} \times D + \lambda'_d X_{i,j,t-1} \times (1-D) + \delta Industry_j + \phi Year_t + \eta D + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

其中, D 是衡量经济周期的虚拟变量, 当经济处于上行阶段时取 1, 处于下行阶段时取 0, 其他变量定义同模型 (1) 一致。 β_u 和 β_d 分别衡量经济上行与下行期间企业资本结构决策对同群企业资本结构决策的反应; γ'_u 和 γ'_d 分别衡量经济上行与下行期间企业资本结构决策对同群企业财务特征信号的反应; λ'_u 和 λ'_d 分别衡量经济上行与下行期间企业资本结构决策对自身财务特征信号的反应; η 衡量的是经济周期本身对资本结构的影响。

在模型 (2) 基础上, 进一步简单整理可得模型 (3):

$$Lev_{i,j,t} = \alpha + (\beta_u - \beta_d) \overline{Lev}_{-i,j,t} \times D + \beta_d \overline{Lev}_{-i,j,t} + (\gamma'_u - \gamma'_d) \overline{X}_{-i,j,t-1} \times D + \gamma'_d \overline{X}_{-i,j,t-1} + (\lambda'_u - \lambda'_d) X_{i,j,t-1} \times D + \lambda'_d X_{i,j,t-1} + \delta Industry_j + \phi Year_t + \eta D + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

考虑经济周期后, 我们关注经济上行期间与下行期间企业资本结构决策对同群企业资本结构决策的差异, 即 $\overline{Lev}_{-i,j,t} \times D$ 和 $\overline{X}_{-i,j,t-1} \times D$ 系数大小与显著性。若 $\overline{Lev}_{-i,j,t} \times D$ 的系数显著, 则说明同群效应的模仿效应在经济上行与下行期间存在显著差异; 若 $\overline{X}_{-i,j,t-1} \times D$ 的系数显著, 则说明不同经济周期下同群效应的学习效应也存在明显差异。

值得说明的是, 国内文献关于经济周期并无统一的数据和衡量指标。本文参考郑挺国和王霞 (2013) 构建了一种综合利用我国季度数据和月度数据的经济周期计量模型, 即混频数据区制转移动态因子模型, 识别出 2002 年 9 月、2008 年 9 月、2009 年 10 月以及 2011 年 11 月为经济周期转折点。因此将处于上行阶段超过两个季度的年份定义为经济上行年份, 即 2003-2008 年以及 2010-2011 年为经济上行年份, 其他为经济下行年份。

主要变量设置及度量标准如表 1 所示。

表 1

主要变量设置及说明

变量代码	变量名称	变量定义
Lev1	市值资产负债率	总负债/总资产市值
Lev2	账面资产负债率	总负债/总资产账面价值
Mlev1	同群企业平均市值资产负债率	同群企业等权重平均市值资产负债率
Mlev2	同群企业平均账面资产负债率	同群企业等权重平均账面资产负债率
Asset	公司规模	公司营业收入的自然对数
Tobinq	托宾 Q 值	公司资产市值/公司资产账面价值
Roa	盈利能力	公司的息税前利润/总资产
Tang	有形资产比率	公司固定资产净值/总资产
Masset	同群企业平均规模	同群企业等权重平均规模
Mtobinq	同群企业平均托宾 Q 值	同群企业等权重平均托宾 Q 值
Mroa	同群企业平均盈利能力	同群企业等权重平均盈利能力
Mtang	同群企业平均有形资产比例	同群企业等权重平均有形资产比例
D	经济周期	虚拟变量, 经济上行 1, 经济下行 0
Industry	行业控制变量	依据证监会 2012 年的行业二级分类标准设定
Year	年份控制变量	以 2001 年为基准, 设立 17 个年份虚拟变量

(三) 模型识别方法及工具变量构建

Manski (1993) 指出, 研究同群效应最大的困难在于模型识别的问题, 由于存在“反身性问题” (Reflection problem), 构建的线性均值模型可能无法识别。为了克服该问题, Leary 和 Roberts (2014) 采用工具变量法进行估计, 即选取特质股票收益率 (Idiosyncratic Return, 简称 IR) 作为工具变量。虽然这种方法在很多文献中得到应用 (陆蓉等, 2017; 张天宇和钟田丽, 2017), 但也存在一定的争议。首先, Liu 等 (2019) 研究表明, Fama 和 French (1993) 提出的三因子模型并完全适用于中国市场, 主要源于市场结构和股价信息含量的差异。这意味着, 在研究中国上市公司时, 基于 Fama 和 French (1993) 的三因子模型构建的异质收益率可能存在衡量偏误, 造成估计结果有偏。其次, 在研究公司投资决策 (Chen 和 Ma, 2017)、股利决策 (Adhikari, 2013), 以及现金持有决策 (Joo 等, 2016) 的同群效应时, 学者们都使用了 IR 作为工具变量。这是否意味着 IR 是一个弱工具变量呢? 最后, 基于 IR 我们只能得到一个工具变量, 无法进行过度识别检验。更为重要的是, 当我们在模型中加入经济周期的因素之后, 会出现两个内生变量, 即 $Mlev * D$ 与 $Mlev$, 此时, 内生变量的个数大于工具变量个数, 导致参数无法识别。

因此本文考虑从以下两个维度对前期同群效应文献的方法进行改进。

其一, 以 Liu 等 (2019) 为基础, 构造了适合中国市场的因子模型, 以减缓可能的衡量偏误问题。模型 (4) 和 (5) 呈现了异质收益率的构造方法。其中, $R_{i,j,t}$ 表示 j 行业中公司 i 在第 t 月的股票收益率; $R_{-i,j,t}$ 表示公司 i 的同行企业第 t 月的股票收益率, $R_{m,t}$ 表示第 t 月的市场收益率; $R_{f,t}$ 表示第 t 月的无风险收益率; SMB_t 表示中国的 Size 因子, VMG_t 表示中国的 Value 因子, PMO_t 表示中国的情绪因子, 具体因子的定义方式参见 Liu 等 (2019)。在每年的年初, 使用前 60 个月的数据对模型 (4) 进行回归, 得到回归系数 $\alpha_{i,j,t}$ 、 $\beta_{i,j,t}^{IND}$ 、 $\beta_{i,j,t}^M$ 、 $\beta_{i,j,t}^{SMB}$ 、 $\beta_{i,j,t}^{VMG}$ 以及 $\beta_{i,j,t}^{PMO}$ 的估计值。在年度内的每个月, 使用相同的回归系数, 计算每只股票每月的股票特质收益率 $R_{Idiosyncratic}$, 随后将每个月特质股票收益率复合, 得到该公司某年度的股票异质收益率。

$$R_{i,j,t} = \alpha_{i,j,t} + \beta_{i,j,t}^{IND} (R_{-i,j,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,j,t}^M (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,j,t}^{SMB} SMB_t + \beta_{i,j,t}^{VMG} VMG_t + \beta_{i,j,t}^{PMO} PMO_t + \eta_{i,j,t} \quad (4)$$

$$R_{Idiosyncratic} = R_{i,j,t} - \hat{R}_{i,j,t} \quad (5)$$

其二, 借鉴已有文献的方法 (Kelejian 和 Prucha, 2004; Kelejian 和 Prucha, 2007; Kapoor 等, 2007; Lee, 2007; Yang 和 Lee, 2017; 杨海生等, 2020), 使用广义矩

估计 (GMM) 方法来克服内生性。使用该方法的好处在于工具变量是基于似然函数最大化的一阶条件得到的, 无需额外寻找外生的工具变量。^③ 具体来说, 由于 WX 已经包含在解释变量中, 我们采用 W^2X 以及 W^3X 来作为 $Mlev$ 和 $Mlev * D$ 的工具变量 (W 为空间权重矩阵)。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果, 其中左边四

列为原变量的描述性统计结果, 右边四列为变量一阶差分的描述性统计结果。由于后文将采用原变量和一阶差分变量分别进行回归分析, 因此本文对其分别删除缺漏值。由表 2 可知, 市值资产负债率、账面资产负债率分别为 0.298 和 0.444, 同群企业平均市值资产负债率、同群企业平均账面资产负债率分别为 0.298 和 0.444, 这说明企业资本结构与同群企业平均资本结构水平保持高度一致, 从侧面验证了假设 1。

表 2 主要变量描述性统计

变量	原变量 (x)				一阶差分 (Δx)			
	均值	最小值	最大值	标准差	均值	最小值	最大值	标准差
Lev1	0.298	0.017	0.813	0.200	0.013	-0.274	0.273	0.098
Lev2	0.444	0.052	0.993	0.214	0.013	-0.249	0.259	0.079
Asset	21.092	17.442	25.191	1.444	0.133	-0.823	1.299	0.300
Tobinq	1.991	0.911	8.738	1.269	0.025	-2.985	3.493	0.894
Roa	0.077	-0.221	0.262	0.062	-0.003	-0.189	0.201	0.051
Tang	0.237	0.002	0.713	0.167	0.000	-0.209	0.244	0.065
Mlev1	0.298	0.100	0.599	0.114	0.007	-0.184	0.170	0.070
Mlev2	0.444	0.243	0.691	0.095	0.000	-0.103	0.092	0.030
Masset	21.091	19.526	24.385	0.709	0.104	-0.487	0.601	0.079
Mtobinq	1.763	0.960	4.258	0.546	0.015	-1.556	1.765	0.436
Mroa	0.069	-0.025	0.198	0.021	-0.003	-0.101	0.093	0.012
Mtang	0.213	0.011	0.646	0.101	0.001	-0.076	0.089	0.015

(二) 实证模型结果与分析

1. 企业资本结构同群效应存在性检验

为了缓解变量的衡量偏误, 本文参考 Liu 等 (2019) 重新构造了异质收益率作为工具变量。表 3 列示了企业资本结构同群效应的检验结果, 不管是用市值资产负债率 (Lev1) 还是用账面资产负债率 (Lev2) 衡量企业资本结构均可以发现同群企业资本结构对企业资本结构有显著正向影响 (显著性水平依次为 1%、5%、1%、5%)。这说明企业资本结构决策会显著受到同群企业资本结构的影响。此外, 在回归结果中仅发现 Mtobinq 和 Mroa 等同群企业财务特征对企业的资本结构有一定的影响, 且这一影响较为微弱。但表 3 的回归结果依旧可以初步验证假设 1^④, 即企业资本结构存在同群效应。

表 3 企业资本结构同群效应存在性检验:
异质收益率作为工具变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Lev1	Lev2	$\Delta Lev1$	$\Delta Lev2$
Mlev	0.854 *** (3.78)	0.744 ** (2.25)	0.890 *** (2.62)	0.481 ** (2.5)
Masset	-0.014 (-1.04)	-0.008 (-0.44)	-0.007 (-0.96)	-0.005 (-1.05)
Mtobinq	0.027 *** (4.11)	0.001 (0.17)	-0.002 (-0.71)	0.002 (0.63)

③ 以该方法选择的工具变量能满足正交性条件, 详细证明可以参考 Lee (2007) 文中的相关表述。

④ 本文还尝试了基于固定效应模型进行检验, 以缓解个体之间的差异所带来的影响, 结果并未发生实质性变化。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	Lev1	Lev2	$\Delta Lev1$	$\Delta Lev2$
Mroa	0.478 *	0.661 *	0.011	-0.030
	(1.93)	(1.78)	(0.17)	(-0.50)
Mtang	-0.010	-0.029	-0.029	-0.001
	(-0.24)	(-0.61)	(-0.60)	(-0.04)
IR	0.003	0.010 ***	0.013 ***	-0.004 *
	(1.05)	(2.81)	(5.8)	(-1.68)
Asset	0.064 ***	0.055 ***	0.008 ***	-0.001
	(63.91)	(43.61)	(2.67)	(-0.50)
Tobinq	-0.030 ***	0.001	-0.000	-0.003 ***
	(-27.72)	(0.93)	(-0.40)	(-3.13)
Roa	-0.852 ***	-1.113 ***	-0.039 ***	-0.026 **
	(-38.24)	(-37.78)	(-2.74)	(-2.01)
Tang	0.080 ***	0.089 ***	0.006	-0.018
	(9.51)	(8.03)	(0.43)	(-1.53)
Industry	是	是	否	否
Year	是	是	是	是
N	18213	18213	12883	12883
R ²	0.595	0.332	0.382	

注：括号中的数值是基于 White 异方差稳健型标准误计算出来的 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；列 (1)、列 (2) 为水平值回归结果，列 (3)、列 (4) 为一阶差分模型回归结果，解释变量的形式（差分或水平）与被解释变量一致，异质收益率（IR）除外，其在列 1-4 中都是水平值。

此外，为了进一步验证假设 1，我们参考 Lee (2007) 和 Yang 和 Lee (2017)，采用了空间计量的 GMM 估计方法，将空间权重矩阵作为设定工具变量的基础。使用该方法的好处在于工具变量是基于似然函数最大化的一阶条件得到的，无需额外寻找外生的工具变量。值得一提的是，在验证假设 2 的过程中，我们参照了 Halling 等 (2016)，在模型中加入了两个内生变量，即 $\overline{Lev}_{-i,j,t} \times D$ 和 $\overline{Lev}_{-i,j,t} \times (1-D)$ 。此时即使将参照 Liu 等 (2019) 计算出的异质收益率作为工具变量也无法解决两个内生变量的估计问题。因此后文的计量方法皆使用 GMM 方法来选取工具变量。

表 4 列示了 GMM 方法下企业资本结构同群效应存在性的检验结果。本研究采用的回归方法为两阶段最小二乘法 (2SLS)，工具变量通过了弱工具变量检验，且在表格

末处报告了过度识别检验的结果，满足外生性和有效性的要求。

表 4 第一列显示，Mlev 的系数为 0.731，并在 1% 水平上显著为正。同样，对于 Lev2、 $\Delta Lev1$ 以及 $\Delta Lev2$ 其回归系数分别为 0.718、0.963 以及 0.362，且分别在 1%、1% 以及 5% 水平上显著为正。因此，不管是用市值资产负债率 (Lev1) 还是用账面资产负债率 (Lev2) 衡量企业资本结构，结果均表明同群资本结构对企业资本结构有显著正向影响。其中更为有趣的是，相比较表 3 的回归结果，我们发现不仅存在显著的模仿效应，企业在制定资本结构决策的同时还会接收同群企业诸如规模大小 (Masset)、盈利能力 (Mroa) 以及账面市值比 (Mtobinq) 等财务信号，并在此基础上调整自身的资本结构。具体表现为 Masset 等反映同群公司财务特征的变量显著异于 0 (Masset、Mtobinq、Mroa)。这在一定程度上说明企业资本结构决策会受到同群企业资本结构和同群企业特征的显著影响，即企业资本结构存在同群效应，分别为模仿效应和学习效应，假设 H1 得到验证。

表 4 企业资本结构同群效应
存在性检验：GMM 方法

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	Lev1	Lev2	$\Delta Lev1$	$\Delta Lev2$
Mlev	0.731 ***	0.718 ***	0.963 ***	0.362 **
	(10.17)	(6.90)	(6.75)	(2.20)
Masset	-0.007 ***	-0.006 ***	-0.000	-0.005
	(-4.68)	(-3.02)	(-0.00)	(-0.54)
Mtobinq	0.030 ***	-0.002	-0.002	0.003
	(6.11)	(-0.47)	(-0.68)	(0.92)
Mroa	0.534 ***	0.846 ***	0.096	0.026
	(5.04)	(5.71)	(1.20)	(0.37)
Mtang	0.027	0.032	0.019	-0.027
	(0.70)	(0.61)	(0.36)	(-0.58)
Asset	0.066 ***	0.063 ***	0.008 ***	0.000
	(87.16)	(64.66)	(3.64)	(0.03)
Tobinq	-0.028 ***	0.010 ***	0.004 ***	-0.002 **
	(-29.23)	(6.96)	(6.13)	(-2.04)
Roa	-0.902 ***	-1.18 ***	-0.045 ***	-0.056 ***
	(-50.42)	(-50.03)	(-3.70)	(-4.27)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	Lev1	Lev2	$\Delta Lev1$	$\Delta Lev2$
Tang	0.092 *** (13.99)	0.123 *** (14.09)	-0.004 (-0.43)	0.004 (0.52)
Hansen J Test	0.6526	0.5639	0.1059	0.1103
Industry	是	是	否	否
Year	是	是	是	是
N	28332	28332	24295	24295
R ²	0.584	0.36	0.391	0.009

注：括号中的数值是基于 White 异方差稳健型标准误计算出来的 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。列 (1)、列 (2) 为水平值回归结果，列 (3)、列 (4) 为一阶差分模型回归结果，解释变量的形式（差分或水平）与被解释变量一致。

2. 经济周期对企业资本结构同群效应的影响

表 5 列示了经济周期对企业资本结构同群效应影响的检验结果。我们发现变量 Mlev 的系数符号为正，却都不显著，这说明公司在经济下行期间并不会简单地对同行进行模仿。而变量 Mlev * D 的系数分别为 0.470、0.890、1.377 以及 0.696，除第四列差分账面资产负债率的系数不显著外，其余结果都在 5% 水平下显著为正，说明在经济上行期间 ($D = 1$)，企业会更多地模仿同群公司。

另外，可以发现 Mtobinq、Mroa 等反映同群公司财务特征的变量在多数设定显著异于零，说明在经济下行期间公司虽然不会对同行简单模仿，却会通过分析学习同行公司的 Mtobinq、Mroa 等财务特征来调整自身的资本结构。同时，Masset * D 等反映同群公司财务特征的经济周期差异的变量在多数设定下显著异于 0 (Masset * D、Mtobinq * D、Mroa * D、Mtang * D)，说明在经济上行与经济下行期间，公司对于同群公司财务特征变量的学习是有差异的。举例来说，第二列中 Mtobinq 的系数为 -0.040，意味着在经济下行期间当同行 Tobinq 增加 1 个单位时，将向下调整自身资本结构 0.040；而 Mtobinq * D 的系数为 0.050，说明在经济上行期间，当同行的 Tobinq 增加一个单位时，将向上调整 0.010 ($0.010 = 0.050 - 0.040$)。这意味着，公司一方面会模仿同群公司的资本结构做出调整 (Mlev * D 显著异于零)，另一方面也会根据同群公司的财务特征和经济周期阶段来调整自身的资本结构 (Masset * D、Mtobinq * D、Mroa * D、Mtang * D 显著异于 0)。第 3、4 列的结果也基本一致。可见，企业的学习行为具有时变调整特征，这在前文献中鲜有提及。值得注意的是，表 5 中 Masset *

D、Mroa * D、Mtobinq * D 以及 Mtang * D 的系数符号都与表 3 中同群特征变量的符号基本一致，这也就说明企业资本结构同群效应呈顺经济周期变化，即经济上行时企业资本结构的同群效应更显著。这与本文假设 2 的理论预期是一致的。

表 5 经济周期对企业资本结构同群效应的影响检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量名称	Lev1	Lev2	$\Delta Lev1$	$\Delta Lev2$
Mlev * D	0.470 ** (1.97)	0.890 ** (1.96)	1.377 ** (2.36)	0.696 (0.47)
Mlev	0.193 (1.25)	0.043 (0.14)	0.211 (0.49)	-0.512 (-0.50)
Masset * D	-0.013 (-1.51)	-0.030 * (-1.67)	-0.052 ** (-2.06)	-0.021 (-0.67)
Mtobinq * D	0.051 * (1.79)	0.050 * (1.69)	-0.001 (-0.08)	-0.049 *** (-4.00)
Mroa * D	0.529 * (1.87)	1.354 ** (1.96)	0.344 *** (2.67)	0.633 ** (2.39)
Mtang * D	0.071 *** (3.08)	0.115 *** (2.60)	0.178 * (1.82)	-0.213 ** (-2.21)
Masset	-0.002 (-0.36)	0.003 (0.22)	0.035 * (1.75)	0.068 ** (2.28)
Mtobinq	-0.018 (-1.37)	-0.040 *** (-2.75)	0.001 (0.42)	0.021 *** (6.14)
Mroa	-0.124 (-0.67)	-0.173 (-0.38)	-0.219 ** (-2.28)	-0.667 *** (-2.88)
Mtang	-0.017 (-0.56)	-0.081 (-1.37)	-0.123 (-1.57)	0.191 ** (2.26)
Asset * D	-0.017 *** (-8.83)	-0.021 *** (-5.69)	-0.008 * (-1.90)	-0.018 *** (-3.84)
Tobinq * D	-0.001 (-0.47)	0.014 ** (2.44)	-0.002 (-0.74)	-0.005 (-1.63)
Roa * D	-0.087 ** (-2.34)	-0.143 ** (-2.18)	0.010 (0.38)	-0.033 (-0.92)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量名称	Lev1	Lev2	$\Delta Lev1$	$\Delta Lev2$
Tang * D	-0.020 (-1.58)	-0.017 (-0.74)	-0.019 (-1.22)	-0.062 *** (-3.09)
Asset	0.069 *** (57.72)	0.066 *** (27.91)	0.006 *** (3.01)	0.010 *** (2.99)
Tobinq	-0.027 *** (-24.28)	0.013 *** (4.41)	0.002 *** (3.14)	0.000 (0.02)
Roa	-0.880 *** (-41.29)	-1.242 *** (-30.31)	-0.042 ** (-2.57)	-0.070 *** (-2.87)
Tang	0.092 *** (12.00)	0.122 *** (6.58)	-0.004 (-0.46)	0.020 (1.49)
D	0.299 *** (5.46)	0.338 *** (3.37)	-0.088 ** (-2.22)	-0.032 (-1.21)
Industry	是	是	否	否
Year	是	是	是	是
N	31519	31519	20556	14988
R ²	0.319	0.303	0.588	0.031

注：括号中是基于 White 异方差稳健型标准误计算出来的 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。列 (1)、列 (2) 为水平值回归结果，列 (3)、列 (4) 为一阶差分模型回归结果，解释变量的形式（差分或水平）与被解释变量一致。

3. 融资约束、经济周期与企业资本结构同群效应

为了检验不同融资约束企业在经济周期不同阶段对企业资本结构同群效应影响的差异，本研究首先根据融资约束的差异将样本分为高、低两组。现有文献研究表明公司规模与现金持有水平可以在不同程度上衡量企业的融资约束程度，公司规模越大、现金持有越多代表企业的融资约束程度越低。因此，本文参考 Hadlock 和 Pierce (2010) 按照公司规模和现金持有的滞后一期值将公司分为两组，并选取高 1/2 组（低融资约束组）和低 1/2 组（高融资约束组）分别进行回归。表 5 列示了以市值资产负债率 (Lev1) 作为因变量的回归结果。

表 6 的第一列是小规模公司的回归结果，变量 Mlev * D 系数为 0.873，在 5% 水平下显著为正，而 Mlev 不显著，说明在经济上行期间，小规模公司都会对同群公司的资本结构进行简单模仿；而在经济下行期间，不会出现模仿效应。同样，Masset * D 等反映同群公司财务特征的经济周

期差异的变量都显著异于 0 (Masset * D、Mroa * D、Mtobinq * D)，而 Masset 等反映同群公司财务特征的变量 (Masset、Mroa、Mtobinq) 都不显著，仅 Mtang * D 在 5% 水平下显著为负，说明小规模公司在经济上行期间不仅会通过简单模仿还会通过学习同群企业的财务特征来调整自身的资本结构。第二列中变量 Mlev 与 Mlev * D 系数都不显著，说明大规模公司在经济上行或下行期间都不会简单模仿同群企业的资本结构。不仅如此，反映同群公司财务特征的变量系数也全都不显著，在一定程度上说明大规模公司其更多地是根据自身实际情况调整相应的资本结构（自身财务特征变量显著异于 0）。小规模公司会通过简单模仿来调整自身的资本结构，这一发现与 Leary 和 Roberts (2014) 以及陆蓉 (2017) 的结果一致；同时，小规模公司在经济上行期间会通过学习效应来调节资本结构，这一结果与表 4 的结果相一致。

表 6 第三列和第四列是依据现金持有水平进行分组的回归结果，与前两列结果基本一致。第三列的结果表明 Mlev * D 在 5% 水平下显著为正，且 Mtobinq * D、Mroa * D 等反映同群公司财务特征经济周期差异的变量都显著异于 0，而 Masset 等反映同群公司财务特征的变量 (Masset、Mroa、Mtang) 都不显著，仅 Mtobinq 在 5% 水平下显著为负，说明现金持有低的公司在经济上行期间会通过简单模仿和学习来调节自身的资本结构。第四列中变量 Mlev 以及 Mlev * D 都不显著，说明不论经济上行或下行期间，现金持有高的公司都不会对同群公司的资本结构进行简单模仿。同时也没有发现其存在明显的学习效应 (Masset 等反映同群公司财务特征的变量都不显著)。

综上所述，融资约束较为严重的公司在经济上行期间会通过简单模仿以及接收同群公司的财务特征信号来调整自身资本结构，而融资约束较低的公司则不论在经济上行或经济下行期间都不会通过模仿效应和学习效应来调节自身的资本结构。这一可能的原因是，融资约束公司会通过简单模仿来调节自身资本结构，但单纯的简单模仿往往会加剧资本结构的波动，即使已经达到了最优资本结构也会在不知情的情况下选择偏离，且其调整成本会高于融资约束较低的公司，使得其不能仅仅通过模仿，还需学习同群公司的财务特征来更加准确缓慢地调整到合适自己的资本结构。

以上结果表明：融资约束较高的公司，在经济上行期间会通过简单模仿以及接收同群公司的财务特征信号来调整自身资本结构；而融资约束较低的公司，不论在经济上行或下行期间，其资本结构的调整并不会参考同行的资本结构及其财务特征，而是根据自身财务状况自行调整。即不同融资约束的企业在经济周期不同阶段其资本结构决策同群效存在差异。

表6 融资约束、经济周期与企业
资本结构同群效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
分组变量	公司规模		现金持有	
	融资约束高	融资约束低	融资约束高	融资约束低
Mlev * D	0.873 ** (2.00)	-0.297 (-0.87)	0.857 ** (2.06)	-0.023 (-0.04)
Mlev	0.268 (1.10)	0.935 (1.00)	0.048 (0.16)	0.233 (0.61)
Masset * D	-0.049 * (-1.70)	0.030 (1.00)	-0.044 (-1.49)	0.001 (0.02)
Mtobinq * D	0.082 * (1.80)	-0.026 (-0.92)	0.100 ** (2.47)	-0.016 (-0.28)
Mroa * D	1.218 ** (2.03)	-0.193 (-0.46)	0.952 * (1.67)	0.155 (0.22)
Mtang * D	0.015 (0.42)	0.066 (1.40)	0.169 *** (4.65)	-0.003 (-0.08)
Masset	0.001 (0.04)	-0.031 (-0.35)	0.031 (1.06)	0.007 (0.18)
Mtobinq	-0.007 (-0.56)	0.039 (1.39)	-0.028 ** (-2.02)	0.016 (0.80)
Mroa	-0.141 (-0.42)	0.776 (0.72)	-0.405 (-0.95)	-0.141 (-0.28)
Mtang	-0.069 ** (-2.32)	-0.071 (-1.26)	0.022 (0.59)	-0.061 (-1.31)
Asset * D	-0.008 ** (-2.31)	-0.015 *** (-4.15)	-0.021 *** (-8.04)	-0.009 *** (-2.84)
Tobinq * D	0.003 (1.16)	0.001 (0.20)	0.001 (0.14)	-0.001 (-0.43)
Roa * D	-0.218 *** (-4.66)	-0.028 (-0.41)	0.029 (0.55)	-0.145 ** (-2.28)
Tang * D	0.011 (0.62)	-0.044 (-1.58)	-0.070 *** (-3.79)	-0.000 (-0.00)
Asset	0.048 *** (26.53)	0.061 *** (20.33)	0.065 *** (48.50)	0.069 *** (36.45)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
分组变量	公司规模		现金持有	
	融资约束高	融资约束低	融资约束高	融资约束低
Tobinq	-0.016 *** (-15.63)	-0.058 *** (-14.71)	-0.033 *** (-18.97)	-0.022 *** (-12.81)
Roa	-0.525 *** (-21.72)	-1.084 *** (-20.95)	-0.848 *** (-27.36)	-0.802 *** (-22.59)
Tang	0.075 *** (7.51)	0.092 *** (4.89)	0.028 ** (2.50)	0.068 *** (3.82)
D	0.578 * (1.83)	-0.138 (-0.35)	0.723 ** (2.18)	0.171 (0.37)
Industry	是	是	是	是
Year	是	是	是	是
N	15433	15433	15433	15433
R ²	0.476	0.600	0.545	0.605

注：括号中是基于 White 异方差稳健型标准误计算出来的 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

五、结论

自 2008 年席卷全球的金融危机之后，企业杠杆率一直是学者研究和政府宏观政策调控重点关注的金融问题。本文从经济周期和同群效应角度来研究企业资本结构决策的影响因素，并以 2000–2018 年中国 A 股上市公司为研究样本，得出以下研究结论：（1）企业资本结构决策存在同群效应，分别为模仿效应和学习效应，即企业资本结构会随着同群公司资本结构和同群财务特征的变化而变化。（2）企业资本结构同群效应呈现顺经济周期变化，即经济上行时企业资本结构同群效应更显著。（3）融资约束较高的公司，在经济上行期间会通过简单模仿以及接收同群公司的财务特征信号来调整自身资本结构；而融资约束较低的公司，不论在经济上行或下行期间，其资本结构的调整不会过于关注同行的资本结构及其财务特征，而是根据自身财务状况自行调整。

本文具有重要的理论贡献。首先，本文验证了资本结构同群效应的存在性，并进一步将其划分为模仿效应和学习效应，从而回答了“企业通过哪些渠道（同群公司的财务特征）来学习同行”的问题，打开了企业与同群企业资本结构互动效应的黑箱。其次，本文借鉴空间计量的 GMM 估计方法，采用空间权重矩阵作为设定工具变量的基础，缓解了前期文献使用异质收益率作为工具变量可能存在的

弱工具变量问题。最后,本文从宏观经济角度入手,考察发现了资本结构同群效应在不同经济周期中的差异性。

本文亦具有重要的实践意义。首先,对企业部门来说,调整公司资本结构策略是应对国家宏观调控和经济周期变化的重要手段,但同时也要结合调整成本来决定是模仿还是学习同行,亦或是根据自身情况来调整资本结构。2020年出现的新冠疫情造成了一定程度上的经济周期波动,而当前中国经济复苏的不确定性因素依旧很多,政府政策也呈动态变化。因此,企业需要积极应对国家宏观调控的影响,把握住政策的积极影响,控制和规避财务风险。其次,对政府部门来说,企业资本结构决策会受到同群企业资本结构决策的影响,并表现出顺周期特征,在制定“稳杠杆”和“去杠杆”等调控政策时,可以考虑从行业标杆型企业入手,并在经济上行和下行阶段采用差异化政策。此外,融资约束的企业在经济上行期间往往会更多地利用同群企业的财务信息,这可能是因为融资约束高的企业决策成本和调整成本较高。因此,政府部门应该给予其更多的关注,减轻企业的融资约束压力,实现发展规模、速度、质量、结构、效益、安全相统一。

主要参考文献

- 宫汝凯,徐悦星,王大中. 2019. 经济政策不确定性与企业杠杆率. 金融研究, 10: 59~78
- 江龙,宋常,刘笑松. 2013. 经济周期波动与上市公司资本结构调整方式研究. 会计研究, 7: 28~34
- 李志生,苏诚,李好,孔东民. 2018. 企业过度负债的地区同群效应. 金融研究, 9: 74~90
- 陆蓉,常维. 2018. 近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”. 金融研究, 8: 172~189
- 陆蓉,王策,邓鸣茂. 2017. 我国上市公司资本结构“同群效应”研究. 经济管理, 1: 181~194
- 潜力,胡援成. 2015. 经济周期、融资约束与资本结构的非线性调整. 世界经济, 12: 135~158
- 宋全云,李晓,钱龙. 2019. 经济政策不确定性与企业贷款成本. 金融研究, 7: 57~75
- 苏冬蔚,曾海舰. 2009. 宏观经济因素与公司资本结构变动. 经济研究, 12: 52~65
- 万良勇,梁婵娟,饶静. 2016. 上市公司并购决策的行业同群效应研究. 南开管理评论, 3: 40~50
- 王朝阳,张雪兰,包慧娜. 2018. 经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆. 中国工业经济, 12: 134~151
- 晏艳阳,邓嘉宜,文丹艳. 2018. 同群效应对创业活动影响的模型构建与实证. 中国管理科学, 5: 147~156
- 杨海生,柳建华,连玉君,江颖臻. 2020. 企业投资决策中的同行效应研究:模仿与学习. 经济学(季刊), 4:

1375~1400

- 张天宇,钟田丽. 2019. 基于学习行为的资本结构同伴效应实证研究. 管理科学, 2: 94~107
- 赵颖. 2016. 中国上市公司高管薪酬的同群效应分析. 中国工业经济, 2: 114~129
- 郑挺国,王霞. 2013. 中国经济周期的混频数据测度及实时分析. 经济研究, 6: 58~70
- 钟田丽,张天宇. 2017. 我国企业资本结构决策行为的“同伴效应”——来自深沪两市A股上市公司面板数据的实证检验. 南开管理评论, 2: 58~70
- Adhikari, B. K. 2013. Do Peer Firms Affect Corporate Dividend Policies. *Journal of Financial Economics*, 96 (2): 257~270
- Adhikari, B. K., A. Agrawal. 2018. Peer Influence on Payout Policies. *Journal of Corporate Finance*, 48: 615~637
- Albuquerque, A. M., G. De Franco, R. S. Verdi. 2013. Peer Choice in Ceo Compensation. *Journal of Financial Economics*, 108 (1): 160~181
- Bhamra, H. S., L. A. Kuehn, I. A. Strebulaev. 2010. The Aggregate Dynamics of Capital Structure and Macroeconomic Risk. *The Review of Financial Studies*, 23 (12): 4187~4241
- Bizjak, J., M. Lemmon, T. Nguyen. 2011. Are All Ceos above Average? An Empirical Analysis of Compensation Peer Groups and Pay Design. *Journal of Financial Economics*, 100 (3): 538~555
- Cao, J., H. Liang, X. Zhan. 2019. Peer Effects of Corporate Social Responsibility. *Management Science*, 65 (12): 5487~5503
- Chen, S., H. Ma. 2017. Peer Effects in Decision-Making: Evidence from Corporate Investment. *China Journal of Accounting Research*, 10 (2): 167~188
- Chen, Y. W., K. Chan, Y. Chang. 2019. Peer Effects on Corporate Cash Holdings. *International Review of Economics & Finance*, 61: 213~227
- Darrough, M. N., L. Shi, P. Wang. 2017. Do Peer Warnings Affect Ceo Compensation? *Accounting Horizons*, 31 (4): 71~91
- Fama, E. F., K. R. French. 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33 (1): 3~56
- Flannery, M. J., K. P. Rangan. 2006. Partial Adjustment toward Target Capital Structures. *Journal of Financial Economics*, 79 (3): 469~506
- Foucault, T., L. Fresard. 2014. Learning from Peers' Stock Prices and Corporate Investment. *Journal of Financial Economics*, 111 (3): 554~577
- Francis, B. B., I. Hasan, G. L. Kostova. 2016. When

Do Peers Matter?: A Cross-Country Perspective. *Journal of International Money and Finance*, 69: 364~389

Frank, M. Z., V. K. Goyal. 2009. Capital Structure Decisions: Which Factors Are Reliably Important? *Financial Management*, 38 (1): 1~37

Graham, J. R., C. R. Harvey. 2001. The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field. *Journal of Financial Economics*, 60 (2-3): 187~243

Grennan, J. 2019. Dividend Payments as a Response to Peer Influence. *Journal of Financial Economics*, 131 (3): 549~570

Hackbarth, D., J. Miao, E. Morellec. 2006. Capital Structure, Credit Risk, and Macroeconomic Conditions. *Journal of Financial Economics*, 82 (3): 519~550

Hadlock, C. J., J. R. Pierce. 2010. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index. *The Review of Financial Studies*, 23 (5): 1909~1940

Halling, M., J. Yu, J. Zechner. 2016. Leverage Dynamics over the Business Cycle. *Journal of Financial Economics*, 122 (1): 21~41

Im, H. J. 2019. Asymmetric Peer Effects in Capital Structure Dynamics. *Economics Letters*, 176: 17~22

Joo, C., I. Yang, T. Yang. 2016. Peer Group Effect in Firm Cash Holding Policy: Evidence from Korean Manufacturing Firms. *Asia - Pacific Journal of Financial Studies*, 45 (4): 535~573

Kapoor, M., H. H. Kelejian, I. R. Prucha. 2007. Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components. *Journal of Econometrics*, 140 (1): 97~130

Kaustia, M., V. Rantala. 2015. Social Learning and Corporate Peer Effects. *Journal of Financial Economics*, 117 (3): 653~669

Kelejian, H. H., I. R. Prucha. 2004. Estimation of Simultaneous Systems of Spatially Interrelated Cross Sectional E-

quations. *Journal of Econometrics*, 118 (1-2): 27~50

Kelejian, H. H., I. R. Prucha. 2007. Hac Estimation in a Spatial Framework. *Journal of Econometrics*, 140 (1): 131~154

Korajczyk, R. A., A. Levy. 2003. Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints. *Journal of Financial Economics*, 68 (1): 75~109

Leary, M. T., M. R. Roberts. 2014. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? *The Journal of Finance*, 69 (1): 139~178

Lee, L. F. 2007. Gmm and 2SLS Estimation of Mixed Regressive, Spatial Autoregressive Models. *Journal of Econometrics*, 137 (2): 489~514

Lemmon, M. L., M. R. Roberts, J. F. Zender. 2008. Back to the Beginning: Persistence and the Cross-Section of Corporate Capital Structure. *The Journal of Finance*, 63 (4): 1575~1608

Levy, A., C. Hennessy. 2007. Why Does Capital Structure Choice Vary with Macroeconomic Conditions? *Journal of Monetary Economics*, 54 (6): 1545~1564

Liu, J., R. F. Stambaugh, Y. Yuan. 2019. Size and Value in China. *Journal of Financial Economics*, 134 (1): 48~69

Manski, C. F. 1993. Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *The Review of Economic Studies*, 60 (3): 531~542

Segal, G., I. Shaliastovich, A. Yaron. 2015. Good and Bad Uncertainty: Macroeconomic and Financial Market Implications. *Journal of Financial Economics*, 117 (2): 369~397

Welch, I. 2004. Capital Structure and Stock Returns. *Journal of Political Economy*, 112 (1): 106~131

Yang, C., L. F. Lee. 2017. Social Interactions under Incomplete Information with Heterogeneous Expectations. *Journal of Econometrics*, 198 (1): 65~83

Peer Effect of Capital Structure in Business Cycle

Lian Yujun et al.

Abstract: The leverage ratio of firms has always been a key concern for scholars and government macro-control policies. This paper takes business cycle and peer effect into consideration to study the influencing factors of capital structure decision-making, and takes China's A-share listed companies from 2000 to 2018 as a research sample. We show that: (1) firm's capital structure is not only influenced by its own characteristics, but also affected by their peers' capital structure and characteristics, which are mimic effect and learning effect. (2) The peer effect of capital structure presents a pro-business cycle change, that is, the peer effect of capital structure is more significant when the economy is upward. (3) There are differences in the peer effect of capital structure for firms with different financing constraints at different stages of the business cycle. More specifically, firms with higher financing constraints will mimic and learn from the characteristics of peer firms only during the economic upward period. However, for firms with lower financing constraints, they will not refer to the capital structure and financial characteristics of its peers, but will adjust according to its own financial situation, no matter when the economy is up or down. The conclusion of this paper can provide theoretical support for the government to implement macro-control measures and achieve the goal of optimizing corporate leverage.

Key Words: Capital Structure; Peer Effect; Business Cycle