

融资约束、企业特质波动以及企业绩效的关系研究 ——基于我国 A 股制造业上市公司的实证检验

孔一超, 周 丹

(浙江财经大学 金融学院 浙江 杭州 310018)

摘要:以我国沪深 A 股制造业上市企业为研究样本,结合 2011 年至 2017 年的财务数据,对特质波动、融资约束与企业绩效之间的关系以及特质波动对融资约束与企业绩效关系的影响进行实证研究。结果表明,特质波动以及融资约束的上升会对我国制造企业绩效产生显著的负向作用;其中,在国有制造业企业中特质波动的绩效抑制作用更大。进一步研究发现,特质波动上升会导致融资约束和企业绩效的负相关关系增强,融资约束对经营绩效的负面作用明显。

关键词:制造业;融资约束;企业特质波动;企业绩效

中图分类号: F832.42 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-0098(2019)04-0029-09

一、引言

我国资本市场发展时间较短,市场机制的不完善造成信息不对称问题,导致了企业层面特质性波动的存在,而企业基本面信息的不稳定性以及市场投资者的理性偏差都会促使企业特质波动的上升。这种特质波动的加剧不仅会影响企业决策者的决策行为,更会通过股价传递机制影响到股权投资者对企业的态度,导致其过度干预企业决策,降低管理者的自主性,从而影响到其企业经营绩效。另外,在如今的经济事态下,我国投融资界普遍出现了“资金慌”问题,企业外部融资成本相对较高,而企业融资能力的降低,会影响到企业信息质量及其资本结构,进而对企业经营稳定性造成冲击。

综上,本文以 A 股上市制造业企业为研究样本,采用 2011 年至 2017 年的数据,从整体以及所有权差异视角出发,对特质波动、融资约束与企业绩效之间的影响关系进行检验,并且进一步研究特质波动对融资约束与企业绩效之间相关关系产生的影响。

二、文献综述

本文对国内外学者在融资约束、特质波动以及企业绩效相互关系上的研究进行了整理归纳,总结现有研究成果,为下文的研究假设以及研究模型做一个铺垫。

纵观先前融资约束对于企业绩效的影响研究文献,从最优资本结构以及代理成本理论的角度进行分析的居多,而多数学者的研究成果支持第一个理论观点,Barclay(2012)以及 Craven 等(2013)发现企业确实存在最优的资本结构,并且最优资本结构的偏离会对企业经济绩效产生显著影响^{[1][2]}。另外,Faulkender(2010)发现融资约束的存在还会干扰企业资本结构的调整速度^[3]。从结果导向来看,Bandyopadhyay 等(2016)以印度上市企业为研究样本,研究资本结构对企业绩效的影响机理,发现企业的资本结构越为合理,其绩效水平就越高,但是当企业面临着较为严重的融资约束时,资本结构就会趋向于不合理状态,企业绩效水平就会相对较低^[4]。Ayyagari 等(2010)认为企业的扩张需求意味着企业需要外部资金的支持,而融资约

收稿日期:2018-10-12

基金项目:江西省社会科学规划重大项目(16WTZD12)

通讯作者:周 丹(1978-),男,湖北武汉人,博士后,副教授,研究方向为金融发展与金融风险管理。

束的存在会降低企业外部资金获取能力,因此企业受到的融资约束程度越小,企业的发展越快,绩效水平也就越高^[5]。在国内学者的研究中,颜秀春等(2012)以我国制造业上市公司为研究样本,研究发现样本范围内,融资约束对经营绩效有负面的影响,并且融资约束程度的下降有利于企业资本结构的优化,从而提高公司的经营绩效^[6]。同样,贺康等(2015)发现融资约束的提高,公司绩效会显著降低,原因可能是融资约束的存在导致公司最优资本结构难以实现,从而降低了公司绩效^[7]。李金凯(2018)认为企业参与网络担保会提高公司融资约束程度从而抑制公司绩效的增长^[8]。融资约束能够起到促进企业绩效的学者则对以上的结论提出疑议。如 Badia 等(2009)融资约束程度较高的企业在进行投资决策时,由于更加重视其资本成本,往往提高警惕性,增强投资风险敏感度,从而会减少企业非效率投资,增加企业投资收益,促使企业绩效的提高,同样支持该观点的还有 Hovakimian(2011)等^{[9][10]}。

在企业特质风险与融资约束的现有文献研究中,多数学者的结论为,企业特质波动与融资约束呈正相关关系。Li(2011)在对技术创新企业的融资约束进行研究时发现:企业技术创新风险与企业融资约束呈正相关关系,而技术创新给企业带来的风险多为特质波动风险,因此间接证明了企业融资约束与企业的特质波动之间的正相关关系^[11]。而在研究企业规模与企业特质风险之间的关系中,Xu 和 Malkiel(2003)发现企业规模与企业特质波动是呈显著负相关关系的,而融资约束与企业规模之间存在明显的负向关系,因此从中可以得出结论,融资约束与企业特质波动正相关^[12]。国内学者对两者之间的关系研究也得到类似的结果:花冯涛(2013)采用中国 A 股市场数据,建立结构向量自回归模型,研究发现当公司特质波动加剧时,会导致公司净资产波动性的进一步加剧,认为企业特质波动是影响企业净资产价值变化的重要因素,特质波动率是企业向外界传达信息的一种机制,当企业特质波动率增加时就会引起外部融资成本的提升^[13]。孙刚(2011)以金融生态环境为背景,研究了股价波动与企业融资约束之间的关系,认为企业股价波动同步性与企业融资约束呈负相关关系,即股价波动同步性越强,企业特质风险越低,企业所面临的融资约束程度就越低,并且在金融生态环境较为发达的情况下,这种负相关关系就越显著^[14]。

现有文献对于企业特质波动影响企业绩效的研究还较为少见,而更多的研究重点都放在特质风险影响企业投资经营行为以及股票预期收益方面,如 Bulan(2005)利用美国制造业上市公司面板数据对特质波动与企业投资之间的相互关系进行了实证分析,发现企业特质波动具有一定的投资抑制效应^[15]。Chen(2010)等人将企业经理人的风险厌恶程度、特质波动以及公司决策纳入研究框架,考察两者对企业投资经营决策的影响,研究发现相比于成熟的上市企业,创业型公司由于其经理人分散特质风险的能力有限,往往存在投资不足的缺陷^[16]。在国内类似的研究中,刘毅芳(2013)发现在较高特质波动的企业中,经理人处于对不确定性的“谨慎”考虑,往往会缩减其投资,认为高特质风险的企业有必要对投资前景进行观望,减小投资力度^[17]。孙媛媛(2016)以沪深 A 股为标的,研究特质波动对企业并购溢价的影响,实证表明企业特质风险对其并购溢价具有显著的抑制作用^[18]。

三、理论分析与研究假设

(一) 融资约束、特质波动与企业绩效

根据 Myers 和 Majluf(1984)的啄食顺序理论,当面临融资约束而难以从外部获得资金时,企业将不得不依靠内部资金,这会使得企业不能根据自身发展的实际情况调整其资本结构来达到最佳水平,融资渠道遭遇阻滞,扭曲了资源的配置效率^[19]。不仅如此,由于制造业企业生产技术特征上具有复杂性、先进性和不确定性,其生产效率的提升依赖于长期的、巨额的研发投入。因此,当制造业企业的外部融资压力过大,融资成本过高时,很难通过研发活动来提高企业生产率,此外,研发过程的中断,会导致前期的技术知识投入功亏一篑,企业生产经营会遭到巨大损失。从资源配置效率的分析来看,融资约束因扭曲了企业的市场进入与技术改进决策而导致资源的错配会对企业经营绩效产生显著的抑制作用^[20]。

“信息含量”理论认为上市公司股价市场波动通常包含了大部分信息,如宏观政策、宏观经济形态、公司所在行业的发展现状以及投资者对公司的前景预期等等,更高的股价特质波动可以代表更高的信息质量^[21]。而企业的信息质量对企业经营生产至关重要,根据 Luo(2016)的研究,企业信息的波动会通过“反馈

作用”(Feedback Effect) 对企业经营决策造成影响^[22]。从企业管理者角度来说,上市企业股票的表现往往可以反映企业的经营绩效,以及企业管理者的管理水平,特质波动的上升意味着企业管理层经营决策的不稳定性以及未来预期的不确定性,这种不确定性的加剧会促使企业管理层进一步审视原有的管理决策。不仅如此,管理者的风险敏感度往往会随着企业特质波动的上升而加强,在企业特质波动加剧时,管理者会形成焦虑、恐惧等负面情绪,对企业未来经营决策产生负面认识。另外,企业管理层对股价波动的“迎合机制”认为,为了稳定现金流进而达到稳定股价波动,以传递良好的经营绩效的目的,管理层会缩小心理预期,降低企业生产的投入费用(如缩减固定资产投资)^[23],甚至减小研发、先进设备的投入,导致企业生产率的降低;或是缩减投资企业投资规模以达到现金流稳定的效果,从而抑制了企业的经营绩效。

从所有权异质性的角度分析,国有企业由于具有更为严重的代理问题,管理者从自身利益出发,往往不追求企业具有更高的盈利水平,而更在乎企业资产以及经营的稳定性,因此,国有企业的管理层通常具备更加高的风险敏感性,对于企业不确定性的上升,“谨慎性原则”在其决策过程中占主导地位,特质波动对其在经营决策时的负面作用更为显著。综上,本文提出第一个研究假设:

H1: 我国制造业企业融资约束以及特质波动的增加会降低企业经营效率,两者具有一定的企业绩效抑制效应,其中特质波动对企业绩效的抑制作用在国有企业中更加明显。

(二) 特质波动对融资约束和企业绩效之间相关关系的影响

从股价信息反映的角度分析,特质波动对信息传递以及资源配置的影响不容小觑,在外部资金供给方面,银行等金融机构所提供的信贷规模完全取决于公司资产的稳定性,特质波动作为企业内部环境信息传递的一种方式,给外部资金攻击者提供了有效的参考依据。当公司特质波动上升时,公司资产的不稳定性进一步加剧,意味着信贷市场信息不对称程度的提升,导致外部融资成本上升以及信贷规模的萎缩。此外,企业特质波动的上升,意味着企业外来的发展前景缺乏稳定性以及企业盈余前景的不确定性,导致外部投资者在进行投资决策时的风险敏感性增加,出现焦虑、恐惧等负面情绪,面对较高的股价波动要求更高的“波动性溢价”。综上可知,不稳定性的上升会加剧企业的融资约束问题,企业特质波动的上升会加剧融资约束对经营绩效的抑制效应。据此,本文提出第二个研究假设:

H2: 融资约束对企业绩效具有显著的抑制作用,而特质波动越大,融资约束对企业绩效的负面影响作用越大,特质波动在企业融资约束的绩效抑制效应中起到“推进器”的作用。

四、关键变量及模型设计

(一) 关键变量

1. 企业绩效

对于企业绩效变量,本文分别采用净资产收益率 Roe 和投入资本回报率 $Roic$ 来替代, Roe 可以很好地反映企业使用自有资金的效率,而 $Roic$ 越大说明企业价值创造能力越强,投资收益越好。

2. 企业特质波动

目前,学术界对特质波动的度量主要分为两种方法:第一种是基于传统模型(如 CAPM 模型或是 Fama - French 三因子模型)的直接分解法,将个股收益与影响因子回归后的残差标准差作为企业特质波动的估计量。另一种方法是 Campbell 等(2001)基于 CAPM 模型发展而来的间接分离法,但是由于间接分解法不考虑变量之间的协方差以及股票收益率的序列相关性,存在一定的误差。

然而,在国内,许多学者对 FF 三因子模型直接分解法提出了质疑,黄波等(2006)认为公司规模以及账面市值比因子同样属于公司特征,其信息质量同样反映在企业特质收益率中^[24]。丛剑波等(2009)认为在估计企业特质波动时,市场因子是唯一需要排除的影响因子^[25]。综上所述,本文采用基于 CAPM 模型的直接分离法来估计样本企业特质波动变量,将回归后的残差项进行标准化处理,作为特质波动的估计量:

$$Chr_{it} = \frac{\sigma(\varepsilon_{it})}{\sigma(R_{it})}$$

3. 融资约束

本文借鉴 Whited(2006) 构建 WW 指数的思想,综合况学文等(2010) 在研究融资约束模型构建方法并且综合戚荪嘉(2017)、陈祺弘(2017) 等构建融资约束指标时所采用的公司财务指标,采用二元 Logistic 回归的方法来得到本文所用的融资约束代理变量 Fc ^[26]。具体结果如下所示:

$$Fc = 4.268 - 0.369 \times Own - 0.444 \times DIV + 3.671 \times Lev - 6.996 \times Pro - 0.181 \times Tobin - 0.361 \times Size$$

式中 Own、DIV、Lev、Pro、Tobin、Size 分别为所有制哑变量(国有 = 1,非国有 = 2)、企业分红哑变量(当年分红 = 1,当年无分红 = 0)、资产负债率、营业利润率、托宾 Q 值以及总资产的对数,回归系数均在 1% 的水平上显著。

4. 控制变量

借鉴以往对相关领域的研究,本文采取了企业上市年龄 Age、企业成长能力 Growth、固定资产比 NLA、现金流量比 Cash 以及企业资本 KC 等变量作为研究模型的控制变量,具体的变量解释如下表所示:

表 1 研究变量解释

变量	变量符号	变量名称	变量说明
被解释变量	oe	净资产收益率	净利润/所有者权益
	Roic	投入资本回报率	净利润/投入资本
解释变量	Chr_{i-1}	前一期的特质波动	详见间接法分离
	Fc	融资约束	详见融资约束指标构建
控制变量	Age	企业上市年龄	从公司上市至观测年份的年数
	Growth	成长能力	营业收入增长率
	NLA	固定资产比	固定资产/年末总资产
	Cash	现金流量比	经营活动现金流量净额/流动负债
	KC	资本	企业资本的对数

(二) 研究模型

在总结现有文献的基础上,采用面板数据针对各个研究假设构建面板数据模型,模型构建如下所示:

$$Roe_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Chr_{it-1} + \beta_2 \cdot Fc_{it} + \beta_3 \cdot Controls_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Roic_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Chr_{it-1} + \beta_2 \cdot Fc_{it} + \beta_3 \cdot Controls_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Roe_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Chr_{it-1} + \beta_2 \cdot Fc_{it} + \beta_3 \cdot Fc_{it} \times Chr_{it-1} + \beta_4 \cdot Controls_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Roic_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Chr_{it-1} + \beta_2 \cdot Fc_{it} + \beta_3 \cdot Fc_{it} \times Chr_{it-1} + \beta_4 \cdot Controls_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

上式中, Chr 为企业特质波动, Fc 为融资约束, $Controls$ 为一系列控制变量, u_i 为公司个体效应, ε_{it} 为随机干扰项, β_0 为回归常数项, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 分别为各变量的回归系数。其中,模型(1)(2)用于检验特质波动以及融资约束对企业绩效的影响,模型(3)(4)用于研究企业特质波动如何影响融资约束与绩效之间的关系。若要验证假设 H1,则上述模型(1)(2)的回归结果中,企业前一期的特质波动 Chr_{it-1} 以及融资约束变量 Fc 的回归系数应显著为负;若要验证假设 H2,则模型(3)(4)回归结果中,融资约束与特质波动的交互项 $Fc_{it} \times Chr_{it-1}$ 的回归系数应显著为负。对于不同所有权视角下,特质波动影响企业绩效的差异研究,本文采用连玉君等(2017)方法获取系数差异统计量的经验 P 值进行判断,若两组回归系数存在显著的差异,则 P 值结果应显示为显著^[27]。

五、实证分析及结果

(一) 数据收集以及样本筛选

本文研究样本为我国 A 股制造业上市企业,数据来源于同花顺 iFind 数据库以及国泰安数据库,观测时间范围为 2011 年至 2017 年。根据数据的可获得性原则以及排除异常公司数据的干扰,本文在样本公司筛选中剔除了被证监会进行特别处理的企业(如 ST 或者*ST)。其次,为了避免 IPO 对数据造成的影响,筛选样本公司时不考虑在观测期内上市的企业。最后,剔除存在严重数据缺失的企业。

根据以上的样本数据筛选原则,本文一共选取了 414 家 A 股上市制造业企业为研究样本,并且对样本数据进行 1% 的 winsorize 处理,处理以及模型结果分析均在 Excel 以及 STATA 软件上进行。

(二) 实证结果分析

1. 描述性统计

表2 研究变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Roe	2897	0.064	0.111	-0.441	0.063	0.365
Roic	2897	0.045	0.065	-0.186	0.038	0.237
Chri _{t-1}	2897	0.677	0.155	0.334	0.673	0.972
Fc	2897	0.255	1.251	-2.725	0.225	4.728
Age	2897	11.826	5.413	1	12	27
Growth	2897	0.136	0.256	-0.399	0.110	1.151
NLA	2897	0.454	0.161	0.126	0.454	0.817
Cash	2897	0.148	0.089	0.021	0.127	0.461
KC	2897	11	0.905	9.291	10.891	13.913

从表2中可以看出本文研究样本企业的绩效变量(Roe、Roic)、企业特质波动变量(Chr)、融资约束变量(Fc)的平均值均大于中位数,这说明样本企业的企业绩效普遍较好,但特质波动偏大,表明企业融资能力普遍较差。

2. 回归结果分析

(1) 融资约束、特质波动与企业绩效

在企业融资约束、特质波动对绩效的影响研究中,本文首先通过Hausman检验,得出面板研究模型更应该采用固定效应模型,其次进行上述方程(1)、方程(2)的固定效应模型估计,方程(1)、方程(2)的被解释变量分别为Roe、Roic,上述过程分别在全样本组以及分类子样本组中进行,估计结果如下表所示。

表3 融资约束、企业特质风险对企业绩效的影响

解释变量	方程(1)			方程(2)		
	全样本	国有	非国有	全样本	国有	非国有
Chr _{it-1}	-0.052*** (0.000)	-0.065*** (0.000)	-0.036*** (0.002)	-0.025*** (0.000)	-0.031*** (0.000)	-0.018*** (0.004)
Fc	-0.076*** (0.000)	-0.077*** (0.000)	-0.078*** (0.000)	-0.041*** (0.000)	-0.041*** (0.000)	-0.043*** (0.000)
Roe _{it-1}	-0.115*** (0.000)	-0.160*** (0.000)	-0.366* (0.080)			
Roic _{it-1}				-0.044*** (0.004)	-0.115*** (0.000)	-0.050** (0.014)
Age	-0.006*** (0.000)	-0.008*** (0.000)	-0.003*** (0.003)	-0.004*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.002*** (0.005)
Growth	0.056*** (0.000)	0.071*** (0.000)	0.035*** (0.000)	0.030*** (0.000)	0.029*** (0.000)	0.029*** (0.000)
NLA	0.119*** (0.000)	0.188*** (0.000)	0.060** (0.035)	0.067*** (0.000)	0.097*** (0.000)	0.045*** (0.004)
Cash	-0.057** (0.050)	-0.046 (0.315)	-0.054* (0.010)	-0.020 (0.156)	-0.019 (0.352)	-0.012 (0.505)
KC	-0.015*** (0.003)	-0.029*** (0.001)	-0.015*** (0.007)	-0.006** (0.012)	-0.013*** (0.001)	-0.006** (0.046)
常数项	0.429*** (0.000)	0.643*** (0.000)	0.353*** (0.000)	0.216*** (0.000)	0.334*** (0.000)	0.175*** (0.000)
Adj-R	0.4280	0.3949	0.5466	0.4921	0.4548	0.5933
F统计量	3.54	2.83	5.40	4.36	3.80	5.55
观测值	2897	1651	1246	2897	1651	1246
经验P值		0.079		0.099		

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号中为P值。“经验P值”用于检验组间回归系数差异的显著性,通过自抽样(Bootstrap)1000次得到。

从表 3 中所示的回归结果可以看出: 全样本组中, 方程(1)、方程(2)中的滞后一期的特质波动变量估计系数均为负, 并且在 1% 的水平上显著, 表明在样本范围内, 企业前一期的特质波动对本期经营绩效具有显著的负向影响。从分组回归的结果来看, 无论是国有制造业还是非国有制造业企业, 方程(1)、方程(2)中前一期的特质波动对当期的企业绩效的负向作用都在 1% 的水平上显著, 并且国有企业组的特质波动系数绝对值均大于非国有企业组; 从经验 P 值的显著性来看, 两组特质波动系数差异在 10% 的水平上显著, 说明在国有制造业企业中特质波动对企业绩效的抑制作用更加明显, 意味着国有企业存在更为严重的代理问题会使其特质波动的绩效抑制作用的敏感性上升。而从融资约束角度来看, 无论是在全样本组还是按所有制差异分组的回归结果中, 融资约束变量的系数均显著为负, 说明融资约束对企业绩效具有显著的负面作用, 上述结论支持本文研究假设 H1。

(2) 特质波动对融资约束和企业绩效之间相关关系的影响

在对特质波动对融资约束和企业绩效之间相关关系影响的研究中, 本文首先通过 Hausman 检验, 采用固定效应模型, 其次进行上述方程(3)、方程(4)的固定效应模型估计。方程(3)、方程(4)的被解释变量分别为 Roe、Roic。

表 4 特质波动对融资约束和企业绩效之间相关关系的影响

解释变量	方程(3)	方程(4)
Chr_{it-1}	-0.047*** (0.000)	-0.023*** (0.000)
Fc	-0.059*** (0.000)	-0.036*** (0.000)
$Chr_{it-1} \times Fc$	-0.024*** (0.001)	-0.007* (0.051)
Roe_{it-1}	-0.116*** (0.000)	
$Roic_{it-1}$		-0.045*** (0.004)
Age	-0.006*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
Growth	0.056*** (0.000)	0.030*** (0.000)
NLA	0.117*** (0.000)	0.067*** (0.000)
Cash	-0.056* (0.054)	-0.020 (0.161)
KC	-0.015*** (0.003)	-0.006** (0.014)
常数项	0.420*** (0.000)	0.213*** (0.000)
Adj-R	0.4304	0.4929
F 统计量	3.54	4.35
观测值	2897	2897

注: **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著; 括号中为 P 值

从表 4 中所示的回归结果可以看出: 方程(3)以及方程(4)中特质波动与融资约束变量的交互项系数均为负数(系数分别为 -0.024 和 -0.007), 并且分别在 1% 以及 10% 的水平上显著。这一结果说明, 在全样本范围内, 当企业所面临的特质波动较高时, 融资约束和企业绩效的负相关关系会增强, 融资约束对经营绩效的负面作用越明显。特质波动在企业融资约束的绩效抑制作用机制中扮演着“推进器”的角色, 该结果与上述研究假设 H2 相符合。同时, 该结论也证明了企业特质波动的“反馈作用”会影响企业的融资能力, 从而影响企业的最优资本结构以及投资经营决策, 对企业绩效产生负面影响。

六、稳健性检验

为了检验上述结论的稳健性, 本文从以下几个方面对实证过程进行改变。对于研究假设 H1 结论的检

验,采用总资产收益率 Roa 对企业绩效变量进行替代。其次,在模型中加入所有制哑变量 Own 与特质波动变量的交互项 Own ,若回归结果中该交互项的系数显著为负,则可以认为在国有制造业企业中特质波动的负面作用更加大。对于研究假设 $H2$ 结论的检验,采用利息支出占总资产的比值 BLF 对融资约束变量进行替代,之后根据特质波动的大小,将全样本组分为高特质波动组以及低特质波动组,进行分组回归。若高特质波动组中融资约束变量的系数绝对值大于低特质波动组中融资约束变量的系数绝对值,则可证明特质波动越大,融资约束对企业绩效的负相关关系更大。

表5 稳健性检验回归结果

解释变量	全样本	全样本	高特质波动	低特质波动
BLF			-0.869^{***} (0.000)	-0.413^* (0.065)
Chr_{it-1}	-0.020^{***} (0.000)	-0.014^* (0.068)	-0.022^{***} (0.002)	-0.019^{***} (0.003)
Fc	-0.032^{***} (0.000)	-0.019^{***} (0.000)		
$Own \times Chr_{it-1}$		-0.015^{***} (0.000)		
Roa_{it-1}	0.027^* (0.072)	0.369^{***} (0.000)	0.026 (0.250)	0.141^{***} (0.000)
Age	-0.003^{***} (0.000)	$3.611e-4^{***}$ (0.005)	-0.003^{***} (0.000)	-0.002^{***} (0.001)
$Growth$	0.030^{***} (0.000)	0.039^{***} (0.000)	0.039^{***} (0.000)	0.055^{***} (0.000)
NLA	0.043^{***} (0.000)	0.014^{***} (0.001)	0.036^{***} (0.006)	0.047^{***} (0.005)
$Cash$	-0.014 (0.190)	-0.024^{***} (0.002)	-0.028^* (0.072)	0.030 (0.123)
KC	-0.009^{***} (0.000)	-0.003^{***} (0.000)	-0.009^{***} (0.002)	0.003 (0.364)
常数项	0.235^{***} (0.000)	0.080^{***} (0.000)	0.226^{***} (0.000)	0.065^* (0.077)
$Adj-R$	0.5204	0.3827	0.4935	0.1768
F 统计量	4.91	4.66	4.64	2.62
观测值	2897	2897	1448	1448

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 是水平上显著;括号中为 P 值。上述回归模型的被解释变量均为总资产收益率 Roa

从表 5 中所示的回归结果可以看出:第一列的特质波动变量以及融资约束变量的回归系数均为负值,并且都在 1% 的水平上显著,说明企业前一期特质波动的上升会对当期的总资产收益率 Roa 产生显著的负面作用;从第二列特质波动与企业所有制哑变量的交互项系数可以看出,回归系数在 1% 的水平上显著为负,说明国有制造业企业中的特质波动上升对企业绩效的抑制作用更加明显,上述结果可进一步证实研究假设 $H1$ 。而从第三列以及第四列的回归结果中可以得出,高特质波动组以及低特质波动组的融资约束变量 BLF 系数都为负,并且分别在 1% 和 10% 的水平上显著,意味着无论是高特质波动或是低特质波动制造业企业,融资约束都具有显著的企业绩效抑制作用,从回归系数的绝对值大小比较中可以看出,高特质波动组中企业的融资约束对企业绩效的抑制作用更加大,该结论也进一步证实了研究假设 $H2$ 。

七、研究结论以及政策建议

先前关于企业特质波动的研究,更多集中在其对企业投资经营行为方面,或是重点关注企业特质波动对企业股票收益的影响,鲜有学者对特质波动影响企业绩效以及影响机制做出相关解释。本文以我国 2011 年至 2017 年的制造业上市企业为研究样本,从结果导向以及影响机制两个方面分析了特质波动对企业绩效的作用结果以及对融资约束企业绩效抑制效应的影响,另外,考虑到所有制差异背景下企业治理以及经营环境

的不同,本文进一步研究了国有以及非国有制造业企业特质波动对经营绩效影响差异。实证结果显示,我国制造业上市企业特质波动的上升会显著降低企业的经营绩效,并且由于代理问题的存在,这种抑制作用在国有企业中更加明显;其次,融资约束与企业绩效之间具有显著的负相关性,并且当企业的特质波动越大,融资约束对企业绩效的负面作用会越明显,特质波动在企业融资约束对企业绩效的抑制效应机制中扮演“推进器”的角色。

基于上述的分析,本文认为我国制造业上市企业,尤其对于国有制造业企业而言,其经营绩效会受到特质波动的负面影响,因此,我国制造业企业应该从公司内部治理以及决策稳健性等方面着手,提升公司未来经营以及现金流的稳定性,进而有助于降低企业外部资金供给者所担忧的企业经营不确定性等负面情绪,有助于企业降低外部融资成本,提升企业融资能力;对于国有制造业上市企业来说,加强代理问题的整治,引入更为完善的激励机制,将有助于缓减特质波动给企业管理层决策带来的“风险规避”倾向,加强企业在不确定性环境下的风险管理能力,提高企业经营绩效;其次,加强企业信息披露,减少企业信息不对称问题,以达到缓释企业特质波动的效果;拓宽融资渠道,引进更多元化的投资者,缓释企业外部融资压力,促使企业资本结构达到最优化水平,提高企业绩效。

参考文献:

- [1]Barclay M J ,Smith C W. Rational Financial Management: Evidence from Seasoned Equity Offerings [R]. AFA 2010 Atlanta Meetings Paper. 2012.
- [2]Craven B. D ,Islam S M N. An Optimal Financing Model: Implications for Existence of Optimal Capital Structure [J]. Journal of Industrial 2013(2) : 431 - 436.
- [3]Faulkender M ,Flannery M ,Hankins K ,Smith J. Transaction Costs and Capital Structure Adjustments [J]. Working Paper 2010(13) : 75 - 83.
- [4]Bandyopadhyay A ,Barua N M. Factors Determining Capital Structure and Corporate Performance in India: Studying the Business Cycle Effects [J]. Review of Economics and Finance 2016(4) : 160 - 172.
- [5]Ayyagari M ,Demirguc - kunt A ,Maksimovic V. Formal Versus Informal Finance: Evidence from China [J]. Review of Financial Studies 2010(8) : 3048.
- [6]颜秀春,陈春春. 融资约束、治理结构与上市公司经营绩效——基于 Panel - VAR 模型对中国制造业的实证研究 [J]. 福建论坛 2015(11) 25 - 33.
- [7]贺康,贺凤丽. 融资约束、股权集中度与公司绩效 [J]. 郑州航空工业管理学院学报 2015(33) : 123 - 128.
- [8]李金凯. 担保网络如何影响企业绩效——基于融资约束和利益输送双重视角的研究 [J]. 山西财经大学学报 2018(40) : 112 - 124.
- [9]Badia M M ,Slootmackers V. The Missing Link between Financial Constraints and Productivity [R]. IMF Working Paper 2009.
- [10]Hovakimian G. Financial Constraints and Investment Efficiency: Internal Capital Allocation across the Business Cycle [J]. Journal of Financial Intermediation 2011 20(4) : 264 - 283.
- [11]Li Dongmei. Financial Constraints ,R&D Investment ,and Stock Returns [J]. Review of Financial Studies , 2011 ,12(34) : 2974 - 3007.
- [12]Xu Y ,Malkiel B G. Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility [J]. Journal of Business 2003 ,78 (4) : 613 - 644.
- [13]花冯涛. 公司特质波动能够影响宏观经济稳定吗? ——基于中国 A 股市场的 SVAR 研究 [J]. 安徽师范大学学报 2013(1) : 86 - 92.
- [14]孙刚. 金融生态环境、股价波动同步性与上市企业融资约束 [J]. 证券市场导报 2011(1) : 49 - 55.
- [15]Bulan ,Laarni T. Real Options ,Irreversible Investment and Firm Uncertainty: New Evidence from U. S. Firms [J]. Review of Financial Economics 2005(14) : 255 - 279.

- [16] Chen H ,Miao J ,Wang N. Entrepreneurial Finance and Non – diversifiable Risk [J]. Review of Financial Studies 2010 ,12(23) : 4348 – 4388.
- [17] 刘毅芳. 企业投资、公司特质风险与管理者过度自信 [D]. 上海: 复旦大学 2013.
- [18] 孙媛媛. 特质风险对并购溢价影响的实证研究 [D]. 大连: 东北财经大学 2016.
- [19] Myers S C ,Majluf N S. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do not Have [J]. Journal of Financial Economics ,1984(13) : 187 – 221.
- [20] Caggese A ,Cuat V. Financing Constraints ,Firm Dynamics ,Export Decisions ,and Aggregate Productivity [J]. Review of Economic Dynamics 2013 ,16(1) : 177 – 193.
- [21] 肖浩. 公司财务信息透明度、内部人交易和股价特质性波动 [J]. 中央财经大学学报 2015(11) : 62 – 74.
- [22] Lou Z. The Informational Feedback Effect of Stock Price on Management Forecasts [J]. Journal of Accounting Economics 2016 ,61(2 – 3) : 391 – 413.
- [23] 周业安 ,宋翔. 股票市场波动与公司投资 [J]. 经济管理 2010(12) : 118 – 126.
- [24] 黄波 ,李湛 ,顾孟迪. 基于风险偏好资产定价模型的公司特质风险研究 [J]. 管理世界 2006(11) : 119 – 127.
- [25] 丛剑波 ,祝滨滨. 我国股市的特质波动风险分析 [J]. 经济纵横 2009(5) : 85 – 87.
- [26] 况学文 ,施臻懿 ,何恩良. 中国上市公司融资约束指标设计与评价 [J]. 山西财经大学学报 2010(5) : 110 – 117.
- [27] 连玉君 ,廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异? [J]. 郑州航空工业管理学院学报 2017(6) : 97 – 109.

Research on the Relations among Financing Constraints ,Firm Characteristics Fluctuation and Firm Financial Performance

——An Empirical Study of A – share Manufacturing Listed Companies in China

KONG Yichao , ZHOU Dan

(School of Finance ,Zhejiang University of Finance and Economics ,Hangzhou ,Zhejiang 310018 ,China)

Abstract: Based on the financial data of Shanghai and Shenzhen A – share listed manufacturing enterprises from 2011 to 2017 ,this paper makes an empirical study on the relationship between idiosyncratic volatility ,financing constraints and corporate performance ,and the impact of idiosyncratic volatility on the relationship between financing constraints and corporate performance. The results show that the volatility of traits and the rise of financing constraints will have a significant negative impact on the performance of manufacturing enterprises in China ,and the restraint of the volatility of traits is even greater in state – owned manufacturing enterprises. It is further found that the rise of volatility will lead to the enhancement of the negative correlation between financing constraints and corporate performance ,and the more obvious the negative effect of financing constraints on business performance.

Key words: manufacturing; financing constraints; corporate traits; corporate performance

(责任编辑: 罗序斌)