

融资约束能促进营运资本 平滑作用的发挥吗?*

——基于机构投资者视角的研究

徐晨阳 王 满 何新宇

[摘 要]本文通过分析融资约束对营运资本平滑作用的影响,探究了新常态下微观企业如何运用营运资本的平滑作用来维持企业资本性投资的稳定,并以此视角研究企业如何应对国家宏观经济政策对"深化改革"与"经济维稳"的双重要求。本文研究发现,我国上市公司普遍存在运用营运资本进行资本性投资平滑的现象,融资约束能够促进企业营运资本平滑作用的发挥;此外,随着机构投资者持股比例的上升,融资约束在促进企业营运资本平滑作用的发挥时呈U型态势。

关键词:营运资本平滑 融资约束 机构投资者 资本性投资 公司治理 JEL 分类号:G11 G21 G32

一、引言

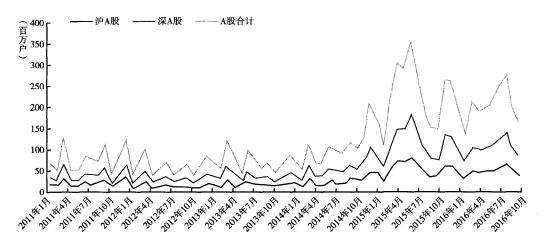
据统计,2016年中国全国固定资产投资达到约61万亿元,同比增长7.91%,预计我国2017年固定资产投资将达到65万亿元。在新常态下,国家宏观政策强调"深化改革"与"经济维稳"并举不悖。对企业而言,投资的稳定主要依赖资金的平稳性。资金作为企业生产经营活动的第一推动力,是一切经济活动的基础。如何以较低的成本及时、稳定地满足企业生产要素和规模扩张所需的资金,是企业生产活动与投资活动实现稳中前行所不容忽视的保障。与此同时,企业的长远发展离不开资本性投资,而降低资本性投资波动的策略,主要依赖营运资本对固定资产投资的平滑作用。为了降低资本性投资波动,营运资本因其较强的流动性与较低的调整成本,自然地成为平稳投资波动的手段之一。囿于金融发展水平、产权性质和生命周期等方面的因素,我国企业总会面临不同程度的融资难题。由中国企业家调查系统编制的《2016年中国企业经营者问卷跟踪调查报告》显示,成本过高导致的融资难题依然是当前企业经营发展过程中的主要困难,在小企业中尤为突出。2016年,企业平均融资成本高达8.33%,为了有效应对外部融资约束难题,企业往往加强内部资本的管理。利用营运资本来平滑资本投资所需资金的波动成为研究融资约束和营运资本管理研究中一个重要的切入点。

随着现代公司治理机制的不断完善,机构投资者的作用逐渐被学术界和市场挖掘。自 20 世纪 80 年代以来,投资者机构化已然成为全球资本市场的一个显著特征。中国证监会于 21

^{*} 徐晨阳,东北财经大学会计学院,博士研究生;王满,东北财经大学会计学院,教授,博士生导师,管理学博士;何新宇,东北财经大学会计学院,硕士研究生。本文得到以下基金的支持:国家社会科学基金项目"基于价值链的管理会计工具整合与企业价值创造研究"(项目编号:15BGL058)、辽宁省教育厅人文社会科学基金项目(项目编号:ZJ2015014)、财政部全国会计科研课题(项目编号:2015KJB012)。

金融评论2017年第6期

世纪初前瞻性地提出了"超常规发展机构投资者战略",并将其作为改善资本市场投资者结构 的重要举措,后来又将其写入《上市公司治理准则》。图 1显示了 2011-2016 年沪深交易所 A 股机构投资者开户数。整体来看,机构投资者开户数量近5年呈波动上升态势,机构投资者规模日 渐壮大。



沪深交易所 A 股机构投资者开户数

资料来源:中经网统计数据库,根据沪深交易所网站数据整理。

机构投资者数量占总体的比例虽然较低,但是其持股市值占总市值的比例不容忽视,机构投资 者持股比例已经成为资本市场重要的"风向标"。机构投资者资金规模雄厚,在资本市场和企业中 的地位及话语权也在逐渐提高。深入研究机构投资者不同持股比例所能发挥的公司治理效果,不 仅为改善上市公司治理状况、破解 Berle-Mealls 难题提供了新的思路,更对于缓解信息不对称、降低 代理问题,实现资本市场的稳定和企业市场价值的最大化目标,具有重要的理论价值和实践意义。 机构投资者作为大股东介人到企业当中,不同的持股比例反映出不同的投资愿景,向市场传达着不 同信息,更深刻影响着企业的经营状况和融资水平。

在融资约束下,若是营运资本能够平滑资本性投资,那么是否也意味着随着机构投资者持股比 例发生变化,融资约束下营运资本对资本性投资的平滑作用也会发生变化呢?然而,企业的资本性 投资既受外部融资约束的影响,也可以通过积极的营运管理来主动控制。本文的研究思路为,首先 检验营运资本能够平滑资本性投资这一特性;进而,在考虑融资约束的条件下,测度这种平滑作用 的强弱;最后,创新性地引入机构投资者这一外生变量,考虑机构投资者不同持股比例对上述关系 的影响。

本文的主要贡献在于:第一,引入机构投资者,深度挖掘营运资本管理的多重角色,将营运资本 管理纳入企业投资决策框架,提升营运资本管理在企业战略中的地位,不仅充实了企业财务管理研 究领域中关于营运资本管理的议题,同时检验了营运资本的平滑作用,提升了对营运资本管理的认 识。第二,拓宽融资约束的理论内涵。本文从当前企业面临的融资约束现实出发,度量融资约束条 件下营运资本平滑资本性投资的作用机理,对融资约束的理论内涵进行更深层次的挖掘。第三,拓 展研究机构投资者的财务视角,将机构投资者、融资约束和营运资本平滑作用首次结合到一起,深 入探究了机构投资者公司治理效果的发挥水平,并发现机构投资者持股比例与营运资本平滑作用 的 U 型关系。

本文基于机构投资者视角,研究融资约束下营运资本的平滑作用,不仅探讨机构投资者在公司



治理中的作用,更将这种作用效果延伸到营运资本管理层面,为缓解企业融资难题另辟蹊径;通过对机构投资者持股比例的划分,发现高比例的持股更有助于发挥长线型投资战略的优势,并且能够促进公司治理效果的提升,在厘清机构投资者投资动机的同时,为未来深入研究机构投资者参与公司治理提供了新的视角、思路与方法。

二、文献综述

融资约束问题始于资本市场的不完善(信息不对称和委托代理问题),对企业来说,从未停止探索解决融资约束的方法。融资约束是宏观环境直接作用在微观企业的现实表现,既体现在企业投资资金来源渠道受限,又体现在企业承受高昂的融资成本和调整成本。金融发展水平的提高、金融自由化的发展都在一定程度上缓解了融资约束(Love,2006;Gorodnichenko and Schnitze,2013);关系网络的广泛存在,包括紧密的政治关系、银企关联、机构投资者较高持股等因素,均在降低信息不对称、传递积极信号中发挥了重要作用(Shleifer,1986;Kirschenmann,2011)。微观层面上,为了避免融资约束的风险,企业也采用商业信用融资(张新民,2012)、营运资本平滑(Fazzari et al.,1988;鞠晓生等,2013)、较高现金持有量(王彦超,2009;谭艳艳等,2013)等诸多途径,进而提高投资绩效和公司市场表现。

国内外学者对营运资本管理的研究由来已久,对企业绩效的研究普遍认为积极的营运资本管理有助于企业绩效的提升。对于营运资本的大多数研究初始集中于营运资本策略的选择上,通过营运资本策略的调整而实现企业的更优发展。其中, Gardner et al. (2010)以及李然和杨淑娥(2015)均发现,较为积极的营运资本政策会带来更高的回报及更高的风险,而较为保守的流动资金政策则会带来较低的风险和回报。Howorth and Westhead(2003)证实,企业总在寻求保持最佳的流动资金水平以最大化其价值。Archavli(2012)通过审查企业盈利能力、绩效水平和市场价值来研究营运资本管理因素时发现,有效管理流动资金对于确保企业盈利能力和投资效率具有非常重要的影响。近年来,由企业绩效逐渐转移到投资效率,围绕于营运资本平滑资本性投资的文献已经逐渐成型。本文通过借鉴 Fazzari and Petersen(1993)的研究发现,营运资本投资与固定资产投资之间存在一种"竞争"效应。当企业采取有效的营运资本管理策略,帮助企业平滑"现金流冲击"对固定投资的负面影响,就可以确保企业维持稳定的固定资产投资。

在随后的发展中,学者们考虑到由于研发具有较高的调整成本,并且资金来源不稳定,因此许多学者开始研究营运资本平滑研发投资的作用。Brown et al. (2011)以美国企业的数据为样本,运用动态估计模型研究发现,面临融资约束程度高的企业,更依赖运用现金持有的方式来平滑研发投资。特别在 1998-2002 年期间,年轻企业中约有 75%使用现金持有量来抑制研发投资的波动。这一研究为流动性的价值和无形投资的融资问题提供了新视角。刘康兵(2012)、鞠晓生等(2013)分别研究了营运资本对固定投资和创新投资的平滑作用,证实了营运资本平滑效应的存在性,从而开启了国内学者进行营运资本平滑作用研究的大门。Sai(2013)利用中国不同所有制的企业样本,发现企业能够使用流动资金来减轻现金流冲击对固定资本投资的影响,得出了积极的营运资本管理策略可以帮助企业减轻融资约束对固定投资影响的结论。而于博(2014)、于博等(2013)则采用房地产行业的上市公司为样本,运用非平衡面板及 2SLS 估计方法进行研究,检验了金融危机后,房地产企业借助营运资本调整来平滑固定资产投资存在性。曾义(2015)研究发现,营运资本能够平滑公司资本性投资,且当企业面临更高的融资约束水平时,这种平滑更为重要,尤其在金融危机冲击下,营运资本管理能够降低外部冲击引起的公司资本性投资波动,减轻危机带来的不利影响;相比之下,金融发展则弱化了营运资本平滑公司资本性投资的效果,且这种弱化作用在民营企业中更为

金融评论 2017 年第6 期

显著。近期的研究中,魏刚(2016)运用异质性随机边界模型定量测算了资本性投资及融资来源影 响下的营运资本投资效率,发现中国上市公司营运资本投资效率也普遍存在非效率状态。

对于企业的日常经营来说,营运资本管理的重要性不言而喻。在融资约束的条件下,利用营运 资本平滑资本性投资,尤其是创新投资,不仅成为企业一种重要经营举措,更扩充了营运资本管理 的实践。国内对营运资本管理的文献中,既有专注于供应链营运资本管理的研究(窦亚芹等, 2014),也有专注于渠道理论进行营运资本管理的研究(王竹泉等,2015)。随着规模的不断发 展、持股比例的不断提高,机构投资者在金融市场的话语权及地位也显著提升。有别于个人投资 者,机构投资者通过董事会和独立董事制度抑制了大股东的掏空行为,凭借专业团队参与公司治 理.必要时刻采取诉讼或通过媒体宣传等多种途径对管理层施压(吴晓晖,2006;韩晴和王华, 2014)。然而,机构投资者是否具有积极参与公司治理的积极性?是否能够有效发挥监督作用? 学者们各执一词,众说纷纭,尤其是机构投资者在市场维稳中所起到的作用,仍需要国家政策的 积极引导。

三、理论基础与研究假设

本文基于机构投资者视角,研究融资约束对营运资本平滑作用的影响机理。本文首先探讨营 运资本平滑作用在中国资本市场的情况;而后引入融资约束,探究融资约束对营运资本平滑作用的 影响机理;最后探究公司治理中较为重要的影响因素——机构投资者,研究机构投资者作为公司治 理影响因素的代表,具体如何发挥其调节作用。

(一)营运资本平滑资本性投资

营运资本平滑起源于企业内部融资成本与外部融资成本的差异。债务融资作为外部筹资方 式,其固有的弊端体现在资金的刚性上,这当然会对企业内部现金流提出很高的要求。然而,作为 内部融资手段,股权融资会受到宏观经济发展,尤其经济下行期冲击的影响。当融资过度依赖股权 融资时,一旦遇到资金流的大幅波动,企业直接投资活动将面临很大困难。营运资本因其相对来说 具有较大灵活性,企业可以通过占用上下游企业的资金来缓解短期的资金波动,进而维持其稳定的 投资规模。营运资本平滑资本性投资的动机就体现为企业进行营运资本管理以降低对外部资金的 依赖水平,从而实现稳定企业的投资规模的目标。

此外,营运资本具有平滑资本性投资的作用,其重要原因体现在营运资本具有较低的调整成 本。营运资本具有很强的流动性,这也是营运资本与资本性投资的关键差别所在:同时,营运资本 的另一个特点是调整成本较小,而且营运资本的调整是具有可逆性的。具体来说,一方面,企业可 以使用流动资产为短期借贷作抵押获得资金,从而增加了流动负债、降低了净营运资本(于博等, 2013);另一方面,企业短期外部筹资可以选择利用与供应商和客户之间的商业信用这种低成本的 渠道,由于企业的存货不仅仅是企业的一项资产,更能够发挥其在生产和销售之间的缓冲垫作用。 刘康兵(2012)发现在企业的生产经营过程中,当原材料存货的消耗速度大于其重置速度时,营运 资本投资可以暂时为负,企业可以通过加紧收回应收账款、加快存货周转、紧缩各种应付款项等一 系列商业信用策略,降低净营运资本。营运资本的财务调整策略可以释放资金的短期流动性,使企 业的资本性投资波动相较于现金流所受的冲击较为平缓,也就是实现了所谓的资本性投资的"维 稳"目标。基于此,提出本文的假设1:

H1:企业的营运资本对其资本性投资具有平滑作用。

(二)融资约束下营运资本平滑资本性投资

面临融资约束的企业在筹集外部资金时可能面临更高的财务成本。对这些企业而言,使用内



部资金会让企业避免承担这种更高的财务成本,现金持有的边际价值和周转资本持有的边际价值可能更高。此外,如果这些企业拥有良好的投资机会而内部资金不足时,那么募集外部资金的成本越高,投资增值项目将被放弃的概率就越高(Almeida and William,2014)。换言之,在企业其他情况保持不变的条件下,如果企业面临的融资约束越高,那么企业就会相应降低资产积累的速度。但是,为了提高不同资产的边际报酬率,企业会削减不同比例的营运资本投资和固定资本性投资。通过有效地管理营运资本,会使其自身面临更少的外部资金需求,进而降低融资成本。曾义(2015)也发现,营运资本能够平滑企业资本性投资,尤其在融资约束更为严重的民营企业中,这种平滑效果更显著。本文认为融资约束的程度加剧,会增强营运资本对资本性投资的平滑效果,基于此,提出假设2:

H2:融资约束能够促进营运资本对资本性投资的平滑作用,即融资约束程度越高,营运资本平滑资本性投资的程度就越高。

(三)机构投资者对融资约束下营运资本平滑作用的影响

有无机构投资者作为大股东持股、抑或机构投资者究竟持股比例多少,对企业及资本市场的影 响,目前无论是学界还是实务界仍众说纷纭。基于欧美发达资本市场的实证研究表明,整体来说, 机构投资者持股越高越有助于稳定资本市场。如果机构投资者持有较高数量的股份,作为大股东, 机构投资者会通过董事会制度建设,在发挥专业投资背景、降低信息不对称和代理成本、抑制大股 东掏空行为等方面发挥积极作用。这说明,机构投资者的持股比例提升完善了公司的治理机制。 但目前我国金融市场环境尚不成熟,机构投资者持股比例分布不均。在目前的资本市场现实条件 下,实证研究结果并未显示出机构投资者充分发挥了其应有的作用(叶松勤和徐经长,2013)。机 构投资者监督作用和强信号作用的发挥,既有赖于其较高的持股比例,同时更依赖于企业所处的宏 观经济环境。随着金融环境的改善,出于长期战略性投资和压力抵制型投资的需要,机构投资者与 被投资单位通常具有较低的商业关系,避免了利益冲突,从而提高参与公司治理的积极性,因而机 构投资者持股比例越高,监督作用可能发挥得越显著(胡一君等,2015)。但如果机构投资者只是 持有一定数量的股份,机构投资者的存在并不会显著改善企业的环境,或者企业的经营管理状况。 因此,结合前述理论支撑和研究假设,当机构投资者持股比例为较低到中等水平,机构投资者在企 业中的地位和话语权尚未对企业有显著的影响力,那么企业在面临外部融资约束的环境下,即使机 构投资者持股比例提升,也并不能显著改善融资约束促进营运资本的平滑效果。但如果随着持股 比例的进一步提升,当机构投资者持股超过一定水平,在企业中具有明显的话语权和重要影响力 时,机构投资者的专业背景和监督作用会得以释放,随着机构投资持股比例的进一步提升,就会降 低企业对内部资金的过度依赖。机构投资者、融资约束与营运资本平滑作用的逻辑关系见图2所 示。在持股水平较低到中等的过程中,机构投资者持股比例越高,越能促进融资约束下营运资本对 资本性投资的平滑;超过一定范围后,机构投资者持股比例上升到较高持股时,机构投资者有助于 显著缓解企业融资约束,那么企业可能不必较多地采用营运资本来对资本性投资进行平滑,这种平 滑作用有所缓解。基于此,提出假设3:

H3:随着机构投资者持股比例提高,融资约束对营运资本的平滑作用呈现先强化后缓解的效果。

四、研究设计

(一)研究样本与数据来源

本文选取了2006-2015 年我国沪深交易所 A 股上市公司为研究样本并剔除:(1)金融类上市

图 2 机构投资者、融资约束与营运资本平滑作用的逻辑关系图

公司;(2)ST 类上市公司和 PT 类上市公司;(3)数据值缺失和异常的上市公司。经过上述筛选,本 文获得7288 个观察值。本文在数据处理过程中,采用 Stata14.0 的非平衡面板进行数据处理和实 证检验,剔除数据缺失的样本,剔除极端值的影响并对所有变量进行了1%-99% 水平的 winsorize 处理。

(二)变量选取

基于本文的研究目的,本文的被解释变量为营运资本平滑,借鉴 Brown(2011)、于博(2013)、曾 义(2015)等研究,本文所研究的平滑为一种反向调解作用,即能够使得资本性投资波动变缓的一 种状态。营运资本能否起到平滑作用,关键在于检验回归模型中加入营运资本变动项后,投资方程 是否出现两个特征:一是营运资本波动项系数显著为负,二是其他金融变量系数变大。本文在研究 过程中,首先确认投资模型有无营运资本变动项的金融变量系数;随后具体通过检验营运资本度量 指标的系数符号与系数变化来说明是否具有更强或更弱的平滑作用;并进一步通过引入融资约束, 探究融资约束对营运资本平滑作用的影响;最后通过引入机构投资者持股比例这一指标,来检验机 构投资者持股比例对融资约束下营运资本平滑作用带来的影响。融资约束、机构投资者的变量定 义具体见表1中所示。

控制变量的选取,主要参考曾义(2015)的控制变量,并结合具体的研究情况,其中控制变量 有:经营活动现金流(CF)、企业规模(Size)、股权融资(Stk)、债务融资(Debt)、销售增长率(Grow)、 净资产收益率(Roe),并对行业与年份进行了控制。具体的变量定义见表1所示。

(三)模型设计

本文在借鉴 Fazzari and Petersen(1993)、Sai(2013)的模型基础上,参考 Brown(2011)、鞠晓生 (2013)利用营运资本度量创新投资的拓展模型。本文检验资本性投资的回归模型如下:对于假设 1的检验,设计模型如(1)式所示:

$$Invi, t = \beta 1 * Invi, t - 1 + \beta 2 * WCi, t - 1 + \beta 3 * Debti, t - 1 + \beta 4 * Stki, t - 1 + \beta 5 * Sizei, t - 1 + \beta 6 * Growi, t - 1 + \beta 7 * Roei, t - 1 + \alpha i + \eta t + \varepsilon i, t$$
 (1)



表1 变量定义表

	变量代码	变量名称	计量方式
	Inv	资本性投资	固定资产、在建工程、工程物资的变动额除以企业资产总额
	WC	营运资本变动率	流动资产与流动负债差额的变动额除以企业资产总额
主要变量	SA	融资约束	Ordered Probit 模型估计出系数,构建出 SA 指数绝对值,按数值高低三分组, 高组赋值为1,低组为0,SA = -0.737 * Size + 0.043 * Size ² - 0.04 * Age
	IIR	机构投资者	机构投资者持股数除以总股数
	CF	经营活动现金流	经营活动现金流量净额除以资产总额
	Size	企业规模	企业总资产的自然对数
	Stk	股权融资	实收资本变动除以资产总额
控制	Debt	债务融资	长期负债和短期负债的变动除以资产总额
变量	Grow	销售增长率	销售收入的变动额/上年销售收入
	Roe	净资产收益率	净利润/所有者权益总额
	YEAR	年份	控制
	IND	行业	控制

五、实证结果与分析

(一)描述性统计分析

本文研究营运资本抑制资本性投资,并在融资约束条件下进行检验,更进一步通过机构投资者 不同持股比来分析融资约束条件下这种抑制作用的变化。全样本的描述性统计分析见表 2。

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Inv	7288	0. 022	0. 013	0. 086	-0.485	0. 396
Inv_1	7288	0.026	0.015	0. 086	-0.423	0.396
WC	7288	0.003	0.004	0. 201	-0.867	0. 909
CF	7288	0.008	0.006	0. 097	-0.570	0.664
Debt	7288	0. 041	0. 040	0. 165	- 1. 042	0. 579
Stk	7288	0. 016	0.000	0. 036	-0.000	0. 235
Size	7288	7. 951	7. 863	1. 205	4. 708	11.586
Grow	7288	0. 268	0. 104	1. 200	-0.796	13. 208
Age	7288	14. 248	14. 000	4. 657	4. 000	27. 000

表 2 全样本描述性分析

通过表 2 可以发现,企业资本性支出平稳增长,近 10 年制造业的资本性支出变动额占总资产的比重平均为 2.2%,相比于基期 2.6% 有所回落,这与新常态下宏观经济的发展态势一致。债务



融资平均占比为 4.1%,显著高于股权融资的 1.6%,说明制造业过去 10 年仍然以债务融资为主导,也反映出我国的融资格局并未改变。债务融资标准差高达 0.165,说明单纯依靠债务融资具有较高的波动性风险。制造业企业平均销售增长率 26.8%,最高值与最低值间距显著,说明即使身处同一行业,企业成长潜力也存在差异。经营活动现金流的变动额占总资产比例仅有 0.8%,显然并不能满足资本性投资发展 2.2%的需求。同时,现金流的标准差 0.097 明显高于资本性投资 0.086,说明经营活动的现金流的波动比资本性投资波动更强。营运资本变化量虽然有着较高的标准差 0.201,但这符合营运资本本身具有较强流动性的特征。企业的年龄标准差达到 4.657,平均生命周期为 14 年。

第一次分组依据融资约束程度。由于融资约束的经验测度目前为止尚无定论,既有前述单一指标,也有多变量复核指标度量。当然,多变量指标在单一指标基础上具有综合性的特征,本文拟从多变量构造的指标中选取。考虑到 KZ 指数所采用的样本量偏小,而且包含了相对价值度量指标托宾 Q 值,在计算中偏误较高; WW 指数虽然涵盖企业规模、股利水平而更具合理性,但是仍包含了具有内生性特征的融资变量,因此同受内生性干扰比较严重。Hadlock and Pierce(2010)利用1995-2004 年随机样本,按照每一个企业的财务状况定性地将企业划分为五级融资约束类型,然后使用 Ordered Probit 模型估计出系数,构建出 SA 指数并应用到大样本中进行检验。由于后续文献无法直接获取企业财务信息,因此本文也直接使用 SA 指数计算融资约束程度:

$$SA = -0.737 * Size + 0.043 * Size^2 - 0.04 * Age$$
 (2)

根据上述公式(2),本文计算出所有样本企业的 SA 指数,结果发现,SA 指数均为负,且绝对值越大,表明企业受融资约束程度越强。本文拟将融资约束区分为强融资约束和弱融资约束,并比较不同融资约束程度的平滑作用。为了避免直接将样本分成三组造成划分不当问题,本文按照 SA 指数的三分位数,即 1/3 和 2/3 进行划分,为了更加明显地体现对比结果,本文对比上 10% 分位数和下 10% 分位数的企业,将中间部分剔除。为使研究结果更加稳健,本文详细观测在时间窗口内某一家公司 SA 指数发生频繁变动的频率。如果 SA 指数发生频繁波动则说明将融资约束分为强和弱两组会受很多外部噪音的影响。结果显示,观测样本在观测期内融资约束状态 90% 以上并未发生改变,说明利用 SA 指数的划分结果比较稳定,具体划分融资约束样本结果表 3 所示。

衣3 按酬質约束等级进行件本划分								
亦具	(1)融资约束强				(2)融资约束弱			
变量	观测值	均值	中位数	标准差	观测值	均值	中位数	标准差
Inv	2430	0. 023	0. 010	0. 081	2429	0. 020	0. 014	0. 093
Inv_1	2430	0. 025	0.013	0.082	2429	0. 028	0.019	0. 093
WC	2430	0. 001	0.002	0. 188	2429	0.005	0.008	0. 226
CF	2430	0.005	0.004	0. 078	2429	0. 011	0.008	0. 120
Debt	2430	0. 048	0. 039	0. 151	2429	0. 035	0. 039	0. 182
Stk	2430	0.015	0.000	0.036	2429	0.020	0.000	0.040
Size	2430	8. 313	8. 261	0. 928	2429	7. 460	7. 205	1. 392
Grow	2430	0. 264	0.070	1. 269	2429	0. 307	0. 135	1. 278
Age	2430	19. 032	19. 000	2. 860	2429	9. 808	10.000	3. 123

表 3 按融资约束等级进行样本划分



表 3 列示了按融资约束等级划分为强融资约束组和弱融资约束组的样本情况, 二者观测值分别为 2430 和 2429, 相对来说均等, 具有可比性。除了前述总体样本的相关特征外, 融资约束强的组别中经营活动现金流的均值仅为 0.005, 而融资约束弱的组别则达到 0.011, 说明融资约束显著影响企业经营活动现金流量的波动。除此之外, 融资约束程度较强企业的销售增长率为 26.4%, 而融资约束程度较弱的企业达到 30.7%, 低 4.3 个百分点, 说明融资约束的存在确实阻碍了企业的成长和发展。对比债务融资和股权融资可以发现, 融资约束程度弱的企业债务融资水平均值稍低为 3.5%, 股权融资水平均值稍高为 2%, 说明融资约束程度较弱的企业往往通过股权融资来缓解融资难题, 与此同时, 融资约束程度弱的组别营运资本标准差 0.226, 高于对应组别的 0.188, 从波动性的角度反映出更加有效利用了营运资本, 具有较强灵活性的特点。

在第一次分组的基础之上,为了进一步探究机构投资者不同持股比例的影响,本文分别对强融资约束组和弱融资约束组进行了不同持股比例的统计分析^①。从相关性分析中发现:资本性投资波动情况(Inv)和营运资本波动情况(WC)系数为 - 0. 292,在 1%水平上显著负相关,说明随着资本性投资的增加,营运资本的波动可以从反向进行调节。营运资本的这种负向调节作用不仅对于本期资本性支出有效,对于资本性支出的滞后 1 期项(Inv0)也同样有效。由于资本性投资是长期行为,前期和后期资本性投资相关系数较高,说明在模型中严格控制资本性投资的前期变量具有至关重要的作用。同时,资本性投资波动与现金流正相关,与债务融资波动、股权融资波动相关系数均为正且均在 1%水平上显著,说明资本性投资依赖股权融资和债务融资,且其变动同向。此外,表中各变量之间的相关系数均在可接受的临界值范围内,据此可以判断本文所选取样本变量间的相关系不会影响接下来的 GMM 回归结果,变量之间不存在多重共线性问题。

(二)实证分析结果

本文使用经典的托宾 Q 方程刻画企业资本性投资行为,该方程面临的主要问题是由于边际 Q 的测量误差引起较强的内生性问题。为了克服内生性问题,用企业的销售增长率(营业收入变动额/期初营业收入)来代替托宾 Q,虽然这种替换可能同样面临着代理不充分导致的测量误差,但在 Pearson 相关系数检验可以发现,企业的销售增长率(Grow)与现金流的变化(CF)系数 0.135 和营运资本波动(WC)系数 0.167,均在 1% 水平上显著正相关,与其他金融变量(Debt 和 Stk)也同样显著,说明测量的误差可能导致营运资本系数一定程度上存在高估的偏误。为了避免模型内生性问题,有必要使用工具变量法,利用 GMM 进行回归。需要说明的是,考虑到企业资本性投资具有持续性效应,前期的资本性投资对后期影响显著,本文在回归中加入滞后 1 期变量,所用回归模型属于动态面板。特别地,本文的被解释变量资本性投资(Inv)与营运资本(WC)之间可能存在反向的因果关系,从而导致严重的内生性问题(企业资本性投资与企业营运资本之间相互影响)。本文采用 GMM 来估计动态面板模型,以克服内生性和个体异质性。为可靠呈现研究结果,本文在利用 GMM 检验之前,仍进行了固定效应回归和 OLS 回归检验,并将三种结果共同呈现如表 4 所示。

OLS 能够成立的最重要条件是解释变量与扰动项不相关,否则无论多大的样本水平,OLS 的估计量都不会收敛到真实的总体参数。为了解决解释变量与扰动项之间的相关性问题,有效的方法就是利用工具变量法。但在使用工具变量法时,必须对工具变量的有效性进行检验。在估计方法上,本文首先进行了固定效应模型和 OLS 回归,并进行 Hausman 检验。由于固定效应模型认为包含个体影响效果的变量是内生的,默认不随时间变化而变化的解释变量不会对被解释变量造成影响,因而固定效应模型往往造成估计下偏。如果所有解释变量都是外生变量,此时满足球型扰动项

① 此处结果省略,已提供在备用资料中。



金融评论2017年第6期

的假定,则 OLS 的估计是 BLUE 的。Hausman 检验原假设为"HO:所有解释变量均为外生变量"。 如果 HO 成立,那么 OLS 与工具变量法都是一致的,即用 OLS 和 GMM 都可以收敛于真实参数值, 但考虑工具变量法会增大估计量的方差,故应该选用 OLS。如果拒绝 HO,则认为存在内生解释变 量,应该使用工具变量法。根据表 4 所示结果,通过估计固定效应模型和 OLS 模型,与最初设想的 一致,二者 Hausman 检验的 P 值为 0.000,意味着强烈拒绝了原假设,因此应该使用工具变量法。 系统 GMM 滞后期系数介于固定效应和 OLS 系数之间,说明固定效应存在下偏,OLS 存在上偏,二 者存在偏误均不是 BLUE。因此,本文采用系统 GMM 方法来估计动态面板。

	(1)固定效应	(2) OLS	(3)系统 GMM 模型 1	(4)系统 GMM 模型 2
Complete	0. 051 ***	0. 212 ***	0. 191 ***	0. 211 ***
Constant	(4. 287)	(19. 734)	(6. 137)	(6.888)
WC	-0.073***	- 0. 079 ***	_	-0.045 ***
wc	(-15.281)	(-16.419)	_	(-3.360)
CE	-0.008	-0.010	0.006	-0.017
CF	(-0.899)	(-1.089)	(0. 247)	(-0.602)
n l	0. 179 ***	0. 197 ***	0. 220 ***	0. 182 ***
Debt	(26. 844)	(32. 745)	(5.422)	(4.917)
C.I	0. 273 ***	0. 287 ***	0. 166	0. 199*
Stk	(10. 354)	(11.825)	(1.367)	(1.824)
C:	0. 022 ***	0. 005 ***	0. 004	0. 002
Size	(9. 215)	(6.364)	(1.381)	(0.715)
G.	0. 007 ***	0. 006 ***	0. 011 ***	0. 011 ***
Grow	(8. 142)	(7.995)	(2.677)	(3.007)
4	-0.009	-0.000**	-0.001*	-0.000
Age	(-0.757)	(-2.273)	(-1.652)	(-1.258)
样本量	6388	6388	6388	6388
调整 R-squared	0. 296	_		
Hausman P 值	0.000	0.000		
AR(2)P 值	_	_	0. 324	0. 387
Sargan Test P 值	_		4. 94%	12. 23%

表 4 营运资本抑制资本性投资回归结果

注: ***、**、**分别代表在1%、5%、10%水平上显著(双尾),表中(1)、(2)列中括号中数值为T值,(3)、(4)列 括号中数值为Z值。

为了检验假设1,本文在 GMM 方法中,水平方程和差分方程的工具变量滞后期采用的是滞后 1期状态。如表7所示,第(3)和(4)列分别为不加入营运资本和加入之后(模型1和模型2)的回 归,对比债务融资回归系数,模型2显著变小,说明营运资本除了起到抑制作用外,可能存在平滑的 效果。但是模型 1 中 Sargan 值说服力较差。在(4)列模型 2 的回归中, AR(2)的 P 值为 0.387, 显



著大于 0.1 说明原模型设定中的残差项不存在二阶自相关。Sargan 检验 P 值显著大于 10%,说明拒绝模型过度识别,工具变量选择合理。观测 WC 的系数为 - 0.045,且在 1%上显著,说明营运资本变动与资本性投资波动之间存在显著的负相关关系。债务融资系数从 0.220 到 0.182 显著变小,从经济意义上讲,由于营运资本的抑制作用,对资本性投资的冲击变小,控制住营运资本变动后,资本性投资对债务融资的波动的真实反应会显现。也就是营运资本的确对企业资本性投资具有抑制作用,假设 1 得以证明。其他变量情况,上期资本性投资与本期资本性投资水平系数为 0.211,在 1%上显著正相关,企业债务融资、股权融资和销售收入增长率系数均为正,且均显著,说明企业能够获得的债务融资和股权融资越多,公司的成长性和盈利能力就越强,同时均与公司资本性投资正相关,从而促进了企业投资的增加。

既然现金流发生波动时,企业会调整营运资本进而调节资本性投资,那么这种抑制作用是否会随着企业所受融资约束程度的不同而改变呢?或者是否随着融资约束程度的增加,这种抑制作用增强了呢?为了验证本文的假设2,本文利用 SA 指数进行分组,SA 均为负,且绝对值越大说明所受融资约束越强烈。为了增强对比结果,本文将 SA 指数分布排序后取上 1/3 定义为融资约束程度弱的组,下 1/3 为融资约束程度强的组,利用 GMM 估计结果如表 5 所示。

	强融资约束组	弱融资约束组
C	0.012	0. 073 **
Constant	(0. 257)	(2.042)
WIC	- 0. 072 ***	- 0. 060 ***
WC	(-4.937)	(-4.549)
CP.	-0.045	0. 012
CF	(-1.180)	(0.556)
n I.	0. 212 ***	0. 163 ***
Debt	(8. 241)	(6. 240)
Q.I	0. 367 ***	0. 180 ***
Stk	(4. 174)	(2.847)
O)	0. 005 *	0. 024 ***
Size	(1.732)	(6.142)
	0. 003	0. 008 ***
Grow	(1.077)	(2.837)
	0.000	- 0. 002 **
m Age	(0.316)	(-2.499)
样本量	1880	1799
AR(1)P 值	0.000	0. 000
AR(2)P值	0. 424	0. 176
Hansen Test P 值	0. 298	0. 202

表 5 不同融资约束水平下营运资本平滑作用

注:***、** 、* 分别代表在1%、5%、10%水平上显著(双尾)。



五 州 7 7 7 2017 年第 6 期

根据表 5 所示的结果,两组 AR(2)的 P 值都显著大于 0.1,说明残差项不存在二阶自相关, Hansen Test 的 P 值均大于 10%,说明工具变量有效且检验通过。对比上述结果,发现营运资本(WC)系数分别为 - 0.072 和 - 0.060,均在 1% 上显著为负,说明无论融资约束强还是弱,营运资本均存在抑制作用;同时可以发现,强融资约束条件下,营运资本前的系数显著变大,说明企业所受融资约束越强,营运资本平滑资本性投资的效果越显著,即融资约束能够促进营运资本对资本性投资的抑制作用,融资约束程度越强,营运资本抑制资本性投资的程度就越强。假设 2 得以证明。为了更准确度量抑制作用的影响,本文还计算出营运资本前系数的β值(标准化的估计系数),利用不同融资约束条件下对应的营运资本系数的标准差与资本性投资的标准差之商乘以回归出的系数,再次证实了随着融资程度的增强,营运资本抑制资本性投资的程度就越高的结论。为了进一步检验机构投资者不同持股比例下,融资约束对营运资本平滑的不同效果,本文在第一次分组的基础上,按机构投资者持股比例由低到高进行第二次分组。为了详细刻画变化水平,本文将机构投资者持股比分为低持股、中等持股和高比例持股三个类别,并再次利用 GMM 对原模型进行回归,结果如表 6 所示。

	表 0	不问触货到5	R水平 下小问?	可放比四归结为	E		
	强融资约束			弱融资约束			
	低持股	中等持股	高持股	低持股	中等持股	高持股	
Constant	0. 155 **	0. 061	0. 143 ***	0. 030	0.095	0. 169 **	
Constant	(2.325)	(1.175)	(2.713)	(0.438)	(1.600)	(2.134)	
WC	- 0. 051 **	-0. 126 ***	- 0. 056 ***	-0.082**	- 0. 083 ***	-0.042**	
wc	(-2.314)	(-5.220)	(-2.759)	(-2.444)	(-3.804)	(-2.432)	
CF	-0. 083 **	0. 039	-0.070	- 0. 169 **	-0.011	0. 053	
Cr	(-2.060)	(0.636)	(-1.118)	(-2.049)	(-0.360)	(1.585)	
Debt	0. 176 ***	0. 216 ***	0. 212 ***	0. 205 *	0. 192 ***	0. 129 ***	
Debt	(3.213)	(5.670)	(5.394)	(1.746)	(5. 141)	(4.060)	
C.I	0. 526 ***	0. 282 *	0. 427 ***	0. 100	0. 145	0. 191 *	
Stk	(3. 296)	(1.965)	(2.950)	(0.477)	(1.504)	(1.913)	
e,	0.009	-0.002	0.007	0. 010	0. 011 **	0. 047 ***	
Size	(1.160)	(-0.472)	(1.371)	(0.598)	(2.471)	(5.489)	
C	0. 004	0. 003	0. 004	0. 008	0.005	0. 009 ***	
Grow	(1.103)	(0.581)	(0.786)	(1.544)	(1.061)	(2.720)	
	0. 001	-0.000	0.000	-0.004	-0.002	-0.000	
m Age	(0.880)	(-0.047)	(0.366)	(-0.907)	(-1.499)	(-0.077)	
样本量	732	670	478	544	593	662	
AR(1)P值	0.000	0.000	0.000	0. 001	0.000	0.030	
AR(2)P 值	0. 373	0. 724	0. 746	0. 526	0. 466	0. 928	
Hansen Test P 值	0. 655	0. 907	0. 946	0. 466	0. 597	0. 537	

表6 不同融资约束水平下不同持股比回归结果

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著(双尾)。



根据表 6 的检验结果可以发现:第一,无论是强融资约束下还是弱融资约束下,不同机构投资 者持股比的动态面板在进行残差差分项的序列相关检验时,AR(1)均显著小于0.1,说明存在一阶 序列相关; AR(2)P值显著异于0,说明不存在二阶序列相关。Hansen Test 的P值显著大于0.500, 说明过度识别约束成立,即模型设定正确,利用 GMM 估计动态面板合理。第二,在不同融资约束 程度下,营运资本的系数均小于0,绝大部分都在1%水平上显著,说明仍然具有抑制作用。对比两 种融资约束程度,以强融资约束条件为例,结果显示随着机构投资者持股比例的提升,营运资本的 系数从 - 0. 051 到 - 0. 126 再到 - 0. 056, 呈现绝对值变化先大后小的 U 型变化, 这说明在强融资 约束条件下,机构投资者持股比例由低到中等,并不能显著改善营运资本的这种抑制作用,反而 是增强了这种效果,主要是因为该过程中机构投资者实际上仍然是短期的套利者,并不能在企业 中享有强有力的话语权,无法发挥应有的治理作用和监督职能,与市场上短期投机者并无差异。 因而增强了营运资本抑制资本性投资的效果。但随着机构投资者持股比例的进一步提升,由中 等水平到高比例持股时,此时机构投资者往往由短期投机向长期投资转变,在企业战略决策中的 地位明显增强。因此,参与公司治理动机明显,进而造成营运资本系数仅为-0.056,说明在机构 投资者高持股比例下,营运资本抑制资本性投资的作用微弱。融资约束程度弱组的情况基本一 致,这里不再赘述。因此,实证研究结果表明随着机构投资者持股比例提高,融资约束对营运资 本的抑制作用呈现先强化再缓解,有力地支持了假设3。第三,对比中等和高持股水平、不同融资 约束水平下营运资本前系数可以发现,融资约束程度强组别的营运资本系数的绝对值均大于融 资约束弱组别系数的绝对值(-0.126 和-0.083,-0.056 和-0.042),但这种效果在低持股水平 中却不是很显著,更进一步说明机构投资者持股比例在中等及以上水平,才能显著影响抑制作用, 也从一定程度上反映了外在融资约束的存在仍然是营运资本抑制资本性投资不可忽视的重要 因素。

(三)稳健性检验

为确保研究结果的有效性,本文进行了进一步的稳健性检验。为了防止 SA 并不能有效衡量融资约束问题,本文利用了 Whited and Wu(2006)使用 1975-2001 年的样本构造出的 WW 指数,该指数由企业经营活动现金流、股利支付的哑变量、资产负债率、公司规模、行业增长率和公司自身的销售收入增长率为变量,数学模型为式(3):

WW = 0.091 * CF - 0.062 * Div + 0.021 * Lev - 0.044 * Size + 0.102 * SG - 0.035 * SG (3) 为了避免因为融资约束测度方法而导致的偏误,本文根据上述模型计算出每家企业的 WW 指数,除行业增长率指标外全部来自 CSMAR 数据库,本文选取均为制造业样本,观测期内各年行业增长率数据来自中经网宏观统计数据库。最终,计算出的 WW 指数均为负值。同 SA 指数的测度一样,WW 指数负数绝对值越大,意味着企业受融资约束越强烈。在此基础上,考虑到模型构建过程中出现的偏误,本文将主要控制变量采用不同的计量方式予以更换。借鉴曾义(2015)将营运资本的变动额作为解释变量,因此稳健性检验中对于营运资本选取流动资产与流动负债的变动额除以期初资产作为度量。稳健性检验结果如表 7 所示。

在我国股票市场中使用托宾 Q 衡量企业增长会不可避免地存在严重的衡量偏误,可以利用企业当前的盈利能力来反映其未来投资前景。本文主体检验采用销售收入增长率代表企业增长潜力,为了进一步保证结论的可靠,故在稳健性检验中利用净资产收益率(ROE)来代替销售收入增长率。考虑到折旧和摊销容易受到企业会计政策的影响,存在一定程度的可操纵性,因此稳健性检验中,对现金流量指标选择用经营活动现金流量予以替换。根据表 7 的稳健性检验结果可以发现本文的假设基本得到验证。

表 7 稳健性检验

	**	强融资约束		`	弱融资约束	
	低持股	中等持股	高持股	低持股	中等持股	高持股
<u> </u>	0. 166 ***	0. 139 ***	0. 107 ***	0. 175 ***	0. 027	0. 092 *
Constant	(4.904)	(3.884)	(2.597)	(2.809)	(0.532)	(1.668)
WC	-0. 138 ***	− 0. 174 ***	- 0. 057 *	-0.111	- 0. 215 ***	- 0. 135 ***
w C	(-4.876)	(-7.312)	(-1.885)	(-1.430)	(-5.228)	(-2.900)
CF	-0.012	-0.009	-0.021	-0.028	-0.064	0.061
Cr	(-0.582)	(-0.364)	(-0.720)	(-0.578)	(-1.285)	(1.291)
D.I.	0. 283 ***	0. 210 ***	0. 242 ***	0. 218 ***	0. 222 ***	0. 178 ***
Debt	(7.863)	(9.394)	(7.108)	(5.000)	(4.424)	(3.898)
C.1	0. 510 ***	0. 455 ***	0. 535 ***	0. 322 *	0. 351 **	0. 248
Stk	(5.926)	(5.519)	(4.819)	(1.778)	(2.092)	(1.570)
e.	0.000	0.000	0. 011 ***	-0.007	0. 044 ***	0. 028 ***
Size	(0.015)	(0.034)	(2.833)	(-0.403)	(3.309)	(3.402)
Roe	0. 056	0. 068 ***	0. 017	0. 035	-0.010	-0.017
noe	(1.470)	(3.083)	(0.505)	(1.101)	(-0.582)	(-0.894)
	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001	-0.001
m Age	(0.900)	(0.940)	(0.158)	(0.406)	(-1.607)	(-1.054)
样本量	997	1249	815	990	724	970
AR(1)P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)P值	0. 354	0. 496	0. 294	0. 173	0. 232	0. 544
Hansen Test P 值	30.9%	39.9%	35.8%	27. 2%	49.9%	31.5%

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著(双尾)。

六、研究结论与建议

(一)研究结论

本文选取 2006-2015 年我国沪深交易所 A 股上市制造业公司数据为研究样本,利用 GMM 估 计动态面板模型,基于机构投资者视角,研究融资约束下营运资本在保持企业资本性投资稳定中发 挥的作用。根据本文的研究结果,可以得出以下两个方面的结论:

第一,企业可以利用营运资本来平滑资本性投资,并且这种平滑作用在融资约束条件下表现得 更加显著。以往研究大多集中于营运资本在平滑企业创新投资中的经验证据,本文进一步检验了 营运资本在资本性投资中的平滑作用,发现营运资本管理对平滑企业资本性投资波动的重要性。 同时,按融资约束程度不同对样本进行分组后表明,融资约束越严重,营运资本平滑资本性投资效 果越显著,说明企业积极的营运资本管理不仅能够从一定程度上缓解融资约束,更能够降低对外部 资金的依赖,为解决融资难的现实问题提供了一条可供参考的路径。



第二,机构投资者持股只有在较高比例时,才能够明显改善上市公司的融资环境,凸显缓解营运资本平滑资本性投资的效果。本文研究发现,在低持股到中等持股比例过程中,随着机构投资者持股比例的提升,融资约束促进了营运资本平滑资本性投资;随着持股比例的进一步增加,从中等持股到高持股比例,融资约束下营运资本平滑资本性投资的作用效果减弱,说明只有较高比例的持股才能明显发挥长线型机构投资者作用,这种作用不仅能够在一定程度上缓解上市公司的外部融资环境,降低融资成本,更能够积极推进机构投资者建设,发挥机构投资者长久有效的监督职能和治理效力。

(二)政策建议

本文的研究不仅对微观企业加强营运资本管理、积极引入机构投资者提供支持,也为政策制定者从宏观层面推进金融体制深化改革提供政策建议,主要有以下三点:

第一,积极营运资本管理,完善上市公司治理结构。积极的营运资本管理是激发企业日常运营管理活力的重要来源。将营运资本管理提高到战略的高度,与资本性投资并驾齐驱,在保持营运资金适度流动性的同时,实现营运资金和资本性资金之间的有效流转,优化企业的营运资本结构,有助于实现投资价值的最大化。第二,改善资本市场环境,大力发展机构投资者。当前,我国虽然建立了多层次的资本市场结构,但各层次还存在着明显的结构不合理现象。目前,企业的资金来源大部分以债务融资为主,对银行贷款过度依赖。债务融资过高不仅加大了企业偿债风险,更以过高的融资成本让诸多企业特别是民营企业望而却步。第三,大力发展机构投资者,建立机构投资者评级和绩效评价体系。机构投资者的独特作用不能局限在用于缓解企业融资问题或者公司治理问题,更应该在资本市场上长久考量。大力发展机构投资者,鼓励长线型机构投资者发展,使机构投资者成为提高资本市场效率的坚实有效力量。密切关注机构投资者投资动向,进一步加强对机构投资者的监管,同时对机构投资者进行绩效考评和评级制度建设,避免机构投资者成为大股东的合谋者。

(三)研究的不足与展望

本文研究的不足与展望可以从两个方面进行探讨:第一,本文研究营运资本平滑作用是根据产权性质的异质性进行对比分析的,并未对某些特定行业性质所导致的不同营运资本平滑作用进行具体研究。虽然控制了行业因素,但增加对行业特性考虑,很可能得出不一样的结论。期望未来的研究中能够充分考虑行业异质性导致的不同影响,进行详细而深入的研究,得出更具普遍意义的结论与建议。第二,本文的研究仅从企业面临融资约束的现象出发,并未深入探讨企业融资问题的本质,即资金供给与需求的均衡是否会影响企业具体运用营运资本平滑资本性投资的作用。寄希望于未来的研究中,能够更加重视产生融资约束的宏观本质问题对微观企业具体运营管理环节的影响,进而更好地提出优化企业营运资本管理的建议。

参考文献

窦亚芹、朱金福(2014):《资金约束供应链中的融资优化与营运管理协同决策研究》,《管理工程学报》,第3期。

韩晴、王华(2014):《独立董事责任险、机构投资者与公司治理》,《南开管理评论》,第17期。

胡一君、王飞、孟庆军(2015):《机构投资者对 R&D 融资约束的影响研究》、《武汉理工大学学报(信息与管理工程版)》,第6期。

鞠晓生、卢荻、虞义华(2013):《融资约束、营业资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》,第1期。

李然、杨淑娥(2015):《创业板高科技公司营运资金管理对企业绩效影响探析》,《财务与会计:理财版》,第2期。

刘康兵(2012):《融资约束、营运资本与公司投资:来自中国的证据》,《复旦学报》,第2期。

谭艳艳、刘金伟、杨汉明(2013):《融资约束、超额现金持有与企业价值》,《山西财经大学学报》,第1期。

王彦超(2009):《融资约束、现金持有与过度投资》、《金融研究》,第7期。

王竹泉、赵璨、王贞洁(2015):《国内外融资约束研究综述与展望》,《财务研究》,第3期。

86



魏刚(2016):《资本性投资、融资来源与营运资本投资效率研究》,《软科学》,第10期。

吴晓晖、姜彦福(2006):《机构投资者影响下独立董事治理效率变化研究》,《中国工业经济》,第5期。

叶松勤、徐经长(2013):《机构投资者治理与公司现金持有价值》,《经济与管理研究》第8期。

于博(2014):《货币政策、营运资本管理与企业投资效率——基于中国房地产上市企业的实证研究》,《经济与管理研究》,第 2期。

于博、吴娜、陈红(2013),《融资约束、预防性动机与营运资本平滑——基于房地产行业的实证分析》,《云南财经大学学报》, 第6期。

曾义(2015):《营运资本能够平滑公司资本性投资吗?——基于产权性质和金融发展的经验证据》,《中央财经大学学报》,第 2期。

张新民、王珏、祝继高(2012):《市场地位、商业信用与企业经营性融资》,《会计研究》,第8期。

Almeida, R. and E. William (2014): "Access to Finance, Working Capital Management and Company Value: Evidences from Brazilian Companies Listed on BM& FBOVESPA", Journal of Business Research, 67,924-934.

Archavli, E., C. Siriopoulos and S. Arvanitis (2012): "Determinants of Working Capital Management", Social Science Electronic Publishing.

Brown, J. and B. Petersen (2011): "Cash Holding and R&D Smoothing", Journal of Corporate Finance, 17, 694-709.

Fazzari , S. and B. Petersen (1993): "Working Capital and Fixed Investment: New Evidence of Financing Constraints", RAND Journal of Economics, 24, 328-342.

Fazzari, S., R. Hubbard, B. Petersen, A. Blinder and J. Poterba (1988): "Financing Constraints and Corporate Investment", Brookings Papers on Economic Activity, 1, 141-206.

Gardner, M., D. Mills and R. Pope (2010): "Working Capital Policy and Operating Risk: An Empirical Analysis", Financial Review, 21, 31 - 31.

Gorodnichenko, Y. and M. Schnitzer (2013): "Financial Constraints and Innovation: Why Poor Countries Don't Catch Up", Journal of the European Economic Association, 11, 1115-1152.

Hadlock, P. (2010): "New Evidence on Measuring Financial Constraints; Moving Beyond the KZ Index", Review of Financial Studies, 23,1909-1940.

Howorth, C. and P. Westhead (2003): "The Focus of Working Capital Management in UK Small Firms", Management Accounting Research, 14,94-111.

Kirschenmann, K. (2011): "Credit Rationing in Small Business Bank Relationships", SSRN Working Paper.

Love, I. and L. Zicchino (2006): "Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR", Quarterly Review of Economics and Finance, 46, 190-210.

Sai, D., G. Alessandra and K. John (2013); "Investment and Financing Constraints in China; Does Working Capital Management Make a Difference?", Journal of Banking and Finance, 37, 1490-1507.

Shleifer, A. and R. Vishny (1986): "Large Shareholders and Corporate Control", Journal of Political Economy, 94, 461-488.

Whited, T. and G. Wu (2006): "Financial Constraints Risk", Review of Financial Studies, 19,531-559.

(责任编辑:马