

# 企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击<sup>\*</sup>

喻 坤 李治国 张晓蓉 徐剑刚

**内容提要:**国有企业投资效率低于非国有企业被认为是中国长期过度投资现象之下的典型事实,基于相对早期样本的代表性研究均显示如此。然而,本文采取一致性方法测度企业投资效率却显著发现,近年来非国有企业的投资效率相对更低。本文提出融资约束假说解释企业投资效率之谜,并通过实证研究表明,在外部融资依赖度越高的行业,非国有企业投资效率相对国有企业的差距越大。货币政策冲击会显著影响这一差距,货币紧缩时差距会增大,而货币宽松时差距则缩小。进一步的实证结果表明,近年来频繁的货币政策冲击强化了国有企业与非国有企业之间的融资约束差异,国有企业不断获得扶持性信贷补贴,而非国有企业的信贷资源则被相应挤出,日益严重的信贷融资约束使非国有企业投资效率持续下降,进而产生企业投资效率之谜。

**关键词:**投资效率 所有权性质 融资约束 货币政策冲击

## 一、引 言

在中国经济转型过程中,优化投资结构是扩大内需与转变经济发展方式的主要内容,企业投资效率差异及其影响因素长期以来备受关注。Lin & Tan(1999)和林毅夫、李志赞(2004)指出由于国有企业相对于非国有企业承担了较多的政策性负担,如解决社会就业问题、配合国家发展战略等,国有企业往往需要投资于一些不具备优势的行业或区域。方军雄(2007)运用1996—2003年我国工业的细分行业数据,分析发现国有企业资本配置效率显著低于“三资”企业,原因是政府对国有企业存在行政干预。而Chen et al. (2011)采用2002—2006年我国上市公司层面的数据进一步揭示行政干预会造成国有上市公司投资效率低于非国有上市公司。此外,一些文献也指出国有企业相对于非国有企业存在更为明显的过度投资现象,从而造成投资效率低下(杨华军、胡奕明,2007;俞红海等,2010)。

然而,基于以往研究(Wurgler,2000;Chari & Henry,2006;方军雄,2007;Asker et al.,2011;Chen et al.,2011;Mortal & Reisel,2013)中测度企业投资效率的一致性方法——投资对投资机会的反应系数<sup>①</sup>,本文在可获得的更长的样本区间(2004—2010年)中分析却发现,在样本初始时,国有企业投资效率的确低于非国有企业,但是随着时间的推移,国有企业投资效率相对较低的现象消失了,非国有企业的投资效率反而低于国有企业,并且这一差异呈现逐渐增大的趋势。进一步的分析发现国有企业与非国有企业投资效率的反转主要是由于非国有企业投资效率的快速下降,而不是国

<sup>\*</sup> 喻坤、李治国、张晓蓉、徐剑刚,复旦大学管理学院,邮政编码:200433,电子信箱:yukunfudan@hotmail.com, lizg@fudan.edu.cn, xrzhang@fudan.edu.cn, jgxu@fudan.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金项目(70801018)、上海市社科规划课题(2008BJB016)、上海市浦江人才计划以及上海市晨光学者计划的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然,文责自负。本文在正式发表前,因为篇幅的限制,进行了删减,完整的版本请参阅《经济研究》网站的工作论文。

<sup>①</sup> 投资-投资机会反应系数越高,则投资效率越高。部分宏观经济学文献也采用资本边际回报率度量投资效率(Bai et al., 2006; Dollar & Wei, 2007)。然而,Wurgler(2000)指出资本边际回报的计算方法存在较多的争议。此外,本文认为高边际资本回报同样有可能是由于投资不足造成,从而不能代表高投资效率,因此采用投资-投资机会反应系数度量投资效率。

有企业投资效率的提升造成的。我们将投资效率的这一反转现象称为“企业投资效率之谜”。那么,如何解释非国有企业与国有企业投资效率差异的变化呢?

现有文献主要从企业内部的代理问题来解释投资效率的差异,认为代理问题会导致企业投资效率的下降(Jensen & Meckling, 1976; Bertrand & Mullainathan, 2003; Asker et al., 2011)。但是,稳健性检验发现,在控制企业内部代理问题之后,非国有企业投资效率低于国有企业的现象仍然存在。基于此,我们猜测有可能是由于企业外部因素造成了企业投资效率之谜。

企业与外界的交流主要通过产品市场与要素市场。靳庆鲁等(2012a)分析了产品市场竞争对企业投资效率的影响,结果表明企业所在行业的产品市场竞争状况会缓解企业内部的代理问题,从而提高投资效率。然而国有企业大部分处于垄断行业,如石油、供电等,或者通过行政手段形成垄断降低行业内竞争,如电信、烟草等,因此,从产品市场竞争缓解代理问题的角度无法解释非国有企业投资效率低于国有企业的现象。关于要素市场,Wurgler(2000)分析了金融市场对企业投资效率的影响。他认为金融市场摩擦会增大企业资本调整成本,从而降低投资-投资机会敏感度。金融发展水平的提升一方面可以帮助治理企业内部的代理问题,另一方面通过股价传递信息,从而缓解企业投资者与企业的信息不对称,提高资本配置效率。进一步,Hennessy et al. (2007)则通过在企业的资本调整成本中引入股权融资成本,分析了股票市场融资约束对投资效率的影响,结果表明越依赖于股权融资的企业,其股权融资边际成本越高,从而投资-投资机会的反应敏感度越低。然而,与美国不同,中国的金融体系以银行信贷为主导,Allen et al. (2008)也指出我国的股权融资市场虽然发展很快,可是与银行信贷相比,其规模和资源配置的作用还非常有限。

同时,信贷市场却存在着对非国有企业的融资约束。Brandt & Zhu(2000)、林毅夫和李志赞(2004)指出由于国有企业的政策负担,政府会通过信贷扶持的手段对国有企业进行补贴。李广子、刘力(2009)指出从债务融资角度而言,非国有企业相对于国有企业承担了更高的债务融资成本,并且在时间序列上,融资成本差异并没有改变。陆正飞等(2009)指出当银根紧缩时,民营企业的负债增长率明显放缓,而国有企业依然保持较快增长。Bailey et al. (2011)进一步刻画了我国信贷市场的特征,在他们的模型中,信贷市场上存在两种贷款方式:政策驱动型和商业型贷款。国有银行往往会出于政策考虑贷款给国有企业,从而国有企业更容易获得信贷支持。然而,刘瑞明、石磊(2010)指出政府对于国有企业的各种补贴,包括信贷支持,不仅会造成国有企业的道德风险和逆向选择问题,同时也会因占用民营企业资源,挤出公共服务等原因而拖累民营企业的效率,从而形成双重效率损失。

基于以上分析发现,虽然政策负担、行政干预会导致国有企业投资效率较低,但是作为补贴,政府对国有企业的信贷扶持会严重挤出非国有企业的信贷资源,造成信贷市场对非国有企业的融资约束,从而导致非国有企业投资效率的降低。因此,非国有企业与国有企业投资效率的大小受两种因素的共同作用:一方面政策负担和行政干预使得国有企业投资效率相对较低,但另一方面,由于政府对国企补贴而引发的融资约束会抑制非国有企业投资效率。基于此,我们认为投资效率之谜可能是因为样本初期政府的行政干预造成的,而近几年出现频繁的货币政策冲击和政府宏观调控强化了国有企业与非国有企业融资约束的差异,从而导致非国有企业投资效率的持续下降,造成非国有企业投资效率低于国有企业,本文称之为投资效率的融资约束假说。

图1a给出了货币政策最近几年的变化趋势,图1b给出了上市公司的借款占总资产比例的变化趋势。从图中可以看出,实际贷款利率在2007年后发生频繁的变动,信贷市场贷款规模增速也呈现较大的波动,都反映了近几年政府通过货币政策对宏观经济的频繁调控。而与之对应的是,非国有企业的贷款占总资产比例从2007年开始逐渐低于国有企业的贷款总资产比例,并且这一差距

呈现出扩大的趋势<sup>①</sup>,这间接反映出信贷市场对于非国有企业的融资约束日益严重。<sup>②</sup>

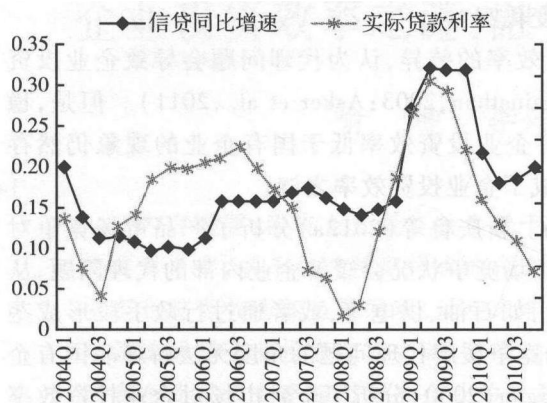


图 1a 货币政策变动趋势

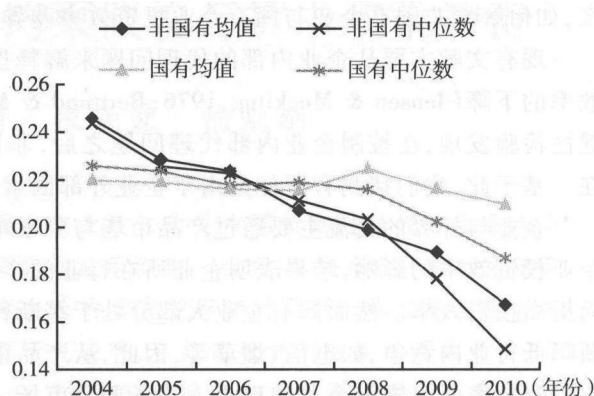


图 1b 企业贷款/总资产变化趋势

本文对以往文献主要有三方面的贡献:第一,以往大部分文献都没有考虑外部信贷市场摩擦对企业投资效率的影响,而仅局限于企业内部因素的分析。本文的研究从企业面临的外部信贷市场的角度对以往研究投资效率的文献进行了补充,并且认为信贷市场摩擦会影响企业资本调整成本,从而丰富了企业资本调整成本函数的内涵。第二,以往文献研究融资约束对企业投资决策的影响主要集中于对投资-现金流敏感度的研究,并认为融资约束会影响投资-现金流敏感度,如 Fazzari et al. (1988)、Cleary et al. (2007)等。但是,关于融资约束在投资与投资机会的关系中的作用研究很少。本文的分析有助于进一步理解企业融资约束对投资决策的影响。第三,本文实证结果也支持了刘瑞明、石磊(2010)提出的国有企业双重效率损失假说,即政府对低效的国有企业的补贴和政策倾斜会进一步损害非国有企业的效率,而本文认为实现这一拖累的一个重要渠道便是信贷资源对于国有企业的倾斜。基于此,我们认为减少对资本市场的干预,使市场发挥自身的资源配置作用会提升经济的整体效率,这也是本文的一个政策涵义。

文章余下内容主要安排如下:第二部分通过理论分析提出研究假说,第三部分为实证模型和数据整理,第四部分给出了实证分析结果,第五部分为稳健性检验,第六部分总结全文。

## 二、理论分析与研究假说

### (一)企业融资约束与企业投资效率之谜

关于融资约束的度量在学术界存在较大的分歧。Fazzari et al. (1988)认为投资对现金流的敏感度能够反映企业所受到的外部融资约束状况,然而 Kaplan & Zingales (1997)则认为投资对现金流敏感度与企业的外部融资约束状况并非简单的线性关系,并根据企业报告的融资难易状况提出了 KZ 指标来测度融资约束状况。Whited & Wu (2006)则通过结构化的方法提出了 WW 指标,并认为这一指标比 KZ 指标更能刻画企业的融资约束状况。Hadlock & Pierce (2010)根据企业的规模和年龄构建了 HP 指标。然而,大部分度量融资约束的指标在我国难以直接使用,因为一方面是国

① 我们认为这一现象并不是由于 2009 年开始创业板的集中上市所造成,因为本文剔除了 IPO 当年的数据,并根据上一年的所有权性质进行分类,从而样本仅包括了上市两年以上(不包括两年)的上市公司。虽然如此,本文还分析了 2007 年之前上市的样本,结果发现这一现象仍然存在。

② 企业贷款比重同样会受到企业需求的影响,鉴于此,我们在后文进一步分析了国有企业和非国有企业的边际融资成本差异,并控制了需求因素。此外,饶品贵、姜国华(2013)指出货币政策紧缩时,民营上市公司的银行贷款下降幅度更大,但同时会选择使用更多的商业信用融资作为补充,这也表明非国有上市企业的贷款比重下降(尤其是货币政策紧缩时)并不是由于企业的贷款需求变动造成。感谢匿名审稿专家对此问题的建议。

内上市公司没有直接报告公司的融资难易状况,另一方面非国有企业在信贷市场上的融资约束问题也并非完全由信息不对称造成(Brandt & Zhu, 2000; Brandt & Li, 2002; Bailey, 2011)。

基于此,本文只能间接地检验融资约束假说。首先借鉴 Rajan & Zingales(1998)构建的行业外部融资依赖度(External Finance Dependence, EFD)来度量行业内企业的外部资金需求状况,其计算公式为:

$$EFD = \frac{\text{资本支出} - \text{调整后的现金流}}{\text{资本支出}}$$

其中,调整后的现金流 = 经营性现金流 + 存货的减少 + 应收账款的减少 + 应付账款的增加,资本支出采用企业购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金度量。并且,以每一年每一行业内所有企业 EFD 的中位数水平度量当年该行业的外部融资依赖度,并进一步根据行业的 EFD 与所有行业中位数的相对高低定义虚拟变量 HFD。

如果融资约束问题是造成国有和非国有企业投资效率差异的主要原因,那么在外部融资依赖度越高的行业中,非国有企业越容易受到外部融资约束的影响。换言之,在外部融资依赖度较高的行业中,国有企业在外部融资上的优势应该越明显,从而非国有与国有企业的投资效率的差距应该越大。基于此,我们提出以下假说:

假说 1: 在外部融资依赖度较高的行业内,非国有企业与国有企业的投资效率的差距更大。

## (二) 货币政策冲击下的融资约束假说

除了对外部资金的需求状况之外,企业投资决策同样受到外部资金供给的影响。陆正飞等(2009)、叶康涛和祝继高(2009)均指出货币政策紧缩时期,信贷资源配置会进一步偏向国有企业,从而加剧非国有企业的融资约束。靳庆鲁等(2012b)分析了货币政策对于民营上市公司投资效率的影响,结果表明对于投资机会较好的公司,宽松的货币政策会缓解其面临的融资约束问题,从而提高其投资效率。基于此,本文进一步分析信贷市场松紧状况与企业投资效率的关系。为了控制企业的资金需求,我们按照行业的外部融资依赖度将样本划分为高融资依赖和低融资依赖行业两组。

关于货币政策的度量, Bernanke & Blinder(1992)指出联邦基金利率变动可以较好地反映货币政策动向。基于此, Kashyap et al. (1993)、Hu(1999)、Gaiotti & Secchi(2006)等主要使用利率变动来度量货币政策冲击。而 Cover(1992)、MacCallum(2000)等则基于 M2 增速描述了货币政策。此外, Romer & Romer(1994)通过阅读联邦公开市场委员会(FOMC)的会议记录,定义了货币政策紧缩时期的虚拟变量,但该方法仅定义了几次较为严厉的货币紧缩,并且无法反映货币紧缩的程度。国内应用货币政策的文献则多是基于货币供应量及其增速,如徐涛(2007)以货币供应量(M1 和 M2)作为货币政策度量分析了货币政策的行业效应。而蒋益民、陈璋(2009)采用 M2 增速分析了货币政策的区域效应。靳庆鲁等(2012)基于 M2 增长率分别探讨了货币政策对资产价格和企业投资的影响。曾海舰、苏冬蔚(2010)则基于信贷扩张与紧缩分析了宏观政策变化对企业资本结构的影响。

基于以往文献,本文采用了四种货币政策度量:实际贷款利率变动( $\Delta RL$ )、信贷增长率变动( $\Delta Credit$ )、M1 增长率变动( $\Delta M1gr$ )以及 M2 增长率变动( $\Delta M2gr$ )。本文使用相关货币变量的一阶差分主要基于两方面的原因:(1)由于人们往往会根据现有的货币政策水平调整经济活动,从而使得货币政策水平内生化,而使用货币变量的变化值可以较好地反映货币政策对经济活动的外生冲击。(2)一阶差分也可以消除时间序列非平稳的问题。

同时,企业持有的流动性也可以帮助缓解流动性冲击带来的影响,如果融资约束问题是造成非国有企业投资效率低于国有企业的主要原因,那么事前持有现金等短期流动性越高的非国有企业,

融资约束对其投资效率的冲击越小,从而其与国有企业投资效率的差距也会较小。

此外,Bailey et al. (2011)指出我国信贷市场上存在两种贷款方式:政策驱动型和商业型贷款。国有银行往往会出于政策考虑贷款给国有企业,而对于非国有企业,由于信贷市场上的信息不对称,银行需要花费一定的成本考察企业的价值,仅对业绩好的企业发放商业贷款。因此,企业面临的融资约束问题受到两方面因素的共同影响,所有权性质与企业自身业绩。那么,对于业绩较好的非国有企业,其受到的融资约束程度相对较低,从而与国有企业的投资效率差异也应该较小。

基于以上分析,我们提出以下假说:

假说2:对于高外部融资依赖度的行业,非国有企业和国有企业投资效率差距会随着货币政策紧缩而增大;随着货币政策的扩张而减小。

假说3:在外部融资依赖度较高的行业中,高现金持有会使得非国有上市公司与国有上市公司的投资效率差距缩小。

假说4:在外部融资依赖度较高的行业中,业绩较好的非国有上市公司与国有上市公司的投资效率差距相对更小。

### (三) 融资渠道、融资成本与投资效率之谜

我国上市公司的主要融资渠道包括银行信贷和股权融资等。Hennessy et al. (2007)提出了股权融资成本效应,即上市公司面临着凸的股权融资成本函数,并认为上市公司的融资成本受到股权融资规模的影响,随着股权融资额的上升,边际融资成本会增大,从而企业的投资效率会降低。然而Allen et al. (2008)指出,银行信贷在我国企业融资渠道中占据主导作用。基于此,我们认为货币政策冲击下的融资约束问题主要通过信贷渠道对非国有企业的投资效率产生影响,而股权融资渠道影响有限。同时借鉴Hennessy et al. (2007)的模型,在投资模型中引入信贷融资成本函数。我们认为如果融资约束假说成立,则意味着非国有企业面临的信贷融资成本函数凸度更大:非国有企业的信贷融资边际成本比国有企业更高,并且随着信贷融资存量的增加,非国有企业与国有企业信贷融资边际成本的差异呈现递增趋势,这是因为虽然银行可能对非国有企业发放贷款的成本较高、条件较为苛刻(李广子、刘力,2009;程六兵、刘峰,2013),但是当非国有企业已有的贷款存量还比较少时,企业仍然拥有可用来满足银行放贷条件的资源(如可抵押的优质资产等),从而使得其在此时获得贷款成本还相对较低,而随着贷款存量增加,一方面银行对非国有企业发放贷款的条件不断提高(风险不断增大),另一方面企业可用来抵押的资源减少,这就会不断提升非国有企业的边际融资成本。综上所述,得到以下假说:

假说5:非国有企业的信贷融资成本函数的凸度高于国有企业,从而随着贷款存量的增加,非国有企业和国有企业间的投资效率的差距将进一步加大。

## 三、实证模型和数据整理

### (一) 模型设定

参照以往对投资-投资机会敏感度研究的文献(Asker et al., 2011; Chen et al., 2011; 靳庆鲁等, 2012b),本文采用以下基本模型来分析非国有企业与国有企业的投资效率差异:

$$Invest_{it} = \beta_1 Q_{it-1} + \beta_3 Q_{it-1} * Private_{it-1} + \lambda Contrls_{it-1} + \beta_2 Private_{it-1} + \beta_0 + \sum \alpha_i + \sum \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i, t*分别代表公司和年份, $\alpha_i$ 和 $\gamma_t$ 分别表示个体和时间固定效应, $\beta$ 为估计参数,*Contrls*表示控制变量, $\varepsilon_{it}$ 为扰动项。*Invest*为企业投资,由于企业投资既包括购置新资产(资本支出),也包括购置已有资产(并购),因此,本文以企业的固定资产与在建工程净额的总和(PPE)的变动来反映总投资状况,并用总资产进行标准化。*Q*表示投资机会,主要采用Tobin *Q*作为投资机

会的度量。同时,考虑到企业的 Tobin Q 可能与所有权性质相关:国有企业往往集中于垄断行业,并且企业层面的 Q 也可能存在噪音,本文借鉴 Asker et al. (2011) 的方法,使用按规模加权的行业平均 Tobin Q 作为投资机会的另一种度量。Private 表示所有权性质虚拟变量。控制变量(Contrls)主要包括标准化的经营性现金流净额(CFO)、资产负债率(Lever)、销售规模(Size)、企业配股和增发净额与总资产比重(SEO)以及上市年限(Lnage)等。

在模型(1)的基础上进一步引入行业的外部融资依赖度及其与投资效率差异的交互项,得到实证模型(2),假说1要求外部融资依赖度、所有权性质以及投资机会三者的交互项系数 $\beta_3$ 显著为负。

$$Invest_{it} = \beta_1 Q_{it-1} + \beta_2 Q_{it-1} * Private_{it-1} + \beta_3 Q_{it-1} * Private_{it-1} * HFD_{j-1} + \beta_4 Q_{it-1} * HFD_{j-1} + \beta_5 HFD_{j-1} + \beta_6 Private_{it-1} + \lambda Contrls_{it-1} + \beta_0 + \sum x_i + \sum \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,下标 i, j, t 分别代表公司、行业和年份, HFD 为前文定义的反映行业外部融资依赖度高低的虚拟变量,其他变量含义与(1)相同。

为了验证假说2、3、4,首先将全部样本按照行业外部融资依赖度 HFD 的取值,分为高低融资依赖度两个子样本,然后根据不同假说的研究变量(Z)引入相应的交互项,从而得到模型(3):

$$Invest_{it} = \beta_1 Q_{it-1} + \beta_2 Q_{it-1} * Private_{it-1} + \beta_3 Q_{it-1} * Private_{it-1} * Z_{it-1} + \beta_4 Q_{it-1} * Z_{it-1} + \beta_5 Z_{it-1} + \beta_6 Private_{it-1} + \lambda Contrls_{it-1} + \beta_0 + \sum x_i + \sum \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,Z在不同的假说中含义不同,按照假说3、4、5的次序,Z分别表示货币政策度量、现金持有度量以及公司绩效度量指标,其他变量含义与(1)相同。

关于假说5,本文首先检验非国有企业在信贷市场上的融资成本函数是否比国有企业的凸度更大。由于边际融资成本难以直接度量,我们通过分析企业获取新增贷款的可能性的来间接反映其边际融资成本的大小。按照企业是否获得新增贷款定义0-1变量NewLoan,当企业贷款增加时,NewLoan=1,否则,NewLoan=0。由于企业贷款同时受到贷款供给和贷款需求的影响,因此,我们在回归中控制影响企业贷款需求的因素,并运用 Logistic 模型,分析非国有企业和国有企业的贷款存量对获取新增贷款可能性影响的差异。

$$NewLoan_{it} = \beta_1 Loan_{it-1} + \beta_2 Loan_{it-1} * Private_{it-1} + \beta_3 Private_{it-1} + \lambda X_{it-1} + \beta_0 + \sum x_i + \sum \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,Loan为企业贷款存量,X为控制变量,包括企业盈利能力、预期的投资机会、有形资产比例、规模、现金流和管理费用等。

接着,我们分析融资成本函数对于投资效率差异的影响。在模型(1)的基础上引入企业贷款及其与投资效率差异的交互项,得到模型(5)。假说5要求 $\beta_3$ 显著为负。

$$Invest_{it} = \beta_1 Q_{it-1} + \beta_2 Q_{it-1} * Private_{it-1} + \beta_3 Q_{it-1} * Private_{it-1} * Loan_{it-1} + \beta_4 Q_{it-1} * Loan_{it-1} + \beta_5 Loan_{it-1} + \beta_6 Private_{it-1} + \lambda Contrls_{it-1} + \beta_0 + \sum x_i + \sum \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

表1总结了主要变量名称及其解释。

## (二)数据整理与描述性统计

本文的研究样本为2004—2010年中国A股市场所有上市公司的年度数据,数据来源于CSMAR数据库,并剔除以下样本:(1)ST和PT的上市公司;(2)金融类的上市公司;(3)数据不全的公司;(4)IPO当年的样本。所有企业层面的连续变量均Winsorize到2%—98%的区间以消除极端值的影响。宏观数据主要来自于中国人民银行,其中名义加权利率由一年期贷款基准利率按时间加权计算得出,实际利率为名义加权利率扣除通货膨胀率所得。

表 1 变量说明

变量名称	变量定义
Invest	固定资产净额变动 + 在建工程净额变动,并用总资产标准化
Tobin Q	(股票总市值 + 债务账面价值)/总资产账面价值,非流通股用净资产计算
Indus Q	行业内按企业资产规模对企业 Tobin Q 加权
Private	公司实际控制人,如果是非国有企业取 1,国有企业则取 0
CFO	公司经营性现金流净额,并用总资产标准化
Lever	总负债/总资产
Size	公司营业总收入的自然对数
SEO	公司每年增发和配股收入净额,并用总资产标准化
LnAge	公司成立年限的自然对数
Loan	企业借款/总资产
NewLoan	Loan 是否增加,0-1 变量
ROE	企业的净资产回报率
Manaexp	公司管理费用/期初总资产
Tangibility	有形资产/总资产

CSMAR 数据库将实际控制人性质分为国有企业、民营企业、非企业单位和自然人四大类,本文将实际控制人为国有企业和非企业单位(除了自治组织之外)均定义为国有,其他定义为非国有。变量的描述性统计显示:国有企业投资率的均值显著高于非国有企业。同时,国有企业相对于非国有企业拥有较少的投资机会。就融资方式而言,国有企业股权融资显著低于非国有企业,而信贷融资则高于非国有企业,这可能是由于非国有企业在信贷市场上受到一定歧视,从而更加依赖于股权融资。此外,国有企业还拥有较高的现金流、杠杆率、上市年限以及规模。

#### 四、实证结果

##### (一)企业投资效率之谜

表 2 中模型 1—2 以 Tobin Q 来度量投资机会,检验了国有和非国有企业的投资效率差异。其中模型 1 没有加入其他控制变量,在 5% 显著性水平下,投资机会的系数显著为正,同时投资机会与所有权性质的交互项系数显著为负,说明国有企业投资对投资机会的反应为正,但非国有企业的投资-投资机会敏感度显著低于国有企业,即非国有企业的投资效率显著低于国有企业,并且这一差异超出非国有企业的 40% 以上。模型 2 进一步控制了企业其他特征,结果显示投资机会的系数略微减小,但非国有企业与国有企业投资效率的差距仍然显著为负。模型 3 用行业加权的 Q 来度量投资机会,在 5% 显著性水平下,投资机会及其与所有权性质的交互项系数同样显著为负,并且这一差异超过非国有企业的 50% 以上。进一步控制企业其他特征对结果影响不大(模型 4)。

由于本文的投资机会度量依赖于上市公司的股价信息,而一些学者认为资本市场往往存在股价长期偏离公司基本面的现象,即定价偏差,并且这一定价偏差也会影响到企业的投资决策(Morck et al., 1990; Baker et al., 2003; Campello & Graham, 2007)。为了消除投资机会中可能存在的定价偏差对实证结果的影响,本文借鉴 Campello & Graham(2007)的方法构建企业的基本面的 Q 值:将企业的 Tobin Q 对企业的销售收入增速、净利润率、资产回报率以及杠杆率等基本面信息和

年度以及行业虚拟变量进行回归得到 Tobin Q 的拟合值,作为企业投资机会的度量,记为 Fund Q,并且以 Tobin Q - Fund Q 度量定价偏差。模型 5 同时引入了 Fund Q 和定价偏差,结果表明定价偏差与所有权性质的交互项系数很小并且在 5% 显著性水平下并不显著。在控制了定价偏差的影响之后,Fund Q 与所有权性质的交互项系数仍然显著为负并有所增大,这说明了定价偏差无法解释非国有企业与国有企业投资效率的差异。

表 2 企业所有权性质与投资效率

因变量: Invest <sub>it</sub>	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
Tobin Q <sub>it-1</sub>	0.0243 *** (0.0030)	0.0198 *** (0.0030)			
Tobin Q <sub>it-1</sub> × Private <sub>it-1</sub>	-0.0074 ** (0.0035)	-0.0074 ** (0.0035)			
Indus Q <sub>it-1</sub>			0.0211 *** (0.0063)	0.0110 * (0.0064)	
Indus Q <sub>it-1</sub> × Private <sub>it-1</sub>			-0.0146 ** (0.0057)	-0.0138 ** (0.0058)	
Fund Q <sub>it-1</sub>					0.0914 *** (0.0088)
Fund Q <sub>it-1</sub> × Private <sub>it-1</sub>					-0.0141 *** (0.0050)
Tobin Q <sub>it-1</sub> - Fund Q <sub>it-1</sub>					0.0141 *** (0.0033)
(Tobin Q <sub>it-1</sub> - Fund Q <sub>it-1</sub> ) × Private <sub>it-1</sub>					0.0003 (0.0050)
控制变量	否	是	否	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是	是
调整的 R <sup>2</sup>	0.2221	0.2384	0.2225	0.2343	0.2484
观测数	6732	6732	7149	6660	6732

注:括号内为标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

## (二) 货币政策冲击下的融资约束假说

公式(3)的估计结果如表 3 所示,投资机会与所有权性质的交互项系数为负但并不显著,而外部融资依赖度与投资机会以及所有权性质的交互项系数在 10% 显著性水平下显著为负,这说明给定其他条件,在外部融资依赖度较高的行业中,非国有企业与国有企业投资效率的差距更大,而在外部融资依赖度相对较低的行业中,这一差异较小,这与假说 1 相一致。此外,投资机会与外部融资依赖度交互项的系数反映了融资约束对国有企业投资效率的影响,结果表明该系数为正,但并不显著,这说明国有企业并不存在融资约束问题。因此,主要是由于非国有企业受到融资约束,导致其投资效率低于国有企业,并且非国有企业的融资约束问题在外部融资依赖度越高的行业越明显。



表 3 企业投资效率与融资约束假说

因变量: Invest <sub>it</sub>	投资机会 = Tobin Q <sub>it-1</sub>	投资机会 = Indus Q <sub>it-1</sub>
投资机会	0.0200*** (0.0034)	0.0064 (0.0069)
投资机会 × Private <sub>it-1</sub>	-0.0051 (0.0038)	-0.0105* (0.0060)
投资机会 × HFD <sub>it-1</sub>	0.0010 (0.0038)	0.0088 (0.0061)
投资机会 × Private <sub>it-1</sub> × HFD <sub>it-1</sub>	-0.0059* (0.0032)	-0.0093** (0.0039)
控制变量	是	是
时间/个体固定效应	是	是
调整的 R <sup>2</sup>	0.2417	0.2363
观测数	6595	6605

注：括号内为标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

进一步根据行业外部融资依赖度将样本划分为高融资依赖和低融资依赖于样本,并按照公式(4)考察货币政策对投资效率差异的影响,表 4 给出了基于利率和信贷增速度量的货币政策对投资效率差异的影响,同时我们在稳健性检验中给出了以 M1 和 M2 增速变动度量的货币政策的作用效果,结果基本一致。表 4 的结果显示,当利率和信贷增长率均不发生变动的情况下( $\Delta RL = 0, \Delta Credit = 0$ ),即不存在外部货币冲击时,高融资依赖度的行业内非国有与国有企业投资效率的差距较低融资依赖的行业更大,这与表 3 的结果一致。进一步,在高融资依赖度的行业中,货币政策紧缩时,即利率上升或信贷增速下降,非国有企业与国有企业投资效率的差距进一步增大(投资机会、所有权性质以及货币政策代理变量交互项系数在 10% 显著性水平下显著),而货币政策宽松时,这一差异缩小。这一结论支持了假说 2,表明货币政策冲击会影响企业面临的融资约束。

表 4 融资约束假说与货币政策冲击的影响

因变量: Invest <sub>it</sub>	投资机会 = Tobin Q <sub>it-1</sub>				投资机会 = Indus Q <sub>it-1</sub>			
	高 EFD	低 EFD	高 EFD	低 EFD	高 EFD	低 EFD	高 EFD	低 EFD
投资机会	0.0365*** (0.0079)	0.0261*** (0.0047)	0.0233*** (0.0074)	0.0250*** (0.0058)	0.0121 (0.0192)	0.0075 (0.0118)	0.0235 (0.0191)	0.0028 (0.0129)
投资机会 × Private <sub>it-1</sub>	-0.0255*** (0.0090)	-0.0172** (0.0062)	-0.0132* (0.0080)	-0.0078 (0.0067)	-0.0440*** (0.0155)	-0.0235** (0.0116)	-0.0153 (0.0125)	-0.0048 (0.0106)
投资机会 × $\Delta RL_{t-1}$	0.0054*** (0.0016)	0.0017 (0.0013)			0.0009 (0.0047)	0.0027 (0.0024)		
投资机会 × Private <sub>it-1</sub> × $\Delta RL_{t-1}$	-0.0027*** (0.0010)	-0.0010 (0.0010)			-0.0032** (0.0012)	-0.0014 (0.0012)		
投资机会 × $\Delta Credit_{t-1}$			-0.0539 (0.0731)	0.0166 (0.0392)			-0.3534** (0.1785)	0.0322 (0.0779)
投资机会 × Private <sub>it-1</sub> × $\Delta Credit_{t-1}$			0.0764* (0.0425)	-0.0200 (0.0297)			0.0800* (0.0487)	-0.0509 (0.0366)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调整的 R <sup>2</sup>	0.3760	0.1816	0.3959	0.1914	0.3684	0.1751	0.3917	0.1827
观测数	2020	3331	1853	3123	2022	3338	1855	3130

注：括号内为标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

为了检验假说 3 和假说 4,本文用上市公司持有的现金及等价物、交易性金融资产及短期投资净额之和来度量其现金持有水平,并用期初总资产进行标准化。在此基础上,根据单个企业现金持有水平与总样本现金持有水平的中位数相对大小定义虚拟变量 Hcash,现金持有水平高于样本中

位数的 Hcash 取 1, 否则为 0。关于公司业绩的度量, 主要采用资产回报率 (ROE), 与现金持有一样, 根据样本中位数定义高资产回报率的虚拟变量 HROE。实证结果如表 5 所示。

表 5 现金持有、盈利能力与投资效率

因变量: Invest <sub>it</sub>	投资机会 = Tobin Q <sub>it-1</sub>				投资机会 = Indus Q <sub>it-1</sub>			
	高 EFD	低 EFD	高 EFD	低 EFD	高 EFD	低 EFD	高 EFD	低 EFD
投资机会	0.0263 *** (0.0081)	0.0218 *** (0.0057)	0.0229 *** (0.0081)	0.0238 *** (0.0061)	0.0047 (0.0168)	-0.0098 (0.0110)	0.0060 (0.0171)	-0.0030 (0.0107)
投资机会 × Private <sub>it-1</sub>	-0.0176 ** (0.0080)	-0.0127 ** (0.0064)	-0.0202 ** (0.0085)	-0.0149 ** (0.0067)	-0.0255 ** (0.0118)	-0.0139 (0.0096)	-0.0263 ** (0.0123)	-0.0167 * (0.0098)
投资机会 × HCash <sub>it-1</sub>	-0.0054 (0.0081)	-0.0009 (0.0055)			-0.0020 (0.0120)	0.0160 * (0.0085)		
投资机会 × Private <sub>it-1</sub> × HCash <sub>it-1</sub>	0.0135 ** (0.0066)	-0.0001 (0.0054)			0.0155 ** (0.0074)	-0.0033 (0.0067)		
投资机会 × HROE <sub>it-1</sub>			-0.0231 (0.0082)	-0.0069 (0.0359)			-0.0121 (0.0120)	0.0002 (0.0088)
投资机会 × Private <sub>it-1</sub> × HROE <sub>it-1</sub>			0.0131 * (0.0070)	0.0025 (0.0059)			0.0147 * (0.0081)	0.0020 (0.0072)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调整的 R <sup>2</sup>	0.3741	0.1847	0.3959	0.1870	0.3684	0.1798	0.3700	0.1821
观测数	2020	3331	1853	3331	2022	3338	2022	3338

注: 括号内为标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

表 5 的第 1、2 列和 5、6 列给出了现金持有对投资效率差异的作用结果。可以看出, 在 5% 显著性水平下, 在高外部融资依赖度的行业中, 投资机会与所有权性质虚拟变量的交互项系数显著为负, 同时投资机会、所有权性质与高现金持有的交互项系数显著为正, 这说明非国有企业的投资效率显著低于国有企业, 但是高现金持有会显著缩小这一差异。然而这一现象在低外部融资依赖的行业中并不存在, 现金持有水平对投资效率的差异影响在低外部融资依赖的行业中并不显著, 这验证了假说 3。此外, 投资机会与高现金持有的交互项系数不显著, 这反映了现金持有对国有企业投资效率的影响不大, 因此, 高现金持有对于投资效率差异的缩小主要是来自非国有企业投资效率的提高, 进一步支持了假说 3。

表 5 的 3、4 列和 7、8 列给出了企业盈利能力对投资效率影响的估计结果。可以发现, 在高外部融资依赖的行业中, 投资机会、所有权性质与高 ROE 的交互项系数在 10% 的显著性水平下显著为正<sup>①</sup>, 说明相对于业绩较差的企业, 业绩较好的非国有企业与国有企业的投资效率差异显著较小, 但同时投资机会与高 ROE 的交互项系数并不显著, 说明业绩提升对于国有企业投资效率影响不大, 因此, 投资效率差异的减小主要来自于非国有企业投资效率的增加, 这与假说 4 一致。

### (三) 融资渠道、融资成本与投资效率之谜

表 6 给出了模型 (4) 的回归结果, 模型 1 显示贷款存量的系数在 1% 显著性水平显著为正, 而贷款存量和所有权性质交互项的系数却显著为负, 并且交互项的系数规模高于贷款存量的系数规

① 本文同样根据样本的前后 30% 定义 HROE, 结果表明投资机会、所有权性质与 HROE 的交互项系数进一步增大, 并且在 5% 的显著性水平下显著。

模,这表明随着贷款存量的增大,非国有企业获得新增贷款的概率会减小。然而,国有企业获得新增贷款概率却随着贷款存量的增大而增加。同时,由于新增贷款还会受到企业的投资需求、盈利能力等需求方面因素的影响,模型2进一步控制了企业内部现金流(CFO)、盈利能力(ROA)、管理费用(Manaexp)、规模(Size),当期和预期的投资机会(Tobin Q)以及有形资产比重(Tangibility)等因素。结果显示,在控制了贷款需求方面的因素后,贷款存量与所有权性质交互项系数仍然显著为负并且系数规模有所增加,这反映了非国有企业在信贷市场上面临融资约束,导致其边际融资成本随着贷款存量的增加快速递增,但国有企业并没有这一问题。从而随着贷款存量的增加,非国有企业与国有企业信贷融资边际成本差异呈现增大趋势,即非国有企业面临凸度更大的信贷融资成本函数。

表6 贷款存量与边际融资成本差异:Logistic 回归

因变量:NewLoan	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
$Loans_{it-1}$	0.8758 *** (0.2162)	0.8795 *** (0.2356)	1.1986 *** (0.2271)	0.8423 *** (0.2413)	1.1463 *** (0.2321)
$Loans_{it-1} \times Private_{it-1}$	-1.2860 *** (0.3870)	-1.6161 *** (0.3961)	-1.6840 *** (0.3956)	-1.9077 *** (0.4181)	-1.9150 *** (0.4161)
$Private_{it-1}$	0.0287 (0.0566)	0.0730 (0.0597)	0.0444 (0.0574)	0.0682 (0.0622)	0.0523 (0.0599)
企业/行业/货币政策控制变量	否/否/否	是/否/否	是/是/否	是/否/是	是/是/是
时间/行业固定效应	是/是	是/是	是/否	否/是	否/否
观测数	6770	6725	6589	6285	6139

注:括号内为标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%和1%显著性水平下显著。

模型3控制了行业的投资机会和行业外部融资依赖度,而模型4控制了货币政策变量,模型5则同时控制了行业和宏观层面因素。可以发现,在控制了行业及宏观相关变量后,实证结果基本保持不变。贷款存量对于非国有企业新增贷款概率的影响为负,而对国有企业却为正。这都表明非国有企业的信贷融资成本函数凸度更强。

接下来考察融资成本函数不同对企业投资效率差异的影响,即模型(5)。表7中第1、3列给出了仅考虑股权融资成本效应的估计结果。可以看出,投资机会、所有权性质和SEO的交互项系数在以Tobin Q为投资机会度量下并不显著,而在Indus Q的情况下仅在10%显著性水平下显著为负,并且投资机会与SEO的交互项也不显著,这说明股权融资成本效应并不强。第2、4列同时考虑了股权和信贷市场融资行为。可以看出,在控制了股权融资成本效应的情况下,随着企业的贷款占总资产比例的增大,非国有企业与国有企业投资效率的差异也随之增大(投资机会、所有权性质与企业贷款的交互项系数均在1%显著性水平下显著为负)。这说明非国有企业的投资效率低于国有企业主要是由于非国有企业和国有企业在信贷市场上的边际融资成本差异造成,而股权融资成本效应较弱。基于以上分析,假说5基本得到验证。

## 五、稳健性检验

### (一)投资效率与资本市场表现

为了检验本文结论的可靠性,本文接着采用资本市场投资者对于企业投资的反应来分析企业投资效率差异。首先,借鉴Daniel et al. (1997)的方法定义股票的风险调整收益率(Risk-adjusted Return)。<sup>①</sup>

<sup>①</sup> 根据Daniel et al. (1997),对于第t年的每一个月,将所有上市公司股票的回报数据按照第t年四月底的市值规模、t-1年市账比以及过去12个月的冲量划分4x4x4个组合,然后将个股的回报率扣除其所在组合的加权回报,作为风险调整的回报。

表 7 融资类型、融资成本与投资效率

投资机会度量:	Tobin $Q_{it-1}$	Tobin $Q_{it-1}$	Indus $Q_{it-1}$	Indus $Q_{it-1}$
投资机会	0.0207*** (0.0030)	0.0159*** (0.0036)	0.0108* (0.0064)	0.0102 (0.0073)
投资机会 $\times$ Private $_{it-1}$	-0.0068* (0.0035)	-0.0012 (0.0041)	-0.0123** (0.0058)	-0.0021 (0.0067)
投资机会 $\times$ SEO $_{it-1}$	-0.0266 (0.0225)	-0.0259 (0.0225)	-0.0225 (0.0361)	-0.0218 (0.0361)
投资机会 $\times$ Private $_{it-1} \times$ SEO $_{it-1}$	-0.0098 (0.0155)	-0.0110 (0.0155)	-0.0297* (0.0166)	-0.0325* (0.0166)
投资机会 $\times$ Loans $_{it-1}$		0.0366** (0.0149)		0.0031 (0.0207)
投资机会 $\times$ Private $_{it-1} \times$ Loans $_{it-1}$		-0.0427*** (0.0161)		-0.0603*** (0.0194)
控制变量	是	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是
调整的 R2	0.2386	0.2395	0.2339	0.2350
观测数	6732	6732	6660	6660

注:括号内为标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

表 8 企业投资的市场反应:Fama-Macbeth 方法

因变量: Risk-adjusted Return	模型 1	模型 2	模型 3
AbInvest $_{it-1}$	-0.1052 (-0.3543)	0.1119 (0.3588)	0.0479 (0.1497)
AbInvest $_{it-1} \times$ Private $_{it-1}$		-1.0964* (-1.7239)	-1.1216* (-1.7705)
Private $_{it-1}$		-0.0217 (-0.1721)	0.0032 (0.0261)
控制变量	是	否	是
观测数	71400	71400	71400

注:括号内为 t 统计量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

投资变量,结果显示更换投资的度量并不影响本文的结论。

此外,我们还引入企业的管理费用、两权分离度、第一大股东与第二股东持股数的相对大小等因素来反映企业内部的代理问题。实证结果表明,在控制了企业内部代理问题之后,非国有企业投资效率仍然低于国有企业。

## 六、结 论

本文提出了企业投资效率之谜:非国有企业与国有企业投资效率的相对大小出现反转,以往文献指出的国有企业投资效率低下的现象逐渐消失,非国有企业投资效率逐渐低于国有企业。实证结果显示在高外部融资依赖的行业中,非国有企业更容易受到融资约束的影响,从而与国有企业投

然后,根据 Polk & Sapientza (2009) 定义企业异常投资的方法,本文将企业的投资率进行行业中位数的调整,得到 AbInvest。进而采用 Fama-Macbeth 方法(Fama & Macbeth, 1983)分析 AbInvest 对风险调整回报的影响。此外,回归中还控制了企业的投资机会与现金流。结果表明(表 8),非国有上市公司投资的市场异常回报显著低于国有上市公司,这进一步反映出非国有企业的投资效率低于国有企业。

(二) 货币政策的其他度量

前文的货币政策度量主要基于实际贷款利率和信贷增长率,这里进一步采用 M1 增速的变动( $\Delta M1_{gr}$ )和 M2 增速的变动( $\Delta M2_{gr}$ )作为货币政策的另外两种度量,分析发现,不同货币政策度量的结果基本一致(表 9)。

(三) 其他稳健性检验<sup>①</sup>

为了进一步检验结果的稳健性,本文采用购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金等代表投

① 因篇幅限制,其他稳健性检验结果请参考前述工作论文。

表 9

其他货币政策度量

因变量: Invest <sub>it</sub>	投资机会 = Tobin Q <sub>it-1</sub>				投资机会 = Indus Q <sub>it-1</sub>			
	高 EFD	低 EFD	高 EFD	低 EFD	高 EFD	低 EFD	高 EFD	低 EFD
投资机会	0.0318 *** (0.0075)	0.0246 *** (0.0058)	0.0266 *** (0.0074)	0.0222 *** (0.0058)	0.0254 (0.0191)	-0.0031 (0.0125)	0.0171 (0.0187)	-0.0098 (0.0126)
投资机会 × Private <sub>it-1</sub>	-0.0193 ** (0.0084)	-0.0128 * (0.0069)	-0.0165 ** (0.0080)	-0.0097 (0.0066)	-0.0296 ** (0.0137)	-0.0107 (0.0111)	-0.0230 * (0.0125)	-0.0060 (0.0103)
投资机会 × ΔM1gr <sub>it-1</sub>	-0.1189 ** (0.0464)	-0.0229 (0.0253)			-0.2628 ** (0.1132)	0.0164 (0.0479)		
投资机会 × Private <sub>it-1</sub> × ΔM1gr <sub>it-1</sub>	0.0627 ** (0.0307)	0.0016 (0.0194)			0.0667 * (0.0373)	-0.0148 (0.0241)		
投资机会 × ΔM2gr <sub>it-1</sub>			-0.1243 (0.1178)	-0.0169 (0.0616)			-0.5006 (0.2996)	0.1451 (0.1204)
投资机会 × Private <sub>it-1</sub> × ΔM2gr <sub>it-1</sub>			0.1164 * (0.0693)	-0.0319 (0.0466)			0.1328 * (0.0786)	-0.0901 (0.0570)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间/个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调整的 R <sup>2</sup>	0.3728	0.1816	0.3707	0.1816	0.3678	0.1749	0.3669	0.1827
观测数	2020	3331	2020	3331	2022	3338	2022	3130

注:括号内为标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著。

资效率的差距也更大。并且,这一差异还受货币政策冲击的影响,随着货币政策紧缩而增大,货币政策宽松而缩小,但同时,高现金持有水平和高 ROE 的非国有企业能够更好地应对货币冲击带来的融资约束问题,从而会缩小其与国有企业之间投资效率的差距。从融资渠道来看,非国有企业在信贷市场上面临凸度更大的融资成本函数,并且边际融资成本的差异造成了其投资效率的差异,而股权融资对非国有企业与国有企业投资效率的差异影响不大。

本文的研究结果表明,国有企业和非国有企业投资效率的相对大小由两种效应共同作用决定:一方面政策负担等会使得国有企业投资效率较低,而另一方面,政府通过信贷扶持对于国有企业的补贴挤出了非国有企业的信贷资源,使其受到融资约束,增加了资本调整成本,从而导致非国有企业投资效率的下降。而非国有企业与国有企业投资效率的差异之所以会反转,主要是由于政府近几年频繁的货币政策调控强化了非国有企业面临的融资约束问题,从而使得融资约束问题对投资效率的影响占据了主导作用。文章的结果同时也支持了国有企业的双重效率损失假说(刘瑞明、石磊,2010),政府会通过干预资本市场来支持国有企业的低效运营,但资本市场的扭曲会损害非国有企业的效率。如果政府能够减少干预,让资本市场发挥正常的资源配置的作用,则会提升经济的整体效率。

## 参考文献

- 程六兵、刘峰,2013:《银行监管与信贷歧视》,《会计研究》第1期。
- 方军雄,2007:《所有制、市场化进程与资本配置效率》,《管理世界》第11期。
- 蒋益民、陈璋,2009:《SVAR 模型框架下货币政策区域效应的实证研究:1978—2006》,《金融研究》第4期。
- 靳庆鲁、肖土盛、陈信元,2012a:《产品市场竞争、公司投资与增长/清算期权价值》,CFRN 工作论文,CFRN: <http://www.cfrn.com.cn/getPaper.do?id=3532>。
- 靳庆鲁、孔祥、侯青川,2012b:《货币政策,投资效率与民营企业期权价值》,《经济研究》第5期。

- 李广子、刘力, 2009:《债务融资成本与民营信贷歧视》,《金融研究》第12期。
- 林毅夫、李志赞, 2004:《政策性负担、道德风险与预算软约束》,《经济研究》第2期。
- 刘瑞明、石磊, 2010:《国有企业的双重效率损失与经济增长》,《经济研究》第1期。
- 陆正飞、祝继高、樊铮, 2009:《银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失》,《金融研究》第8期。
- 饶品贵、姜国华, 2013:《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》,《经济研究》第1期。
- 徐涛, 2007:《中国货币政策的行业效应分析》,《世界经济》第2期。
- 杨华军、胡奕明, 2007:《制度环境与自由现金流的过度投资》,《管理世界》第9期。
- 叶康涛、祝继高, 2009:《银根紧缩与信贷资源配置》,《管理世界》第1期。
- 俞红海、徐龙炳、陈百助, 2010:《终极控股股东控制权与自由现金流过度投资》,《经济研究》第8期。
- 曾海舰、苏冬蔚, 2010:《信贷政策与公司资本结构》,《世界经济》第8期。
- Allen, F., J. Qian, and M. Qian, 2007, "China's Financial System: Past, Present, and Future", China's Great Economic Transformation, Cambridge University Press.
- Asker, J., J. Farre-Mensa, and A. Ljungqvist, 2011, "Comparing the Investment Behavior of Public and Private Firms", NBER Working Paper, No. 17394.
- Bai, Chong-En., Chang-Tai Hsieh, and Yingyi. Qian, 2006, "The Return to Capital in China", *Brookings Papers on Economic Activity*, 37(2), 61—102.
- Bailey, W., W. Huang, and Z. Yang, 2011, "Bank Loans with Chinese Characteristics: Some Evidence on Inside Debt in a State-Controlled Banking System", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(6), 1795—1830.
- Baker, M., C. Stein, and J. Wurgler, 2003, "When Does the Market Matter? Stock Prices and the Investment of Equity-dependent Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 969—1005.
- Bernanke, B., and A. Blinder, 1992, "The Federal Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, 82(4), 901—921.
- Bertrand, M., and S. Mullainathan, 2003, "Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences", *Journal of Political Economy*, 111(5), 1043—1075.
- Brandt, L., and H. Li, 2003, "Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives?", *Journal of Comparative Economics*, 31(3), 387—413.
- Brandt, L., and X. Zhu, 2000, "Redistribution in a Decentralized Economy: Growth and Inflation in Reform China", *Journal of Political Economy*, 108(2), 422—439.
- Campello, M., and J. Graham, 2007, "Do Stock Prices Influence Corporate Decisions? Evidence from the Technology Bubble", NBER Working Paper, No. 13640.
- Chari, A., and B. Henry, 2006, "Firm-specific Information and the Efficiency of Investment", NBER Working Paper, No. 12186.
- Chen, S., Z. Sun, S. Tang, and D. Wu, 2011, "Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China", *Journal of Corporate Finance*, 17(2), 259—271.
- Cleary, S., P. Povel, and M. Raith, 2007, "The U-Shaped Investment Curve: Theory and Evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(1), 1—39.
- Cover, J., 1992, "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1261—1282.
- Daniel, K., M. Grinblatt, S. Titman, and R. Wermers, 1997, "Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks", *Journal of Finance*, 52(3), 1—33.
- Dollar, D., and S. J. Wei, 2007, "Das (Wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China", NBER Working Paper, No. 13103.
- Fama, E., and J. MacBeth, 1973, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 81(3), 607—636.
- Fazzari, S., G. Hubbard, and B. Petersen, 1988, "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 19(1), 141—195.
- Gaiotti, E., and A. Secchi, 2006, "Is there a Cost Channel of Monetary Policy Transmission? An Investigation into the Pricing Behavior of 2,000 Firms", *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(8), 2013—2037.
- Hadlock, C., and J. Pierce, 2010, "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, 23(5), 1909—1940.

- Hennessy, C., A. Levy, and T. Whited, 2007, "Testing Q Theory with Financing Frictions", *Journal of Financial Economics*, 83(3), 691—717.
- Hu, C., 1999, "Leverage, Monetary Policy and Firm Investment", *FRBSF Economic Review*, 2, 32—39.
- Jensen, M., and H. Meckling, 1976, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305—360.
- Kaplan, S., and L. Zingales, 1997, "Do Financial Constraints Explain Why Investment is Correlated with Cash Flow?", *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169—216.
- Kashyap, A., J. Stein, and D. Wilcox, 1993, "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance", *American Economic Review*, 83(1), 78—98.
- Lin, J., and G. Tan, 1999, "Policy Burdens, Accountability and Soft Budget Constraint", *American Economic Review*, 89(2), 426—431.
- MacCallum, B., 2000, "Alternative Monetary Policy Rules: A Comparison with Historical Settings for the United States, the United Kingdom, and Japan", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 86(1), 49—79.
- Morek, R., A. Shleifer, R. Vishny, M. Shapiro, and J. Poterba, 1990, "The Stock Market and Investment: Is the Market a Sideshow?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 21(2), 157—215.
- Mortal, S., and N. Reisel, 2013, "Capital Allocation by Public and Private Firms", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(1), 77—103.
- Polk, C., and P. Sapienza, 2009, "The Stock Market and Corporate Investment: A Test of Catering Theory", *Review of Financial Studies*, 22(1), 187—217.
- Rajan, R., and L. Zingales, 1998, "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, 88(3), 559—586.
- Romer, C., and D. Romer, 1989, "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", NBER Working Paper, No. 2966.
- Whited, T., and G. Wu, 2006, "Financial Constraints Risk", *Review of Financial Studies*, 19(2), 531—559.
- Wurgler, J., 2000, "Financial Markets and the Allocation of Capital", *Journal of Financial Economics*, 58(1), 187—214.

## Investment Efficiency Puzzle: Financial Constraint Hypothesis and Monetary Policy Shock

Yu Kun, Li Zhiguo, Zhang Xiaorong and Xu Jiangang  
(School of Management, Fudan University)

**Abstract:** Based on samples in comparatively earlier periods, existing literature indicates a low efficiency with investment of state-owned enterprises (SOE), which has been characterized as a typical fact given the long-term phenomenon of overinvestment in China. However, using the same measurement as before, this paper finds a puzzle that the investment efficiency of non-SOEs is significantly lower than SOEs in recent years. As an explanation, we propose the financial constraint hypothesis and show that the gap between investment efficiency of non-SOEs and SOEs is larger in industries with higher external financial dependence. Further, this gap becomes even larger when the monetary policy is tight and smaller when it is expansionary. The results demonstrate that the monetary policy shocks in recent years deteriorate the financial constraint problems facing non-SOEs. The SOEs get subsidy through financial system, crowding out the credit resources of non-SOEs, which lead to a sharp decline in investment efficiency of non-SOEs.

**Key Words:** Investment Efficiency; Ownership; Financial Constraint; Monetary Policy Shock

**JEL Classification:** G31, E52, L33, O16

(责任编辑:王利娜)(校对:梅子)