

# 转型经济改革与企业投资的资本成本敏感性\*

——基于中国国有工业企业的微观证据

□徐明东 田素华

**摘要:**企业投资的资本成本敏感性是价格型货币政策工具有效性的重要微观基础。本文使用1999~2007年中国全部国有及规模以上工业企业数据库,采用GMM动态面板方法检验了不同转型经济改革方式对国有企业投资的资本成本敏感性的差异化影响。研究结果表明,在政府仍然对国有企业有较强干预和保护的背景下,单纯的市场化改革对国有企业的投资冲动及其软预算约束的影响比较有限,对其投资的资本成本敏感性影响并不明显,相比之下,产权改革的影响更为明显,显著提高了其投资的资本成本敏感性。而且,产权改制后是否国有控股对企业投资行为有重要影响,仅改制为非国有控股后企业投资的资本成本敏感性才得到显著提高。本文的研究为央行的货币政策调控和国有企业的深化改革提供了经验证据的支持。

**关键词:**市场化改革 产权改革 企业投资 资本成本敏感性

## 一、引言

企业投资对解释中国经济的长期增长和短期波动都至关重要(Conway et al., 2010)<sup>①</sup>。企业投资支出对资本成本的敏感性是识别货币政策的利率传导渠道是否畅通以及IS曲线斜率的重要参数(Chirinko et al., 1999)。长期以来,受多种因素制约,微观经济主体尤其是企业投资对利率变动不敏感,利率调控作为价格型货币政策工具之一,其调控中国企业投资行为的有效性却一直存在争议,这被视为货币政策传导的利率渠道不畅通和价格型货币政策效果有限的重要依据(Maino and Laurens, 2007)。其中,国有产权和金融抑制(尤其利率管制)被认为是影响企业投资低效及投资对资本成本不敏感的重要制度因素(Liu and Siu, 2011)。

中国的转型经济改革以市场化和产权改革为基本特征。自20世纪80年代中期以来,随着中国国有企业、金融业以及宏观调控体系的转型经济改革,企业和银行经营的激励约束机制正发生着改变,中国货币政策调控的微观基础和市场环境发生了很大的变化。一方面,国有企业的产权改革,经营绩效有所改善,私营企业和外资企业的份额和作用显著增强,银行业的利润最大化目标逐渐增强,资产负债表和盈利状况大幅度改善,其他金融部门也获得了高速发展;另一方面,金融市场的快速发展和利率市场化改革的推进,使得央行通过公开市场操作影响市场基准利率(同业拆借利率)的能力在上升,利率等价格型货币政策工具的作用条件逐渐改善(周小川, 2011; Cassola and Porter, 2011)。企业投资受内部公司治理和外部经营环境的影响,对此,本文感兴趣的问题是,转型经济改革是否显著弱化了国有企业的软预算约束、增强了其投资的资本成本敏感性?不同的改革方式(如市场化和产权改革)是否对企业投资的资本成本敏感性存在差异化影响?

关于转型经济改革的影响,已有文献主要探讨了对企业绩效的影响,而鲜有文献探讨对企业投资的资本成本敏感性的影响。已有研究表明,市场化进程增强了国有企业经理薪酬

\*本文受到国家自然科学基金青年基金(No.70903013)和复旦大学经济学院数据库项目的资助。文责自负。

之于企业业绩的敏感性(辛清泉、谭伟强,2009),国有企业与非国有企业资本配置效率的差异逐渐缩小(方军雄,2007);国有企业产权改革对企业就业的影响较小,但增加了销售收入和更高的劳动生产率,而且绩效的改善与改制模式有关,民营企业控股模式改制效果最好,经营者控股其次,职工持股会控股再次,国有控股较差(刘小玄、刘芍佳,2005;易纲、林明,2003;Bai et al.,2009);改制企业绩效改善的渠道,主要是通过降低成本(节流)而不是扩大市场(开源)来实现效益提高的,即改制后企业利润的提高主要来自管理费用率和财务费用率的降低,而产品销售利润率和其他业务利润率提高幅度较小(Bai et al.,2009)。国内研究企业投资的利率敏感性的文献主要集中在宏观数据和VAR族模型的研究,而基于企业数据层面的研究很少<sup>②</sup>。然而,由于时间窗口和模型设定等的差异,宏观数据层面的研究结论并不统一。其中一些研究认为,利率对真实经济的影响微弱,利率传导渠道并不畅通,IS曲线斜率陡峭(Koivu,2009;Maino and Laurens,2007;Mehrotra,2007);另一些研究认为,货币政策的利率渠道对实体经济的影响是有效的,相比之下信用渠道占主导地位(蒋瑛琨等,2005;周英章、蒋振声,2002;Conway et al.,2010)<sup>③</sup>。基于企业数据层面的研究,徐明东、陈学彬(2012)对中国各类型企业投资的资本成本弹性的估计结果表明,中国工业企业投资的资本成本敏感性显著为负,但相比净现金流系数,企业投资受资本成本的影响较小,私营和外资企业的投资对资本成本较为敏感,而国有和集体企业的投资对资本成本不敏感。

本文基于1999~2007年中国全部国有及规模以上工业企业数据库,采用GMM动态面板方法检验了不同转型经济改革方式对企业投资资本成本敏感性的差异化影响。本文的研究贡献如下:第一,采用投资的欧拉方程框架检验了制度对中国企业投资行为的影响,从微观角度分析了中国的投资效率问题,丰富了企业动态投资行为和国有企业民营化改制效果的研究文献。第二,首次从市场化改革的动态效应视角,实证检验了市场化改革和产权改革(国有控股和非国有控股)等不同改革方式对企业投资的资本成本敏感性影响的作用机制及其效果。

本文的研究结果表明,在政府仍然对国有企业有较强干预和保护的背景下,单纯的市场化改革对国有企业的投资冲动及其软预算约束的影响比较

有限,对其投资的资本成本敏感性影响并不明显,相比之下,产权改革的影响更为明显,显著提高了其投资的资本成本敏感性。而且,产权改制后是否国有控股对企业投资行为有重要影响,仅改制为非国有控股后企业投资的资本成本敏感性才得到显著提高。本文的研究为央行的货币政策调控和国有企业的深化改革提供了经验证据的支持。

本文结构安排如下:第二部分为制度背景与研究假设,第三部分为计量模型设定与数据描述,第四部分为实证结果分析,最后为主要结论。

## 二、制度背景与研究假设

企业投资决策是在给定信息和资源约束下,为获得未来补偿而牺牲现有资源进行的对投资目标和成本的一个综合权衡过程(王曦,2005)。根据新古典企业投资理论,资本成本的高低将直接影响利润,若企业以利润最大化为目标,最优化投资决策的结果是资本成本等于资本边际产品,资本成本是企业投资决策的重要影响变量之一(Chatelain et al.,2001)。基于欧美等国微观企业层面的实证研究也显示,资本成本是影响企业投资的重要变量,企业投资的资本成本长期弹性为-0.2到-1之间(Chatelain et al.,2003;Gilchrist and Zakrajsek,2007)。

长期以来,受多种因素制约,我国货币政策传导机制不够顺畅,微观经济主体行为尤其企业投资对货币政策工具利率变动的敏感性不强(周小川,2011)。其中,国有产权和金融抑制(尤其利率管制)被认为是影响投资对资本成本不敏感的重要制度因素(Liu and Siu,2011)。国有企业的问题主要包括源于政治干预对企业目标的扭曲和管理层激励约束机制的缺失两个方面(Chen et al.,2006),上述缺陷自然可能使得国有企业在投资决策过程中更容易偏离经营绩效最大化的目标,导致具有投资扩张冲动。一方面,国有企业的经营受到了政府部门的干预,具有非市场化功能、承担了更多的政策性负担,具有追求利润效益和投资规模等的多重目标特征(李敏波、王一鸣,2008);另一方面,由于所有者缺位,国有企业管理者更关注自身利益相关的政治的和经济的控制权回报(姚洋、章奇,2001),而在消费、人员调动等行政权力、行政级别等控制权回报与企业规模直接相关,国有企业管理者也有规模最大化的动机,且更多地表现为事前投资最大化和事后费用最大化目标(刘小玄,2003;易纲、林明,2003)。

总结起来,当企业具有规模最大化动机时,其投资决策往往容易偏离利润最大化目标,而直接影响利润的资金成本也就不是投资决策的重要影响因素,企业投资对资本成本的敏感性是比较低的。此外,投资冲动需求的实现需要融资层面的支持,而国有企业普遍存在的软预算约束弱化了财务杠杆和资金可获得性的约束,管制利率的长期低估也形成了对国有企业具有补贴性质的低融资成本(Geng and N'Diaye, 2012)<sup>④</sup>。融资数量约束的放松和融资成本的补贴割裂了企业投资与融资间的联系,进一步加剧了企业的投资扩张冲动、弱化了企业投资对低估的资本成本的敏感性(徐明东、陈学彬, 2012)。

20世纪80年代以来,中国的转型经济改革以市场化和产权改制为基本特征(刘小玄, 2003)。国有企业的改革作为转型经济改革的重要一环,其改革也基本沿着市场化和产权改革两条路径展开。理论上,市场化改革与产权改革对国有企业投资的资本成本敏感性的影响主要取决于是否弱化了企业的投资扩张冲动、强化了利润最大化的经营目标,是否弱化了企业的软预算约束,以及资本成本的扭曲和低估是否得到纠正。

自20世纪80年代以来的企业市场化改革,主要包括国有企业本身的“放权让利”和“经营机制的完善”,以及外部环境的价格与竞争机制改革、投融资体制的改革等方面。伴随着市场化程度的提高,非国有企业份额逐渐增加,市场机制在资源分配中的作用得到提高,国有企业的经营绩效也有了较大幅度的改善<sup>⑤</sup>(Bai et al., 2009)。理论上,市场化改革与产权改革一样都具有诱导国有企业的运营偏向利润目标以及弱化其预算软约束的作用,然而,在中国的经济转型时期,当政府控制土地、能源、矿产、资本等各种资源的力量依然十分强大的情形下,单纯的市场力量到底能够在多大程度上重塑国有企业的治理结构,纠正其经营目标的扭曲、强化管理层的激励约束机制、弱化其软预算约束,依然存在疑义。

首先,国有企业经营绩效的改善很大程度上是源于垄断以及各种补贴和政策优惠。北京天则经济研究所课题组(2011)的一份研究报告表明,2001~2009年期间国有及国有控股工业企业利润的70%以上主要是由中国石油、中国电信等10家垄断企业实现的,且账面绩效主要是享受政府财政补贴、融资成本和土地及资源租金等种种政策优惠的结果,若扣除上述补贴和政策优惠,国有及国有控

股工业企业平均真实净资产收益率将由扣除前的8.16%调整为-1.47%。其次,虽然市场化改革剥离和减轻了国有企业的部分政策性负担,但各级政府仍然对国有企业存在较强的干预和保护,政府仍然决定国有企业的人事安排,国有企业管理人员仍具有行政级别和官员或准官员身份,当内生于分权化改革体制下的政治利益激励导致政府官员有过度投资冲动时,迎合政府官员的利益目标便成为国有企业经理份内之事(辛清泉、林斌, 2006)。第三,曝光的中石化、中电信茅台酒等在职消费事件反映出国有企业管理层激励约束机制的改善具有显著不对称性,国有企业管理人员的显性激励机制市场化程度在提高(辛清泉、谭伟强, 2009),但对其相关的约束机制却并没有有效改善,国有企业通过规模扩张获取隐性控制权收益的投资扩张冲动仍然存在。第四,虽然经历了国有企业融资“拨改贷”改革和国有银行的市场化改革,银行在贷款供给过程中日益强调风险控制和企业的经营绩效,但是市场化改革并没有改变国有产权的隐性保险特征,银行的贷款供给仍存在显著的“所有制偏好”(徐明东、陈学彬, 2012),结果就是国有企业的软预算约束程度虽有所下降,但仍明显存在(吴军、白云霞, 2009)。

此外,虽然1996年开始的利率市场化改革已经取得了较大的进展,但2004年后存贷款利率自由化的步伐几乎停滞了,最重要的存贷款利率仍然实行管制。如前所述,“利率管制+利率低估”,割裂了企业投资与融资间的联系,如果人为扭曲的融资成本低于投资收益(受实际经济增长率等影响),对金融约束较低和受到金融优待、享受基准利率低融资成本的国有企业来说,即使预算约束逐渐硬化,仍会导致企业出现投资饥渴、投资冲动、过度投资与投资效率低并存的现象(Ding et al., 2010),甚至会出现企业越市场化、利润追求动机越强,其投资扩张冲动越强烈的倾向。所以,我们设定如下假设。

假设1:在政府仍然对国有企业有较强干预和保护的背景下,单纯的市场化改革对国有企业投资的资本成本敏感性影响有限,市场化程度与企业投资的资本成本敏感性关系并不明显。

事实上,产权制度是公司治理的基石,企业的产权结构决定了企业的经营目标、预算软约束的水平以及代理成本的高低(辛清泉、谭伟强, 2009)。国有企业改革经过20世纪80年代的“放权让利”和90年代的“改善国有企业经营机制”两

个阶段,从90年代中期开始进入了产权改革的阶段,其基本特征可以概括为将经营决策权和剩余索取权从政府逐步转移到企业(张军、王祺,2004)。首先,政府对国有企业的干预和保护与企业的国有产权比例正相关(Li and Liang, 1998)。随着产权改革的深入,国有股权比例的下降,企业的政策性负担得到剥离和减轻,政府对企业人事安排、经营和投资决策的干预和管制下降(尤其是改制为私营企业后),委托代理成本也将下降,驱使企业的经营目标开始更多的偏向利润最大化,资本成本作为影响企业利润的变量也成为企业投资决策时需要考虑的变量。其次,企业获得的隐性保险程度与其国有产权比例正相关(辛清泉、林斌,2006)。随着产权改革的深入,国有股权比例的下降,企业受到的隐性保险程度也会下降甚至消失(当改制为私营企业后),银行对其信用风险的判断更加市场化和显性化,融资数量的预算约束逐渐硬化,同时隐性担保程度的降低还将导致与显性破产风险提高相匹配的融资成本上升,享受低融资成本的福利降低。即与产权改制相伴随的是,企业改制后其投资决策将不得不更多考虑融资层面的支持,资本成本对企业投资决策的影响也将上升。所以,我们设定如下假设。

假设2:国有企业的产权改革提高了企业投资的资本成本敏感性,企业投资的资本成本敏感性与国有股权的比例呈负相关关系。

国有企业改制后国有控股与否对改制效果的影响是一个重要的问题(Bai et al., 2009)。Gedajlovic等(2001)发现不同类型的投资者有着不同的投资目标,公司控股股东类别不同时,公司的财务绩效和投资行为是高度异质的。在国有控股的背景下,正如Shleifer和Vishny(1997)所指出,当控股股东几乎掌握了公司的全部控制权时,他们更倾向于通过资本投入来扩大企业的控制性资产,从而形成不为中小股东所共享的控制权私有收益,股权集中、控股股东的存在尤其是国有控股股东同样容易导致公司过度投资倾向。而且,在政府控股的条件下,政府没有解除对国有企业的行政干预和保护,国有企业主管部门或政府决定企业的人事、薪酬和投资决定等(企业家就是政府官员,任命官员做企业家),即使在现有的国资委体制之下,这种情形仍然没有得到明显改变。如前所述,作为官僚或者准官僚的国有控股企业的决策者在一定程度上是追求其控制

规模和投资规模最大化的。此外,国有控股与国有非控股的差异还反映在隐性保险的程度。国有控股伴随的隐性保险使其可以继续享受银行信贷供给“所有制偏好”带来的软预算约束和低融资成本的福利,即融资对投资的约束作用仍然较弱;而国有企业一旦改制为私营企业后,则丧失了国有产权隐性保险的保护,显性化的破产风险和违约风险上升,企业融资的预算约束硬化、融资成本上升,结果就是融资对投资的约束作用更强,资本成本在企业投资决策中的影响上升,企业投资对资本成本变化的敏感性更强。由此,我们得到如下假设。

假设3:国有企业改制后国有控股与否对其投资的资本成本敏感性具有重要影响,非国有控股企业投资的资本成本敏感性更加显著。

### 三、计量模型设定与数据描述

#### (一)模型设定

为验证上述假设,我们主要做了两个层面的检验。

第一,分离检验市场化改革和产权改制对企业投资的资本成本敏感性的影响。

根据新古典的企业投资理论和融资约束理论,企业投资行为主要受未来投资机会、净现金流代表的融资约束、资本使用成本、财务杠杆等变量的综合影响。考虑到企业投资行为本质上是动态的调整过程,本文遵循Chatelain等(2001)及Gilchrist和Zakrajsek(2007)的建模思路,采用自回归分布滞后模型来设定企业投资的动态面板模型如下:

$$\begin{aligned}
 I_{K_{it}} = & \alpha I_{K_{i,t-1}} + \sum_{p=0}^1 \beta_p \Delta \ln S_{i,t-p} \\
 & + \sum_{p=0}^1 \gamma_p \Delta \ln UC_{i,t-p} + \sum_{p=0}^1 \varphi_p CF_{i,t-p} \\
 & + \sum_{p=0}^1 \chi_p S\_share_{it} \times \Delta \ln UC_{i,t-p} \\
 & + \sum_{p=0}^1 \kappa_p M\_index_{it} \times \Delta \ln UC_{i,t-p} \\
 & + \phi LEV_{i,t-1} + \rho S\_share_{it} + \tau M\_index_{it} \\
 & + \lambda_t + \eta_i + v_{it} \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中*i*=1,2,……*N*,表示企业家数。模型(1)中被解释变量为投资率*I<sub>K</sub>*,用固定资产投资/期初固定资产净值代表,固定资产投资等于期末固定资产净值减去期初固定资产净值再加上当期折旧费用。主要解释变量和控制变量包括投资率滞后值、实际销售收入增长率、净现金流比率、资本成本变

动率、财务杠杆率、国有股权比例和市场化程度指数。实际销售收入增长率 $\Delta \ln S$ 等于实际销售收入自然对数的差分;净现金流比率 $CF\_K$ 用净现金流/期初固定资产净值代表,净现金流等于净利润加上当期折旧费用;财务杠杆率 $LEV$ 用负债/总资产代表。估计方程中使用的净现金流、名义销售额、固定资产投资、固定资产净值<sup>⑥</sup>,均除以各行业的工业品出厂价格指数调整为实际变量。为控制内生性,财务杠杆率使用了滞后一期值。

资本成本 $UC$ (又称资本使用成本, User Cost of Capital)是模型中的核心变量。借鉴Hall和Jorgenson(1967)对资本成本的定义,企业固定资产投资的资本成本不仅取决于财务成本,还依赖于投资品与产出品相对价格、资本折旧率、投资品的预期升值率等因素。与产出品价格相比,较高的投资品价格无疑增加了投资成本;经济折旧率越高,则资本成本越高;股权和债务融资的加权融资成本越高,则资本成本也越高;预期投资品的未来价格上涨,则相当于降低了当期的资本成本。本文将资本成本定义为:

$$UC_{it} = \frac{P_{st}^I}{P_{st}(1-\tau)} \left[ r_{it}^C - (1-\delta_{it}) \left( \frac{\Delta P_{s,t+1}^I}{P_{st}^I} \right) + \delta_{it} \right] \quad (2)$$

其中 $P_{st}^I$ 和 $P_{st}$ 分别表示第 $t$ 期 $S$ 行业的投资品(Capital Goods)和最终品价格指数,分别用各行业的工业品出厂价格指数和各地的固定资产投资价格指数代表; $\tau$ 表示企业所得税税率,取值为33%, $\delta_{it}$ 表示企业固定资产的经济折旧率,用当期折旧费用除以期初固定资产净值计算得到的会计折旧率替代<sup>⑦</sup>。 $r_{it}^C$ 表示企业的加权融资成本,即:

$$r_{it}^C = r_{it}^D \left( \frac{D_{it}}{D_{it} + E_{it}} \right) (1-\tau) + r_{it}^E \left( \frac{E_{it}}{D_{it} + E_{it}} \right) \quad (3)$$

其中, $D_{it}$ 和 $E_{it}$ 分别表示企业的债务融资额和股权融资额,债务融资成本 $r_{it}^D$ 用年度利息总额除以总负债计算得到,股权融资的机会成本 $r_{it}^E$ 参考了徐明东、陈学彬(2012)的选取方法,用上海证券交易所当年挂牌交易的8~10年期国债到期年收益率的平均值代表<sup>⑧</sup>。

一般而言,企业销售增长率上升所代表的投资机会上升,会引起投资增加, $\beta_p$ 的符号预期为正;企业资本成本的上升,将导致投资支出的减少, $\gamma_p$ 的符号预期为负;企业内部现金流的增加,将增加投资的资金来源,促进投资, $\varphi_p$ 的符号预期为正;企业当前的财务杠杆会限制未来的投资增长, $\phi$ 的符号

预期为正。

为了分离识别市场化和产权改革对企业投资行为的影响,我们用国有股权比例 $S\_share$ 作为识别企业产权改革影响的代理变量,用各地区的市场化进程指标 $M\_index$ 作为识别市场化外部环境影响的代理变量。为检验市场化改革和产权改革对企业投资的资本成本敏感性的差异化影响,本文采用了分别设定交叉项的方法,即分别设定国有股权比例、市场化进程指标与资本成本变动率的交叉项。本文感兴趣的是参数 $\chi_p$ 和 $\kappa_p$ 的符号及其显著性。如果 $\chi_p$ 显著大于0, $\kappa_p$ 统计不显著,则表明产权变革显著提高了国有企业投资的资本成本敏感性,而市场化改革对国有企业投资的资本成本敏感性影响不明显。

第二,检验企业产权改革程度(是否国有控股)对企业投资资本成本敏感性的影响。

我们进一步将模型(1)中时间连续变量 $S\_share$ 替换为改制后是否国有控股的虚拟变量,设定模型如下:

$$\begin{aligned} I\_K_{it} = & \alpha I\_K_{i,t-1} + \sum_{p=0}^1 \beta_p \Delta \ln S_{i,t-p} \\ & + \sum_{p=0}^1 \gamma_p \Delta \ln UC_{i,t-p} + \sum_{p=0}^1 \varphi_p CF\_K_{i,t-p} \\ & + \sum_{p=0}^1 \chi_{1p} DSS\_minor_{it} \times \Delta \ln UC_{i,t-p} \\ & + \sum_{p=0}^1 \chi_{2p} DSS\_major_{it} \times \Delta \ln UC_{i,t-p} \\ & + \sum_{p=0}^1 \kappa_p M\_index_{it} \times \Delta \ln UC_{i,t-p} + \phi LEV_{i,t-1} \\ & + \rho_1 DSS\_minor_{it} + \rho_2 DSS\_major_{it} \\ & + \tau M\_index_{it} + \lambda_t + \eta_i + v_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中虚拟变量 $DSS\_minor_{it}$ 表示样本企业 $i$ 在 $t$ 年改制为非国有控股的情况下取值为1,否则取值为0; $DSS\_major_{it}$ 表示企业 $i$ 在 $t$ 年改制为国有控股的情况下取值为1,否则取值为0。本文最感兴趣的是参数 $\chi_{1p}$ 、 $\chi_{2p}$ 的符号及其显著性。如果 $\chi_{1p}$ 显著小于0, $\chi_{2p}$ 统计不显著,则表明企业产权改制后是否国有控股对企业投资行为具有重要影响,改制为非国有控股企业后显著提高了其投资的资本成本敏感性,而改制为国有控股企业对其资本成本敏感性无显著影响。

## (二) 数据处理与描述

为有效检验转型经济改革对国有企业投资行为的动态效应,本文选取的样本企业是初始年份(该企业进入样本期间的第一年)为完全国有股权

(按实收资本衡量的100%国有股权)的企业。样本企业数据来源于中国国家统计局1999~2007年全部国有及规模以上工业企业数据库。该数据库是目前可获得的覆盖范围最广的微观企业数据,包括了全部国有工业企业和销售规模500万元以上的非国有工业企业的识别信息、财务指标等数据<sup>⑨</sup>。

为了得到样本企业,我们的处理步骤如下:第一步,数据匹配、构造面板数据。由于经济转轨过程中很多企业往往在改制、重组(本文希望重点研究的事件)或者扩张时更改了企业注册,如果仅依据注册代码进行识别将导致潜在的数据损失。所以,我们同时使用了企业注册码和企业名称作为匹配数据的依据。具体做法是,将企业按企业注册码和企业名称进行两次分组,然后考察同一名称组下的企业是否分属不同的代码组,若是,则将这些不同代码组内的所有企业都归为一组,若新组内没有年份重复的观测值,则将这一组样本点识别为同一家企业。如果存在年份重复的观测值,则删除重复的观测值。

第二步,对原始数据做如下剔除处理:(1)仅保留营业状态的制造业企业,剔除非制造业企业,剔除停业、筹建、撤销等状态的企业;(2)剔除销售收入、总资产、利息费用支出小于等于0的样本(资产总额-固定资产、资产总额-流动性资产、累积折旧-当期折旧);(3)剔除了关键变量(投资率、销售增长率、净现金流比率、资本成本)缺失的观测值;(4)为了控制潜在的异常值,我们删除了企业投资率首尾各3%的观测值,而其他微观企业变量则删除了首尾各1%的观测值;(5)参考Brandt等(2009)的处理方法,为保证数据的相对可靠性,剔除了雇员数小于8人的企业;(6)参考Bai等(2009)的处理方法,删除了按照实收资本衡量的国有产权比例上升的观测值;(7)仅保留具有连续5年以上观测值的企业数据。

第三步,筛选出样本期间初始年份为完全国有股权(按实收资本衡量的100%国有股权)的企业。最终筛选出的非平衡面板数据共包括样本企业3950家,共计观测值25719个。样本期间内共有2391家企业一直没有实行股权私有化改革,仍然维持100%的国有股权比例;实行了股权私有化改革的1559家企业中,共有1205家改制为非国有控股企业(国有股权比例小于50%),而其余的354家仍然为国有控股企业(国有股权比例大于等于50%)。

除微观企业数据外,本文所使用的行业工业品

出厂价格指数和各地区固定资产投资价格指数、长期国债利率等行业或宏观数据来源于CEIC数据库,各地区的市场化指数来自樊纲等(2011)<sup>⑩</sup>。

表1为主要变量的描述性统计结果。为便于比较国有企业与非国有企业各指标的差异,我们也列示了上述数据处理第二步得到的非国有企业的相关指标。样本期内,国有企业的投资率、销售增长率、净现金流比率、资本成本均值明显低于非国有企业,而财务杠杆率的均值则高于非国有企业。这种差异部分反映出国有企业受到资金优待、非国有企业具有更高的劳动生产率和获取更高利润的能力(Guariglia et al., 2011)。未改制国有企业与改制国有企业改制前的各项指标并无太大差异。对改制国有企业而言,改制后的财务杠杆率虽然变化不大,但投资率、净现金流比率均值都有了较大幅度的提高,同时资本成本也上升了。

#### 四、实证结果分析

由于估计方程(1)和(4)中含有被解释变量的滞后项,通常的OLS估计与固定效应模型估计均是有偏估计,所以我们采用Arellano和Bond(1991)提出的GMM一阶差分动态面板估计方法(以下简称A-B估计),该方法能比较有效地减轻这种内生性问题以及残差的异方差性。该方法的基本思想是在Anderson和Hsiao(1982)基础上增加了更多可用的工具变量,以解决不可观测面板效应与被解释变量滞后项相关的内生性问题,在实证文献中得到广泛应用。

表1 主要变量的描述性统计结果

	未改制国有企业	改制国有企业		非国有企业
		改制前	改制后	
观测值	14934	4671	6114	22849
企业家数	2391	1559	1559	35530
$I_K$	0.104 [0.066][0.298]	0.125 [0.079][0.328]	0.181 [0.131][0.423]	0.313 [0.235][0.539]
$\ln(S)$	0.005 [0.025][0.393]	0.073 [0.071][0.348]	0.053 [0.062][0.355]	0.123 [0.115][0.365]
$CF_K$	0.083 [0.057][0.275]	0.101 [0.069][0.298]	0.195 [0.105][0.392]	0.336 [0.231][0.425]
$UC$	0.066 [0.057][0.118]	0.074 [0.068][0.091]	0.091 [0.087][0.126]	0.112 [0.104][0.138]
$LEV$	0.665 [0.682][0.202]	0.673 [0.688][0.185]	0.685 [0.703][0.192]	0.599 [0.614][0.21]

注:(1)“[]”内为变量中位数,“( )”内为变量标准差;(2)非国有企业指样本期间内国有股权比例始终低于50%的企业,而改制国有企业是指样本初期国有股权比例为100%,样本末期国有股权比例低于100%的企业;(3)投资率 $I_K$ ,用固定资产投资/期初固定资产净值代表,固定资产投资等于期末固定资产净值减去期初固定资产净值再加上当期折旧费用; $\Delta \ln(S)$ 表示销售收入增长率;净现金流比率 $CF_K$ 用净现金流/期初固定资产净值代表,净现金流等于净利润加上当期折旧费用; $UC$ 表示资本使用成本,其计算参见公式(2)和(3);财务杠杆率 $LEV$ 用负债/总资产代表。

模型估计中还需要考虑其他一些变量内生性问题。(1)企业固定资产投资规模的增加会影响当期或者未来期的资金使用成本、销售增长率和净现金流比率,即存在当期或跨期反馈的内生性问题,  $E[Z_{it} \times \nu_{it}] \neq 0$  (当  $s \leq t$  时),  $Z_{it}$  表示解释变量。为稳妥起见,我们按 Stata 软件中 A-B 估计的建议办法,通过设定变量的内生和前定属性来减轻这种内生性问题<sup>①</sup>。具体而言,我们认为,企业当期投资规模增加较多,对外部资金尤其是银行信贷资金需求增加,银行可能会提高企业的贷款利率,导致当期企业的资金使用成本上升,所以,本文将资本成本设定为内生变量(Endogenous Variable),使用滞后两阶以上的变量值作为其工具变量;而企业投资规模的增加,将会增加未来期的产品生产,可能导致未来期的销售收入增加和净现金流增加,而对当期的销售收入和净现金流影响较小,所以我们将企业销售增长率和净现金流比率设定为前定变量(Predetermined Variable),使用滞后一阶以上的变量值作为其工具变量。(2)投资机会测量误差导致的内生性。由于净现金流、资本成本与投资机会是相关的,即企业未来的投资机会越好,则违约风险越低,银行若能识别出企业的投资机会状况则会要求相对更低的贷款利率,企业的净现金流也会越大。我们使用销售增长来衡量未来的投资机会可能存在偏差,因为销售增长主要代表过去和现在的状况。对此,已有研究上市公司的文献多采用托宾 Q 来代表未来投资机会,我们的样本企业主要是非上市企业,为减轻这种内生性,本文采用时间虚拟变量和行业虚拟变量的交叉项来代表未来投资机会<sup>②</sup>,以控制行业层面的时变需求冲击(Guariglia et al., 2011)。

为确保模型估计的有效性和稳健性,我们做了两个重要检验:(1)过度识别检验,采用 Sargan 检验判断工具变量的使用是否合理,零假设为工具变量使用是合理的。(2)干扰项序列相关检验,A-B 估计要求原始模型干扰项不存在序列相关,由于

差分后的干扰项必然存在一阶序列相关,因此,我们需要检验差分方程的残差是否存在二阶(或更高阶)序列相关,若存在二阶相关,则意味着选取的工具变量不合理。由于 A-B 动态面板模型估计滞后阶数的选取,目前并没有简单的判断标准,考虑到本文的样本期数,我们尝试选择了一阶滞后阶数进行估计。

(一)市场化改革与产权改革对企业投资的资本成本敏感性影响

表 2 的列(1)~(4)为模型(1)的估计结果。为检验列(1)

表 2 市场化与产权改革对企业投资的资本成本敏感性影响估计

	被解释变量:企业投资率 $I_K$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$I_{K,t}$	-0.047*** (-3.01)	-0.028** (-1.97)	-0.040*** (-2.79)	-0.031** (-2.24)	-0.036*** (-3.24)	-0.025* (-1.82)	-0.031*** (-2.75)
$\Delta \ln(S_t)$	0.132 (1.12)	0.071 (0.71)	0.105 (1.06)	0.103 (1.19)	0.046 (0.62)	0.059 (0.65)	0.018 (0.24)
$\Delta \ln(S_{t-1})$	0.023* (1.75)	0.018 (1.46)	0.025** (2.01)	0.021* (1.80)	0.021* (1.92)	0.015 (1.29)	0.018 (1.57)
$CF_K$	0.193 (1.09)	0.281* (1.79)	0.374** (2.32)	0.325** (2.30)	0.747*** (2.93)	0.360** (2.50)	0.926*** (3.56)
$CF_{K,t-1}$	0.080 (1.16)	0.020 (0.31)	0.025 (0.38)	0.002 (0.04)	-0.033 (-0.25)	0.019 (0.29)	0.068 (0.49)
$LEV_{t-1}$	-0.131 (-0.91)	-0.143 (-1.10)	-0.175 (-1.35)	-0.159 (-1.35)	-0.017 (-0.14)	0.360 (0.62)	-0.435 (-0.84)
$\Delta \ln(UC_t)$	-0.010 (-0.51)	0.004 (0.07)	-0.060 (-0.84)	-0.096 (-1.17)	-0.112 (-1.57)	0.034 (0.55)	0.031 (0.55)
$\Delta \ln(UC_{t-1})$	-0.066 (-1.47)	-0.077** (-2.09)	0.029 (0.50)	-0.077 (-1.19)	-0.060 (-0.99)	0.020 (0.34)	0.029 (0.52)
$S\_share$	0.028 (1.16)	0.033 (1.39)	0.029 (1.26)	0.031 (1.35)	0.069** (2.50)	0.200 (0.60)	0.229 (0.76)
$S\_share \times \Delta \ln(UC_t)$		0.023 (0.53)		0.033 (1.00)	0.030 (1.00)	-0.006 (-0.22)	-0.017 (-0.60)
$S\_share \times \Delta \ln(UC_{t-1})$		0.111*** (3.44)		0.083*** (3.12)	0.088*** (3.56)	0.056** (2.08)	0.064** (2.49)
$M\_index$			0.037*** (2.71)	0.036*** (2.72)	0.027* (1.95)	0.073** (2.29)	0.074** (2.41)
$M\_index \times \Delta \ln(UC_t)$			0.009 (0.95)	0.012 (1.22)	0.014 (1.62)	-0.004 (-0.56)	-0.003 (-0.41)
$M\_index \times \Delta \ln(UC_{t-1})$			-0.005 (-0.60)	0.002 (0.28)	-0.001 (-0.14)	-0.009 (-1.17)	-0.012 (-1.63)
$S\_share \times CF_K$					-0.312*** (-2.67)		-0.319*** (-2.82)
$S\_share \times CF_{K,t-1}$					0.062 (0.93)		0.041 (0.58)
$M\_index \times CF_K$					0.014 (0.43)		-0.015 (-0.44)
$M\_index \times CF_{K,t-1}$					0.002 (0.10)		-0.013 (-0.73)
$S\_share \times LEV_{t-1}$						0.056 (1.44)	0.060* (1.73)
$M\_index \times LEV_{t-1}$						-0.229 (-0.52)	-0.210 (-0.53)
常数	0.165 (1.45)	0.179* (1.68)	-0.034 (-0.27)	-0.036 (-0.30)	-0.184 (-1.53)	-0.394 (-0.88)	-0.500 (-1.23)
时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量 × 时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	17361	17361	17361	17361	17361	17361	17361
AR(2)(P 值)	0.730	0.898	0.684	0.963	0.960	0.948	0.926
Sargan(P 值)	0.840	0.564	0.739	0.622	0.333	0.843	0.577

注:(1)括号内为 Z 统计量值,\*、\*\*、\*\*\*分别代表 10%、5%和 1%显著性水平;为简化,当期变量  $S\_share$  和  $M\_index$  省略了时间脚标(后文相关产权变量和市场化程度变量也做了相同的省略)。(2)为节省篇幅,本文仅报告了二阶序列相关检验结果。以上说明下同。

~(4)中市场化改革效应和产权改革效应的稳健性,考虑到净现金流比率与资本成本变量间存在一定的相关性<sup>⑧</sup>,本文还控制了净现金流与国有股权比例、市场化进程指数的交叉项,估计结果见列(5)、(6)。此外,我们还进一步控制了财务杠杆比率对企业投资约束的市场化改革效应与产权改革效应,估计结果见列(7)。Arellano和Bond(1991)指出,当干扰项存在异方差时,Sargan检验倾向于过度拒绝原假设,建议采用两阶段估计再执行Sargan检验较为稳妥,所以本文报告的是两阶段一纠偏一稳健型估计结果。统计检验显示,Sargan检验和二阶序列相关检验结果均不能拒绝零假设,表明我们的GMM估计量模型的干扰项不存在显著的序列相关,工具变量的选取是合理的。

列(1)~(4)的估计结果显示,在10%显著性水平下,当不考虑市场化程度和产权改革动态效应的情况时,样本企业(初始期100%国有股权企业)投资的资本成本敏感性虽然为负值(包括当期和滞后期),但统计不显著;除列(1)外,企业投资对净现金流的敏感系数从统计和经济意义上均非常显著,远高于对资本成本的敏感系数。由于样本企业初始期为完全国有企业,样本末期也有一半以上的企业为100%国有股权的企业,我们可基本推断,国有企业投资的资本成本敏感性是不显著的,与徐明东、陈学彬(2012)的估计结果一致<sup>⑨</sup>。此外,财务杠杆率的估计系数虽然为负值,但统计上并不显著,表明平均而言,财务杠杆对样本企业投资的约束作用并不明显。

从本文最感兴趣的交叉项估计系数来看,列(1)~(4)的估计结果显示,国有股权比例与资本成本变量滞后值的交叉项估计系数显著为负,而市场化进程指数与资本成本变量的交叉项估计系数统计上并不显著,说明市场化改革并没有提高国有企业投资的资本成本敏感性,而产权改革则显著提高了企业投资的资本成本敏感性,验证了假设1和假设2。产权改革与市场化改革对企业投资的资本成本敏感性影响差异表明,虽然理论上,产权改革和市场化环境的完善都具有诱导国有企业的运营偏向利润目标、弱化其事前投资最大化和事后费用最大化的动机的作用,但在中国的经济转型时期,当政府控制各种资源的力量依然十分强大的情形下,单纯的市场化改革对改进国有企业公司治理、硬化预算约束、抑制投资冲动与提高投资效率的作用有限。

列(5)~(7)的稳健性估计结果表明,进一步引

入净现金流比率、财务杠杆率的交叉项,对资本成本变量交叉项系数的符号及其显著性并无明显影响。此外,国有股权比例与净现金流比率交叉项系数显著为负,显示出国有股权比例越高,则其投资的净现金流敏感性越低,其投资对内源性资金的依赖度越低;由于投资的净现金流敏感性系数常被视作融资约束的代理指标(Fazzari et al., 1988),这表明产权改革的结果是,随着国有股权比例的下降,企业面临的融资约束上升了。列(6)、(7)的估计结果还显示,国有股权比例越高,财务杠杆对企业投资的约束作用越弱,而市场化程度对财务杠杆约束作用的动态影响统计上并不显著。综上,引入净现金流比率、财务杠杆率交叉项的估计结果进一步支持了我们的判断,单纯的市场化改革对国有企业预算约束硬化的作用并不明显,而产权改革对国有企业的预算约束硬化作用更加明显。

#### (二) 产权改革程度(是否国有控股)对企业投资的资本成本敏感性影响

表3的列(1)~(3)为模型(4)的估计结果。同模型(1)的估计处理,为检验估计结果的稳健性,我们进一步引入净现金流比率、财务杠杆率的交叉项系数,估计结果见列(4)~(6)。估计结果显示,*DSS\_major*与资本成本的交叉项系数均不显著,*DSS\_minor*与资本成本滞后项的交叉项系数显著为负,这说明,国有企业改制后若保持国有绝对控股其投资的资本成本敏感性并无显著变化,而改制为非国有控股后其投资的资本成本敏感性显著增强了。*DSS\_minor*与净现金流比率的系数显著为正、与财务杠杆比率的估计系数显著为负,表明国有企业的私有化改制增强了其面临的融资约束、增强了财务杠杆对投资的约束作用,间接反映出信贷供给方银行的“所有制偏好”。这证明了假设3的成立,表明非国有控股的产权改制模式更有利于改善企业的公司治理、减少管理中的代理成本,更有利于强化利润最大化的经营目标、弱化企业的投资扩张冲动,也更有利于企业预算约束的硬化。

此外,表3的估计结果还显示,将非国有企业股权比例替换为*DSS\_major*和*DSS\_minor*两大虚拟变量并没有改变市场化进程指数交叉项系数的符号及其显著性,表明表2的估计结果比较稳健。

#### (三) 稳健性检验

首先,设置产权改革虚拟变量。因为非国有产权比例是时间连续变量,将其作为非连续事件的产



权改革替代变量是否恰当是值得考虑的问题,所以我们采用设置产权改革虚拟变量 $D_{pri}$ 来替代非国有产权比例进行检验。如果企业 $i$ 在 $t$ 期实

表3 改制后是否国有控股对企业投资的资本成本敏感性影响

	被解释变量:企业投资率 $I_K$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$I_{K,t}$	-0.026*	-0.040***	-0.029**	-0.035***	-0.026*	-0.031***
$\Delta \ln(S_t)$	0.044	0.105	0.075	0.035	0.034	0.004
$\Delta \ln(S_{t-1})$	0.016	0.025**	0.021*	0.021*	0.017	0.019*
$CF_K$	0.338**	0.373**	0.397***	0.396**	0.398***	0.526**
$CF_{K,t-1}$	-0.012	0.027	0.004	-0.043	0.020	0.038
$LEV_{t-1}$	-0.199	-0.173	-0.179	-0.004	0.193	-0.271
$\Delta \ln(UC_t)$	0.016	-0.062	-0.076	-0.091	0.000	-0.008
$\Delta \ln(UC_{t-1})$	0.008	0.029	0.012	0.031	0.060	0.072
$DSS_{minor}$	-0.030	-0.027	-0.025	-0.064**	-0.281	-0.380
$DSS_{major}$	-0.027	-0.037	-0.039	-0.044	0.041	-0.396
$DSS_{minor} \times \Delta \ln(UC_t)$	-0.010		-0.000	0.000	0.005	0.000
$DSS_{major} \times \Delta \ln(UC_{t-1})$	-0.055*		-0.048**	-0.058**	-0.044*	-0.054**
$DSS_{major} \times \Delta \ln(UC_t)$	0.003		0.010	0.025	0.003	0.037
$DSS_{major} \times \Delta \ln(UC_{t-1})$	-0.066		-0.059	-0.059	-0.077*	-0.052
$M_{index}$	0.037***	0.035***	0.031**	0.080**	0.083***	0.083***
$M_{index} \times \Delta \ln(UC_t)$	0.009	0.010	0.012	-0.002	-0.001	-0.001
$M_{index} \times \Delta \ln(UC_{t-1})$	-0.005	-0.001	-0.004	-0.008	-0.010	-0.010
$DSS_{minor} \times CF_K$			0.339***		0.364***	
$DSS_{minor} \times CF_{K,t-1}$				-0.084	-0.062	
$DSS_{major} \times CF_K$				0.066	0.102	
$DSS_{major} \times CF_{K,t-1}$				0.111	0.077	
$M_{index} \times CF_K$				0.003	-0.021	
$M_{index} \times CF_{K,t-1}$				0.008	-0.008	
$DSS_{minor} \times LEV_{t-1}$				-0.067*	-0.068**	
$DSS_{major} \times LEV_{t-1}$				0.342	-0.405	
$M_{index} \times LEV_{t-1}$				-0.101	0.381	
常数	0.250**	-0.007	0.001	-0.118	-0.246	-0.320*
时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量×时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值	17361	17361	17361	17361	17361	17361
AR(2)(P值)	0.987	0.678	0.918	0.811	0.980	0.790
Sargan(P值)	0.439	0.739	0.624	0.401	0.797	0.659

行了产权改革,则其后续期 $D_{pri}$ 取值为1,否则取值为0。估计结果显示(详见表4),在10%显著性水平上,除列(4)外,资本成本与产权改革虚拟变量的交叉项仍然显著为负,而除列(5)外,市场化进程指数与产权改革变量的交叉项仍然不显著,与前文的估计结果基本一致。

其次,使用不同的资本成本度量指标。前文中使

表4 设置产权改革虚拟变量对企业投资的资本成本敏感性估计结果

	被解释变量:企业投资率 $I_K$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$I_{K,t}$	-0.023*	-0.027**	-0.044***	-0.024*	-0.039***
$\Delta \ln(S_t)$	-0.001	0.048	0.005	0.005	-0.023
$\Delta \ln(S_{t-1})$	0.013	0.019	0.016	0.015	0.013
$CF_K$	0.374***	0.384***	0.457**	0.422***	0.579***
$CF_{K,t-1}$	-0.019	0.009	-0.097	0.023	-0.035
$LEV_{t-1}$	-0.189	-0.187	-0.001	0.116	-0.280
$\Delta \ln(UC_t)$	0.009	-0.076	-0.087	-0.004	-0.007
$\Delta \ln(UC_{t-1})$	0.020	0.020	0.020	0.069	0.082*
$D_{pri}$	-0.030	-0.024	-0.074***	-0.090	-0.305
$D_{pri} \times \Delta \ln(UC_t)$	-0.001	0.005	-0.000	0.011	0.009
$D_{pri} \times \Delta \ln(UC_{t-1})$	-0.055**	-0.042*	-0.049**	-0.040	-0.046**
$M_{index}$		0.034**	0.030**	0.068**	0.075***
$M_{index} \times \Delta \ln(UC_t)$		0.010	0.012	-0.002	-0.001
$M_{index} \times \Delta \ln(UC_{t-1})$		-0.003	-0.003	-0.009	-0.012*
$D_{pri} \times CF_K$			0.346***		0.366***
$D_{pri} \times CF_{K,t-1}$				-0.326***	-0.292***
$M_{index} \times CF_K$			0.025		0.005
$M_{index} \times CF_{K,t-1}$			0.024		0.014
$D_{pri} \times LEV_{t-1}$				-0.052	-0.062*
$M_{index} \times LEV_{t-1}$				0.087	0.304
常数	0.240**	0.014	-0.121	-0.186	-0.325*
时间虚拟变量	是	是	是	是	是
行业虚拟变量×时间虚拟变量	是	是	是	是	是
观测值	17361	17361	17361	17361	17361
AR(2)(P值)	0.922	0.999	0.813	0.825	0.904
Sargan(P值)	0.314	0.551	0.424	0.745	0.570

用式(2)、(3)对资本成本进行计算时,选取上海证券交易所当年挂牌交易的8~10年期国债到期年收益率的平均值作为股权融资的机会成本。考虑到我们的样本企业主要是非上市企业,企业的外部融资主要来源于银行贷款,长期国债收益率作为其股权融资成本的替代变量是否合适值得检验。所以,我们仅使用企业的债务利息成本(利息支付/负债总额)作为加权平均融资成本的替代变量重新计算了资本使用成本。结果显示(为节省篇幅,未列出估计结果),本文结论基本稳健。

第三,使用不同的市场化程度测度指标。为检验不同的市场化程度指标是否会影响本文基本结论,我们尝试使用了樊纲等(2011)编制的市场化进程指数的5个子指标作为市场化程度的替代变量,检验结果仍然显示,市场化环境没有增强企业投资的资本成本敏感性(为节省篇幅未列出估计结果)。

第四,使用选择性数据样本。国有企业产权改革过程中的“抓大放小”、“抓好放差”的政策可能导致改制与未改制企业在一些业绩指标上具有先天性的差异,即企业改制与否可能具有样本选择偏差问题(刘小玄、刘芍佳,2005)。从表1中关键变量的描述中可知,改制与未改制企业的相关指标差异并不很大。但为谨慎起见,我们仍将数据仅限制在样本期间改制的企业,主要纵向比较改制企业是否比以前更好一些。虽然观测值大幅减少(减少1/2以上),估计结果仍然显示(为节省篇幅,未列出估计结果),本文结论基本稳健。

## 五、主要结论

人口红利等的逐渐消失,意味着提高效率将成为中国经济发展下一阶段的重要问题。这需要让市场在国家宏观调控下对资源配置起基础性作用。而市场在配置金融资源过程中,企业投资的资本成本敏感性是金融资源优化配置和货币政策调控有效性的重要微观基础。

本文的研究表明,在转轨经济过程中,当政府对国有企业的干预和保护还比较强的背景下,单纯的市场化改革(尤其市场化外部环境)难以解决国有企业存在的投资扩张与投资低效等问题,对国有企业的公司治理影响也比较有限,对其企业投资的资本成本敏感性影响并不明显。相比之下,产权改革的影响更为明显。而且,产权改制后是否国有控股对其公司治理的完善和预算约束的硬化具有重

要影响,当国有企业改制为非国有控股企业后,其投资的资本成本敏感性得到了显著提高。此外,中国长期存在的“利率管制+管制利率低估”,扭曲了投资和融资联系,也是使得市场化改革对企业投资的资本成本敏感性影响有限的制度性因素,而且还会加剧资金市场的二元结构特征,加剧中小企业和民营企业的融资约束。

所以,进一步加快利率市场化改革、弱化管制利率低估现象,有助于提高国内企业投资的资本成本敏感性,但继续深化国有企业改革,将国有企业改造成为真正独立的市场主体,对于优化信贷资金配置效率和提高价格型货币政策工具调控的有效性显得尤为重要,也是提高企业投资效率和实现中国经济未来可持续发展的重要着力点。

(作者单位:徐明东,复旦大学金融研究院;田素华,复旦大学世界经济系;责任编辑:尚增健)

### 注释

①中国的投资/GDP指标无论从水平上,还是波动程度上都远远高于美国、日本、英国等发达国家和韩国、马来西亚、泰国等亚洲国家(马君潞等,2008)。据统计(Conway et al., 2010),自改革开放以来,中国固定资产形成的年增速平均达到20%,投资占GDP的40%,投资增长率波动范围高达-20%~50%,而同期真实GDP的波动范围为3.8%~14%。

②国内微观企业投资行为的研究主要集中在融资约束、委托代理、公司治理等对企业投资行为的影响检验(李增泉等,2008;饶华春,2009;王彦超,2009),而鲜有文献探讨资本成本在企业投资决策中的关键约束作用。

③由于投资与利率往往同时具有顺周期波动特征,这种内生性会导致使用宏观数据模型估计出的资金成本弹性存在向下偏误问题,投资对资本成本的弹性普遍偏低,难以得出企业投资和利率变动间清晰的关系(Gilchrist and Zakrajsek, 2007)。近年来国外实证检验利率渠道有效性的文献主要集中在利用微观企业面板数据来估计企业投资的资本成本弹性。

④戴相龙(2001)明确指出,国有企业的利息负担是央行调整存贷款基准利率的重要依据之一。据统计(北京天则经济研究所课题组,2011),国有及国有控股工业企业平均实际利率率为1.6%,其他企业加权平均的实际利率约为4.68%。若按照市场利率水平重新计算国有企业应支付利息,2001~2009年利息支付差额共计约27539亿元,占国有及国有控股工业企业名义净利润总额的68%。

⑤据统计,2001~2009年国有及国有控股工业企业账面净利润增长了4.37倍,平均的年净资产收益率为8.16%(北京天则经济研究所课题组,2011)。

⑥为简化起见,本文没有采用永续盘存法对资本存量进行价格平减。

⑦关于经济折旧率的概念以及与会计折旧率的差异参见万东华(2009)。

⑧股权融资的机会成本反映了股东为企业投资所放弃的在其他领域长期投资所能获得的收益(在风险相同的情况下)。Chatelain等(2003)认为,长期国债收益率是大量投资者风险与收益权衡的结果,因而是股权融资机会成本较好的替

代变量。

⑨有关该数据库的详细介绍可参见 Brandt 等(2009)。

⑩各地区市场化指数由5个方面的指数组成,包括政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境,每个方面指数下面,又包含了若干分项指标,关于该指标数据详见樊纲等,2011,第265~324页。该指数数值越大,表示市场化程度越高,以2007年为例(括号内为指数值),市场化程度最高的为浙江(10.92),最低的为西藏(1.63)。

⑪Arellano 和 Bond(1991)动态面板估计模型如何处理变量内生性的原理及方法,可详见 Stata 11 帮助文档的面板数据部分(pp.23~40)。

⑫样本企业2002~2003年的部分行业代码发生改变,参考了 Brandt 等(2009)的处理办法。

⑬例如,紧缩性货币政策可能使得企业融资成本上升,也可能使得企业的净利润下降、净现金流下降。

⑭徐明东、陈学彬(2012)的研究发现,中国工业企业投资的资本成本弹性显著为负,但相比净现金流系数(长期系数为0.681),企业投资受资本成本的影响较小(长期系数仅为-0.058);所有制是影响企业投资的资本成本敏感性的重要因素,私营企业和外资企业对资本成本较为敏感,而国有企业和集体企业对资本成本不敏感。

#### 参考文献

(1)北京天则经济研究所课题组:《国有企业的性质、表现与改革》,《研究报告》,2011年。

(2)戴相龙:《领导干部金融知识读本》,中国金融出版社,2001年。

(3)樊纲、王小鲁、朱恒鹏:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社,2011年。

(4)方军雄:《所有制、市场化进程与资源配置效率》,《管理世界》,2007年第1期。

(5)蒋瑛琨、刘艳武、赵振全:《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析——兼论货币政策中介目标的选择》,《金融研究》,2005年第5期。

(6)李敏波、王一鸣:《双轨制、价格市场化与总量投资分析》,《经济学(季刊)》,2008年第1期。

(7)李增泉、辛显刚、于旭辉:《金融发展、债务融资约束与金字塔结构——来自民营企业集团的证据》,《管理世界》,2008年第1期。

(8)刘小玄:《中国转轨过程中的企业行为和市场均衡》,《中国社会科学》,2003年第2期。

(9)刘小玄、刘芍佳:《民营化改制的背后——“国有企业改制重组调查研究报告”摘要》,《中国企业家》,2005年第11期。

(10)马君潞、李泽广、王群勇:《金融约束、代理成本假说与企业投资行为——来自中国上市公司的经验证据》,《南开经济研究》,2008年第1期。

(11)饶华春:《中国金融发展与企业融资约束的缓解——基于系统广义矩估计的动态面板数据分析》,《金融研究》,2009年第9期。

(12)万东华:《一种新的经济折旧率测算方法及其应用》,《统计研究》,2009年第10期。

(13)王曦:《经济转型中的投资行为与投资总量》,《经济学(季刊)》,2005年第4期。

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

(15)吴军、白云霞:《我国银行制度的变迁与国有企业预算约束的硬化——来自1999~2007年国有上市公司的证据》,《金融研究》,2009年第6期。

(16)辛清泉、林斌:《债务杠杆与企业投资:双重预算约束视角》,《财经研究》,2006年第2期。

(17)辛清泉、谭伟强:《市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬》,《经济研究》,2009年第11期。

(18)徐明东、陈学彬:《中国工业企业投资的资本成本敏感性分析》,《经济研究》,2012年第3期。

(19)姚洋、章奇:《中国工业企业技术效率分析》,《经济研究》,2001年第1期。

(20)易纲、林明:《理解中国经济增长》,《中国社会科学》,2003年第2期。

(21)张军、王祺:《权威、企业绩效与国有企业改革》,《中国社会科学》,2004年第3期。

(22)周小川:《建立符合国情的金融宏观调控体系》,《中国金融》,2011年第14期。

(23)周英章、蒋振声:《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性——中国1993~2001年的实证分析和政策含义》,《金融研究》,2002年第9期。

(24)Anderson T. W. and C. Hsiao, 1982, "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol.18. No.1, pp.47~82.

(25)Arellano M. and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, Vol.58. No.2, pp.277~297.

(26)Bai C., J. Lu and Z. Tao, 2009, "How does Privatization Work in China?", *Journal of Comparative Economics*, Vol.37. No.3, pp.453~470.

(27)Brandt L., J. V. Biesebroeck and Y. Zhang, 2009, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", National Bureau of Economic Research Working Paper, No.15152.

(28)Cassola N. and N. Porter, 2011, "Understanding Chinese Bond Yields and their Role in Monetary Policy", IMF Working Paper, No.WP/11/225.

(29)Chatelain J. B., A. Generale, I. Hernando, U. Von Kalckreuth and P. Vermeulen, 2001, "Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area", Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No.20/01.

(30)Chatelain J. B., A. Generale, I. Hernando, U. Von Kalckreuth and P. Vermeulen, 2003, "New Findings on Firm Investment and Monetary Transmission in the Euro Area", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.19. No.1, pp.73.

(31)Chen G., M. Firth and O. Rui, 2006, "Have China's Enterprise Reforms Led to Improved Efficiency and Profitability?", *Emerging Markets Review*, Vol.7. No.1, pp.82~109.

(32)Chirinko R. S., S. M. Fazzari and A. P. Meyer, 1999, "How Responsive is Business Capital Formation to its User Cost?: An Exploration with Micro Data", *Journal of Public Economics*, Vol.74. No.1, pp.53~80.

(33)Conway P., R. Herd and T. Chaux, 2010, "Reforming China's Monetary Policy Framework to Meet Domestic Objectives", OECD Economics Department Working Papers, No.822.

(34)Ding S., A. Guariglia and J. Knight, 2010, "Does China Overinvest? Evidence from a Panel of Chinese Firms", Oxford University Working Paper, No.520.

(35)Fazzari S. M., R. G. Hubbard, B. C. Petersen, A. S. Blinder and J. M. Poterba, 1988, "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1988. No.1, pp.141~206.

(下转第171页)

个和17个百分点。东部地区的停滞不前与中西部地区快速成长形成鲜明对比,中西部与东部之间的效率差距显著缩小。

#### (五)主要结论

一是中国医药制造业创新活动的综合技术效率逐渐改善,但仍处于较低水平。规模无效率是造成创新效率低下的主要成因,技术无效率也不容忽视。与此同时,中国医药制造业研发创新的技术水平逐年提高,研发创新呈现技术进步态势。这说明伴随着医药制造业研发投入的不断扩大,医药制造业的研发绩效有所提升。从创新效率的有效提升路径看,提高研发要素效率与扩大研发要素投入并非并行关系,应率先提升研发要素效率,再扩大研发投入规模,只有这样才能逐渐形成高效率、集约化的要素投入方式。

二是医药制造业创新活动效率增速呈现显著的区域差异。东部占据一定效率优势,但增速较为缓慢;中西部地区显著落后于东部地区,但增速较快。东部地区应充分利用区位、资金、政策等多方面优势,进一步强化医药制造业自主研发与自主创新能力。中西部地区则应通过政策引导、资金扶持、项目拉动、典型示范等多种途径激发医药制造业创新活力,通过提高对外开放水平、为医药制造业技术创新搭建交流窗口与平台,有效提升医药制造业创新效率,进而拉动医药制造业快速健康成长。

三是医药制造业创新活动的全要素研发资本效率和全要素研发人员效率呈现显著的区域差异。东部效率最高,西部居中,中部最落后。值得关注的是,2001~2009年期间,东部地区效率无显著提升,但中西部地区的效率快速提升,中西部地区与东部地区之间的差距有所缩小;东部地区若无法实现效率提升,效率优势可能逐渐丧失。同

时,全要素研发资本效率和全要素研发人员效率均呈现波动上升的态势,但仍然处于较低效率水平,且全要素研发资本效率明显低于全要素研发人员效率,研发资本低效率可能是造成创新无效率的主轴因素。对各省份而言,全要素研发资本效率和全要素研发人员效率的相对水平各有不同,应因地制宜、各有侧重地采用不同效率提升策略。

(作者单位:刘秉镰,南开大学经济与社会发展研究院;徐锋、李兰冰,南开大学城市与区域经济研究所)

#### 参考文献

- (1) Battese G. E., Rao D. S. P., O'Donnell C. J., 2004, "A Metafrontier Production Function for Estimation of Technical Efficiencies and Technology Gaps for Firms Operating Under Different Technologies", *Journal of Productivity Analysis*, 21, pp.91~103.
- (2) Hu, J. L., Wang, S. C., 2006, "Total-factor Energy Efficiency of Regions in China", *Energy Policy*, (34), pp.3206~3217.
- (3) Hashimoto A., Haneda S., 2008, "Measuring the Change in R&D Efficiency of the Japanese Pharmaceutical Industry", *Research Policy*, (10), pp.1829~1836.
- (4) Wang E. C., Huang W. C., 2007, "Relative Efficiency of R&D Activities: A Cross-country Study Accounting for Environmental Factors in the DEA Approach", *Research Policy*, (36), pp.260~273.
- (5) Wang E. C., 2007, "R&D Efficiency and Economic Performance: A Cross-country Analysis Using the Stochastic Frontier Approach", *Journal of Policy Modeling*, (2), pp.345~360.
- (6) 官建成、陈凯华:《我国高技术产业技术创新效率的测度》,《数量经济技术经济研究》,2009年第10期。
- (7) 史修松、赵曙东、吴福象:《中国区域创新效率及其空间差异研究》,《数量经济技术经济研究》,2009年第3期。
- (8) 项本武:《中国工业行业技术创新效率研究》,《科研管理》,2011年第1期。
- (9) 吴延冰:《知识生产及其影响因素》,《世界经济文汇》,2009年第2期。
- (10) 朱有为、徐康宁:《中国高技术产业研发效率的实证研究》,《中国工业经济》,2006年第11期。

(上接第135页)

(36) Gedajlovic E. R., T. Yoshikawa and M. Hashimoto, 2001, "Ownership Structure, Investment Behavior and Firm Performance in Japanese Manufacturing Industries", ERIM Report Series, No.ERS-2001-09-STR.

(37) Geng N. and P. N'Diaye, 2012, "Determinants of Corporate Investment in China Evidence from Cross-Country Firm Level Data", IMF Working Paper, No.WP/12/80.

(38) Gilchrist S. and E. Zakrajsek, 2007, "Investment and the Cost of Capital: New Evidence from the Corporate Bond Market", National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No.13174.

(39) Guariglia A., X. Liu and L. Song, 2011, "Internal Finance and Growth: Microeconomic Evidence on Chinese Firms", *Journal of Development Economics*, Vol.96. No.1, pp.79~94.

(40) Hall R. E. and D. W. Jorgenson, 1967, "Tax Policy and Investment Behavior", *The American Economic Review*, Vol.57. No.3, pp.391~414.

(41) Koivu T., 2009, "Has the Chinese Economy Become

More Sensitive to Interest Rates? Studying Credit Demand in China", *China Economic Review*, Vol.20. No.3, pp.455~470.

(42) Li D. D. and M. S. Liang, 1998, "Causes of the Soft Budget Constraint: Evidence on Three Explanations", *Journal of Comparative Economics*, Vol.26. No.1, pp.104~116.

(43) Liu Q. and A. Siu, 2011, "Institutions and Corporate Investment: Evidence from Investment-Implied Return on Capital in China", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.46. No.6, pp.1831~1863.

(44) Maino R. and B. Laurens, 2007, "China: Strengthening Monetary Policy Implementation", IMF Working Papers, Vol.7014, No.200, pp.1~51.

(45) Mehrotra A. N., 2007, "Exchange and Interest Rate Channels During a Deflationary Era--Evidence From Japan, Hong Kong and China", *Journal of Comparative Economics*, Vol.35. No.1, pp.188~210.

(46) Shleifer A. and R. W. Vishny, 1997, "A Survey of Corporate Governance", *The Journal of Finance*, Vol.52. No.2, pp.737~783.