

# 中国工业企业投资的资本成本敏感性分析<sup>\*</sup>

徐明东 陈学彬

**内容提要：**本文以新古典投资模型为分析框架，首次使用 1999—2007 年中国全部国有及规模以上工业企业数据库，采用 GMM 动态面板方法估计了中国企业投资的资本成本敏感性，并检验了市场化改革是否显著提高了国有企业投资的资本成本敏感性。估计结果显示：(1) 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；(2) 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；(3) 市场化改革显著弱化了各类型企业的融资约束，但并没有显著提高各类型企业尤其是国有企业投资的资本成本敏感性。中国目前利率传导机制不畅的重点环节在企业投资，双轨制的利率模式和管制利率的低估扭曲了利率的价格信号作用，并创造了资金套利空间，加重了资金市场的二元结构特征，加快利率市场化步伐和继续深化国有企业改革是提高价格型货币政策工具有效性的必要途径。

**关键词：**企业投资 资本成本敏感性 利率渠道 信贷渠道

## 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)，企业投资的利率敏感性是货币政策有效性的重要微观基础。长期以来，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(彭方平、王少平 2007；Maino and Laurens 2007)。在企业产权约束的条件下，一方面，国有企业由于具有非市场化功能和面临软预算约束，具有事前投资最大化和事后费用最大化倾向(易纲、林明 2003)；另一方面，金融市场不发达，利率管制，金融抑制特征明显，价格机制无法给出市场定价，使得企业投资对资本成本因素不敏感，弱化了价格型货币政策工具的作用空间，使货币当局不得不依赖于数量型和非市场化的政策工具(北京大学中国经济研究中心宏观组 2004)。

然而，自上世纪 90 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市场化改革，企业和银行经营的激励约束机制正发生着改变，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，国有企业的市场化动机日益明显，经营绩效大幅度改善，私营和外资企业的份额和作用也显著增强，<sup>①</sup>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，随着金融市场的快速发展和利率市场化改革的推进，央行通过公开市场操作影响银行间市场利率的能力在上升，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)。对此，本文讨论目前中国的利率调控对实体经济尤其是企业投资的影响程度如何，不同所有制类型的企业投资对利率变动是否存在异质性反应，市场化改革是否显著

<sup>\*</sup> 徐明东、陈学彬，复旦大学经济学院，邮政编码：200433，电子信箱：xumind@fudan.edu.cn，chenxb@fudan.edu.cn。本文为国家自然科学基金(70903013、70973028)、国家社科重点项目(09AZD019)、上海市晨光计划项目(09CG05)的阶段性成果。非常感谢匿名审稿人的宝贵意见和建议，当然文责自负。

<sup>①</sup> 根据 OECD 的统计，非农部门私营企业比重从 1998 年的 43% 提高到了 2003 年的 57% (Koivu 2009)。

弱化了国有企业的软预算约束、增强了其投资的利率敏感性?

根据货币政策传导机制理论,货币政策主要通过利率渠道(又称资本成本渠道, cost of capital channel)和信贷渠道影响企业投资(Bernanke 2007)。其中,企业投资支出对资本成本的敏感性是识别货币政策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)。实证检验中,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估计出的资本成本敏感性普遍偏低,难以得出企业投资与利率变动间清晰的关系(Gilchrist and Zakrajsek, 2007)。<sup>①</sup>所以,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敏感性。使用微观面板数据的优势不仅在于可设定时间虚拟变量和引入横截面异质性来控制宏观经济变量的内生性问题,还可以纳入更多企业资产负债表信息和金融市场摩擦因素,便于比较利率渠道和信贷渠道的相对重要性。对欧美等发达国家的经验研究表明,资本成本是影响企业投资的重要变量,利率渠道比信贷渠道更加重要,欧元区各国企业投资的资本成本长期敏感性为-0.2到-1之间(Chatelain et al., 2003; Guiso et al., 2002),美国企业投资的资本成本长期敏感性为-0.5到-1之间(Gilchrist and Zakrajsek 2007; Mojon et al., 2002)。

遗憾的是,对中国货币政策利率渠道的检验主要集中在宏观数据和VAR族模型的研究,鲜有文献基于企业数据层面的研究。<sup>②</sup>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(Maino and Laurens 2007; Mehrotra 2007);另一些研究认为,信贷渠道和利率渠道共同发挥作用,货币政策通过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)。基于宏观数据和VAR模型的研究,主要存在以下不足:一是模糊了货币政策作用的传导链条和微观机制;二是无法考察金融市场摩擦对投资的影响,难以有效比较利率渠道和信贷渠道的相对重要性;三是无法检验不同类型企业投资对资本成本反应的异质性。国内仅彭方平、王少平(2007)利用上市公司1998—2004年的数据实证检验了利率政策的微观有效性问题,但该文在研究对象(仅考虑了大型上市企业)、企业异质性特征(没有考虑不同所有制企业的异质性反应)、制度环境(没有考虑市场化改革的动态效应)等方面都有值得拓展之处。

本文基于1999—2007年全部国有及规模以上工业企业的微观数据,采用GMM动态面板方法估计了全样本以及不同所有制企业投资的资本成本敏感性,并考察了市场化改革是否增强了国有企业投资的资本成本敏感性。本研究的贡献如下:第一,首次使用全部国有及规模以上工业企业的大样本微观数据估计了国内企业投资的资本成本敏感性,最终样本包括32万多个观察值。第二,产权结构的差异可能决定了投资的激励机制、代理成本、预算软约束以及金融约束程度的差异,本文对不同所有制企业投资的资本成本敏感性和融资约束进行了估计和检验,丰富了企业动态投资行为的研究文献。第三,从市场化改革的动态效应视角,首次实证检验了市场化改革是否显著提高国内企业尤其是国有企业投资的资本成本敏感性,增强了利率作为货币政策工具的作用空间。

本文的研究结论显示:(1)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(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);(2)私营和外资企业投资对资本成本较为敏感,而国有和集体企业投资对资本成本不敏感;(3)市场化改革显著弱化了各类型企业的融资约束,但并没有显著增强各类型企业尤其国有企业投资的资本成本敏感

<sup>①</sup> 这也是真实经济周期等宏观经济模型往往隐含假设资本存量的成本弹性为-1,而不采用基于宏观数据估计的投资-利率弹性的重要原因(Chirinko et al., 1999)。

<sup>②</sup> 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; 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。

性。本文的研究结果为央行的货币政策调控、国有企业的深化改革提供了经验证据的支持。

## 二、企业投资行为与资本成本的理论模型

本文所用的企业投资-资本成本模型主要源于新古典的资本需求理论,该类模型在近年来的微观企业投资行为实证研究中得到广泛应用(Gilchrist and Zakrajsek 2007; 彭方平、王少平 2007)。根据新古典的企业投资理论,企业的投资达到最优时,企业*i*第*t*期的资本边际收益 $F_K$ 等于资本的边际成本 $UC_{it}$ ,即:

$$F_K(K_{it}, L_{it}) = UC_{it} \quad (1)$$

其中 $K_{it}$ 表示净资本存量, $L_{it}$ 表示劳动投入。

我们进一步假定不变替代弹性(CES)的生产函数如下:

$$F(K_{it}, L_{it}) = TFP_i A_i [\alpha_i K_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta_i L_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

其中 $\alpha_i + \beta_i = 1$ , $\sigma$ 是资本和劳动之间的替代弹性, $\nu$ 代表规模报酬, $TFP_i A_i$ 代表全要素生产率。

将式(2)对 $K_{it}$ 求偏导并代入式(1),并方程两边取自然对数,整理可得:

$$\ln(K_{it}) = \theta \ln(Y_{it}) - \sigma \ln(UC_{it}) + \ln(H_{it}) \quad (3)$$

其中 $\theta = \left(\sigma + \frac{1-\sigma}{\nu}\right)$ , $H_{it} = (TFP_i A_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} (\nu \alpha_i)^{\sigma}$ 。式(3)表明企业*i*在*t*时刻的资本存量 $K_{it}$ 由三种因素决定:实际产出 $Y_{it}$ 、资本成本 $UC_{it}$ 以及代表生产率等特征的变量 $H_{it}$ ,其中 $H_{it}$ 依赖于时变特征 $A_i$ 和个体特征 $TFP_i$ 。

企业投资行为本质上是动态的调整过程。本文参考已有文献的处理方法(Chirinko et al., 1999; Chatelain et al., 2003),采用自回归分布滞后模型来设定动态新古典投资模型:

$$\ln K_{i,t} = \sum_{l=1}^L \alpha_l \ln K_{i,t-l} + \sum_{m=0}^M \beta_m \ln Y_{i,t-m} + \sum_{n=0}^N \gamma_n \ln UC_{i,t-n} + \sum_{p=0}^P \eta_p \ln H_{i,t-p} \quad (4)$$

相比资本存量,我们更关心资本存量的变化,因而对式(4)进行一阶差分,并利用下述近似等式:

$$\Delta \ln K_{it} = \ln \left[ \frac{K_{it}}{K_{i,t-1}} \right] = \ln \left[ 1 + \frac{\Delta K_{it}}{K_{i,t-1}} \right] \cong \frac{\Delta K_{it}}{K_{i,t-1}} = \frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} - \delta \quad (5)$$

其中 $\Delta \ln K_{it}$ 表示资本存量 $K_{it}$ 的净增长率, $\delta$ 表示平均经济折旧率, $I_{it}$ 表示企业*i*在*t*年的投资。将式(5)代入式(4),整理可得:

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = \sum_{l=1}^L \alpha_l \frac{I_{i,t-l}}{K_{i,t-l-1}} + \sum_{m=0}^M \beta_m \Delta \ln Y_{i,t-m} + \sum_{n=0}^N \gamma_n \Delta \ln UC_{i,t-n} + \lambda_t + \eta_t + \nu_{it} \quad (6)$$

其中,时间虚拟变量 $\lambda_t$ 代表生产率增长 $\Delta \log(A_t)$ 等不可观测的时间效应, $\eta_t$ 代表生产率增长 $\Delta \log(TFP_i)$ 等不可观测的个体效应, $\nu_{it}$ 服从均值为0、方差为 $\sigma_{\nu}^2$ 、独立同分布的随机扰动项。

新古典投资理论未考虑金融摩擦对企业投资的影响,但在现实世界普遍存在金融摩擦的条件下,加入净现金-资本比率(简称净现金流比率)等金融变量可以有效增强新古典投资模型的解释能力(Chatelain et al., 2003)。根据融资约束理论(Fazzari et al., 1988),面临外部融资约束更严重的企业,其投资对内部资金(现金流)的依赖程度将更高。净现金流比率的系数所代表的投资-现金流敏感性被解释为企业外部融资约束强弱和信贷渠道是否存在的标志(Guariglia et al., 2011)。<sup>①</sup>我们引入净现金流比率,对式(6)进一步拓展可得:

<sup>①</sup> 虽然近年来投资-现金流敏感性作为企业融资约束代理变量的方法受到了质疑(Kaplan and Zingales, 1997),但Almeida et al. (2004)的研究表明,由于净现金流包含了企业未来投资机会的信息,若能有效控制企业投资机会的影响,投资-现金流敏感性仍能作为有效识别金融约束的指标。

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = \sum_{l=1}^L \alpha_l \frac{I_{i,t-l}}{K_{i,t-l-1}} + \sum_{m=0}^M \beta_m \Delta \ln Y_{i,t-m} + \sum_{n=0}^N \gamma_n \Delta \ln UC_{i,t-n} + \sum_{q=0}^Q \varphi_q \frac{CF_{i,t-q}}{K_{i,t-q-1}} + \lambda_i + \eta_i + v_{it} \quad (7)$$

式(7)为企业投资率的动态要素模型,  $\alpha_l$ 、 $\beta_m$ 、 $\gamma_n$ 、 $\varphi_q$ 为企业投资率对当期或滞后期各变量的短期反应系数。货币当局通过利率的调整一方面影响了企业的债务和股权融资成本(利率渠道),另一方面也影响了企业的净现金流和外部融资约束(信贷渠道)。所以,资本成本与净现金流比率系数的大小常被用于比较货币政策利率渠道和信贷渠道的相对有效性(Chatelain et al., 2003)。

### 三、实证模型构建与数据说明

#### (一) 模型设定与变量选择

本文主要做了三个层面的估计和检验。

第一,我们做了全样本估计和不同所有制企业的分组估计,以检验不同所有制企业的资本成本敏感性是否存在显著差异。以模型(7)为基础,用实际销售收入作为实际产出的替代变量<sup>①</sup>,并设定主要解释变量具有相同的滞后阶数,本文的动态面板基准模型设定如下:

$$I_{i,t} - k_{i,t} = \sum_{p=1}^P \alpha_p I_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \beta_p \Delta \ln S_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \gamma_p \Delta \ln UC_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \varphi_p CF_{i,t-p} - K_{i,t-p} + \lambda_i + \eta_i + v_{it} \quad (8)$$

其中  $i=1, 2, \dots, N$  表示企业家数。模型(8)中被解释变量为投资率  $I/K$ ,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;主要解释变量包括投资率滞后值、销售增长率、资本成本变动率、净现金流比率;实际销售收入增长率等于实际销售收入自然对数的差分( $\Delta \ln S$ );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。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>②</sup>,均除以各行业的工业品出厂价格指数调整为实际变量。此外,我们设定时间虚拟变量以控制宏观经济冲击等所有时间效应。

资本成本( $UC_{it}$ ,又称资本使用成本,user cost of capital)是模型中的核心变量。借鉴 Hall & 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:

$$UC_{it} = \frac{P_{st}^I}{P_{st}^C(1-\tau)} \left[ r_{it}^C - (1-\delta_{it}) \left( \frac{\Delta P_{st}^{I,t+1}}{P_{st}^I} \right) + \delta_{it} \right] \quad (9)$$

其中  $P_{st}^I$ 和  $P_{st}^C$ 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>③</sup> $r_{it}^C$ 表示企业的加权融资成本,即:

$$r_{it}^C = r_{it}^D \left( \frac{D_{it}}{D_{it} + E_{it}} \right) (1-\tau) + r_{it}^E \left( \frac{E_{it}}{D_{it} + E_{it}} \right) \quad (10)$$

① 实际销售额可能会低估实际产出,因为实际产出还包括存货投资。然而,从经济周期平滑角度,实际销售额可以作为实际产出较好的替代变量(Chatelain et al., 2003)。

② 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。

③ 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)。

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  $r_{it}^E$  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>①</sup>

实证估计中, 本文感兴趣的是模型(8)中的资本成本和净现金流比率的系数符号和显著性。一般而言, 紧缩性货币政策将引起企业资本成本的增加, 从而导致企业投资支出的减少, 所以  $\gamma_p$  的符号预期为负; 紧缩性货币政策还会降低企业的利润, 减少内部现金流, 从而抑制投资,  $\varphi_p$  的预期符号为正。由于企业投资行为是动态调整的, 所以本文除了估计上述  $\beta_p$ 、 $\gamma_p$ 、 $\varphi_p$  等当期或滞后期的短期反应系数外, 最感兴趣的是根据各变量短期反应系数计算得到长期敏感性系数。以资本成本的长期敏感性系数(long-run sensitivity, 简称 LRS)为例, 其计算公式为:

$$LRS = \frac{\sum_{p=0}^P \gamma_p}{1 - \sum_{p=1}^P \alpha_p} \quad (11)$$

不同所有制类型的企业, 其投资的资本成本敏感性可能存在显著差异。中国由于存在多种所有制类型的企业(尤其是大量存在的国有和私营企业), 是检验金融歧视和融资约束等异质性假说的理想实验场所(Guariglia et al. 2011)。产权结构的差异可能决定了企业投资的激励机制、代理成本、预算软约束程度、金融约束以及外部融资溢价的差异(Lunnemann and Thomas 2001)。国有企业和非国有企业在进行投资决策时, 其目标函数和所受到的关键约束因素是显著不同的(马君潞等 2008)。如果企业在融资约束上存在明显的“门槛效应”, 或者不同企业面临的融资成本差异很大, 那么必然会造成不同的激励, 从而使不同类型的企业采用不同的投资策略。所以, 我们预期不同所有制类型企业的资本成本敏感性可能存在显著差异。

第二, 如果分组估计发现不同所有制企业的资本成本敏感性存在显著性差异, 我们检验规模因素还是产权因素是解释这种差异的重要原因。在信息不对称的金融市场, 大型企业具有抵押物、规模、信誉、信息等优势, 往往被金融机构和其他投资者视为相对优势客户, 受到的金融约束和承担的资本成本较低。由于国有企业的平均规模显著大于私营企业<sup>②</sup>, 国有企业与非国有企业的资本成本和净现金流敏感性差异可能由于国有企业的规模较大以及资金供给方的“规模偏好”而非“所有权偏好”所致。所以, 为检验产权特征是否是决定不同所有制类型企业投资的资本成本和净现金流敏感性的重要因素, 本文采用设立交叉项的方法对规模因素的影响施加控制, 具体模型如下:

$$\begin{aligned} I_{-}K_{it} = & \sum_{p=1}^P \alpha_p I_{-}K_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \beta_p \Delta \ln S_{i,t-m} + \sum_{p=0}^P \gamma_p \Delta \ln UC_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \varphi_p CF_{-}K_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \rho_p SIZE_i \times \Delta \ln UC_{i,t-p} \\ & + \sum_{p=0}^P \chi_p OWN_i \times \Delta \ln UC_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \pi_q SIZE_i \times CF_{-}K_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \kappa_q OWN_i \times CF_{-}K_{i,t-p} + \lambda_t + \eta_i + v_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

其中,  $OWN$  表示产权虚拟变量(国有企业为 1, 非国有企业为 0),  $SIZE$  表示规模虚拟变量(大型企业为 1, 中小型企业为 0)。我们感兴趣的是参数  $\rho_p$ 、 $\chi_p$ 、 $\pi_q$ 、 $\kappa_q$  的符号及其显著性。如果  $\chi_p$  显著大于 0,  $\kappa_q$  显著小于 0, 则表明在控制了规模因素的影响后, 企业的国有产权属性是导致其投资的资本成本敏感性和融资约束较低的重要原因。

第三, 我们进一步检验市场化改革是否显著增强了各类型企业尤其是国有企业投资的资本成

<sup>①</sup> 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 et al. (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。

<sup>②</sup> 本文样本期内, 国有企业的平均资产规模为 33714.21 万元, 非国有企业的平均资产规模为 11673.89 万元。

本敏感性。理论上,如果市场化改革增强了国有企业的利润最大化目标,弱化了其事前投资最大化和事后费用最大化的倾向,弱化了软预算约束,企业投资是融资成本与投资收益等的最优权衡结果,那么资本成本的高低及其变动将影响企业的投资决策行为,市场化改革将增强国有企业的资本成本敏感性。本文设定计量模型如下:

$$I_{K_{it}} = \sum_{p=1}^P \alpha_p I_{K_{i,t-p}} + \sum_{p=0}^P \beta_p \Delta \ln S_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \gamma_p \Delta \ln UC_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \varphi_p CF_{K_{i,t-p}} + \sum_{p=0}^P \mu_p M\_index_{jt} \times \Delta \ln UC_{i,t-p} + \sum_{p=0}^P \omega_p M\_index_{jt} \times CF_{K_{i,t-p}} + M\_index_{jt} + \lambda_i + \eta_i + v_{it} \quad (13)$$

其中,  $M\_index$  表示各地区的市场化指数,用以测度市场化改革的进程。本文感兴趣的是参数  $\mu_p$  和  $\omega_p$  的符号及其显著性。如果某类型企业的  $\mu_p$  显著小于 0、 $\omega_p$  显著小于 0,则表明市场化改革增强了该类型企业投资的资本成本敏感性和弱化了其融资约束。

(二) 数据说明与描述

本文所用微观企业数据来自于 1999—2007 年全部国有及规模以上工业企业数据库。<sup>①</sup> 相比其他使用上市公司数据研究企业投资的文献,本文样本包含了大量的非上市和中小企业,更有利于识别金融约束等企业异质性信息。我们对原始数据做了如下剔除处理:(1) 仅保留营业状态的制造业企业;(2) 剔除销售收入、债务融资成本、(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)为负值的样本;(3) 删除每个变量首尾各 1% 的观测值;(4) 仅保留具有连续 5 年以上观测值的企业数据。经过上述处理,本文最终的非平衡面板样本共包含 50736 家企业,共计 324024 个观测值。我们依据企业注册类型,将企业划分为国有、私营、集体和外资 4 种类型;依据企业雇员数,将样本期内平均雇员数低于 1000 人的企业划分为中小型企业,1000 人以上的企业划分为大型企业。<sup>②</sup> 本文所使用的工业品出厂价格指数和固定资产投资价格指数、国债利率等数据来源于 CEIC 数据库,各省区的市场化指数来自樊纲等(2010)。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	全部	按所有制分类				按规模分类	
		国有企业	私营企业	集体企业	外资企业	中小型企业	大型企业
观测值	324024	36678	151696	56270	78706	293609	26994
$I_K$	0.215 [0.077] (0.456)	0.097 [0.025] (0.330)	0.256 [0.103] (0.493)	0.202 [0.070] (0.450)	0.201 [0.074] (0.427)	0.215 [0.075] (0.458)	0.203 [0.098] (0.395)
$\Delta \ln(S)$	0.108 [0.097] (0.342)	0.048 [0.048] (0.342)	0.128 [0.113] (0.343)	0.098 [0.090] (0.331)	0.107 [0.095] (0.342)	0.117 [0.104] (0.345)	0.131 [0.123] (0.295)
$CF_K$	0.305 [0.190] (0.416)	0.084 [0.054] (0.244)	0.332 [0.214] (0.408)	0.348 [0.210] (0.448)	0.326 [0.211] (0.438)	0.309 [0.192] (0.417)	0.235 [0.153] (0.330)
$UC$	0.110 [0.096] (0.123)	0.072 [0.101] (0.058)	0.115 [0.093] (0.122)	0.111 [0.098] (0.123)	0.094 [0.090] (0.046)	0.114 [0.097] (0.124)	0.097 [0.082] (0.104)

注: “[ ]” 内为变量中位数,“( )” 内为变量标准差。

① 该数据库是目前可获得的覆盖范围最广的企业数据库,有关其详细介绍可参见 Brandt et al. (2009)。

② 企业规模的划分参考了国家经贸委等五部委 2003 年发布的《中小企业标准暂行规定》(国经贸中小企[2003]143 号)。

表 1 为主要变量的描述性统计结果。样本期内,不同所有制企业的投资率、销售增长率、净现金流比率、资本成本等指标均值存在较大差异,国有企业的上述指标均为最低。其中,国有企业的净现金流比率均值仅为 8.4%,而私营、外资和集体企业的该比率均超过了 30%,这种差异被解释为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,也被认为是国有企业还存在软预算约束的证据(Guariglia et al., 2011);国有企业的资本成本仅为 7.2%,远低于私营企业的 11.5%。若从企业名义债务融资成本(利息支出/债务总额)的时序数据来看(见图 1),国有企业的融资成本最低,与私营企业平均相差 1.2 个百分点以上,且差距在样本期内继续扩大。从不同规模企业的指标来看,大型企业具有较低的融资成本和净现金流比率,但其销售增长率和投资率与中小型企业相差不大,名义债务融资成本比中小型企业低约 0.8 个百分点,这种差距在样本期间内基本稳定。

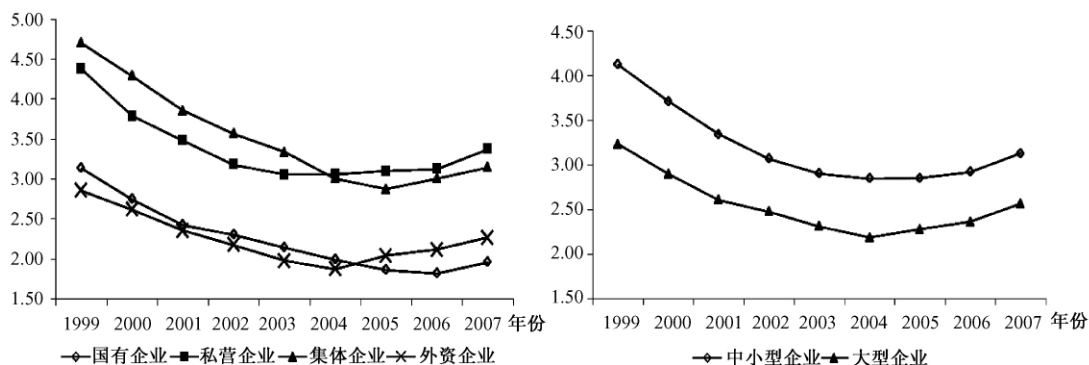


图 1 不同类型企业平均名义债务融资成本(利息支出/债务总额,单位:%)

数据来源:经笔者计算,原始数据来源于中国国家统计局全部国有及规模以上工业企业数据库。

#### 四、估计结果与分析

由于估计方程中含有被解释变量的滞后项,通常的 OLS 与固定效应模型估计均是有偏估计,所以本文采用了 Arellano & Bond(1991)提出的 GMM 一阶差分动态面板估计方法(简称 A-B 估计)。该方法的基本思想是在 Anderson & 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。

模型估计中还需考虑其他一些变量内生性问题。(1) 固定资产投资的增加会影响当期或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。为谨慎起见,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,当企业当期投资规模增加较多时,银行可能会提高企业的贷款利率,导致企业的当期融资成本上升,所以,本文将资本成本设定为内生变量(endogenous variable)。而企业投资规模的增加,可能导致未来期的产能、销售收入和净现金流增加,所以,本文将企业销售增长率和净现金流比率设定为前定变量(predetermined variable)。(2) 投资机会测量误差导致的内生性。销售增长主要代表过去和现在的状况,当用其来衡量未来的投资机会则可能存在偏差。对此,本文采用时间虚拟变量与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)。

<sup>①</sup> Arellano & 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。

<sup>②</sup> 样本企业 2002—2003 年的部分行业代码发生改变,本文参考了 Brandt et al. (2009) 的相关处理办法。

为确保模型估计的有效性,本文做了 Sargan 过度识别和序列相关检验。<sup>①</sup>关于估计模型中解释变量滞后阶数的选取,本文尝试使用了多种滞后阶数进行检验,经验识别支持3阶最优(以二阶相关系数和 Sargan 统计量较小为判断标准)。

(一) 全样本回归结果

表 2 企业投资的资本成本敏感性估计结果(全样本)

被解释变量: 企业投资率( $I_{K_t}$ )							
	(1) A-B	(2) A-B	(3) A-B	(4) A-B	(5) A-B	(6) OLS	(7) FE
$I_{K_{t-1}}$	-0.065*** (-17.39)	-0.053*** (-12.56)	-0.057*** (-12.96)	-0.070*** (-15.75)	-0.067*** (-15.04)	-0.017*** (-5.59)	-0.368*** (-131.50)
$I_{K_{t-2}}$	0.001 (0.32)	0.010*** (2.99)	0.004 (1.24)	-0.003 (-0.80)	-0.000 (-0.08)	0.037*** (13.71)	-0.203*** (-75.44)
$CF_{K_t}$	0.613*** (43.48)		0.681*** (40.47)	0.606*** (37.03)	0.616*** (37.14)	0.303*** (52.21)	0.407*** (95.17)
$CF_{K_{t-1}}$	0.083*** (10.95)		0.081*** (9.71)	0.085*** (9.71)	0.088*** (9.98)	-0.031*** (-5.25)	0.175*** (37.00)
$CF_{K_{t-2}}$	0.034*** (5.51)		0.034*** (5.15)	0.040*** (5.73)	0.037*** (5.12)	-0.022*** (-4.29)	0.161*** (33.21)
净现金流长期系数	0.686***	-	0.756***	0.681***	0.694***	0.255***	0.473***
$\Delta \ln(S_t)$	0.161*** (27.41)	0.159*** (22.94)		0.150*** (22.14)	0.149*** (21.95)	0.116*** (30.17)	0.074*** (19.76)
$\Delta \ln(S_{t-1})$	0.067*** (14.23)	0.067*** (11.43)		0.059*** (10.55)	0.058*** (10.41)	0.065*** (18.47)	0.035*** (9.22)
$\Delta \ln(S_{t-2})$	0.026*** (7.34)	0.034*** (7.48)		0.026*** (6.13)	0.027*** (6.34)	0.050*** (16.10)	0.009*** (2.69)
销售增长长期系数	0.239***	0.249***	-	0.219***	0.219***	0.236***	0.075***
$\Delta \ln(UC_t)$		-0.070** (-2.31)	-0.004 (-0.15)	-0.017 (-0.61)	-0.012 (-0.64)	-0.021*** (-3.47)	-0.036*** (-5.60)
$\Delta \ln(UC_{t-1})$		-0.027* (-1.71)	-0.017* (-1.68)	-0.021* (-1.77)	-0.020* (-1.79)	-0.019*** (-3.29)	-0.036*** (-5.66)
$\Delta \ln(UC_{t-2})$		-0.037*** (-3.16)	-0.021** (-1.95)	-0.024** (-2.24)	-0.027*** (-2.90)	-0.033*** (-5.79)	-0.048*** (-8.28)
资本成本长期系数		-0.128***	-0.040**	-0.058**	-0.055***	-0.074***	-0.076***
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	否	是	是
观测值	168395	125156	125156	125156	125156	175874	175874
Sargan(p 值)	0.124	0.187	0.247	0.199	0.125	-	-
AR(2)(p 值)	0.979	0.947	0.817	0.802	0.946	-	-

注: (1) 括号内为 t 或 z 值, \*, \*\*, \*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 显著性水平; 为节省篇幅, 本文仅报告了二阶序列相关检验结果。(2) 各变量长期敏感性的计算参见公式(11), 其显著性依据各期估计系数的联合检验卡方( $X^2$ ) 值判断。以上说明下同。

表 2 为模型(8)的全样本回归结果。<sup>②</sup>其中(1)-(5)列是采用 A-B 动态面板方法的估计结果。在 10% 显著性水平上, 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。此外, 为对比不同

<sup>①</sup> 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。

<sup>②</sup> Arellano & 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-纠偏-稳健型估计结果。



估计方法的差异,本文仍报告了 OLS 和固定效应模型的估计结果(见(6)、(7)列)。

估计结果显示,中国工业企业投资的资本成本敏感性显著为负,但存在一定滞后性,说明货币政策通过影响企业资本成本的渠道对企业的投资决策行为具有一定影响。从列(2)一(4)来看,与基准模型结果(列(4))相比,当回归模型中不包括净现金流变量时,资本成本敏感性明显高估,而不包括销售增长变量对资本成本系数的影响相对较小。这表明,利率上升不仅提高了企业的融资成本,同时利息费用的上升还会导致其净利润的下降,减少了其净现金流量,即资本成本和净现金流量是相关的,如果忽略这种相关性,将可能导致资本成本敏感性的过高估计(Guiso et al. 2002)。

同欧美等发达国家相比,中国企业投资的资本成本敏感性较低,而净现金流敏感性则较高。研究显示,欧元区各国企业投资的资本成本长期系数多为-0.2到-1之间,而净现金流长期系数为0.05到0.30之间(Chatelain et al. 2003; Guiso et al. 2002),美国企业投资的资本成本长期系数为-0.50到-1.0之间(Gilchrist and Zakrajsek 2007; Mojon et al. 2002)。中国企业投资的资本成本当期敏感性虽然为负,但统计上不显著,长期敏感性为-0.058,表示资本成本每上升1%,企业的投资率长期仅下降0.058个百分点;而净现金流的当期系数高达0.606,长期系数为0.681,表示净现金流每下降1个百分点,企业的投资率当期下降0.606个百分点,长期下降0.681个百分点。

中国企业偏高的净现金流系数和偏低的资本成本系数反映出货币政策对企业投资的影响是有效的,但相比之下信用渠道占主导地位。一方面,企业对现金流敏感系数比较高,表明现金流是影响企业投资的重要变量。按照融资约束理论,说明企业投资受到较严重的融资约束,存在金融自给现象。由于官方贷款基准利率与黑市借贷利率关联较弱,当货币政策紧缩时,企业的金融自给程度会上升,可能加剧企业(尤其是私营企业)从非正规金融(如民间借贷)融资的行为(Koivu 2009)。另一方面,什么原因导致企业投资对资本成本的敏感系数较低?对此问题的解释,我们需要进一步从不同所有制企业的结构差异和市场化改革的动态视角进行检验。

## (二) 按所有制类型的分组回归结果

表3为模型(8)对不同所有制企业的分组回归结果(仅列出长期系数)。从净现金流系数来看,私营企业的净现金流长期系数最大(0.792),国有企业最小(0.416),集体企业和外资企业介于中间。其解释是,国有企业一方面不仅需要实现经济目标,还需要实现政治和社会目标,另一方面,国有企业由于具有更多的抵押资产、更长的信贷历史以及更高的政府救助概率,而被银行视为风险更低的优质客户,受到了各级政府以及商业银行的资金优待,使得国有企业面临更少的融资约束。比例最大的私营企业,面临金融机构的金融歧视、获得外部资金的机会有限,主要依赖远高于国有企业的销售增长得到的净现金流为投资融资,实现“销售高速增长→丰裕内部资金→高投资”的循环发展。然而,随着劳动力成本的上升、汇率的升值、竞争压力的增大,私营企业产生利润和净现金流的能力下降,其高速增长可能将受到显著的约束(Guariglia et al. 2011)。

从资本成本系数来看,私营和外资企业的投资对资本成本敏感,长期反应系数分别为-0.172和-0.131,而国有和集体企业的投资对资本成本是不敏感的。这表明,资本成本仍不是影响国有和集体企业投资的重要因素。根据企业投资理论,若企业以利润最大化为经营目标,则存在信贷配给的企业其投资的资本成本敏感性应该低于非配给企业(Guiso et al. 2002)。同私营企业相比,国有企业受到的融资约束和信贷配给最低,但其投资对净现金流和资本成本都相对不敏感,间接表明国有企业仍显著存在事前投资最大化和事后费用最大化的倾向。此外,市场化改革伴随着国有企业在部分行业垄断优势的增强,行政管制仍是引导国有企业行为的重要力量,绩效考核导致国有企业普遍存在的规模扩张冲动等,这些因素也会弱化国有企业对资金成本的敏感性。控制行业与时间虚报变量的交叉项后,私营企业投资的资本成本敏感性明显提高,表明对于高增长的私营企业而言,当期的销售增长难以有效识别其未来投资机会,若不控制未来投资机会将会导致较大偏误。

表 3 不同所有制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( $I_{K_t}$ )								
	(1) 国有	(2) 私营	(3) 集体	(4) 外资	(5) 国有	(6) 私营	(7) 集体	(8) 外资
净现金流长期系数	0.416***	0.792***	0.671***	0.489***	0.401***	0.769***	0.601***	0.480***
销售增长长期系数	0.025*	0.264***	0.222***	0.190***	0.017*	0.262***	0.213***	0.191***
资本成本长期系数	0.044	-0.125***	0.077	-0.138**	0.030	-0.172***	-0.029	-0.131*
时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量 × 时间虚拟变量	否	否	否	否	是	是	是	是
观测值	12958	60979	18419	32596	12958	60979	18419	32596
Sargan(P 值)	0.724	0.992	0.275	0.648	0.528	0.534	0.262	0.567
AR(2) (P 值)	0.068	0.739	0.22	0.235	0.101	0.750	0.32	0.563

表 4 控制规模特征后不同所有制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( $I_{K_t}$ )					
	(1) OWN	(2) SIZE	(3) OWN + SIZE	(4) OWN + SIZE	(5) OWN + SIZE
$\Delta \ln(UC_t) \times OWN$	0.035* (1.86)			0.041** (2.12)	0.032* (1.67)
$\Delta \ln(UC_{t-1}) \times OWN$	0.044*** (3.00)			0.043*** (2.91)	0.038** (2.53)
$\Delta \ln(UC_{t-2}) \times OWN$	0.041*** (2.61)			0.040** (2.50)	0.037** (2.32)
$CF_{K_t} \times OWN$	-0.215*** (-4.19)		-0.270*** (-5.11)		-0.207*** (-4.03)
$CF_{K_{t-1}} \times OWN$	-0.112*** (-3.99)		-0.133*** (-4.68)		-0.107*** (-3.82)
$CF_{K_{t-2}} \times OWN$	-0.025 (-1.00)		-0.039 (-1.53)		-0.025 (-0.98)
$\Delta \ln(UC_t) \times SIZE$		0.021 (1.13)		0.010 (0.51)	0.014 (0.77)
$\Delta \ln(UC_{t-1}) \times SIZE$		0.035** (2.40)		0.025* (1.66)	0.029* (1.92)
$\Delta \ln(UC_{t-2}) \times SIZE$		0.025* (1.70)		0.015 (1.01)	0.019 (1.23)
$CF_{K_t} \times SIZE$		0.055 (0.71)	-0.068 (-0.67)		0.041 (0.53)
$CF_{K_{t-1}} \times SIZE$		-0.033 (-0.99)	-0.070* (-1.76)		-0.035 (-1.05)
$CF_{K_{t-2}} \times SIZE$		0.027 (1.02)	0.014 (0.48)		0.026 (0.99)
观测值	125156	125156	125156	125156	125156
Sargan(P 值)	0.209	0.169	0.286	0.401	0.536
AR(2) (P 值)	0.916	0.966	0.934	0.922	0.939

注: 表中各列均控制了时间虚拟变量以及行业与时间虚拟变量的交叉项(下同)。

(三) 企业规模、所有制与企业投资的资本成本敏感性

表 4 为模型(12)采用交叉项控制了企业规模和产权特征后的估计结果(为节省篇幅,仅列出了交叉项估计系数)。当控制了规模特征后,国有企业投资的资本成本和净现金流敏感性仍显著

低于非国有企业；当控制了产权特征后，大型企业投资的资本成本敏感性显著低于中小型企业，而净现金流的敏感系数却不存在显著差异。这反映出，一方面，同规模特征相比，所有制是影响企业投资决策异质性行为更为重要的变量，不同所有制企业在目标和约束上仍可能存在显著差异；另一方面，商业银行的贷款供给“产权偏好”强于“规模偏好”，同等规模下，国有企业会享有更大的融资优势，能用比较低成本拿到比较多的贷款，而民营企业用比较高的成本拿到比较少的贷款（北京天则经济研究所课题组 2011）。该结论在列（1）-（5）的多种组合估计中都非常稳健。

#### （四）市场化改革与企业投资的资本成本敏感性

表 5 的估计结果显示（为节省篇幅，仅列出了交叉项估计系数），各类型企业的市场化指数与净现金流交叉项系数均显著为负，而与资本成本的交叉项系数除民营企业外均不显著。显著为负的净现金流交叉项系数表明，虽然目前民营企业和中小企业仍普遍存在融资难问题，但从时间趋势上看，市场化改革显著弱化了各类型企业的融资约束。对民营企业而言，市场化指数与资本成本的交叉项系数甚至有两期显著为正，表明其投资的资本成本敏感性反而下降了。

表 5 市场化改革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 ( $I_{K_t}$ )								
	(1) 国有	(2) 私营	(3) 集体	(4) 外资	(5) 国有	(6) 私营	(7) 集体	(8) 外资
$\Delta \ln(UC_t) \times M\_index$	0.000 (0.06)	0.013** (2.56)	-0.005 (-0.38)	-0.005 (-0.64)	0.008 (1.19)	0.013** (2.51)	0.011 (1.09)	-0.006 (-0.73)
$\Delta \ln(UC_{t-1}) \times M\_index$	0.001 (0.12)	0.001 (0.12)	0.001 (0.13)	0.005 (0.80)	0.004 (0.70)	0.002 (0.48)	0.013 (1.48)	0.002 (0.27)
$\Delta \ln(UC_{t-2}) \times M\_index$	-0.003 (-0.38)	0.010** (2.19)	0.000 (0.03)	0.003 (0.42)	0.004 (0.57)	0.010** (2.37)	0.011 (1.35)	-0.000 (-0.03)
$CF_{K_t} \times M\_index$					-0.051** (-2.34)	-0.043*** (-4.09)	-0.043*** (-2.83)	-0.022 (-1.59)
$CF_{K_{t-1}} \times M\_index$					-0.006 (-0.49)	-0.022*** (-4.30)	-0.016** (-2.10)	-0.014** (-2.09)
$CF_{K_{t-2}} \times M\_index$					-0.010 (-0.85)	-0.002 (-0.40)	-0.001 (-0.09)	0.008 (1.37)
观测值	12958	60979	18419	32596	12958	60979	18419	32596
Sargan(P 值)	0.657	0.179	0.097	0.512	0.940	0.420	0.181	0.379
AR(2)(P 值)	0.105	0.810	0.028	0.284	0.125	0.643	0.043	0.715

为什么市场化改革并没有显著增强各类型企业尤其是国有企业投资的资本成本敏感性？本文认为，利率管制和管制利率的低估割裂了企业投资和融资间的联系，是其重要的制度性原因。1996年开始的利率市场化改革虽已取得了较大进展，但 2004 年后存贷款利率自由化的步伐几乎停滞了，仍实行“存款上限、贷款下限”的管制。与管制利率特征伴随的是中国的实际利率长期明显低估（Conway et al. 2010），压低了资金价格，金融抑制特征明显。“利率管制 + 管制利率低估”，割裂了企业投资与融资间的联系，如果扭曲的融资成本低于投资收益（受实际经济增长率等影响），则易导致企业投资饥渴与投资过度现象（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。这对金融约束较低、享受低融资成本的国有企业来说，尤其明显。而且存贷款利率的管制导致了市场利率与官方利率并存的利率双轨制模式，创造了资金套利空间，加剧了资金市场的二元结构特征。尤其在货币政策紧缩期，存贷款基准利率的调整幅度往往低于物价上涨速度，实际管制利率进一步下降（甚至为负），而信贷规模控制和存款准备金调整等总量紧缩政策又加剧了信贷配给程度，市场利率上升，管制利率与市场利率的套利空间拉大，加剧了“国有企业低成本从正规金融渠道融资、民营企业高成本从非正规金融渠道融资”的资金市

场异象<sup>①</sup>也使得政策当局提高利率杠杆对企业投资的影响较小。此外,近年来中国持续大规模顺差导致的金融市场尤其是银行业流动性过剩,使得市场资金价格相对低廉,也限制了商业银行提高实际贷款利率到基准利率之上的能力,同时经济的持续高速发展伴随的相对高投资收益预期,也显著影响了企业的投融资决策,弱化了投资对资本成本的敏感性。

## 五、稳健性检验

为确保估计结果的有效性,除采用上述估计中模型识别和变量控制等措施外,我们还做了多项稳健性检验。

首先,企业产权类型的重新定义。我们按实收资本中国有、私营、集体和外资投资比例重新划分产权类型。依据股权大多数原则,如果某企业某年国有资本所占比例超过50%,则将其归为国有企业。<sup>②</sup>我们按重新划分的企业类型进行回归,结果显示(为节省篇幅未列出估计结果),本文结论基本稳健。

其次,使用不同的资本成本度量指标。本文的样本企业主要是非上市企业,其外部融资主要是银行贷款,前文以长期国债收益率作为股权融资成本的替代变量是否有效值得检验。我们使用债务利息成本(利息支付/负债总额)作为加权融资成本的替代变量重新计算了资本成本。估计结果显示(为节省篇幅未列出),不论是全样本还是分所有制企业的分组估计,资本成本和净现金流的长期系数在符号、显著性以及绝对值与前文的估计都很接近。

第三,使用不同的市场化程度指标。我们假定各地区的市场化程度呈线性增强趋势,使用时间趋势变量作为市场化程度的替代变量。检验结果仍显示,市场化改革没有增强各类型企业尤其国有企业的资本成本敏感性(为节省篇幅未列出估计结果)。

## 六、结论和建议

本文结合中国市场化改革的制度特征,使用1999—2007年全部国有及规模以上工业企业数据库,采用GMM动态面板方法实证检验了全样本以及不同所有制企业投资对资本成本的敏感性,并考察了市场化改革是否显著增强了国有企业投资的资本成本敏感性。研究表明:(1)虽然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;(2)不同所有制企业投资的资本成本敏感性存在显著差异,私营和外资企业对资本成本较为敏感,而国有和集体企业对资本成本不敏感;(3)市场化改革显著弱化了各类型企业的融资约束,但并没有显著提高各类型企业尤其国有企业的资本成本敏感性。

目前中国利率传导机制不畅通的重点环节在企业投资,货币政策通过影响资本成本从而影响企业投资决策的机制仍比较微弱,相比之下信用渠道占主导地位。双轨制的利率模式(市场利率与管制利率并存)和管制利率的低估,一方面扭曲了利率的价格信号作用,扭曲和割裂了企业的投资与融资决定,另一方面客观上创造了资金套利空间,加剧了资金市场的二元结构特征。这也是导致国有企业投资对资本成本不敏感,市场化改革并未提高各类型企业投资的资本成本敏感性的重要制度性原因。加快利率市场化的步伐和继续深化国有企业的改革是提高价格型货币政策工具有效性的必要途径。

<sup>①</sup> 2011年,随着国内通胀压力的增强、总量控制的货币紧缩政策的实施,资金市场二元结构特征异常明显,甚至出现了民间高利贷热潮、国有企业从银行低成本获得资金然后高利率放贷套利的现象。

<sup>②</sup> 按照Ding et al. (2010)的办法,所有法人实体被归入私营企业。

参考文献

- 北京大学中国经济研究中心宏观组 2004 《产权约束、投资低效与通货紧缩》，《经济研究》第 9 期。
- 北京天则经济研究所课题组 2011 《国有企业的性质、表现与改革》，研究报告。
- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏 2010 《中国市场化指数》，经济科学出版社。
- 蒋瑛琨、刘艳武、赵振全 2005 《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》第 5 期。
- 李增泉、辛显刚、于旭辉 2008 《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》第 1 期。
- 马君潞、李泽广、王群勇 2008 《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》第 1 期。
- 彭方平、王少平 2007 《我国利率政策的微观效应——基于动态面板数据模型研究》，《管理世界》第 1 期。
- 万东华 2009 《一种新的经济折旧率测算方法及其应用》，《统计研究》第 10 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。
- 易纲、林明 2003 《理解中国经济增长》，《中国社会科学》第 2 期。
- 周小川 2011 《建立符合国情的金融宏观调控体系》，《中国金融》第 14 期。
- 周英章、蒋振声 2002 《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》第 9 期。
- Almeida H. , M. Campello , and M. S. Weisbach , 2004 , “The Cash Flow Sensitivity of Cash” , *Journal of Finance* , Vol. 59. No. 4 , 1777—1804.
- Anderson T. W. , and C. Hsiao , 1982 , “Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data” , *Journal of Econometrics* , Vol. 18 , No. 1 , 47—82.
- Arellano M. , and S. Bond , 1991 , “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations” , *Review of Economic Studies* , Vol. 58 , No. 2 , 277—297.
- Bernanke , C. B. S. , 2007 , “The Financial Accelerator and the Credit Channel” , Speech at the Credit Channel of Monetary Policy in the Twenty-first Century Conference , Federal Reserve Bank of Atlanta , Atlanta , Georgia.
- 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.
- 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 , 73—83.
- 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 , 53—80.
- Conway P. , R. Herd , and T. Chalaux , 2010 , “Reforming China’s Monetary Policy Framework to Meet Domestic Objectives” , OECD Economics Department Working Paper , No. 822.
- Ding S. , A. Guariglia , and J. Knight , 2010 , “Does China Overinvest? Evidence From a Panel of Chinese Firms” , Oxford University Working Paper , No. 520.
- 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 , 141—206.
- 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 , No. 13174.
- 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 , 79—94.
- Guiso , L. , A. K. Kashyap , F. Panetta , and D. Terlizzese , 2002 , “How Interest Sensitive is Investment?” , Chicago University Working Paper.
- Hall , R. E. , and D. W. Jorgenson , 1967 , “Tax Policy and Investment Behavior” , *American Economic Review* , Vol. 57 , No. 3 , 391—414.
- Kaplan , S. N. , and L. Zingales , 1997 , “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” , *Quarterly Journal of Economics* , Vol. 112 , No. 1 , 169—215.

(下转第 101 页)

*American Statistical Association* , 97 , 1167—1179.

Stock , J. H. , and M. W. Watson , 2008 , “Phillips Curve Inflation Forecasts” , Working Paper Series 14322 , National Bureau of Economic Research

West , K. D. , 1996 , “Asymptotic Inference About Predictive Ability” , *Econometrica* , 64 , 1067—1084.

## Real-time Inflation Forecasting and Its Applicability of Phillips Curve to China

Zheng Tingguo , Wang Xia and Su Na

( Wang Yanan Institute for Studies in Economics , Xiamen University )

**Abstract:** From the perspective of real-time analysis , this paper , based on the final estimates , quasi-final estimates , and real-time estimates of China's quarterly output gap derived from six detrending methods , constructs four kinds of forecasting models to predict China's inflation rate , analyzes the effects of output gap revision and variations in lag length on inflation forecasting , and further evaluates the usefulness of output gap for predicting inflation and the applicability of Phillips curve in inflation forecasting. The results show that the predicted inflation values in real time are less accurate than those based on final data , and the introducing of time-varying lag lengths has more important effects than output gap revision on forecast accuracy. More importantly , although output gap estimates appear to be quite useful for predicting inflation in final data analysis , it does not provide any useful information in real time forecast , which means the “output-inflation” type of Phillips curve is not suitable for China's inflation forecast.

**Key Words:** Inflation Forecast; Phillips Curve; Output Gap; Real-time Data

**JEL Classification:** C32 , E32 , E52

( 责任编辑:成 言)( 校对:昱 莹)

( 上接第 52 页)

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 , 455—470.

Lunnemann , P. , and M. Thomas , 2001 , “Monetary Transmission: Empirical Evidence From Luxembourg Firm-Level Data” , European Central Bank Working Paper , No. 111.

Maino , R. , and B. Laurens , 2007 , “China: Strengthening Monetary Policy Implementation” , International Monetary Fund Working Paper , No. 200.

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 , 188—210.

Mojon , B. , F. Smets , and P. Vermeulen , 2002 , “Investment and Monetary Policy in the Euro Area” , *Journal of Banking and Finance* , Vol. 26 , No. 11 , 2111—2129.

## Corporate Investment and the Cost of Capital: Evidence from China

Xu Mingdong and Chen Xuebin

( School of Economics , Fudan University )

**Abstract:** Based on the neoclassical model and NBS database over the period 1999—2007 , this paper uses GMM dynamic panel method to estimate the price sensitivity of business investment in China , and checks whether market-oriented reforms significantly increase the response of SOE's investment to its capital cost. The results show that: ( 1 ) The capital cost sensitivity of investment is significantly negative , but very small compared to the net cash flow coefficient. ( 2 ) Investments of private and foreign enterprises are sensitive to capital cost , while the state-owned and collective enterprises' are yet not. ( 3 ) Market-oriented reforms markedly weaken the financing constraints of all business types , but do not improve the capital cost sensitivity , especially SOE's. Accelerating the pace of interest rate liberalization and deepening the reform of SOE are necessary for improving the effectiveness of price-based monetary policy tools.

**Key Words:** Corporate Investment; Capital Cost Sensitivity; Interest Rate Channel; Credit Channel

**JEL Classification:** E22 , E43 , E52

( 责任编辑:晓 喻)( 校对:晓 鸥)