

融资约束对企业生产率的影响^①

——基于系统 GMM 方法的国企与民企差异检验

何光辉¹ 杨咸月²

(1. 复旦大学经济学院; 2. 上海社会科学院部门经济研究所)

【摘要】 本文基于 2003~2009 年中国制造业上市公司面板数据, 运用附加融资约束变量的增广生产函数和系统广义矩估计方法, 研究国企和民企资金可获得性在影响生产率方面的差异。结果发现, 上市公司生产率从总体上看不受制于内源融资, 但按所有制分类后, 只有民企存在融资约束并显著影响生产率, 生产率高的民企通常拥有充裕的内源资金; 进一步按流动性与负债状况分类后仍不改变结论, 而且流动性差、负债率高的民企所受约束更加严重。

关键词 融资约束 生产率 国有企业 民营企业

中图分类号 F832.4 文献标识码 A

The Effect of Financial Constraints on Productivity in China

Abstract : Finance plays an important role in firms' real activities and further in productivity. Based on the panel data of Chinese manufacturing listed firms during 2003~2009, the article estimates production functions augmented the financial constraint variable by system GMM to study the different effect of accessibility of funds on productivity between state owned and private owned firms. We find that the productivity of listed firms as a whole is not influenced by the internal finance. If the firms are split into two subsamples by state-owned and private-owned ones, only the former are financially constrained which affects their output. Private owned firms with higher productivity generally have more internal funds. These results are not changed if the both types of the firms are further classified by liquidity and liability. Furthermore, private-owned firms with illiquidity or with high liability ratio have more severe effect of financing constraints.

Key words : Financial Constraints; Productivity; State-Owned Firms; Private-Owned Firms

^① 本文获得 2011 年度上海市浦江人才项目资助。

引 言

融资难是民营企业面临的一大难题,在央行紧缩货币政策时尤为突出。2011年以来,一些温州民营企业倒闭更凸显这一问题的严峻性,已引起决策部门高度重视,一些应对措施陆续出台。事实上,只有把民企和国企放在相同背景中,从生产率角度进行比较分析,通过提高我国金融资源配置效率方式才能解决民营企业融资难问题。

企业难以从外部正规渠道获得资金的融资难现象在 Fazzari 等 (1988) 的经典文献中被称为融资约束,在金融市场不完善的情况下,企业无法以正常的融资成本获得外部资金,导致融资不足,可能错失最佳投资机会,投资决策不得不依赖内部资金积累。除了对投资产生不利影响外,融资约束还会影响企业的存货投资 (Carpenter 等, 1998)、就业 (Benito 和 Hernando, 2007)、研发活动 (Brown 等, 2009) 等。受融资约束的企业在资金不足时无法对其经营活动做出最优决策,由此可能会扭曲其资源配置并降低生产率。这些企业如果能够获得额外融资将有助于其优化经营行为,从而提高生产率;而不受融资约束的企业由于可随时从外部市场获得所需资金,其生产率不受融资因素影响,从而使得 MM 定理成立 (Modigliani 和 Miller, 1958)。

基于上述文献以及中国不同所有制企业所面临的融资现状,本文从企业生产率与内源资金积累之间的依赖关系这一新视角,以 2003~2009 年中国制造业上市公司为样本,运用附加融资约束变量的增广生产函数和系统广义矩 (GMM) 估计方法,研究国有企业和民营企业在融资约束方面是否存在差异,即资金可获得性是否显著影响企业生产率。本文发现,从总体上看,企业生产率不受制于其内源融资;但如果将其分成国有企业与民营企业,民营企业存在融资约束并显著影响其生产率,内源融资能力越强的民营企业生产率越高。国有企业不存在这一问题。生产率显著依赖于内部资金积累的民营企业一旦内源融资不足,在外部融资存在难度的情况下,其生产率必将受到拖累,进而拖累我国总体经济发展。进一步按照流动性与负债状况分别进行分类后仍然不影响这一结论。并且流动性差、负债率高的民营企业生产率对现金流的敏感性更高。这些结论并不因为生产函数中是否控制了规模变量和 (或) 滞后 1 期被解释变量而改变,考虑流动性与负债状况异质性本身也进一步证实本文结论是稳健的。国企和民企的这种反差与理论相悖,不能简单地归因于国内市场发育不完善,应该从打破金融分割的角度寻找突破,因为源于不完全金融市场的融资约束应当适用于所有企业,不应该在国企和民企之间存在显著差异。

一、文献综述

大量研究表明,金融市场因信息不对称和代理问题而引起的融资约束对企业经营活动如固定资产投资 (Fazzari 等, 1988)、存货投资 (Carpenter 等, 1994、1998) 以及就业 (Nickell 和 Nicolitsas, 1999; Benito 和 Hernando, 2007) 产生显著影响。这是由于面临融资约束的企业难以从外部获得所需资金;即便能够从外部融得全部或部分资金,也不得不付出相对高昂的融资成本 (Myers 和 Majluf, 1984),使得受融资约束的企业主要依赖内源资金。这样,企业不能选择最优资本结构,从而不能对其经营活动做出最优决策。因而,受融资约束的企业在资金短缺时可能不得不放弃有利可图的投资机会,由此可能会扭曲其资源配置效率并降低生产率。此外,如果缺乏相应的融资支持,企业希望通过研发活动来提高其生产率的愿望可能无法实现。研发项目可能因风险高且价值具有无形特性而难以从银行获得融

资 (Brown 等, 2009)。

与融资约束对企业投资影响的丰富文献相比, 有关融资与企业生产率之间关系的微观研究在国际上不是很多, 国内则更少。

多数研究认为外部资金可获得性有助于提高企业生产率。Gatti 和 Love (2008) 运用比利时企业的截面数据检验了信贷获得性对全要素生产率的影响, 信贷获得性变量用企业是否拥有信用额度或透支便利的虚拟变量替代, 解释变量包括企业规模、行业、所有权性质和企业其他特征。研究发现信贷获得性与企业全要素生产率呈显著的正向关系。Nickell 和 Nicolitsas (1999) 在 C-D 生产函数中加入融资变量来检验融资与生产率之间的关系。研究采用英国面板数据考察了以借款比率表示的财务压力、就业和工资对企业生产率的影响。他们发现借款比率对产出资本比率存在微小的正向影响。Harris 和 Trainor (2005) 采用类似方法, 利用北爱尔兰工业面板数据研究了政府资本补贴对生产率的影响, 对获得补贴与没有补贴企业进行比较, 发现政府资本给予对制造业生产水平产生显著的正向影响。Schiantarelli 和 Sembenelli (1997) 认为英国和意大利企业生产率正向依赖于债务期限长度, 长期债务可能有助于提高生产率。Ayyagari 等 (2010) 认为, 尽管中国正规金融体系发展不足, 且企业主要靠内源融资, 但正规金融机构融资与生产率较快增长相关, 而其他可替代渠道融资对企业没有这样的积极效应。Guan 和 Lansink (2006) 用 Malmquist 生产率增长指数度量丹麦农场绩效, 发现长期债务增加了农场生产率增长。Badia 和 Sloomakers (2009) 提供的证据表明爱沙尼亚的融资约束与微观企业生产率存在联系。研究发现其样本中大量企业特别是新企业和高负债企业存在某种程度的融资约束; 融资约束在大多数部门并没有降低企业生产率, 但显著降低了研发部门的企业生产率, 这是由于研发部门需要持续新增资金以确保跟踪最新技术所需资金以及研发前沿技术的投资。

还有一部分研究认为债务融资对生产率没有帮助甚至产生负的影响。Nucci 等 (2005) 运用意大利企业面板数据探讨了企业资本结构与其全要素生产率之间的关系。研究构建了全要素生产率模型: 全要素生产率是企业杠杆、无形资产与总资产比率、以及其他控制变量的函数, 并认为企业杠杆与生产率存在负向关系, 短期债务占比和流动性越低的企业, 这种负向关系越强, 结论是债务融资对生产率没有帮助。与 Nucci 等 (2005) 的结论一致, Pushner (1995) 认为日本企业的杠杆与生产率之间存在很强的负向关系。Smith 等 (2004) 对丹麦企业的研发活动资金来源及其生产率之间的关系进行了分析, 发现研发活动借助公共资金与借助自有资金的企业生产率不存在显著差异, 意味着只要生产率促进活动有其他融资渠道, 政府的直接资金资助并不必然增加企业生产率。

而 Nunes 等 (2007) 利用葡萄牙企业面板数据分析了企业杠杆与劳动生产率的关系, 发现两者之间是非线性的, 杠杆倾向于负向影响劳动生产率低的企业, 而对劳动生产率高的企业产生正向影响。

总之, 上述研究表明内部、外部资金可获得性与企业生产率存在重要联系。然而, 就作者所知, 上述研究在国内非常少见, 国内研究主要集中在融资约束、金融发展等对企业投资的影响。如郑江淮等 (2001) 从股权结构的角度, 运用最小二乘法, 分年度对上市公司投资的融资约束状况进行估计, 发现国家股比重越低的上市公司没有明显受到外源融资约束, 而国家股比重越高的上市公司受到了外源融资约束。饶华春 (2009) 运用欧拉方程考察了中国金融发展对企业融资约束的影响, 认为中国上市公司普遍存在融资约束, 金融发展有助于降低企业的融资约束水平, 民营上市公司的融资约束较国有上市公司得到更明显的缓解。王家

庭等(2010)运用随机前沿方法研究了我国上市公司的融资约束及其影响因素。石晓军等(2010)检验了商业信用通过什么机制影响何种效率。研究在运用随机前沿方法验证商业信用对融资约束有显著缓解作用的基础上,采用Malmquist方法进行了效率的计量和分解,认为商业信用通过缓解融资约束促进规模效率的提高。

本文试图对中国国有企业和民营企业内部资金可获得性是否显著影响生产率进行研究,为认识和把握当前民营企业融资、经营状况以及融资体制改革提供一个全新视角。

二、计量模型与估计方法

(1) 附加融资约束变量的增广生产函数。本文遵循相关研究文献的做法,在生产函数中附加融资约束变量来检验企业生产率与内源融资之间的依赖关系(Nickell和Nicolitsas, 1999; Harris和Trainor, 2005; Pushner, 1995)。研究选择经济含义明确、结构简单且应用广泛的C-D生产函数(Nickell和Nicolitsas, 1999; Pushner, 1995)。假设有劳动L和资本K两种要素投入,产出为Y,则有:

$$Y = AL^{\beta_l} K^{\beta_k} \quad (1)$$

其中 β_l 、 β_k 分别为资本、劳动的产出弹性;A代表希克斯中性效率。对于在 t 期的企业 i ,式(1)通过取自然对数可改写成:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_l \ln L_{it} + \beta_k \ln K_{it} + u_{it} \quad (2)$$

其中 $\ln Y_{it}$ 为产出的对数; u_{it} 是误差项。为揭示融资因素是否对企业生产率产生影响,根据Nickell和Nicolitsas(1999)、Pushner(1995)等一些研究的做法,将现金流以及控制变量直接加入生产函数,则式(2)写成:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_2 \ln L_{it} + \alpha_3 \ln K_{it} + \alpha_4 cf_{it} + \alpha_5 X_{it} + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中 cf_{it} 为本文所研究的关键解释变量现金流,即企业可自由使用的现金(Guariglia等, 2011; Bond等, 2003),用来衡量企业内源融资。融资约束理论认为,企业如果从外部金融市场获得资金存在难度,或不得不支付高额融资成本,其投资能力将会受到限制甚至不得不放弃良好的投资机会,进而影响到产出。在这种情况下,企业不得不依赖其内源资金。企业如果有足够现金流就可能更有能力从事促进生产率提高的经营活动并最终提高其生产率。这些有助于生产率提高的经营活动包括资本投资、员工招募等实体经济活动,研发、新技术采用等成本高且不确定性大的技术创新活动。因此,对于面临融资约束的企业,式(3)中的 α_4 应显著为正。反之,如果不存在融资约束,企业可随时从金融市场获得所需资金,促进生产率提高的经营活动不依赖于内部现金流,即生产率与现金流没有关联性,不受融资因素影响,从而MM定理成立(Modigliani和Miller, 1958),因此 α_4 不显著。

X_{it} 是控制变量的向量,包括企业规模和所在地区。企业规模通常与生产率有关(Palangkaraya等, 2009)。而中国的经济政策和发展模式意味着地区因素可能对企业绩效产生影响,如东部地区和中西部地区在基础设施、税收、金融发展、法律意识等方面可能存在差异。东部地区的经济环境一般优于中西部地区(Guariglia等, 2011)。此外,产出可能与前期产出有关,解决的方法是在解释变量中添加其滞后期。

式(3)的误差项由 δ_i 、 δ_j 、 δ_t 、 ϵ_{it} 四个部分构成。 δ_i 为特定企业效应,在估计中通过一阶差分消除; δ_j 为特定行业效应,通过引入反映不同行业因技术不同而引起生产率差异的

行业虚拟变量加以控制； δ_t 为年度效应，通过引入反映经济周期影响的年度虚拟变量加以控制； ϵ_{it} 为随机误差项。

在具体估计中，本文将式（3）区分成基本模型以及在基本模型中加入规模变量、被解释变量滞后项进行稳健性检验的模型：

$$\ln Y_{it} = a_0 + a_1 \ln L_{it} + a_2 \ln K_{it} + a_3 cf_{it} + a_4 East_{it} + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln Y_{it} = b_0 + b_1 \ln L_{it} + b_2 \ln K_{it} + b_3 cf_{it} + b_4 Size_{it} + b_5 East_{it} + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln Y_{it} = c_0 + c_1 \ln Y_{it-1} + c_2 \ln L_{it} + c_3 \ln K_{it} + c_4 cf_{it} + c_5 Size_{it} + c_6 East_{it} + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

其中 $East_{it}$ 为企业 i 所处地区； $Size_{it}$ 是企业规模变量，是 $\ln Y_{it-1}$ 被解释变量滞后 1 期。式（4）用来估计没有规模变量时融资约束对企业生产率的影响；式（5）、式（6）分别加入了规模变量以及规模变量和被解释变量滞后项，作为稳健性检验，用以估计现金流与生产率之间的关系是否发生了变化。

（2）估计方法。本文采用 Arellano 和 Bond（1991）、Blundell 和 Bond（1998）提出的系统 GMM 估计方法对式（4）～式（6）的全部样本进行估计；再对国有企业和民营企业分别进行估计，然后再对国有和民营企业的低流动性组和高流动性组、高负债率组和低负债率组分别进行估计。通过进一步分类来检验国有和民营企业的生产率对内部融资的依赖性，目的在于相互印证而获得稳健性结果。

之所以选用系统 GMM 估计方法是由于该方法可以控制模型中可能存在的内生性和异方差问题。该方法对估计模型进行一阶差分，将弱外生变量的滞后项作为相应变量的工具变量，从而获得一致有效的估计。而其他方法如混合最小二乘法、固定效应模型等由于只是简单地假设解释变量与误差项的协方差为零、不存在异方差等难以做到。而实际中，解释变量一般具有内生性，如现金流与企业生产率可能被同时决定；误差项具有序列相关性，并非独立同分布；故而会产生有偏的、不一致的估计结果，所得出的参数含义可能出现误导。

在系统 GMM 估计中，存在动态模型设定是否适当和工具变量选择是否有效的问题。判断的技术标准是：第一，模型差分的残差是否序列相关；第二，工具是否过度识别。前者运用模型一阶差分的残差 n 阶序列相关的统计量 $m(n)$ 来判断工具变量的有效性， $m(n)$ 的原假设为无序列相关，渐近服从正态分布。如果差分残差存在一阶序列相关，工具变量必须取滞后二阶或更高阶才有效；以此类推，如果二阶序列相关，工具变量须为滞后三阶或更高阶（Brown 和 Petesen，2009）。工具是否过度识别则运用 Hansen/Sargan 估计（即 J 统计量），原假设为无过度识别，渐近服从卡方分布，自由度为工具个数与参数个数之差。

三、变量、样本分类及描述性统计

本文选取 2003～2009 年沪深交易所除 B 股和 ST、PT 公司之外的制造业上市公司作为研究样本，并就企业所有制及流动性与资产负债状况对样本进行分类。按照动态模型的常规做法，只保留连续数据多于 3 年的企业，因此 2008 年及其以后年份上市的企业不在本研究之列。最终，非平衡面板数据包括 691 家公司，4318 个年度观察值。所有变量均采用上市公司合并财务报表年度数据经相应价格指数平减后的实际值，资本存量用固定资产投资指数计算实际值；其他变量的实际值用 GDP 平减指数计算，基年为 2003 年。

(1) 变量。产出变量 Y 用主营业务收入替代^①；劳动投入变量 L 采用工资而非员工人数，取现金流量表中的“支付给职工以及为职工支付的现金”^②，原因是：第一，保证数据的一致性，这是由于上市公司年报中披露的员工总数仅为上市公司在职员工人数，而本文所涉及的其他指标均为合并报表数据；第二，用工资计量劳动投入成本更为合理，如有些上市公司一个 CEO 年薪高达数千万元，而一个工人只有数万元，如果将其劳动投入按人数为两个来对待显然会导致成本失真。

对于资本存量 K ，本文使用企业固定资产净值（李小平等，2005）， $K_{it} = K_{i0} + \sum_{t=0}^{t-1} k_{it} / p_t$ ，其中 K_{i0} 是企业 i 在基年 2003 年平均固定资产净值余额； k_{it} 为企业 i 在 t 年固定资产净值的增量； p_t 是以 2003 年为基年的 t 年固定资产投资指数。由于企业在样本期间可能发生分拆或合并，导致期初或期末值出现大幅波动，因此取期初与期末值的均值。考虑到数据的获得性，固定资产净值期初余额（即上年期末余额）按固定资产原值期初余额与固定资产累计折旧期初余额之差计算，其实际值用上年度固定资产投资指数平减；期末余额为期末原值与累计折旧余额之差，实际值用本年度指数平减。

按照国际上的通行做法（Guariglia 等，2011），企业实际现金流规模取实际净利润与年度实际折旧额之和， cf 为实际现金流规模除以实际总资产。企业规模 $Size$ 用实际总资产的对数表示。

企业所在地区的控制变量 $East_{it}$ 取虚拟变量。上市公司位于东部沿海 11 省份（北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南）的等于 1，其他为 0。

根据中国证监会公布的上市公司行业分类，将制造业分为 10 个行业，依次为：食品、饮料行业（1）；纺织、服装、毛皮行业（2）；木材、家具行业（3）；制造、印刷行业（4）；石油、化学、塑胶、塑料行业（5）；电子行业（6）；金属、非金属行业（7）；机械、设备、仪表行业（8）；医药、生物制品行业（9）；其他制造业（10）。本文样本区间为 2003~2009 年，共 7 年。 δ_j 、 δ_t 分别包括第二个行业至第十个行业虚拟变量和 2004~2009 年的年度虚拟变量，这是由于在计量分析中，样本中的全部虚拟变量有一个为默认值，本文将第一个行业与 2003 年作为默认值^③。

(2) 企业异质性样本分类。由于上市公司之间存在异质性，故在全部样本的基础上进行分类分析。依据相关文献研究将其分成 3 类：按照所有权性质分为国有企业与民营企业两组；然后再将国有企业和民营企业分别按流动性分成低流动性企业和高流动性企业两组；按资产负债率分成低负债率企业和高负债率企业两组。借助式（4）和式（5）来检验不同类别所有制企业生产率对其内部融资的依赖性，并比较所得出的结果是否能够相互印证。

国有企业与民营企业的差异。国有企业由于肩负某种程度的经济和政治职能而能够从银行体系获得大量贷款，即使盈利能力低（Bai 等，2006）。因此，国有企业可能不存在融资约束，可以预期其生产率不受内部资金积累的影响。而民营企业在外部市场融资方面一直受

① 生产函数中的 Y 为工业增加值，但上市公司年报没有这一指标。许多学者如 Bond 等（2003）、Pushner（1995）用销售收入替代。

② 与石晓军等（2010）采用的资产负债表中“应付职工薪酬”不同。“支付给职工以及为职工支付的现金”是指企业实际支付给职工，以及为职工支付的现金，包括本期实际支付给职工的工资、奖金、各种津贴和补贴以及为职工支付的养老保险、失业保险、补充养老保险、住房公积金、住房困难补助、离退休人员的费用等，构成企业的实际劳动投入成本。

③ 确定默认值并不影响结论。

到歧视 (Allen 等, 2005), 面临融资约束 (Poncet 等, 2010; Guariglia 等, 2011), 产生现金流的能力对其生产率可能起着显著作用。

低流动性企业与高流动性企业的差异。文献表明, 面对融资约束, 流动性不同的企业对内源融资的依赖程度通常有所不同 (Fazzari 和 Petersen, 1993; Nucci 等, 2005)。流动性即营运资本, 本文定义为流动资产与流动负债之差, 再用总资产进行标准化。虽然企业保持较高流动资产可能产生较高机会成本, 但多数文献认为流动资产越多越能增加企业获得短期资金的能力, 企业流动性显然是银行在做贷款决策时要考虑的一个重要因素, 拥有负流动资产的企业由于破产风险上升而更难获得银行贷款。而且, 流动资产高的企业通常比流动资产低的企业更有能力从事提高生产率但不确定性较高的经营活动, 这是由于前者在需要资金时可以立即变现其流动资产, 而后者则不行, 因而可能更取决于已有的现金流。可以说, 对于面临融资约束的企业, 流动性低的企业生产率比流动性高的企业更多地依赖内部现金流。此外, Fazzari 和 Petersen (1993) 发现美国企业用净流动资产平滑其固定资产投资。依赖内部现金流的企业将净流动资产作为其补充融资来源。Nucci 等 (2005) 对意大利企业进行研究后认为, 低流动性企业的财务杠杆对全要素生产率的不利影响要强于同类高流动性企业。为此, 本文将国有企业和非国有企业再分别按照流动性分类, 分别分成正流动资产和非正流动性资产两组, 前者因具有流动资产净额而称为高流动性, 后者则称为低流动性, 用以进一步检验流动性不同企业的生产率对内部融资依赖性是否仍然因其所有制不同而不同。

低负债率企业与高负债率企业的差异。资产负债率反映企业总资产中有多大比例通过借债筹资, 与财务风险有直接关系。正常情况下, 资产负债率越低, 偿债能力越强, 贷款给该类企业越不会有太大风险; 反之, 资产负债率越高, 财务风险越高, 借款安全系数越低, 企业越难从外部借得资金, 如果大量举债超出债权人心理承受程度, 企业可能筹资困难。因此, 面临融资约束的企业, 负债率越高越有可能加剧其外部融资难度, 不得不更加依赖于内部现金流积累。确实, Badia 和 Sloomakers (2009) 发现高负债企业存在某种程度的融资约束。Pushner (1995)、Nucci 等 (2005) 均认为杠杠率与生产率之间存在负向关系, 但 Schiantarelli 和 Sembenelli (1997) 认为英国和意大利企业的长期债务可能有助于提高生产率。为此, 本文在按流动性分类的基础上, 再按资产负债率将国有和民营企业分别分成高负债率组和低负债率组, 用以检验生产率与现金流之间的关系在所有制方面是否仍然存在差异。分类标准为 50%, 资产负债率高于 50% 的企业界定为高负债率组, 反之为低负债率组。这是由于 50% 对银行等债权人来说是个临界值, 低于此值意味着企业即使破产也有偿债有保证。

(3) 描述性统计。不同类别样本的相关变量均值、标准差以及差异显著性统计检验见表 1。国有企业年度观察值占全部观察值的 64%, 民营企业占 36%, 意味着与民营企业相比, 更多的国有企业能够从资本市场融资, 从另一角度说明民营企业受到融资约束^①。国有企业的产出、资本和劳动投入均高于民营企业; 规模也比后者大。但国有企业现金流与总资产之比却比民营企业低; 而且, 国有企业的资本产出比和工资产出比对数的均值分别为 0.839 和 2.663, 民营企业分别为 0.846 和 2.684。从总体上看, 民营企业的经营效率高于国有企业。

如果按照流动性进行分类, 对于所有制相同的企业, 低流动性企业除现金流 *cf* 外的所有变量均值都大于高流动性企业的相应变量; 国有企业的这些变量大于民营企业。而现金流

^① 本文样本为 2007 年及以前上市的企业, 在样本早期, 上市公司几乎全部是国有企业。

表1 变量均值、标准差与差异显著性

变量	全部样本	国有企业	民营企业	Sig1	流动性				Sig2	负债率				Sig3
					低流动性国有企业	高流动性国有企业	低流动性民营企业	高流动性民营企业		低负债率国有企业	高负债率国有企业	低负债率民营企业	高负债率民营企业	
					均值 (标准差)	均值 (标准差)	均值 (标准差)	均值 (标准差)		均值 (标准差)	均值 (标准差)	均值 (标准差)	均值 (标准差)	
lnY	20.863 (1.252)	21.083 (1.282)	20.420 (1.041)	0.000	21.220 (1.166)	21.004 (1.338)	20.633 (0.938)	20.378 (1.054)	0.000	20.744 (1.269)	21.418 (1.205)	20.150 (0.966)	20.861 (1.009)	0.000
lnL	18.196 (1.088)	18.420 (1.069)	17.736 (0.957)	0.000	18.507 (1.008)	18.370 (1.100)	17.925 (0.905)	17.699 (0.961)	0.000	18.201 (1.055)	18.638 (1.039)	17.575 (0.930)	17.999 (0.941)	0.000
lnK	20.025 (1.205)	20.241 (1.199)	19.582 (1.074)	0.000	20.617 (1.060)	20.026 (1.221)	20.266 (0.907)	19.453 (1.055)	0.000	19.930 (1.184)	20.551 (1.132)	19.316 (0.995)	20.015 (1.057)	0.000
cf	0.066 (0.074)	0.063 (0.059)	0.071 (0.066)	0.000	0.054 (0.065)	0.069 (0.054)	0.052 (0.060)	0.075 (0.066)	0.000	0.079 (0.057)	0.048 (0.057)	0.083 (0.066)	0.052 (0.061)	0.000
Size	21.334 (1.016)	21.496 (1.043)	20.993 (0.856)	0.000	21.640 (0.948)	21.414 (1.085)	21.292 (0.823)	20.935 (0.849)	0.000	21.195 (1.010)	21.793 (0.989)	20.761 (0.771)	21.370 (0.853)	0.000
占比	100%	64.1%	35.9%		23.3%	40.8%	5.7%	30.3%		31.9%	32.2%	22.3%	13.7%	

注：括号内为标准差；Sig1是国有企业与民营企业相关变量均值相等的F检验的p值；Sig2为低流动性国有企业、高流动性国有企业、低流动性民营企业、高流动性民营企业相关变量均值相等的F检验的p值；Sig3为负债率不同的四组企业相关变量均值相等的F检验的p值。

变量均值不同，低流动性国有企业略高于相应行业的民营企业；而高流动性国有企业低于高流动性民营企业；无论国有企业还是民营企业，高流动性企业的现金流高于低流动性企业的。低流动性国有企业的观察值占全部国有企业的比例低于高流动性的，分别为 36% 和 64%；低流动性民营企业观察值占比低于高流动性的，但比例要低得多，分别为 16% 和 84%。相对来说，民营企业的流动性要好于国有企业。

从资产负债率的分类看，同所有制企业相比，低负债率企业除现金流 *cf* 外的所有变量均值都小于高负债率企业的相应变量；国有企业与民营企业相比，前者的这些变量大于后者。但从现金流看，无论国有企业还是民营企业，低负债率企业均远高于高负债率企业；低负债率、高负债率国有企业分别低于相应组别民营企业。在样本观察值中，高、低负债率国有企业在全部国有企业中各占一半；而民营企业的比例分别为 38%、62%。意味着民营企业的财务状况好于国有企业；民营企业的外部借款少于国有企业。

表 1 中的差异显著性检验显示，三种类别企业所有变量均值之间均存在显著差异。这些存在显著差异的企业，其生产率对企业现金流的依赖性，也即融资约束对生产率的影响是否也存在显著差异？下文将对此进行考察。

四、差异的总体考察：融资约束对不同所有制企业生产率的影响

(1) 基本模型估计。表 2 是运用混合最小二乘法 (OLS)、固定效应 (FE) 与系统 GMM 对式 (4) 的估计结果。三个样本的 OLS 与 FE 估计的解释变量系数均高度显著，但从 GMM 估计看，结果大为不同。正如前文所述，OLS 没有考虑误差项构成，只是简单地假设解释变量与误差项不相关。而实际上解释变量特别是现金流与企业生产率可能被同时决定，即具有内生性。FE 虽然可以控制未观察到的特定企业异质性，但同样不能控制内生性问题。而且 OLS、FE 还假设不存在异方差。由于这些假设有违现实，故其估计结果是有偏的。而 GMM 估计正好能够解决这些现实问题；而且 m_3 及 J 统计量显示，模型一阶差分残差的三阶序列相关接受原假设即无序列相关，不存在过度识别问题，因而工具变量选择适当，模型设定合理。基于此，后文将只讨论系统 GMM 的估计结果。

GMM 估计表明，从总体上看，上市公司全部样本的生产率不依赖于其内部现金流的积累，不存在融资约束。但如果将其分成国有企业与民营企业，国有企业的生产率与现金流不存在联系，不存在融资约束；而民营企业的产出与其现金流之间存在的正向关系在 5% 的水平上显著，生产率的高低受制于内部资金积累，现金流相对于总资产增加 1%，其主营业务收入的对数将增加 2.6%。原因可能是：国有企业一直受益于财政和信贷的大力支持，在外源融资特别是从国有银行获得贷款方面享有优先权，易于从正规渠道获得外源资金，在需要投资或进行技术创新时，其资金需求容易得到满足，因而生产率与现金流之间没有联系；而民营企业则不同，长期以来在融资方面一直存在某种程度的限制，面临不公平境遇，从正规渠道获得资金的难度比国有企业大，而地下钱庄等非正规金融的融资成本高昂，民营企业在需要投资或进行研发活动等有助于提高生产率活动时不得不主要依赖内源资金积累。也就是说，拥有更高生产率的民营企业所拥有的内源资金通常越丰裕。这与饶华春 (2009) 的结论不太一致，但与 Guariglia 等 (2011) 的结论一致。前者考察了中国金融发展对企业融资约束的影响，认为中国上市公司普遍受到了融资约束，民营企业受到的融资约束要大于国有企业。而 Guariglia 等 (2011) 认为国有企业不存在融资约束，其现金流不影响其资产增长，而民营企业正好相反，其增长受制于其内源资金的可获得性。

表2 现金流对企业生产率的影响

	全部样本			国有企业			民营企业		
	OLS	FE	GMM	OLS	FE	GMM	OLS	FE	GMM
$\ln L_{i,t}$	0.670*** (0.016)	0.563*** (0.015)	0.586*** (0.165)	0.706*** (0.020)	0.581*** (0.020)	1.065*** (0.219)	0.595*** (0.024)	0.539*** (0.027)	0.462** (0.234)
$\ln K_{i,t}$	0.357*** (0.014)	0.278*** (0.013)	0.306*** (0.101)	0.375*** (0.017)	0.297*** (0.017)	0.127 (0.141)	0.342*** (0.020)	0.262*** (0.021)	0.298* (0.154)
$cf_{i,t}$	1.099*** (0.264)	1.031*** (0.063)	1.649 (1.519)	0.966*** (0.278)	1.487*** (0.106)	-0.325 (2.138)	1.403*** (0.237)	1.297*** (0.141)	2.649** (1.168)
<i>East</i>	0.107*** (0.017)	—	0.445 (0.492)	0.074*** (0.020)	—	0.164 (0.399)	0.153*** (0.031)	—	0.190 (0.402)
常数	1.272*** (0.171)	4.865*** (0.256)	31.062 (24.441)	0.243 (0.206)	4.158*** (0.320)	-6.213 (18.223)	2.967*** (0.315)	5.558*** (0.453)	12.722 (18.076)
观察值	4271	4271	4271	2620	2620	2620	1473	1473	1473
m3	—	—	0.324	—	—	0.899	—	—	0.932
J	—	—	0.459	—	—	0.333	—	—	0.220

注：(1) GMM为系统GMM估计，OLS与GMM估计模型中还包含年度和行业虚拟变量，为使表格更简洁并节省页面而未列示；FE估计自动剔除*East*和行业虚拟变量。(2) GMM估计的工具变量为 $\ln L_{i,t}$ 、 $\ln K_{i,t}$ 和 $cf_{i,t}$ 滞后3期以及行业虚拟变量。(3) m3为一阶差分残差的三阶序列相关的p值，原假设若无序列相关，渐近服从N(0, 1)分布；J为模型过度识别的p值，原假设不存在过度识别。(4) 括号内的值为标准差，***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

对于其他解释变量，尽管OLS与FE估计全部高度显著，但GMM的估计结果不同。从GMM估计结果看，以工资表示的劳动与资本存量对企业产出的贡献，全部样本均显著为正。民营企业的劳动在5%的水平上显著，资本存量在10%的水平上显著；而国有企业尽管劳动高度显著，但资本存量不显著。可能的原因是制造业国有企业的规模普遍较大，资本较为密集，资本对产出的贡献不显著，资本投入增加并不导致其主营业务收入上升。而地区对上市公司（无论国有还是非国有）的产出不产生显著影响，企业生产率不因地域不同而不同，可能是大部分上市公司均在全国各地设立分公司或子公司，模糊了地域界限的影响。

(2) 稳健性检验。上文基本模型估计结果表明，不同所有制企业的生产率对内部现金流的依赖性显著不同。为检验其稳健性，对式(5)、式(6)在基本模型中加入以总资产对数表示的规模变量Size，以及同时再加入被解释变量滞后1期 $\ln Y_{i,t-1}$ ，通过系统GMM进行估计，结果见表3。m3及J统计量表明工具变量选择适当，模型设定合理。表3进一步支持了不同所有制企业所受到的融资约束不同。

控制了上市公司规模以及公司规模和前期被解释变量后，现金流对不同所有制样本企业生产率的影响没有发生变化。内部现金流对产出的影响，全部样本依然不显著；国有企业的生产率仍然与其内部资金积累无关；民营企业的现金流正向显著影响其产出，意味着民营企业内部现金流越充裕，其生产率可能越高。

表 3 现金流对企业生产率的影响

	全部样本		国有企业		民营企业	
$\ln Y_{i,t-1}$	—	0.667** (0.277)	—	0.957*** (0.250)	—	0.543*** (0.189)
$\ln L_{i,t}$	0.460*** (0.113)	0.069 (0.248)	0.685*** (0.156)	-0.180 (0.222)	0.204*** (0.181)	-0.045 (0.139)
$\ln K_{i,t}$	0.083 (0.100)	0.159 (0.141)	-0.049 (0.151)	0.003 (0.125)	0.213 (0.138)	0.151 (0.109)
$cf_{i,t}$	0.987 (1.194)	1.825 (1.480)	1.078 (1.794)	2.075 (1.508)	2.859** (1.275)	2.734*** (1.024)
$Size_{i,t}$	0.486*** (0.111)	0.167 (0.265)	0.465*** (0.166)	0.300* (0.174)	0.544*** (0.162)	0.326** (0.166)
$East$	0.214 (0.357)	1.205 (1.033)	0.349 (0.358)	-0.127 (0.414)	0.204 (0.331)	-0.073 (0.326)
常数	-15.399 (13.445)	-0.4957 (3.523)	-5.911 (12.063)	-2.550 (2.067)	2.569 (11.824)	-0.209 (1.823)
观察值	4271	3603	2620	2218	1473	1241
m2	—	—	—	—	—	0.590
m3	0.382	0.805	0.727	0.535	0.735	—
J	1.000	0.869	0.400	0.986	0.842	0.949

注：(1) 所有模型还包括年度和行业虚拟变量，为使表格更简洁并节省页面而未列示。(2) 除最后一列的工具变量为 $\ln L_{i,t}$ 、 $\ln K_{i,t}$ 、 $cf_{i,t}$ 和 $Size_{i,t}$ 滞后 2 期外，其他为滞后 3 期，工具变量还包括年度虚拟变量。(3) m2、m3 分别为差分残差二、三阶序列相关，原假设为无序列相关，渐近服从 $N(0, 1)$ 分布；J 为模型过度识别的 p 值，原假设为不存在过度识别。(4) 括号内的值为标准差，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

其他解释变量中，规模变量的系数均显著为正，规模越大，产出越高；同样地，所在地区不显著影响生产率。在没有被解释变量滞后项时，劳动同样与产出正相关；资本存量对生产率没有显著影响，与民营企业基本模型存在些许不同的原因可能是其影响体现到了规模变量上。被解释变量滞后项均高度显著，意味着本期产出依赖于前期产出；而劳动和资本存量此时均不显著的原因可能是前期产出本身与劳动和资本投入有关，因而影响了其系数。

五、差异的进一步检验：按流动性与负债状况分类的影响

从总体上看，国有企业和民营企业生产率与各自内部现金流积累之间的关系不同，民营企业生产率受内部融资的制约，而这样的制约并不存在于国有企业。本部分从流动性与负债状况的角度分别对这两类企业进行分类，进一步检验不同所有制企业生产率对内部融资依赖性是否仍然因其所有制不同而不同。

(1) 按流动性状况分类。将国有企业和民营企业分别按照净流动资产与总资产之比是否为正分成两组：正的高流动性组与等于零和负的低流动性组。估计结果见表 4 中的模型 1~模型 12；其中模型 1、模型 4、模型 7、模型 10 来自于式 (4)。为检验其稳健性，在式 (4)

表 4 现金流对企业生产率的影响

	国有企业						民营企业					
	低流动性			高流动性			低流动性			高流动性		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
$\ln Y_{i,t-1}$	—	—	0.518*** (0.139)	—	—	0.698*** (0.114)	—	—	0.451** (0.2019)	—	—	0.584*** (0.134)
$\ln L_{i,t}$	1.038*** (0.267)	0.689*** (0.159)	-0.043 (0.174)	1.107*** (0.196)	0.909*** (0.110)	0.255* (0.146)	0.427*** (0.164)	0.245 (0.149)	0.150 (0.105)	0.540** (0.274)	0.300* (0.177)	-0.058 (0.103)
$\ln K_{i,t}$	0.203 (0.181)	0.104 (0.126)	0.057 (0.098)	0.117 (0.132)	-0.096 (0.164)	-0.0453 (0.064)	0.355** (0.155)	0.080 (0.296)	-0.096 (0.211)	0.237 (0.159)	0.160 (0.110)	0.146 (0.091)
$cf_{i,t}$	0.553 (1.567)	1.924* (1.129)	2.321* (1.240)	-0.552 (1.620)	-0.957 (1.387)	0.908 (0.707)	3.418** (1.363)	3.239*** (1.210)	3.215*** (1.144)	2.807*** (1.021)	2.327** (1.101)	2.584*** (0.662)
Size _{i,t}	—	0.328* (0.172)	0.423** (0.179)	—	0.436** (0.203)*	0.160 (0.092)	—	0.533* (0.304)	0.407** (0.203)	—	0.566*** (0.110)	0.374*** (0.115)
East	-0.216 (0.230)	-0.184 (0.178)	0.005 (0.206)	0.036 (0.258)	0.004 (0.211)	0.032 (0.099)	-0.006 (0.213)	0.085 (0.169)	-0.046 (0.110)	0.650 (0.541)	0.290 (0.252)	0.132 (0.168)
常数	-2.223 (2.121)	-0.984 (1.401)	0.202 (1.004)	-1.613 (1.795)	-3.031*** (1.031)	-0.804 (0.640)	5.377** (2.382)	2.782 (2.942)	2.094 (2.326)	-2.967 (12.942)	-0.235 (1.428)	-1.276 (1.176)
观察值	954	954	852	1666	1666	1366	233	233	212	1239	1239	1028
m_2	—	0.768	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.286
m_3	0.359	—	1.000	0.601	0.899	0.509	0.772	0.688	0.355	0.451	0.611	—
J	0.370	0.655	0.862	0.778	0.525	0.243	0.421	0.754	0.720	0.219	0.706	0.650

注：(1) 同表 3。(2) 模型 2、模型 12 的工具变量为除 East 外的所有解释变量滞后 2 期；其他模型为滞后 3 期；模型 3、模型 7 的工具变量还包括行业虚拟变量，其他模型则包括年度和行业虚拟变量。

中加入规模变量即式 (5), 结果见模型 2、模型 5、模型 8、模型 11; 以及在模型 3、模型 6、模型 9、模型 12 中同时加入了规模和被解释变量滞后项, 即式 (6)。12 个模型的 m 及 J 统计量显示工具变量和模型构建均适当。

基本模型估计。估计结果与总体考察的结论一致。对于国有企业, 模型 1、模型 4 显示, 无论低流动性组还是高流动性组, 企业生产率与内部现金流 cf 之间的关系不显著, 意味着按此分类的国有企业生产率不受内源融资的制约, 资金需求可能易于通过外部资金解决。而对于民营企业, 情况完全不同, 其生产率受制于内部资金积累, 不太容易从金融市场获得资金。从模型 7、模型 10 可以看出, 对于低流动性民营企业, 现金流与企业生产率显著正相关, 现金流相对于总资产增加 1%, 其主营业务收入的对数提高 3.4%; 高流动性民营企业的现金流也显著地正向影响生产率, 只是影响系数比低流动性组的低 0.6, 与理论预期和相关研究一致 (Fazzari 和 Petersen, 1993; Nucci 等 2005), 即流动性高的民营企业在需要投资或研发资金时可以变现流动资产, 部分缓解外部融资不足对其生产率的不利影响, 而流动性低的企业相对来说不容易做到这点, 因而前者所受的融资约束要比后者小; 此外, 银行在审核贷款时可能认为流动性越低的民营企业, 风险越高。

稳健性检验。在上述基本模型中加入规模变量 $Size$ 以及进一步再加入前期被解释变量 $\ln Y_{i,t-1}$, 结论没有实质性改变。对于国有企业, 在模型 2、模型 3 中, 虽然低流动性国有企业的现金流 cf 在 10% 的水平上显著影响其生产率, 但如果以统计学上普遍接受的 5% 水平作为临界值进行判断, 则该组企业生产率不受制于其内部资金积累; 现金流系数在模型 5、模型 6 不显著, 与模型 4 一致, 即高流动性国有企业的生产率不受内源融资的制约。至于民营企业, 模型 8、模型 9 (低流动性组)、模型 11、模型 12 (高流动性组) 中的现金流对生产率的影响系数显著为正, 且前者的系数大于后者, 与基本模型估计一致。

由此可以认为, 即使从流动性状况考察, 国有企业生产率同样不受内源融资影响, 不存在融资约束, 原因可能是它们比较容易从外部金融市场融得资金; 但民营企业正好相反, 其生产率受内部现金流积累的制约, 内源融资越强的企业, 生产率越高; 流动性越差的企业, 受融资约束越严重。

(2) 按资产负债状况分类。将国有企业和民营企业分别分成两组: 低负债率和高负债率; 资产负债率低于 50% 的归入低负债率组, 高于 50% 的归入另一组。表 5 是其估计结果, 其中模型 13、模型 16、模型 19、模型 22 对应于式 (4); 另外的 8 个模型用以检验其稳健性: 模型 14、模型 17、模型 20、模型 23 中的解释变量增加了规模变量, 模型 15、模型 18、模型 21、模型 24 中增加了规模和前期被解释变量。 m 及 J 统计量表明这 12 个模型的工具变量及其构建均符合系统 GMM 估计的技术要求。

基本模型估计。表 5 的对应模型显示, 估计结果与总体考察及按流动性分类的结论一致。就国有企业来看, 无论低负债率组 (模型 13) 还是高负债率组 (模型 16), 企业生产率与现金流之间不存在显著关系, 内源融资不影响按此分类的国有企业生产率。民营企业的情形完全不同, 模型 19 表明, 低负债率组的民营企业生产率显著受制于内部资金积累; 模型 22 同样显示, 高负债率组的民营企业现金流与生产率呈正向关系; 而且后者现金流系数比前者高, 约为前者的 2 倍; 符合理论预期和一些国外相关研究 (Badia 和 Sloomackers, 2009), 相对于国有企业, 民营企业存在融资约束, 而负债率高使得银行等更不愿意为其融资, 高负债率加剧了民营企业的外部融资难度。

稳健性检验。上述基本模型中加入规模变量, 以及在此基础上再加入前期被解释变量,

表5 现金流对企业生产率的影响

	国有企业						民营企业					
	低负债率			高负债率			低负债率			高负债率		
	模型13	模型14	模型15	模型16	模型17	模型18	模型19	模型20	模型21	模型22	模型23	模型24
$\ln Y_{i,t}$												
$\ln Y_{i,t-1}$	—	—	0.690*** (0.097)	—	—	0.867*** (0.196)	—	—	0.709*** (0.153)	—	—	0.418** (0.175)
$\ln L_{i,t}$	0.853*** (0.136)	0.541*** (0.140)	0.228 (0.153)	0.960*** (0.156)	0.725*** (0.151)	-0.121 (0.213)	0.515*** (0.194)	0.372** (0.188)	0.045 (0.071)	0.379* (0.195)	0.102 (0.118)	0.042 (0.085)
$\ln K_{i,t}$	0.299** (0.125)	0.235* (0.127)	0.001 (0.069)	0.196 (0.132)	0.037 (0.173)	0.030 (0.114)	0.288* (0.150)	0.179 (0.137)	0.128 (0.083)	0.244 (0.162)	0.176** (0.081)	0.099 (0.064)
$cf_{i,t}$	-0.402 (0.976)	0.550 (0.717)	1.121 (0.724)	1.390 (1.237)	1.901 (1.360)	1.602 (1.416)	3.131*** (1.142)	2.443** (1.150)	2.019* (1.130)	6.399*** (2.437)	4.094*** (1.418)	3.658*** (1.068)
$Size_{i,t}$	—	0.385*** (0.144)	0.120 (0.160)	—	0.420** (0.201)	0.311** (0.156)	—	0.421* (0.147)	0.154 (0.116)	—	0.549*** (0.141)	0.297** (0.121)
$East$	-0.021 (0.186)	0.052 (0.155)	-0.120 (0.093)	0.137 (0.234)	0.179 (0.239)	-0.157 (0.193)	-0.256 (0.312)	0.346 (0.262)	0.029 (0.182)	0.249 (0.591)	0.171 (0.340)	0.150 (0.230)
常数	-0.697 (1.595)	-2.087 (1.297)	-0.241 (1.110)	-0.690 (1.206)	-2.262* (1.236)	-2.169 (1.445)	5.355*** (1.703)	1.040 (1.937)	-0.751 (1.233)	8.413*** (1.775)	3.408* (1.759)	2.929** (1.337)
观察值	1308	1308	1052	1312	1312	1166	912	912	741	561	561	500
m2	0.903	0.832	—	0.261	—	0.070	0.933	—	0.627	—	—	—
m3	0.195	0.594	0.419	0.651	0.962	—	0.878	0.804	—	0.284	0.364	0.373
J	0.722	0.682	0.958	0.226	0.340	0.837	0.549	0.700	0.339	0.272	0.763	0.593

注：(1) 同表3。(2) 模型13、模型14、模型16和模型19的工具变量为除 $East$ 外的所有解释变量滞后2期和3期，模型18、模型21为滞后2期，其他模型为滞后3期；模型18的工具变量还包括年度虚拟变量，其他模型包括年度和行业虚拟变量。

结论没有发生实质性变化。在模型 14 和模型 15、模型 17 和模型 18 中，国有企业无论是低负债率组还是高负债率组，其现金流均不显著影响生产率，国有企业生产率的高低不受制于其内源融资。而对于民营企业，低负债率组（模型 20、模型 21）和高负债率组（模型 23、模型 24）的企业生产率均受内源融资的显著影响，内部资金积累越多，生产率越高；而且后者的影响系数大于前者，约为前者的 2 倍，与基本模型估计一致；虽然模型 21 的现金流在 10% 水平上显著，但属于低负债率组。

由此可以看出，从资产负债状况分类，国有企业生产率不依赖于内源融资，不存在融资约束。但民营企业不同，内部现金流积累显著影响其生产率，现金流越丰裕的企业，生产率越高；而且企业负债率越高，受到的外部融资制约越严重。

六、结论与建议

综上所述，从总体上看，上市公司生产率不受制于其内源融资，不存在外部融资约束；但如果将其分成国有企业与民营企业，国有企业生产率与内部现金流之间不存在显著关系；而民营企业生产率的提高显著依赖于内源资金，内源融资能力越强的民营企业生产率越高，民营企业受到融资约束。进一步将国有企业与民营企业按照流动性与负债状况分别进行分类后仍然不改变这一结论；而且流动性差、负债率高的民营企业所受的融资约束更严重，更难以获得外部融资。这些结论并不因为生产函数中是否控制了规模变量和（或）滞后 1 期被解释变量而改变；而考虑流动性与负债状况异质性本身也进一步证实了本文结论是稳健的。

这些结论为认识和把握中国当前民营企业融资、经营状况以及融资体制改革提供一个全新视角。

国内民营企业存在融资约束，直接影响其生产率。生产率显著依赖于内部资金积累的民营企业一旦内源融资不足，在外部融资存在难度的背景下，其生产效率必将受到拖累，进而拖累我国总体经济发展。上市公司尚且如此，非上市公司特别是中小民营企业所面临的处境更为严峻。因此，应尽快为民营企业特别是中小民营企业搭建更多的融资服务平台，为生产率显著依赖于资金可获得性且经营良好的民营企业获得新增资金提供公平合理的渠道、便利和制度保障。这将显著提高民营企业特别是那些流动性低或负债率高的高效率民营企业的生产率，进而促进总体经济长期增长。需要指出的是，这类平台决不能像担保公司那样“挂羊头卖狗肉”。

国有企业不存在融资约束，直接影响国内金融资源配置效率。与民营企业受外部融资约束困扰不同，国有企业不存在这一问题。这种反差充分暴露出我国金融市场严重的分割问题，决不可仅将其归于国内市场发育不完善。因为源自于不完全金融市场的融资约束应该适用于所有企业，不应该在国企和民企间存在显著差异。显然，这种金融分割不利于金融资源有效配置，也与经济改革导向相悖。民营企业的经营效率比国有企业高，低效率国有企业占有过多的外部金融资源必然会扭曲资源配置并降低生产率。如果说当初国企占有过多金融资源是为了国计民生，那么如今一些国企的低效率运作就是一种浪费。因此，当务之急要打破金融分割，从外部强化对国企资源配置的约束，剥夺它们“打着国企招牌谋私利”的特权。

民营企业扩张应审慎管理好流动性与资产负债率，政府不应过分救助。长期以来，我国在解决民企融资难时不乏采取政府救助措施，近期温州就是例证。这样做无法从根本上解决问题，甚至会适得其反。因为民企效率优于国企的一个主要原因在其优胜劣汰的市场机制。而且民营企业融资环境的改善是渐近过程，不可能因政府一时救助而一蹴而就。这就需要民

营企业在获得与国有企业平等融资机会之前在经营上进行自我优化,确保充裕的流动性用以缓解外部融资不足,在需要资金时可用流动性平滑内源融资对其经营活动的不利冲击以免错失生产率改进的投资或研发机会;反之,在内部资金积累不足的情况下将会对生产率提高产生不利影响。同时要控制资产负债水平,在市场资金宽松期不可盲目借贷,甚至借高利贷款;否则,一旦资金紧缩特别在货币政策紧缩期,过高的资产负债水平必将加剧外部融资难度,在内源融资不足的情况下不得不放弃生产率改进机会甚至破产。企业如果能够做到这些,无需政府救助,反之救助也枉然,让那些不适应市场的企业自然淘汰,避免“劣币驱逐良币”。

参考文献

- [1] Allen F., Qian J., Qian M., 2005, *Law, Finance, and Economic Growth in China* [J], *Journal of Financial Economics*, 77, 57~116.
- [2] Arellano M. and Bond S., 1991, *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations* [J], *Review of Economic Studies*, 58 (2), 277~298.
- [3] Ayyagari M., Demirgüç-Kunt A., and Maksimovic V., 2010, *Formal versus Informal Finance: Evidence from China* [J], *Review of Financial Studies*, 23 (8), 3048~3097.
- [4] Badia M. M. and Slootmaekers V., 2009, *The Missing Link between Financial Constraints and Productivity* [R], IMF Working Paper No. WP/09/72.
- [5] Bai C. E., Lu J., Tao Z., 2006, *The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China* [J], *American Economic Review*, 96, 353~357.
- [6] Benito A. and Hernando I., 2007, *Firm Behavior and Financial Pressure: Evidence from Spanish Panel Data* [J], *Bulletin of Economic Research*, 59 (4), 283~311.
- [7] Blundell R. and Bond S., 1998, *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models* [J], *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115~143.
- [8] Bond S., Elston J., Mairesse J., Mulkay B., 2003, *Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany, and the United Kingdom: A Comparison Using Company Panel Data* [J], *Review of Economics and Statistics*, 85, 153~165.
- [9] Brown J. R., Fazzari S. M. and Petersen B. C., 2009, *Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity and the 1990s R&D Boom* [J], *Journal of Finance*, 64 (1), 151~185.
- [10] Brown J. R. and Petersen B. C., 2009, *Why Has the Investment-Cash Flow Sensitivity Declined So Sharply? Rising R&D and Equity Market Developments* [J], *Journal of Banking and Finance*, 33 (5), 971~984.
- [11] Carpenter R. E., Fazzari S. M. and Petersen B. C., 1994, *Inventory Investment, Internal Finance Fluctuations and the Business-cycle* [J], *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 75~138.
- [12] Carpenter R. E., Fazzari S. M. and Petersen B. C., 1998, *Financing Constraints and Inventory Investment: A Comparative Study with High-frequency Panel Data* [J], *Review of Economics and Statistics*, 80 (4), 513~519.
- [13] Fazzari S. M., and Petersen B. C., 1993, *Working Capital and Fixed Investment: New Evidence on Financing Constraints* [J], *The RAND Journal of Economics*, 24 (3), 328~342.
- [14] Fazzari S. M., Hubbard R. G. and Petersen B. C., 1988, *Financing Constraints and Corporate Investment* [J], *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141~195.
- [15] Gatti R. and Love I., 2008, *Does Access to Credit Improve Productivity? Evidence from Bulgaria* [J], *Economics of Transition*, 16 (3), 445~465.
- [16] Guan Z. and Lansink A. O., 2006, *The Source of Productivity Growth in Dutch Agriculture: A*

- Perspective from Finance* [J], *The American Journal of Agricultural Economics*, 88 (3), 644~656.
- [17] Guariglia A., Liu X., and Song L., 2011, *Internal Finance and Growth: Microeconomic Evidence on Chinese Firms* [J], *Journal of Development Economics*, 96, 79~94.
- [18] Harris R. and Trainor M., 2005, *Capital Subsidies and Their Impact on Total Factor Productivity: Firm-Level Evidence from Northern Ireland* [J], *Journal of Regional Studies*, 45 (1), 49~74.
- [19] Modigliani F. and Miller M. H., 1958, *The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment* [J], *The American Economic Review*, 48 (3), 261~297.
- [20] Myers S. C. and Majluf N. S., 1984, *Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do not Have* [J], *Journal of Financial Economics*, 13 (2), 187~221.
- [21] Nickell S. and Nicolitsas D., 1999, *How does Financial Pressure Affect Firms?* [J], *European Economic Review*, 43, 1435~1456.
- [22] Nucci F., Pozzolo A. F. and Schivardi F., 2005, *Is Firm's Productivity Related to Its Financial Structure? Evidence from Microeconomic Data* [J], *Rivista di Politica Economica*, 1, 177~198.
- [23] Nunes P. M., Sequeira T. N. and Serrasqueiro Z., 2007, *Firms' Leverage and Labor Productivity: A Quantile Approach in Portuguese Firms* [J], *Applied Economics*, 39 (13), 1783~1788.
- [24] Palangkaraya A., Stierwald A. and Yong J., 2009, *Is Firm Productivity Related to Size and Age? The Case of Large Australian Firms* [J], *Journal of Industry, Competition and Trade*, 9 (2), 167~195.
- [25] Poncet S., Steingress W., Vandebussche H., 2010, *Financial Constraints in China: Firm-Level Evidence* [J], *China Economic Review*, 21, 411~422.
- [26] Pushner G. M., 1995, *Equity Ownership Structure, Leverage, and Productivity: Empirical Evidence from Japan* [J], *Pacific-Basin Finance Journal*, 3 (2), 241~255.
- [27] Schiantarelli F. and Sembenelli A., 1997, *The Maturity Structure of Debt-Determinants and Effects on Firms' Performance: Evidence from the United Kingdom and Italy* [R], The World Bank, Policy Research Working Paper, WPS1699.
- [28] 李小平、朱钟棣：《中国工业行业的全要素生产率测算——基于分行业面板数据的研究》 [J]，《管理世界》2005年第4期。
- [29] 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》 [J]，《金融研究》2009年第9期。
- [30] 石晓军、张顺明：《商业信用、融资约束及效率影响》 [J]，《经济研究》2010年第1期。
- [31] 王家庭、赵亮：《我国上市公司的融资约束及其影响因素的实证分析》 [J]，《产业经济研究》2010年第3期。
- [32] 郑江淮、何旭强、王华：《上市公司投资的融资约束：从股权结构角度的实证分析》 [J]，《金融研究》2001年第11期。

(责任编辑：王喜峰)