

金融压抑、所有制歧视与增长拖累

——国有企业效率损失再考察

刘瑞明*

摘 要 本文从国有企业的“增长拖累”这一视角重新对国有企业的效率损失加以认识。从中国转型经济中的金融压抑和所有制歧视的角度出发,本文所发展的观点是,经济转型过程中,庞大的国有经济不仅因为自身的效率损失影响了经济增长,而且通过金融压抑、歧视和效率误配的途径对整个国民经济产生拖累效应。拖累效应之所以没有突出显现,是因为金融漏损和民间金融的成长构成了中国经济高速成长的重要因素。利用中国的省级面板数据,本文初步证实了这一逻辑。本文的政策含义是,进一步放松金融管制、实行国企改革对经济增长是必要的。

关键词 金融压抑, 所有制歧视, 国有企业, 效率损失, 增长拖累

一、引 言

虽然有关国有企业效率损失的文献汗牛充栋,但是这些文献都将注意力集中在对国有企业本身效率损失的论述上,而不同程度地忽略了国有企业效率损失的另一面:由国有企业本身效率损失引发的其他效率损失。很显然,如果国有企业是一个独立的经济运作实体,不与其他经济实体发生作用,那么国有企业效率损失只应当包含其本身的效率损失,但是如果这种效率损失通过一定的作用途径进一步引发了其他效率损失,那么传统观点对国有企业效率损失的定义就显得过于狭窄。并且,从改革的实践来看,由于未能意识到国有企业的这种拖累效应及其背后的逻辑机制,致使我们在诸多改革过程中一直处于“头痛医头,脚痛医脚”的尴尬境地。学界逐渐开始意识到传统定义的这一缺陷,并提出“增长拖累”的概念对国有企业的效率损失重新加

* 复旦大学经济学院中国社会主义市场经济研究中心。通信地址:上海市武川路78弄复旦大学北区95号楼701单元A室,200433;电话:(021)61443740;E-mail:lrnijj@126.com。本文的写作得到“教育部博士研究生学术新人奖”的资助。作者感谢石磊教授、任保平教授、马小勇副教授、汤向俊博士、王守坤博士、毛颖硕士等对本文早期版本提供的修改意见。本文初稿曾在2009年度复旦大学经济学博士论坛上宣讲,感谢田素华教授、罗长远博士和其他参会者的中肯建议。两位匿名审稿人提出了非常宝贵的修改建议,在此一并感谢。当然,作者文责自负。

以认识(刘瑞明和石磊, 2008), 将国有企业的效率损失进一步带来的其他效率损失也包含进来加以研究。这一研究视角不仅拓宽了国有企业效率损失的内涵, 而且为进一步挖掘国有企业效率损失的其他途径提供了可能。鉴于现代金融在企业融资和经济发展的重要作用, 本文从中国转型经济中的金融压抑和所有制歧视的角度重新考察国有企业的效率损失。

中国经济中的金融发展集中表现出两个相互关联的特征: 第一, 金融发展被抑制, 总体来讲, 经济表现出非常强烈的“金融压抑”(financial repression)形态, 这不仅表现在官方利率长期远远低于市场利率, 而且表现在国有银行的垄断地位和门槛准入方面; 第二, 作为经济增长推动力的民营经济在金融信贷方面却面临着种种歧视。一项相关研究(卢峰和姚洋, 2004)指出, 虽然非国有部门对中国GDP的贡献超过了70%, 但是它在过去十几年里获得的银行正式贷款却不到20%, 其余的80%以上都流向了国有部门。令人感到诧异的是, 这一明显违背经济规律的现象在过去的几十年里一直被维持, 而且至今尚无明显的改善, 其背后的效率损失可想而知。这种严重损害效率的现象之所以能够被长期维持和中国庞大的国有经济规模密切相关, 正是为了维持大量无效率的国有企业能够继续生存, 国家才不得不采取了金融压抑和所有制歧视政策。这些政策的实施至少在三个方面危害经济发展: 第一, 在偏向性的金融压抑和所有制歧视政策下, 国有企业必然产生对政府的依赖效应和道德风险, 效率低下; 第二, 在国有企业效率低下无法还贷的情况下, 金融部门产生了庞大的呆坏账, 构成巨大的金融风险和政府负担; 第三, 在金融压抑和所有制歧视政策下, 民营企业的借贷受到严重约束, 企业无法建立、规模无法扩大, 或者不得不求助于民间高利贷, 效率受损。这些现象有着重要的理论和现实意义, 然而, 当我们重新整理相关文献时发现, 虽然有关国有企业效率损失和金融压抑、歧视的文献都较为丰富, 但现有文献并未能搭建国有企业效率损失与金融压抑和所有制歧视之间的桥梁, 从而在理论的完整性上和政策的可行性指导上都缺失了关键的一环。

本文意图从金融压抑和所有制歧视的角度分析国有企业对经济发展的拖累效应。本文所发展的观点是, 经济转型过程中, 庞大的国有经济不仅因为自身的效率损失影响了经济增长, 而且通过金融压抑、歧视和效率误配的途径损害了民营经济的成长, 最终对整个国民经济产生拖累效应。我们同时指出, 这种拖累效应之所以没有突出显现, 是因为金融漏损和民间金融的成长构成了中国经济的高速成长的重要因素, 从而使得拖累效应得到了一定程度的掩盖。利用1985—2004年中国的省级面板数据, 本文初步证实了这一逻辑。不同于传统文献, 本文认识到, 由于金融压抑和所有制歧视的根源在于庞大的国有经济拖累, 因此, 当金融体系逐渐成为地区经济发展的掣肘和地区差距的重要来源的时候, 进一步转变政府职能、放松金融管制、实行国企改革对经济增长是必要的。

本文剩余部分安排如下：第二部分综述相关文献，并为后文分析奠定理论框架；第三部分发展一个包含政府、银行、企业的三部门模型，分析金融压抑和所有制歧视如何使得国有经济拖累了经济增长；第四部分是初步的经验验证，利用相关资料对文章假说进行验证；第五部分是结语。

二、文献综述与理论框架

现代经济发展过程中，金融扮演着越来越重要的角色。金融深化不仅能够通过资本积累和技术进步促进经济增长（Levine, 1997），而且增加资源流动性、减少金融投资的交易成本、提高金融资源的配置效率和回报率（King and Levine, 1993; Beck *et al.*, 2000; Merton and Bodie, 1995; Greenwood and Smith, 1997）。从国际经验来看，大量实证文献表明，金融发展和经济增长之间呈现出显著的正相关关系（Goldsmith, 1969; King and Levine, 1993; Levine, 1997; Levine and Zervos, 1998; Levine *et al.*, 2000; Rajan and Zingales, 1998; 等等），拥有发达金融系统的国家经济增长较快，反之，经济增长较快的国家金融系统通常也比较发达。就中国的实际情况而言，金融发展对经济增长的作用也已经被大量文献所证实。例如，周立和王子明（2003）实证研究发现，中国各地区金融发展与经济增长存在强相关，初始金融条件对长期经济发展有影响，金融市场化与经济增长的相关性也十分显著。王志强和孙刚（2003）从规模、结构、效率三方面考察金融发展与经济增长的关系，通过协整关系检验显示三者均与经济增长密切相关，格兰杰因果关系检验表明这三个指标与经济增长存在双向因果关系。张军和金煜（2005）也发现，金融深化和生产率增长之间呈显著为正的关系，并且这一发现同时解释了中国地区差距的扩大趋势。

虽然金融发展对经济增长具有强大的推动作用，但是在发展中国家，政府往往人为地规定过低的存贷款利率，垄断国有银行。由此导致贷款的过度需求和信贷配额，使得金融体系处于受压抑的状态，资本不能得到有效配置。根据麦金农（McKinnon, 1973）和肖（Shaw, 1973）及其追随者们的认识，“金融压抑”是指政府通过一系列行政手段来管制金融业的现象，如规定利率的上限，限制信贷发放的规模，定向分配低息贷款，约束金融机构的业务范围，等等。卢峰和姚洋（2005）指出，金融压抑也是中国银行体系的主要特征之一，这不仅表现为在早期的计划经济年代中，低利率体系就被用来向重工业优先发展战略提供低成本的资金，而且在实行改革开放政策以来，金融压抑依然存在，官方利率一直比非正式信贷市场的利率低。根据文献的认识，金融压抑对于经济增长有着负面的影响。例如，King and Levine（1993）在一个内生金融增长模型中对金融抑制造成的经济后果进行了描述，认为金融部门征收的税收提高了企业融资成本，降低了企业收益率，从而使得均衡的

经济增长率降低。Roubini and Sala-i-Martin (1992) 研究发现, 为了提高货币收入, 政府可能会选择通过压制金融部门的方法提高人均真实货币需求, 由此降低金融部门所积聚的资本投入的边际产出, 进而使得增长率降低。就我国的实际情况而言, 周业安 (1999) 研究发现, 信贷市场上的利率管制、价格和数量歧视通过种种途径浪费了信贷资源, 资本市场的行政管制则增加企业直接融资成本, 损害了投资者利益并弱化企业外部治理机制, 对这两类市场的抑制还直接阻碍了非国有经济的发展。

随之而来的一个问题是, 既然金融压抑造成了大量的效率损失和对经济增长的阻碍, 为什么还要施行金融压抑政策呢? 对于这个问题的回答必须诉诸改革的实际情形。研究表明, 金融压抑政策能够使得政府通过征收隐性税收的方式获得收益, 对金融市场控制和国有企业进行补贴 (李广众, 2001; Giovannini and de Melo, 1993)。李广众 (2001) 估算出, 金融压抑给中国政府带来的隐性收益大致为 GDP 的 0.71% 以及各项税收收入总和的 6%。自 20 世纪 80 年代以来, 随着财政压力和国企改革推进, 政府逐渐将对国有企业的救助手段由直接补贴改为依靠银行信贷。Cull and Xu (2003) 指出, 20 世纪 90 年代政府越来越依靠银行信贷的手段替代直接补贴对国有企业进行救助。鉴于均衡市场利率和金融压抑下的官定利率存在着巨大利差, 这实际上构成了政府对国有企业的变相补贴。政府的直接管制和干预扩大了资金的供求差额, 国有企业从优惠的银行贷款中得到了大量的利率租金。一些实证文献逐渐开始关注由此带来的租金额度并进行了估算。比如, 胡和立 (1989) 估算出 1988 年由市场利率与官定利率的利差带来的金融租金为 1 138.5 亿元。万安培 (1995) 按照贷款利差 10% 估算得到 1992 年仅利率租金一项就达到了 1983 亿元。周业安 (1999) 认为, 信贷市场上的利率管制和歧视产生了一大块租金市场, 诱使金融机构大规模寻租, 据其估计, 1992 年至 1997 年这 6 年间大约有 25 795.83 亿元的资金流向直接非生产性活动, 造成资源配置效率严重低下。张杰 (1998) 的一项研究也表明, 1985—1996 年间政府给予国有企业的金融补贴占 GDP 比重平均达 9.7%, 1993 年曾经一度高达 18.81%。正如樊纲 (2000) 所指出的那样, 在国有企业道德风险和经营绩效低下的情况下, 国有企业向银行借钱形成了大量的“坏账”, 由于这些坏账的最终买单者是政府或全体人民, 所以最终导致“准财政赤字”。政府对国有企业的巨额补贴虽然显著地改善了受益企业的财务报表, 但并没有从根本上提高国有企业的效率, 大量廉价租金的获取反而使国有企业产生了严重的道德风险和逆向选择问题, 国企的经营风险开始向金融领域转嫁, 并在国有银行内部形成巨额不良资产 (卢文鹏, 2002)。

在国家施行金融压抑的同时, 信贷过程中的所有制歧视也体现得极为明显。非国有企业很难获得国有垄断银行的贷款。对非国有部门受到银行信贷歧视的原因主要来自三个方面 (卢峰和姚洋, 2005): 第一个是政治原因, 在

中国的银行业中，国有企业不偿还贷款被认为是可以接受的，但是贷款给私人企业往往被怀疑收受了贿赂；第二个原因是非国有部门的大多数企业是中小型企业，它们先天就比国有企业面临更多的风险；第三个原因是，金融监管部门出台的商业银行贷款政策和纪律加重了信贷歧视，从而加重了银行的“惜贷”现象。这些歧视就集中体现在信贷部门进行信贷时总是遵循国家或国有项目优先分配信贷的原则，民营企业融资难、尤其是民营中小企业融资难的问题就成了我国长期存在而又不能得到有效解决的难题。Ge and Qiu (2007)发现，相比于国有企业，非国有企业更多地依赖于商业信用，非正规经济金融渠道是非国有经济发展的重要支撑。Brandt and Li (2003)通过一个对银行和企业进行匹配的数据研究表明，中国的私营企业在信贷上面临着所有制歧视，所以不得不借助于更为昂贵的商业信贷。在一项针对上海非国有中小企业的信贷情况的研究中，程海波等(2005)也发现，中国的非国有中小企业面临着严重的信贷约束，中小企业更加依赖关系型贷款的特征。信贷过程中的所有制歧视依然是民营企业头上的“紧箍咒”。

在金融压抑和信贷的所有制歧视条件下，民营企业的发展应当是重重受阻的，其发展规模和速度绝对不可能达到目前的水平。这又是为什么呢？答案在于中国的民间用另外一些扭曲的制度和手段对这些效率损失进行了修正。从中国的现实来看，这集中表现为两个方面：第一，金融漏损效应，即信贷资金由国有部门向非国有部门的漏损使得效率得到部分修正；这主要通过三角债的商业信用和国企资产和资金直接转移到私人部门两条渠道（卢峰和姚洋，2005）。第二，非正规金融的存在，使得一部分借贷无门的民营企业可以高息融资，部分扭正了效率。由于广为人知的国有部门和非国有部门之间巨大的效率差异（姚洋，1998；姚洋和章奇，2001；刘小玄，2000，2003；平新乔等，2003；李寿喜，2007；夏立军和方轶强，2005；等等），金融漏损和民间金融的发展导致非国有经济能够快速的发展并支撑中国的经济增长。张军和詹宇波（2006）分析指出，在城镇私人企业的发展过程中，政府企业家通过其关系资源为私人企业的发展提供融资，从而有可能使得私人企业得到迅速发展。安强身（2008）进一步指出，由于渐进式转轨经济中我国政府强控制金融与高额储蓄的背景，金融漏损修正了金融初次配置效率，间接支持了体制外经济的成长发展，形成了“反哺效应”，从而构成了一个非正规的经济增长良性循环模式。从一定程度上讲，正是这些“扭曲的制度”部分地“纠正”了改革的绩效。在第三部分中，我们通过发展一个模型来刻画如上逻辑。

三、模型与拓展

考虑这样一个经济，经济中存在一个政府 G (government)、一个民营企业部门 P (private enterprise)、一个国有企业部门 S (state-owned enter-

prise) 和一个信贷部门 B (Bank), 其中 B 又由国有银行 B_s 和民营银行 B_p 两个机构组成。社会总产出 Y 是民营企业产出 y_p 和国有企业产出 y_s 的加总, 即 $Y=y_p+y_s$ 。假定企业部门的生产函数分别为 $y_p=A_p k_p$ 和 $y_s=A_s k_s$, 其中, y_s 和 y_p 分别表示国有企业和民营企业的产出, k_p 和 k_s 分别代表国有企业和民营企业的资金投入。 A_p 和 A_s 是不同所有制的效率参数。¹ 经济中国有企业部门和民营企业部门没有自有资金, 所需融资量 k_s 和 k_p 必须都向信贷部门借贷, 信贷部门的可贷资金 K 是民营银行和国有银行提供的信贷资金的加总, 即 $K=K_p+K_s$ 。市场的均衡利率为 r , 这样资金需求量和资金供给量都成为了 r 的函数, 有 $k(r)=K(r)$ 。企业在标准的利率之外, 还需要向金融机构支付一定的额外融资费用, 二者共同构成企业借贷资金的实际利率。两类企业的融资能力不同, 不失一般性, 假定国有企业和民营企业部门的单位融资成本函数为二次型: $C_{k_i}=\frac{b_i}{2}k_i^2$, $i=p, s$ 且 $b_s < b_p$ 。其中, b_i 代表融资成本系数, 其越小, 则融资成本越低, 融资能力越强。

在以上假定下, 我们考察企业的行为。

(一) 基准情况: 无金融压抑、无所有制歧视的情形

在无金融压抑、无所有制歧视的情形下, 每个企业被假定都能够获得所需资金。

首先, 考虑民营企业的实际收入 v_p ,

$$v_p = A_p k_p - r k_p - \frac{1}{2} b_p k_p^2, \quad (1)$$

求一阶条件, 可得民营企业的最优融资额为

$$k_p = \frac{A_p - r}{b_p}, \quad (2)$$

同理, 我们也可以得出国有企业的最优融资额为

$$k_s = \frac{A_s - r}{b_s}, \quad (3)$$

进一步的, 我们有

$$\frac{\partial k_i}{\partial A_i} > 0, \quad \frac{\partial k_i}{\partial b_i} < 0, \quad \frac{\partial k_i}{\partial r} < 0, \quad i = p, s. \quad (4)$$

由此, 可以得到:

命题 1 企业融资需求依赖于企业的效率参数、融资成本和市场利率, 其中, 企业融资需求随着企业效率参数的上升而上升, 随着融资成本和市场利率的水平上升而下降。

¹ 不失一般性, 我们假定, $A_p > A_s$, 正如前一部分中所看到的, 这一假定得到了实证文献的支撑。

(二) 拓展情形之一：存在金融压抑与所有制歧视的情形

现实中金融压抑集中表现为两个特征：第一，不允许民间金融的正常活动；第二，低利率政策。我们分别来看两者对经济的影响。

情况 1 我们首先分析政府通过压抑民间金融的手段进行干预时对经济的影响。一种最为常见的手段是限制民间金融的规模。我们假定受限制时民间金融的供给部分变化为 K'_p , $K'_p < K_p$ 。 K'_p 的大小衡量国有银行的垄断情况, K'_p 越大 (小), 国有银行的垄断力量越小 (大), 极端的, 如果 $K'_p = 0$, 则国有银行处于完全垄断地位。由于 $K'_p < K_p$, 此时, 总资金供给量变化为 K' , $K' < K$, 相应的, 在资金需求总量不变的条件下, 利率变为 r' , $r' > r$ 。此时, 国有银行的收益上升, 即 $K_s r' > K_s r$, 这说明对于民间金融的限制有利于国有银行的垄断利润。

在如上假定下, 企业的期望收入变化为

$$E(u_i) = A_i k_i - r' k_i - \frac{1}{2} b_i k_i^2, \quad (5)$$

求一阶条件, 可得企业的最优融资额度为

$$k'_i = \frac{A_i - r'}{b_i}, \quad (6)$$

易知, $k'_i < k_i$, 进而有, $y'_i < y_i$ 。可以看出, 国有企业和民营企业的产出均下降。并且, 结合命题 1 容易推出, 国有银行垄断程度越高, K'_p 越小, r' 越高, 企业融资额 k_i 越小, 产出 y_i 越小, 社会总产出 Y' 越小。

根据以上讨论, 我们可以得到

命题 2 国有银行的垄断提高了国有银行的垄断收益, 但损害了企业的资金融入和产出, 造成了社会福利的净损失。国有银行垄断程度越高, 利率越高, 企业融资额越小, 产出越小。

情况 2 考虑政府压低利率的情形。假设利率被规定为 r'' , $r'' < r$, 信贷需求上升为 k'' , 信贷供给下降为 K'' , 这时, 产生信贷缺口 $k'' - K''$ 。资金供给的下降和信贷缺口的产生往往使得信贷配给出现。在中国的转型经济中, 金融资源通常是按照“政治主从次序” (political pecking order) 来配给的, 先给政治地位最高但最无效率的国有企业, 然后再给次高的集体企业, 最后才是最有效率的私人企业 (黄亚生, 2005)。这种配置方式为大量的理论和实证文献所证实。因此, 我们假定, 在信贷配给的情况下, 必须满足了国有企业的信贷需求之后, 民营企业才可能获得借贷。此时, 国有企业获得的借贷资金为 $k''_s (r'')$, 民营企业获得的借贷资金为 $k''_p = K'' - k''_s$ 。社会总产出变为 $Y'' = A_p k''_p + A_s k''_s$, 容易证明, $Y'' < Y$ 。

情况 3 考虑政府既压低利率又垄断金融的情形。根据情况 1 和情况 2 的

讨论,假设利率被规定为 r'' ,总资金供给由 K 变为 K' ,此时,信贷需求上升为 k'' ,信贷供给下降为 K'' ,产生信贷缺口 $k''-K''$ 。企业的借贷缺口变得越大,从而容易证明这时的社会总产出 $Y''<Y$,并且 $Y''<Y',Y''$ 。

根据如上讨论,有

命题3 金融压抑和歧视有利于国有银行的垄断收益和国有企业的生存维持,但是限制了民营企业的发展,进而使得社会总产出下降。

(三) 拓展情形之二: 存在金融漏损与民间借贷的情形

中国的经济能够取得巨大的发展需要感谢金融漏损和民间金融的存在,尽管从官方的角度看,这两者都是不合理甚至是违法的,但是它们的存在极大地使得扭曲的效率得到矫正。下面我们来分析二者对于经济的影响。

情况1 存在金融漏损的情形。假定资金从国有企业向民营企业漏损的量为 k^* ,由于效率的差异,则此时民营企业产出增加量为 $A_p k^*$,国有企业产出下降 $A_s k^*$,总产出增加 $y^* = A_p k^* - A_s k^* = (A_p - A_s) k^*$,易知,国有企业和民营企业的效率差距越大,金融漏损导致总产出的增量越大,金融漏损额度越大,总产出的增量越大。

情况2 存在民间借贷的情形。此时,民间借贷提供的资金量为 k^{**} ,这也代表非正规金融的规模。这一部分资金只能流入民营企业部门,所以假定其仅为民营企业服务,相应的利率为 r^{**} 。此时,民营企业的产出增量为 $y_p^{**} = A_p k^{**}$,实际收入增量为 $v_p^{**} = A_p k^{**} - r^{**} k^{**} - \frac{b_p}{2} (k^{**})^2$ 。

情况3 同时存在金融漏损和民间借贷的情形。根据情况1和情况2的讨论,民营企业规模在这种情形下将进一步壮大,社会总产出进一步上升。

由此,可以推出:

命题4 金融漏损和民间借贷有助于消减金融压抑和所有制歧视带来的不良影响,金融漏损程度越大,民间借贷规模越大,社会总产出越高。

以上各个命题所导出的含义清晰而鲜明。金融压抑和歧视有利于国有银行的垄断收益和国有企业的生存维持,但损害了企业的资金融入和产出,限制了民营企业的发展,进而使得社会总产出下降并造成社会福利净损失。面对这种扭曲的制度,金融漏损和民间借贷这些看似非正当途径通过另外一种“扭曲”修正了效率。

根据如上分析,我们提出两个可检验的假说:

假说1 国有经济比重不利于总体经济增长,并且可能会通过国有银行的垄断程度和金融歧视程度加剧这一效应。

假说2 国有经济比重不利于民营经济增长，并且可能会通过国有银行的垄断程度和金融歧视程度加剧这一效应。

四、经验验证

为了验证前文提出的假说，本文选取1985年至2004年中国内地29个省（直辖市、自治区）²的非平衡面板数据对前文逻辑加以验证。沿着前文的理论思路，我们重点检验国有经济是否通过金融压抑和所有制歧视拖累了经济增长速度这一假说。由于地区总体经济增长率和非国有经济增长率还受到其他经济变量的作用，我们将这些变量作为控制变量引入。所有数据和变量定义交代在表1中。

（一）数据和变量定义

表1 数据和变量定义

变量性质	变量名称	变量含义	计算方法
被解释变量	Regdp	地区gdp增长率	(地区国内生产总值指数-100)/100
	Nsoer	地区非国有经济增长率	(地区当年非国有经济固定资产投资额/地区上年非国有经济固定资产投资额)-1
	Soe	国有经济比重	地区国有经济固定资产投资额/地区经济固定资产投资额
核心解释变量	Soe2	国有职工比重	地区国有单位职工人数/地区职工总人数
	Soe×finmon	国有经济与国有银行垄断程度的交互项	地区国有经济比重×地区国有银行垄断程度
	Soe×sloan	国有经济与国有企业贷款比重的交互项	地区国有经济比重×地区国有企业贷款比重
控制变量	Gov	政府作用	地区政府消费额/地区国内生产总值
	Ubr	城市化率	地区城镇人口数/地区总人口数
	Far	投资增长率	(地区当年经济固定资产投资额/地区上年经济固定资产投资额)-1
	Edu	教育水平	地区普通高等学校在校人数/地区总人口
	Fdi	外商直接投资水平	地区实际利用外商直接投资/地区国内生产总值
	Gdp	宏观经济波动指数	(全国国内生产总值指数-100)/100

注：所有原始数据都来源于《新中国五十五年统计资料汇编》、《新中国五十年统计资料汇编》、各年《中国经济统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》和《中国金融年鉴》。地区实际利用外商投资数额的原始数据单位为美元，我们通过各年中间汇率进行了相应换算。所有变量因为进行了相应换算，都是无量纲的。

其中，衡量金融压抑和所有制歧视的指标分别为“国有银行垄断程度”和“国有企业贷款比重”。对于国有银行垄断程度的测算，我们用国有四大银行（中国银行、中国建设银行、中国农业银行和中国工商银行）的年末贷款

² 鉴于数据的可得性，我们未考虑我国的香港、澳门、台湾、重庆、西藏这五个地区。

余额加总与全部银行贷款余额的比值来表示,其原始数据均来自历年《中国金融年鉴》。国有企业贷款比重这一指标的测度比较困难,因为在公开的出版物中无法获得按照企业性质细分的信贷配给的分地区数据,这造成了我们的估算困难。针对这一情形,一些文献(Aziz and Duenwald, 2002; 张军和金煜, 2005)考虑到银行国有企业信贷比例与国有企业产出份额的密切关系,运用“残差结构一阶自相关”(AR1)的固定效应(FE)面板数据方法来估计各地区金融中介深度或发展水平。我们也采取这一方法对国有企业贷款比重进行估算:假设全部银行信贷只包括发放给国有企业的信贷和发放给整个非国有部门的信贷,银行分配给国有企业的信贷变动可以用国有企业工业总产值占工业总产值比重变动的固定倍数来表示。由于我国的国有企业资金来源主要是银行信贷,因此国有企业的总产值比重与银行信贷的分配结构的关系应该相对稳定。为了进行这一估算,我们首先从各年《中国工业经济统计年鉴》中采集了各地区“国有工业产值”和“工业总产值”的原始数据,并从各年《中国金融年鉴》中采集了“地区银行信贷总额”和“地区国内生产总值”的原始数据,然后利用各地区1985—2004年“国有工业产值/工业总产值”比重数据(Soepro)作为解释变量,用相应年度的“地区银行信贷总额/地区生产总值”比重数据(loan)作为被解释变量,采用固定效应模型估计出了各地区银行信贷中给予国有企业和非国有企业的部分,同时采用一阶自回归(AR1)过程来调整误差项中信贷的序列相关问题。分解全部银行信贷与地区总产值比率的方程可以表达如下:

$$\begin{aligned} \text{loan}_{it} &= \alpha + \beta \times \text{Soepro}_{it} + \eta_i + \mu_{it}; \\ \mu_{it} &= \rho \mu_{i,t-1} + \delta_{it}, \quad |\rho| < 1. \end{aligned}$$

估算得到,变量Soepro的系数为0.1614, t 值在1%的显著性水平上显著。假定所有地区的系数固定不变,通过简单运算即得到国有企业贷款比重数据。

我们选择了“地区gdp增长率”(Regdp)和“地区人均gdp增长率”(Pergdp)来对地区经济增长加以测度。民营经济增长速度用“地区非国有经济增长率”(Nsoer)加以度量。我们的核心解释变量是地区国有经济比重和两个交互项,依照文献的普遍做法,我们选取“国有经济比重”(Soe)作为代理变量,为测度该指标的稳健性,我们还计算了“国有职工比重”(Soe2)来作为替代性度量指标。由于我们检验的一个重点是观测国有经济是否通过金融压抑和所有制歧视的途径对地区经济产生不良影响,因此,我们在模型中加入了“国有经济比重与银行垄断程度的交互项”(Soe \times finmon)和“国有经济比重与国有企业贷款比重的交互项”(Soe \times sloan)来对二者加以度量。在控制变量中,我们控制了一系列变量,其中“政府作用”(Gov)指标用以控制政府对经济的干预程度,由于统计年鉴中政府消费部分既包含公共服务支出又包含了其他政府消费,无法有效分解,因此,这一指标的效应有正有负,其符号不能确定。中国的经济增长过程伴随着城市化过程,因此选取“城市

化率” (Ubr) 用以控制城市化对经济增长的作用。投资对经济增长具有巨大的促进作用, 因此, 选取“投资增长率” (Far) 控制投资的作用。宏观经济形势也会影响当年地区经济增长, 因此选取“宏观经济波动指数” (Gdp) 作为对宏观经济形势的控制。考虑到教育和人力资本的重要性, 也选取“教育水平” (Edu) 作为对教育的控制变量。对外开放方面, 选取“外商直接投资率” (Fdi) 作为控制变量。这些变量的计算方法和数据来源都在表 1 中详细列出。

(二) 方法

本文运用省级面板数据固定效应 (FE) — 随机效应 (RE) 分析法来进行研究。我们重点考察解释变量国有经济比重 Soe 及两个交互项对被解释变量 Regdp 和 Nsoer 的影响, 观测结果是否和预测一致。

我们提出如下的实证模型:

$$Y_{it} = C + \beta_1 \text{Soe}_{it} + \beta_2 \text{Soefinmon}_{it} + \sum_j \alpha_j \text{Control} + \alpha_i + \mu_{it},$$

$$Y_{it} = C + \beta_1 \text{Soe}_{it} + \beta_2 \text{Soeloan}_{it} + \sum_j \alpha_j \text{Control} + \alpha_i + \mu_{it}.$$

其中, Y 是被解释变量, 在不同的回归方程中分别代表 Regdp、Pergdp 和 Nsoer, 下标 i 和 t ($t=1985, \dots, 2004$) 分别代表第 i 个省份和第 t 年, Control 是一系列控制变量, α_i 表示选取固定效应模型时各地区有一个不随时间变化的效应, μ 是残差项。为了控制时间的作用, 我们还在各个模型中控制了年份虚拟变量。并且试图通过工具变量法检验结果的稳健性。

(三) 计量结果

利用 stata11.0, 我们对上述模型进行回归, 计量结果显示在表 2 中。

表 2 计量结果(1985—2004)

被解释变量 解释变量	Regdp			Nsoer		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
Soe	-0.040*** (-3.009)	-0.002 (-0.074)	-0.009 (-0.445)	-0.853*** (-6.974)	-0.695*** (-4.162)	-0.793*** (-5.548)
Soefinmon		-0.048** (-2.211)			-0.204 (-1.386)	
Soesloan			-0.160** (-2.229)			-0.473 (-0.813)
Gov	-0.047 (-1.341)	-0.038 (-1.068)	-0.021 (-0.574)	-1.311*** (-3.044)	-1.354*** (-3.103)	-1.290*** (-2.988)
Fdi	0.309*** (7.494)	0.311*** (7.607)	0.316*** (7.591)	-0.321 (-0.916)	-0.295 (-0.809)	-0.382 (-1.065)
Gdp	0.005 (1.611)	0.008** (2.409)	0.003 (0.972)	0.009* (1.704)	0.012** (2.099)	0.008 (1.435)

(续表)

被解释变量 解释变量	Regdp			Nsoer		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
Far	0.078*** (6.555)	0.077*** (6.354)	0.079*** (6.630)	1.043*** (15.390)	1.038*** (15.140)	1.043*** (15.382)
Ubr	-0.022* (-1.830)	-0.023** (-1.982)	-0.009 (-0.702)	0.247 (0.847)	0.189 (0.638)	0.296 (0.993)
Edu	0.100 (1.509)	0.094 (1.409)	0.096 (1.432)	-0.800 (-1.145)	-0.747 (-1.052)	-0.966 (-1.327)
常数项	0.047 (1.194)	0.010 (0.232)	0.057 (1.425)	0.649*** (4.352)	0.671*** (4.411)	0.659*** (4.405)
R ² (within)	0.6419	0.5441	0.5505	0.6837	0.6830	0.6842
Wald 检验 p 值	0.0000	0.0000	0.0000			
F 检验值				38.22	35.64	36.75
Hausman 检验值 (p 值)	13.88 (0.9493)	21.36 (0.6721)	20.49 (0.7027)	37.56 (0.0385)	36.38 (0.0660)	37.40 (0.0529)
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值	498	487	498	496	485	496
组数	29	29	29	29	29	29
备注	RE	RE	RE	FE	FE	FE

注:(1)括号中的数字为 t 值;(2)*, **, *** 分别表示显著性水平为 10%, 5% 和 1%;(3)用国有职工比重 Soe2 代替国有经济比重 Soe 作稳健性检验,结果类似,为简化起见这里未报告该结果;(4)FE 估计的 Hausman 检验的零假说是 FE 与 RE 估计系数无系统性差异。

在模型 1 中,我们首先考察了地区国有比重与地区总体经济增长之间的关系,结果发现,地区国有经济比重 Soe 在 1% 的显著性水平上呈现负效应。这初步证实了我们关于过度的国有比重对经济增长不利的结论。此外,政府消费的符号为负,但在可接受的水平上不显著。地区实际利用外资比重 Fdi 和投资增长率 Far 则对经济增长产生积极的作用,都在 1% 的水平上显著为正。宏观经济波动指数 Gdp 也和地区经济增长呈现正相关,但其波幅较大,实际效应有赖于进一步检验。和一般的印象相反,城市化率 Ubr 则在 10% 的水平上为负,但在进一步加入交互项后,我们发现这一指标在可接受的水平上不显著,而且其波动性较大,其中的机理尚待进一步探明。教育水平符号虽然符合预期,但是在可接受的水平上不显著。在模型 2 中,我们进一步加入了国有比重与金融垄断程度的交互项,交互项 Soefinmon 在 5% 的显著性水平上显著为负,这说明我们前述的逻辑成立,国有经济确实通过金融垄断对地区经济产生了负面影响。其他变量的结果类似于模型 1。在模型 3 中,我们控制了国有比重与国有企业贷款的交互项,结果显示,国有经济比重和金融歧视的交互项 Soesloan 在 5% 的显著性水平上为负,说明国有经济通过加重金融歧视对地区经济产生了显著的负面影响。其他指标的计量结果和前面两式类似。

我们在模型 4 至模型 6 中考察国有经济比重对民营经济发展的影响。结果发现,无论是否加入交互项,在控制了其他变量后,国有经济比重对于民营经济的发展在 1% 的显著性水平上具有显著的负效应。这和我们前述的理论相印证,国有企业对民营企业产生了事实上的拖累效应。其中,模型 4 中,

政府消费 Gov 在 1% 的显著性水平上为负，说明过多的政府干预也对民营经济的发展具有显著的负面效应。外商直接投资 Fdi 对民营经济增长的影响为负，但在统计上并不显著，这可能来自于 Fdi 对非国有经济发展的双重作用，一方面作为非国有经济的一部分，Fdi 本身对于地区非国有经济具有积极作用，但另一方面 Fdi 也可能对国内的民营企业产生挤出效应。宏观经济波动指数 Gdp 和地区非国有经济增长呈现正相关。Far 在 1% 的显著性水平上显著为正，说明投资增长率对地区非国有经济有着显著的正面效应。城市化水平则在可接受的水平上不显著。教育水平在可接受的水平上不显著。模型 5 中我们进一步控制了国有经济比重与金融垄断的交互项，发现该交互项符号符合预期，但在可接受的显著性水平上不显著，这可能与民间金融的存在和发展有关，民间金融在一定程度上削弱了金融垄断。其他变量的计量结果和模型 4 一致。我们在模型 6 中控制了国有比重与国有企业贷款的交互项，结果显示，该交互项符号也符合预期，但不显著，一个可能的作用机制和我们在理论部分提到的“金融漏损”有关，当国有企业贷款通过一定的途径“漏损”到民营企业时，这种扭曲的制度会对原来的不合理现象进行一定程度的修正。其他指标的计量结果同前。

由于缺乏相应的统计数据，我们不能对民间金融和金融漏损进行测度，导致我们无法在现有基础上进一步分离出二者的作用。这需要在将来进一步加以研究。在以上的回归中，一个可能的疑问是，结论的稳健性是否会因为存在内生性问题而受到影响。对此，选择合适的工具变量（instrument variable, IV）进行处理是必要的。但是，根据相关的理论，选择 IV 的前提条件是其应该尽量是外生的，其应该在理论上对被解释变量没有直接影响，而是通过影响被解释变量的工具变量间接影响被解释变量。由于数据的限制，我们试图按照文献通常的做法，采用 Soe 的滞后一阶（L. soe）作工具变量，但是这只适用于被解释变量为 Regdp 的情况（将 L. soe 放入方程发现其不显著，而 L. soe 和 soe 的相关系数为 0.9675，所以其可以用作工具变量）。对于我们的另外一个被解释变量 Nsoer 来说，这却并不适用，因为根据前面 Nsoer 的定义，其直接受 L. soe 的影响，所以滞后项不符合工具变量的选择标准。因此，我们利用工具变量法对 Regdp 做了相应的回归进行稳健性检验，并利用 Hausman 检验来判别工具变量法是否更为适合。回归中，IV-FE（或 IV-RE）的 Hausman 检验的零假说是 IV-FE（或 IV-RE）与 FE（或 RE）无系统性差异。Hausman 检验表明，不能拒绝零假设，这说明前述模型 1 至模型 3 中 RE 的方程选择是适当的。为节省篇幅，此处未报告该结果。此外，用国有职工比重 Soe2 代替国有经济比重 Soe 作稳健性检验，结果类似，为简化起见这里未报告该结果；综合来看，虽然控制变量的作用机制尚待进一步探明，但是，就我们关心的核心问题，庞大的国有经济规模是否会通过自身效率损失和拖累效应对民营经济和整体经济发展产生不利影响而言，如上的计量结果初步

支持了前述假说。

五、结 语

国有企业效率损失不仅包括国企本身的效率损失,而且包括由这种效率损失带来的其他效率损失。传统文献往往关注前者而忽略后者,本文从国企的“增长拖累”这一视角重新对其加以认识。金融压抑和所有制歧视是中国转型过程中的两个显著特征,本文从这两个视角出发分析了国有经济对民营经济的拖累效应。本文所发展的观点是,经济转型过程中,庞大的国有经济不仅因为自身的效率损失影响了经济增长,而且通过金融压抑、歧视和效率误配的途径损害了民营经济的成长,最终对整个国民经济产生拖累效应。拖累效应之所以没有突出显现,是因为金融漏损和民间金融的成长构成了中国经济的高速成长的重要因素。本文尝试利用1985—2004年中国省级面板数据对此加以验证,结果显示,该结论能够得到部分证实。由于一些相关数据无法获得,因此导致无法进行进一步的检验,这些尚需在未来的研究中加以弥补。

从现实来看,虽然随着国企改革和市场化进程的不断推进,金融压抑和所有制歧视逐渐得到了一定程度的解除,但各个方面的指标显示,国有银行依然居于垄断地位,金融压抑和所有制歧视程度依然严重。这种低效率体制的维持不仅导致了本文所指的种种效率损失,而且通过“财政-银行-国企”三大风险转化机制形成巨大的国家风险(卢文鹏,2002)。不同于传统文献,本文认识到,金融压抑和所有制歧视的根源在于庞大的国有经济拖累。从这一视角出发,我们就可以理解为什么对于金融体制的改革屡屡不得其力,为什么民间金融一直受到禁止而不能为地方经济发展提供其应有之力,为什么民营经济内生性金融制度成长的外部环境一直难以营造(张杰,2000)。所有这些,都和庞大的国有经济规模有着极度重要的关联。因此,本文的一个潜在政策含义是,当金融体系逐渐成为地区经济发展的掣肘和地区差距的重要来源的时候,进一步放松金融管制、实行国企改革对经济增长是必要的。

参 考 文 献

- [1] 安强身,“金融漏损、效率修正与‘反哺效应’——中国转轨经济金融低效率和经济高增长研究的新视角”,《财经研究》,2008年第4期,第4—15页。
- [2] Aziz, J., and C. Duenwald, “Growth-Financial Intermediation Nexus in China”, IMF Working Paper, 2002.
- [3] Beck, T., R. Levine, and N. Loayza, “Finance and Sources of Growth”, *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1-2), 261—300.
- [4] Brandt, L., and H. Li, “Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives?” *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(3), 387—413.

- [5] 程海波、于蕾、许治林，“资本结构、信贷约束和信贷歧视：上海非国有中小企业的案例”，《世界经济》，2005年第8期，第67—72页。
- [6] Cull, R., and L. Xu, “Who Gets Credit? The Behavior of Bureaucrats and State Banks in Allocating Credit to Chinese State-owned Enterprises”, *Journal of Development Economics*, 2003, 71(2), 533—559.
- [7] 樊纲，“论体制转轨的动态过程——非国有部门的成长与国有部门的改革”，《经济研究》，2000年第1期，第11—21页。
- [8] Ge, Y., and J. Qiu, “Financial Development, Bank Discrimination and Trade Credit”, *Journal of Banking and Finance*, 2007, 31(2), 513—530.
- [9] Giovannini, A., and M. de Melo, “Government Revenue from Financial Repression”, *American Economic Review*, 1993, 83(4), 953—963.
- [10] Goldsmith, R., *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press, 1969.
- [11] Greenwood, J., and B. Smith, “Financial Markets in Development, and the Development of Financial Markets”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1997, 21(1), 145—181.
- [12] 胡和立，“1988年我国部分租金的估算”，《经济社会体制比较》，1989年第5期，第36—39页。
- [13] 黄亚生，《改革时期的外国直接投资》。北京：新星出版社，2005年。
- [14] King, R., and R. Levine, “Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right”, *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3), 717—737.
- [15] Levine, R., “Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda”, *Journal of Economic Literature*, 1997, 35(2), 688—726.
- [16] Levine, R., N. Loayza, and T. Beck, “Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes”, *Journal of Monetary Economics*, 2000, (1), 31—77.
- [17] Levine, R., and S. Zervos, “Stock Markets, Banks, and Economic Growth”, *American Economic Review*, 1998, 88(3), 537—558.
- [18] 李广众，“金融抑制过程中政府收益的经验研究及国际比较”，《世界经济》，2001年第1期，第16—19页。
- [19] 李寿喜，“产权、代理成本和代理效率”，《经济研究》，2007年第1期，第102—113页。
- [20] 刘瑞明、石磊，“生存困境、软预算约束与增长拖累：国有企业效率损失的另一面”，复旦大学中国经济研究中心工作论文，2008年。
- [21] 刘小玄，“中国工业企业的所有制结构对效率差异的影响——1995年全国工业企业普查数据的实证分析”，《经济研究》，2000年第2期，第17—25页。
- [22] 刘小玄，“中国转轨经济中的产权结构和市场结构——产业绩效水平的决定因素”，《经济研究》，2003年第1期，第21—29页。
- [23] 卢峰、姚洋，“金融压抑下的法治、金融发展和经济增长”，《中国社会科学》，2004年第1期，第42—55页。
- [24] 卢文鹏，“金融抑制、路径依赖与中国渐进改革中的制度性公共风险”，《复旦学报（社会科学版）》，2002年第4期，第8—15页。
- [25] McKinnon, R., *Money and Capital in Economic Development*. Washington: Brookings Institution., 1973.
- [26] Merton, R., and Z. Bodie, “A Conceptual Framework for Analysing the Financial Environment”, in Crane, D., et al. (eds.), *The Global Financial System: A Functional Perspective*. Cambridge, Mass: Harvard Business School Press, 1995, 3—31.
- [27] 平新乔、范瑛、郝朝艳，“中国国有企业代理成本的实证分析”，《经济研究》，2003年第11期，第42—53页。

- [28] Rajan, R., and L. Zingales, "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, 1998, 88 (3), 559—586.
- [29] Roubini, N., and X. Sala-i-Martin, "Financial Repression and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 1992, 39(1), 5—30.
- [30] Shaw, E., *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press, 1973.
- [31] 万安培, "租金规模的动态考察", 《经济研究》, 1995年第2期, 第75—80页。
- [32] 王志强、孙刚, "中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析", 《管理世界》, 2003年第7期, 第13—20页。
- [33] 夏立军、方轶强, "政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据", 《经济研究》, 2005年第5期, 第40—51页。
- [34] 姚洋, "非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响", 《经济研究》, 1998年第12期, 第29—35页。
- [35] 姚洋、章奇, "中国工业企业技术效率分析", 《经济研究》, 2001年第10期, 第13—19页。
- [36] 张杰, "渐进改革中的金融支持", 《经济研究》, 1998年第10期, 第51—56页。
- [37] 张杰, "民营经济的金融困境与融资次序", 《经济研究》, 2000年第4期, 第3—10页。
- [38] 张军、金煜, "中国的金融深化和生产力关系的再检测:1987—2001", 《经济研究》, 2005年第11期, 第34—45页。
- [39] 张军、詹宇波, "金融歧视、'腐败'与中国私营企业的增长:基于转轨的理论分析与经验观察", 《世界经济文汇》, 2006年第2期, 第30—44页。
- [40] 周立、王子明, "中国各地区金融发展与经济增长实证分析:1978—2000", 《金融研究》, 2002年第10期, 第1—13页。
- [41] 周业安, "金融抑制对中国企业融资能力影响的实证研究", 《经济研究》, 1999年第2期, 第13—20页。

Financial Repression, Ownership Discrimination, and Negative Spillovers: SOE Efficiency Losses Revisited

RUIMING LIU
(Fudan University)

Abstract This paper investigates the SOEs' efficiency losses from the perspective of their negative spillovers to economic growth. In the process of economic transition, SOEs do not only entail efficiency losses in themselves, but also hinder economic growth through financial repression and ownership discrimination. The dragging effect is not apparent because financial resources can leak from the SOE sector to the private sector and private finance develops fast. Using China's provincial panel data for the period 1985—2004, we have partially confirmed the theory. The result lends supports to further financial deregulation and SOE reform.