

国有企业上市对绩效的影响： 一种处理效应方法

胡吉祥 童英 陈玉宇*

摘要 本文基于1998—2007年中国制造业企业层面面板数据,从盈利、效率和投资三个方面对中国国有企业公开上市对其绩效的影响进行研究。我们特别考察了数据中的样本选择偏差,并且引入项目评估计量经济学中非参数的处理效应估计方法以控制选择偏差以及由此导致股权结构的内生性问题。我们发现公开上市的企业的绩效在上市之前就相对良好。在控制了这种差别及其他的影响因素后,上市提高了国有企业的销售利润率、净利润水平、人均销售额和人均利润额,并促进了企业的资本支出和长期投资。这一结果与忽略选择偏差和内生性时所得到的估计结果有明显差异。

关键词 国有企业上市,处理效应,匹配估计量

一、引言

过去三十年里中国经历了巨大的经济变革,其中国有企业改制是一项迄今仍在进行的重要措施。在国有企业改制的多种实施形式中,上市民营化,即政府进行通过首次公开发行(IPO)向私人投资者出售股份并且将国有企业上市,是最为常见也最为重要的一种形式。¹但长期以来,关于民营化在国有企业改革中的有效性一直是经济学家和政策制定者争论的热点。特别是对中国这样的转轨经济体,主流经济学所倡导的国有企业民营化是否仍然适用,这一直是备受关注的问題(Estrin *et al.*, 2009)。在中国,近年来国有企业大规模民营化的逐步推行更是在学术界掀起了一场关于国有企业产权改革的

* 胡吉祥,北京大学光华管理学院;童英,中国银河证券股份有限公司研究部;陈玉宇,北京大学光华管理学院。通信作者及地址:胡吉祥,北京大学畅春园63楼527室,100871;电话:13810603452;E-mail: hujixiang@gsm.pku.edu.cn。本文得到了北京大学光华管理学院蔡洪滨教授和周黎安教授的指导和帮助,University of Wisconsin-Madison 商学院王孟颖和武汉大学刘穷志教授提供了有益的讨论和建议,特此致谢。同时,我们感谢两位匿名审稿人的宝贵意见。我们还感谢北京大学光华管理学院县域经济和地方金融研究中心的赞助和印尼哈利达集团公司(Indonesian HARITA Group)的资金支持。当然,文责自负。

¹ 关于中国国企改革的历史背景更详细的介绍可以在 Sun and Tong (2003), Wang *et al.* (2004), Jiang *et al.* (2009) 和 Tong (2009) 等文献中找到。

沸沸扬扬的大讨论。在国有企业效率和产权变革方向上各方意见对立明显,民营化的支持者认为民营化可以优化企业管理结构并提高国有企业效率,产权改革无法回避;而反对方则认为民营化并不能真正改善国有企业经营状况,私有化不是国有企业改革方向。²因此研究民营化³究竟是否有成效,对于客观地制定和评价改革措施,进一步推进国有企业改制具有重要意义。

然而先前对中国国有企业改制的诸多研究所得出的关于上市民营化效果结论同样莫衷一是,甚至是大相径庭。一些研究发现尽管上市之后企业的实际净利润或销售额等指标有所上升,但杠杆率和利润回报却没有改善甚至是明显恶化,因此上市民营化在中国未能生效或者只取得有限成功(Sun and Tong, 2003; Wang *et al.*, 2004; Jia *et al.*, 2005)。这些发现与来自于世界其他地区的证据不相符⁴,其自身之间也有互相抵触之处。然而另一些研究却发现民营化可以显著提高企业的盈利能力和生产率,从而认为中国的民营化不仅富有成效,而且非常成功(刘小玄, 2004; Song and Yao, 2004; 胡一帆等, 2006)。Jiang *et al.* (2009)用较近期的数据重新考察了这一问题,其结论是尽管企业在上市之后的以销售利润率(ROS)度量的盈利仍然在下降,但相对于同期未上市的其他条件相似的国企,它们的ROS下降幅度要低得多。

除去研究者使用的数据、样本大小有所不同以外,导致研究结论相互不一的局面一个可能的原因是他们采用的方法也各不相同,其中许多研究未能有效控制各种计量问题,如测量误差、遗漏变量、样本选择偏差及内生性等。例如企业参与上市改制很可能不是随机选择的,可能原本绩效较好的企业更容易被选择进行上市,即在这种情况下存在股权结构选择的内生性。因此如果没有考虑这种非随机的选择偏差就可能错误地将上市后企业的好的绩效归功于产权变动,或者夸大上市对企业绩效的影响,而忽略了被选择进行上市的企业可能本身绩效就好。这些计量问题的存在,使得人们难以科学地评估其研究结论。事实上,在关于民营化效果的研究综述中,Djankov and Murrell (2002)就指出其所调查的转型经济中民营化效果的研究中有一半左右没有考虑与企业民营化相关联的内生性和选择偏差问题,因此他们得到的估计可能是有偏的。在另一篇最新的关于转型经济的民营化研究的综述中,Estrin *et al.* (2009)特别考察了有关中国民营化效果的研究,其评述为:“现

² 参见搜狐财经频道“国企产权改革大讨论”专题, <http://business.sohu.com/s2004/guoqigaige.shtml>。

³ 我们所指的“民营化”主要是指国有企业引入其他类型的股权,与“公司化”及“股改”含义相同,而且与中国政府通常的“改制”一词意义相近。实际中改制还包括其他一些改变国有企业股权结构的方式,但通过上市进行股权改革是最重要的方式之一。因此下文中,我们将交替使用“上市民营化”、“改制”和“国有企业上市”三个术语,并将它们视为同等含义。

⁴ Megginson and Netter (2001)评述了一系列的民营化实证研究,得出无论在转型或非转型经济体中,公开上市几乎都提高了企业效率和盈利能力。Boubakri *et al.* (2005)考察了32个发展中国家230个民营化企业,发现它们的盈利都有显著提高,并且在效率和产出上也有改进。

有的有关中国民营化效果的研究在所采用的样本数据和方法上都大不相同……其中只有极少数工作使用了稳健的计量方法，可能正因此其发现也差别非常大……关于中国的民营化研究现阶段还缺乏计量上可信的结果，对于中国民营化的经验还难以定论。”（第718—719页及第722页）。

鉴于此，本文目的即在于为公开上市对国有企业绩效的影响提供一个尽可能偏差较小的估计，从而可以对民营化的效果做出更为可靠的结论。我们想要知道，民营化改革究竟对于企业的经济效益产生了怎样的影响作用，其影响程度如何？对于这些问题，本文将通过对实证数据的检验来给出相应的答案。这个结果关系到如何评价中国国有企业的民营化效果，以及如何把握中国国有企业改革的发展趋势等关键问题，因而具有重要的现实政策和实践意义。

我们的主要工作是根据数据特性尽可能准确地采用严谨合理的计量方法。⁵首先我们引入项目评估文献中的处理效应估计框架，使用非参数的匹配等新近发展的计量方法对公开上市的影响进行估计。据我们所知，这种将平均处理效应的估计应用于研究上市民营化效果的做法，在同类问题的研究中尚属首次。其次，我们将匹配方法与倍差（difference-in-difference, DID）方法相结合，弥补了匹配方法假设处理选择只基于可观测变量的不足，可以同时消除基于可观测和不可观测变量的选择偏差，从而有效控制了样本选择引起的内生性问题。最后，我们采用了多种统计指标进行样本平衡性检验，检验了样本选择偏差的存在性并仔细评估了匹配过程的有效性以确保匹配方法的可靠性。

本文基于1998—2007年中国制造业企业数据，从盈利、效率、投资三个方面对中国国有企业公开上市效果进行重新研究。我们的实证研究发现：（1）参与公开上市的国有企业是那些在上市前就绩效良好的企业，中国的民营化过程存在着明显的选择性，因此在评估其效果时应当考虑样本选择偏差。（2）在控制了选择偏差和内生性及其他未观测影响因素后，上市对于国有企业的盈利能力、运营效率和投资水平均有明显改善，其中销售利润率、人均销售额和资本支出相对于上市之前的平均水平其增幅分别约为16%、46%和80%，在统计和经济上都是显著的。（3）在没有控制选择偏差和内生性或其他影响企业绩效的因素时，我们得到的上市对绩效的影响不显著甚至为负。这说明忽略了选择偏差和内生性等问题会对估计结果造成严重的偏差，不仅在数值上可能偏离真实值较大，甚至于方向都可能相反。我们的结论在不同的估计方法和替代的绩效度量指标上都是稳健的。我们的研究表明继续深化国

⁵ 本文的研究重点在于样本选择偏差和内生性的控制。对于测量误差和遗漏变量问题，我们依据前人的研究选用多个控制变量和解释变量。

有企业产权改革,鼓励国有企业上市有其必要性和积极意义。

本文后面的结构安排如下:第二部分讨论了采用处理效应方法进行上市民营化效果评估的动机;第三部分描述了我们使用的样本和企业绩效的度量指标,并对数据做了初步的分析;第四部分详细介绍了本文使用的研究方法;第五部分展示了我们的估计结果及稳健性分析;最后一部分总结简要地总结全文,并指出不足和下一步工作。

二、采用处理效应方法的动机

(一)上市效应估计的计量问题

理论和实证证据都表明企业并不是被随机选择参与上市民营化的。政府一般倾向于首先将条件最好的企业进行上市,被售出股份的企业很可能是运营状况最良好的国企(Meggison and Netter, 2001)。Gupta *et al.* (2008)指出出于控制交易和拥塞成本、向投资者披露企业信息或避免政治反对,以及避免过度的失业等多方面的原因,政府会有选择性地、有优先级地依次进行国企民营化改革,更好的或者更坏的企业可能被先上市。大量实证结果表明,中国国有企业在民营化过程中并不是随机选择的,中国政府遵循了特有的优先次序和渐近式的改革策略。具体地说,政府首先选择盈利能力较高、运营情况良好的企业实施私有化(Song and Yao, 2004, 胡一帆等, 2006, Tong, 2009)。后文中对我们的数据的分析也验证了公开上市的国有企业是那些在上市前就绩效良好的企业,这表明中国国有企业上市民营化程存在严重的样本选择偏差问题。

先前大多数关于民营化效果的实证研究采用的是传统的线性回归分析(OLS),以及直接对民营化前后的业绩指标均值和中值进行比较,并对其差异进行参数 t -检验和非参数 Wilcoxon 检验(Meggison and Netter, 2001)。这两种方法都存在一定的问题。一方面它们没有考虑到可能存在的样本选择偏差和内生性问题从而导致实证估计的结果有偏。另一方面是 OLS 和直接比较法都忽略了某些影响所有企业上市后盈利指标的共同因素,如宏观经济变化、行业波动等,可能会造成较大的结果偏差。直接比较法还有一个不足在于 Wilcoxon 检验只检验了上市前后企业绩效的中值的变化,但实际上可能我们更关心的是的所有企业在上市前后续效变化的中值,而这两者通常并不相等。⁶

⁶ 形式化地讲,记 Y_0 和 Y_1 分别为企业在上市前后的绩效度量值,分别比较两组的中值得到的是 $\text{Med}(Y_1) - \text{Med}(Y_0)$ 。由于中值算子的非线性,它并不等于 $\text{Med}(Y_1 - Y_0)$,而后者才是我们真正感兴趣的。甚至只有在极为特殊的条件下,两者的符号才一致(Lee, 2005)。

部分考虑了选择偏差或内生性的文献则主要采用了固定效应模型或工具变量(IVs)法(Estrin *et al.*, 2009)。固定效应模型通过在模型中包括个体特性常量来消除个体异质性所产生的偏差,它需要假定未观测变量是不随时间变化的,但可能存在随时间变化且影响企业绩效的未观测因素。工具变量法可以处理允许未观测变量随时间变化的选择偏差问题,但它的有效估计依赖于找到恰当的工具变量以满足排除性约束条件,然而合适的工具变量在实际应用中通常难以得到。在一篇较新的文献中,Tong(2009)采用了Heckman两步估计过程来控制选择偏差,其局限性在于Heckman估计量要求误差项的分布满足联合正态假设,并且对于上市组企业的平均上市效应的识别依赖于排除性约束。

(二) 非参数匹配估计量的优势

上市企业与非上市的企业在上市之前绩效等特性上有着显著的差异,这些导致企业被选择进行上市的因素可能也影响着企业在上市后的绩效,从而使得上市和非上市企业之间的绩效差异难以被解释。我们想要了解的是在控制这些特性的差异之后,上市是否还对国有企业的绩效变化有影响。为了回答这个问题并且克服现有文献的不足,我们引进项目评估计量经济学中的处理效应估计方法。我们将公开上市视为对于企业实施的一个处理,按参与上市与否将企业划分为处理组和控制组,通过估计上市的平均处理效应(average treatment effect, ATE)或者处理组中的平均处理效应(average treatment effect on treated, ATT)来衡量其效果。基于匹配的处理效应估计方法在项目评估中被广泛使用,其基本思想是通过构建反事实(counter-factual)或潜在产出来估算因果效应。对于每一个处理对象我们可以使用其与其最相近的控制组对象来匹配,从而确保在给定所有两组共有的属性的条件下,两者的观测变量没有统计上显著的差异,从而尽可能地消除基于可观测变量的选择偏差。

除去样本选择偏差问题外,当上市的处理效应与企业特征存在非线性关系,或处理组与控制组企业特征存在显著差异时,OLS估计量也都可能会产生严重的偏差。另外,OLS方法得到的是在全体样本上的平均处理效应ATE,而我们往往更关心上市对于真正进行了上市的国有企业绩效的影响,即处理组中的平均处理效应ATT。只有在一些限制性假设下,ATE和ATT才相等,而这些假设在现实中一般难以成立。相比之下,非参的匹配估计量则具有不假设函数形式、不依赖于外推插值、可以直接估计ATT等多个方面的优势。相对于其他常用的计量方法如IV、DID和Heckman选择模型,匹配方法同样有其优势(Blundell and Dias, 2009):不需要假设参数分布、不要求排除性约束或误差项的线性可加形式并且允许个体存在异质的处理效应。因此,我们采用此类方法,利用项目评估新近发展的计量技术来估计公开上

市的平均处理效应。具体的,我们选用了 Abadie and Imbens (2006) 提出的匹配估计量,其主要优势在于可以根据企业的多个特性同时进行匹配,允许一对多的匹配方式为每个上市国有企业尽可能寻找最相近的匹配对象,并且对匹配误差做了修正以进一步减少估计偏差,从而为上市效果的评估提供了更为精准的估计结果。

此外,由于 DID 可以被用于减少基于未观测变量的选择偏差,将其与匹配方法结合可以得到更为稳健的估计量,显著地提高估计结果的质量 (Smith and Todd, 2005a, Blundell and Dias, 2009)。因此,我们在匹配后的样本上应用 DID 方法来消除宏观经济效应和时间趋势等共同因素的影响同时也进一步改进估计结果。通过将匹配估计量与 DID 方法相结合,我们较好地控制了基于可观测和不可观测变量引起的选择偏差和内生性,从而更为准确地估计了上市对于国有企业绩效的影响。

在最近的文献中, Jiang *et al.* (2009) 和童英 (2010) 也利用了匹配的思想来解决样本选择偏差问题。二者都是根据企业规模和上市前绩效,从非上市企业中为每个上市企业选择最为接近的匹配对象。区别在于,在选择匹配时还考虑了行业的细分。然而,他们的匹配方法存在一些不足。首先,只基于企业规模和上市之前绩效来匹配,就忽略了其他可能影响企业被选择参与上市决策的因素,只考虑一两个因素所进行的部分匹配可能得不到最相近的匹配组。其次,他们采用的是传统最为简单的匹配方法,即给每一个上市企业找唯一一个最相近的非上市企业作为匹配。这种方法易于实现,但问题在于可能会得到许多差的匹配对象从而带来估计的偏差。并且由于匹配过程是不放回的,得到的匹配对象依赖于样本被进行匹配的顺序,从而得到的估计值也会不同。另外,他们要求匹配的两个样本之间上市前规模和利润相差 $\pm 30\%$,这种匹配标准尽管可行,却是人为指定的,使得最终结果的稳健性值得质疑。本文的区别在于,我们基于若干影响企业上市决策的因素在多个维度上进行匹配,允许一个上市企业选择多个非上市企业作为匹配样本,并且对匹配误差进行了修正,从而最大限度地减小了估计偏差。我们得到的匹配后的样本在多个统计指标上都达到了很好的样本平衡性,这保证了匹配的有效性和估计结果的可靠性。Jiang *et al.* (2009) 和童英 (2010) 也采用了 DID 的方法来消除共同的宏观经济效应和时间趋势的影响。但 DID 方法依赖于处理指示变量与其他控制变量独立的假设。而由于前文指出的不足,他们的简单匹配并不能保证这一假设的成立。因此该方法得到的估计量仍然可能是有偏的。此外,除 ROS 外我们还采用了多个不同的绩效指标来全面评估上市民营化的效果,补充和完善了 Jiang *et al.* (2009) 和童英 (2010) 的工作。

三、数据及初步分析

(一) 样本选取

本文所用的数据主要来自国家统计局 1998—2007 年度国有及规模以上工业企业的抽样调查数据库。借助于中国经济研究中心的色诺芬数据库,我们识别出国家统计局数据中的上市企业并补充其上市年份和上市前后 3 年的财务数据,而股权结构的部分数据则来自国泰安上市公司治理结构数据库。每个样本的数据包括企业的基本信息如地理位置、行业、注册类型、成立年份,以及企业资产和业务经营的一些统计信息,如总资产、销售额、增加值、雇员数等。我们的实证估计只使用了国有企业(对于上市企业要求其上市前为国有企业),占原始数据中全体企业的 16.4%,但原始数据中所有企业的信息被用于计算行业和区域相关的变量。

我们将样本分为控制组和处理组两组。处理组包含上市的国有企业,控制组包含未上市的国有企业。⁷ 两组样本中企业(观测值)数目分别为 348 (2030)和 105 027 (401 882)。⁸ 根据相关文献中的处理惯例(参见 Sun and Tong (2003), Jia *et al.* (2005) 和 Jiang *et al.* (2009) 等),对于每个上市企业我们以上市前 3 年到后 3 年共 7 (-3~+3) 年的数据构建经济特性的代理变量,然后分别计算每个代理变量在上市前和上市两个时期的均值。由于上市当年(第 0 年)同时包括企业上市前后阶段,我们在计算时排除了第 0 年的数据。通过比较前后 3 年平均的长期变化,我们既考虑了企业绩效的动态自相关性同时也规避了动态面板估计的问题。对于没有上市的企业,我们对其每一年的数据假定其在当年上市,按照与上市企业同样的方式构建名义上的“上市前三年”和“上市后三年”的平均值。

为排除异常点的干扰,我们依照文献中的惯例采用 Winsor 命令对数据处理,即将每个变量在全部样本分布两端各 1% 的数据的值分别重置为 1% 和 99% 分位数上的值。

⁷ 我们根据色诺芬数据库,通过企业名称、行业、电话、地址和邮编以及资产规模等信息尽可能地识别了国家统计局数据中上市企业并将其从控制组中剔除,避免了将上市公司自身当成了非上市对比企业。Jiang *et al.* (2009) 采用了同样的数据源,但在选取控制组时忽略了这一点,因而很可能影响控制组的有效性。

⁸ 20 世纪 90 年代是我国股票市场飞速发展和国有企业大范围改制阶段,因此相对于早期研究我们的数据中上市国有企业数目(348)偏少,但与同时期相关研究相比,如 Jiang *et al.* (2009) 和童英(2010)的研究中上市国有企业数目分别为 149 和 211,我们的上市样本规模相当。同时我们也采用了先前研究中常用的 Wilcoxon 检验比较上市前后国有企业绩效的变化,考察的指标包括 ROS、ROA、杠杆率和规模。我们的结果与文献中的结论类似,即上市后 ROS 等盈利指标下降,但反映企业总资产的规模增大。这从一个侧面可以说明我们采用的数据与前人研究所使用的数据特性并无本质区别。

(二) 绩效度量

为了评估公开上市对国企绩效的影响,我们从三个方面考察企业的绩效:盈利、效率和投资。⁹但中国的上市民营化与其他国家有一个重要区别,使得我们在选择度量指标时需要特别注意。

许多其他国家中,国有企业上市是通过二次发行实施,而在中国则主要是首次发行方式实施。二次发行是指政府出售所持的国企股票而获得收益,对于国企的直接影响是股东的变化。而首次发行时,政府并不出售其股票,上市国企直接向私有投资者发行新股并持有收益。也就是说,二者的区别在于二次发行并不改变企业资产基数,首次发行则使得资产基数大为增加。中国上市民营化过程的这一特性使得度量上市前后国有企业的绩效变化变得困难。许多在其他国家上市民营化研究中使用的绩效指标都不适宜于计算中国上市国有企业的绩效改变(Jia *et al.*, 2005, Jiang *et al.*, 2009)。具体的,资产的基数扩大很自然地会使得上市企业的总收入、总利润、总税前收益(EBIT)等记录都会增加,发行收益的短期投资的损益也会造成净收入等数据的失真,这些指标,即使经过通货膨胀调整,也不能用于判定上市是否改进了绩效。总资产和总股本的扩大使得通常使用的盈利指标如ROA、ROE及杠杆指标资产负债比会产生一个向下的偏差,这种偏差在上市当年尤其严重。但是另一种盈利指标,销售收益率(ROS,定义为EBIT或净收入与总销售额的比值),可以用于衡量企业控制成本和开销的好坏且不受这种偏差的影响。

为解决这一问题,我们采用与Sun and Tong (2003)和Jia *et al.* (2005)等相同的做法,即排除上市当年的数据,从而消除上市对于总股本和资产直接影响。进一步,我们主要以ROS作为盈利能力的度量指标,同时以净利润水平(NPL)即税后净收入作为替代指标。我们采用销售效率(SaleEff,定义为人均销售额)和产出效率(OutEff,定义为人均利润额)来度量企业的运营效率。这两个属性可能是国有企业绩效最重要的指标,因为改进盈利和效率是私有化改革的主要目标。对于投资,我们使用两个指标:一是资本支出与销售额的比值(CapEx),其中资本支出定义为净固定资产当年与上一年的变化再加上当年的折旧。二是长期投资与销售额的比值(LongInvest)。这里我们同样回避了总资产。

⁹ 先前的研究如Aivaziana *et al.* (2005)、Boubakri *et al.* (2005)和D'Souza *et al.* (2005)等也采用了类似的绩效度量指标。一些研究还检查了杠杆率,但是基于下面所说明的原因,常用的杠杆指标如股本负债比和资产负债比不适宜于计算中国SIP企业的绩效改变。

(三) 其他变量

我们还选用了行业特征和经济区域等反映企业经济特性的一些其他变量。我们使用二位数作为行业分类标准,即通常说的“大类”。从6—46共40个类别,包括采掘业(06—12)、制造业(13—43,无38)和电力、煤气及水的生产和供应业(44—46)。粗分行业的一个好处是,所在行业能够包含诸如行业竞争程度、技术机会、资源的可获得性、需求特征等多个难以在模型中控制的因素。当然,细分行业(例如具体到四位数行业)更容易获得与企业微观层面相联系的信息,但是这样一来行业虚拟变量将多达几百个,难以计算。为了弥补二位数行业反映企业个体特征的不足,我们构造了以Herfindahl指数(HI)度量的市场竞争程度作为行业特征的代理变量,因为竞争相对激烈(更小的HI值)的行业中的国有企业可能更有压力进行改制(Tong, 2009)。

HI的定义为: $HI_i = \sum_{j=1}^{N_i} (s_{ij}/s_i)^2$, 其中 s_{ij} 为行业 i 中企业 j 的总销售额的份额, s_i 为行业 i 的总销售额, N_i 为行业 i 中的企业数目。

在地理位置方面,我们参照世界银行的标准,根据经济发展程度将全国31个省级行政区域(不含香港、澳门和台湾),分为东北、环渤海、东南、中部、西南和西北六个经济区域。¹⁰这种划分方法能够有效地反映企业所在地区的经济水平、市场开放程度对国有企业改制决定可能带来的影响。

我们考虑的一些其他的企业属性包括:企业规模(Size,定义为销售额的自然对数),资本劳工比(KLratio,定义为固定资产与员工数目之比)。

(四) 初步分析:上市与非上市国有企业特征差异

我们通过国有企业在上市前的各项特征的分组统计信息来测度它们之间的可能差异,并借助于各特征变量在各组上的核密度函数对比来判断样本中是否存在选择偏差问题。¹¹我们考察的变量包括前述定义的各种绩效度量指标。常用的杠杆指标如资产负债比虽然如前文所述也在计算上市前后绩效变化时会受到向下的偏差,但它可以正确度量企业上市前的绩效,因此我们在做比较分析时也将这些指标包括进来。

¹⁰ 东北包括黑龙江、吉林和辽宁,环渤海包括北京、天津、河北和山东,东南包括上海、江苏、浙江、福建和广东,中部包括河南、湖北、湖南、安徽和江西,西南包括重庆、四川、云南、海南、贵州和广西,西北包括山西、陕西、甘肃、宁夏、内蒙古、新疆、青海和西藏。参考世界银行东亚和大洋洲地区减贫与经济管理、金融和私营发展部2006年的《中国政府治理、投资环境与和谐社会:中国120个城市竞争力的提高》,报告编号:No. 37759-CN。

¹¹ 为简洁起见,以下的分析中对盈利、效率和投资分别采用前文定义的ROS、SaleEff和CapEx来度量,缺失值的剔除也依照这几个指标进行。对于其他的替代指标则留在稳健性检查中考察,见第五部分第四小节。

表1列出了企业上市前的盈利、杠杆率、运营效率、投资、资本劳动比、企业规模等各种指标变量的分组摘要统计信息,包括各变量的组内均值、标准差及组间归一化差值(Normalized Difference, NDiff)。NDiff是以组内方差和的平方根做标准化的组间变量均值之差,其定义为 $NDiff = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) / \sqrt{S_0^2 + S_1^2}$,其中 $g=0,1$ 表示样本的组别, $S_g^2 = \sum_{i:G_i=g} (X_i - \bar{X}_g)^2 / (N_g - 1)$ 为组内样本方差。相对于常用的 t -统计量,NDiff的优点在于其值不受样本大小影响(scale-free),可以更好地反映变量分布差异(Imbens and Wooldridge, 2009)。

表1 分组统计描述

观测数目 变量	上市		非上市		全体
	293		117 642		117 935
	均值	(标准差)	均值	(标准差)	归一化差值
销售利润率(ROS)	0.1440	(0.1478)	-0.0637	(0.3003)	0.6025
资产利润率(ROA)	0.1067	(0.0511)	0.0067	(0.0669)	1.1874
杠杆率(Lev)	0.5648	(0.1168)	0.6441	(0.3165)	-0.2350
规模(Size)	12.7914	(0.9756)	9.6352	(2.0251)	1.4042
人均销售额(SaleEff)	320.77	(342.58)	163.72	(289.75)	0.3500
资本支出(CapEx)	46 617.56	(94 502.54)	5 459.78	(41 776.17)	0.3983
资产劳动比(KLratio)	184.05	(325.40)	136.42	(267.41)	0.1131
净利润水平(NPL)	46 480.43	(39 136.21)	3 146.84	(19 391.99)	1.0017
人均利润额(OutEff)	42.3166	(43.7937)	4.9311	(27.3103)	0.7244
长期投资(LongInvest)	26 677.89	(51 799.56)	8 191.58	(34 128.16)	0.2980

注:表中列出的是上市和非上市组企业上市前三年各项经济变量的摘要统计。对于非上市企业的每一年的数据,我们假定当年为上市年份构建虚拟的上市前变量均值。除三个比率指标 ROS、ROA 和 Lev 外,其他指标的单位均为千元。

从表1中我们可以看出上市和非上市两组样本各变量的均值显著不同。上市企业在上市前的 ROS、ROA 及 NPL 等盈利指标及销售效率上均好于非上市对比企业。例如,上市企业的平均 ROS 为 0.1440,非上市企业平均 ROS 则为负值 -0.0637。从 SaleEff 上看上市企业的平均为非上市企业平均值的 2 倍。上市组企业的规模、资本劳动比、资本支出、长期投资也都大于非上市组企业,而非上市组企业的杠杆率更高,表明其债务状况更差。10 个变量中除 KLratio 外其他 9 个变量的 NDiff 值均较大,大于或接近于经验临界值 0.25¹²,表明两组数据差异不可忽略,标准的回归方法难以得到可靠的估计结果。

¹² 根据 Imbens and Rubin (2007) 建议的经验法则,NDiff 绝对值大于 0.25 表明两组数据差异过大。此时线性回归方法会对方程设定非常敏感,可能会导致回归系数的严重偏差。

图1则更为直观地显示了两组样本在变量分布上的明显差异。对于ROS和ROA，上市组样本的核密度函数（实线）相对于非上市组样本的核密度函数（虚线）更向右偏，且上市组样本分布相对集中，而非上市组则较为松散。SaleEff和Size的分布情况类似，而对于Lev则相反。除在KLratio上的分布差异相对较小外，大多数共变量的分布在两组之间非常不同¹³，如Imbens and Wooldridge (2009)所指出的，这将会导致回归估计量非常依赖于外推插值，即可能会生成数据相关范围以外的值，从而产生严重的偏差。

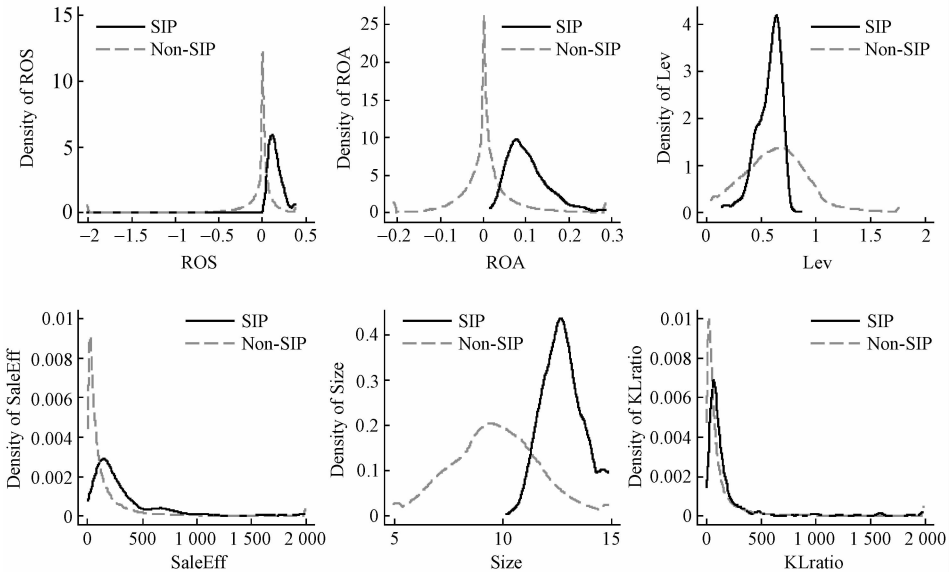


图1 上市与非上市组样本各变量核密度函数 (Kernel Density Function) 对比

从上我们可以清晰总结出一些有意义的现象：(1) 盈利能力较强的国有企业首先被选择上市。上市企业的ROS、ROA和NPL均远大于非上市企业的相应指标值，并且这些指标的归一化差值显著大于经验规则值。(2) 经营效率较高的企业首先被选择上市。非上市企业的员工人均销售额和利润额分别为163.72和4.93，而上市企业的相应指标值为320.77和42.32，在两种指标上，上市企业的平均值分别是非上市企业的约2倍和10倍。财务杠杆方面，上市企业的平均值为0.56，低于非上市企业的0.64，表明上市企业在上市之前负债相对较少。(3) 上市企业的资本支出和长期投资均大于未上市企业。总之，我们的数据表明，中国国有企业的上市民营化并不是随机实施的，而是具有优先次序的渐进式改制。政府首先选择盈利和投资能力较强、经营效率较高的企业进行上市。

¹³ 其他变量如NPL、OutEff和CapEx也有类似结果，限于篇幅文中未展示。

上述初步发现支持了我们关于上市和非上市企业之间存在系统差异的假设,这些差异可能是造成上市后两组企业绩效差异的重要因素。因此在考察上市民营化效应时,必须考虑到样本选择偏差问题。

四、研究方法描述

(一) 公开上市对企业绩效影响效应的估计: 基于 DID 的匹配估计量

我们的目的是分析公开上市是否对国有企业绩效产生影响,相应的计量建模问题是要评估上市对于企业绩效的因果效应。令 D 为虚拟标示变量,其值取 1 时代表企业进行了上市,否则取 0,以 $Y(1)(Y(0))$ 表示上市(非上市)的国有企业绩效的一种指标。于是对于企业 i ,上市对其绩效的影响可以表示为: $Y_i(1) - Y_i(0)$ 。借鉴微观计量项目评估文献中的方法,我们定义公开上市对上市企业绩效的平均影响为:

$$ATT = E[Y(1) - Y(0) | D = 1] = E[Y(1) | D = 1] - E[Y(0) | D = 1], \quad (1)$$

其中 $D=1$ 代表上市国有企业。类似的,上市对全体企业绩效的平均影响为: $ATE = E(Y(1) - Y(0))$ 。

问题在于, $Y(1)$ 和 $Y(0)$ 两者中仅有一个可以被观测到。例如对上市企业来说,其不上市情况下的绩效 $Y_i(0)$ 不可观测。对 ATT 的识别关键在于 (1) 式中最后一项的估计。匹配估计量对此的解决方案是构建反事实,其基本逻辑是:对于上市的企业(处理组)中的每一个样本,我们从非上市企业(控制组)中寻找与其在上市前特征相近的样本作为对比样本,以对比样本的绩效替代那些实际上进行了上市但假定其没有上市时的绩效。其关键在于可靠反事实的构建。

假定处理组和控制组企业之间的差异可以由包含企业在上市前的盈利、杠杆率、规模、行业和区域特征等一系列变量所反映,我们采用 Abadie and Imbens (2006) 提出的最近邻匹配方法构建匹配估计量(记为 A-I 匹配估计量)。除具有前述的匹配估计量的一般特性以外,A-I 方法可以根据企业的多个特性同时进行匹配,并且允许每个非上市企业参与多个上市企业的匹配过程,从而尽可能地为每个上市企业寻求最为相近的匹配对象。此外,它还针对处理组和控制组不能充分匹配,即两组控制变量的分布不是完全重合的情况,对估计量的渐近偏差做了修正 (Abadie and Imbens, 2008)。多维度进行匹配并对匹配结果的进一步修正极大地减少了估计的偏差,保证了 A-I 估计量的准确性。相对于另一种常用匹配估计量倾向得分匹配 (PSM) (Dehejia and Wahba, 2002), A-I 方法的优势在于它并不要求先得到未知函数如倾向性

得分的一致估计。由于我们选用的共变量数目并不大，不会面临 PSM 所特别解决的高维诅咒问题。相反，由于是在多个数据维度上进行匹配，A-I 方法可以获得更高的精度。

我们使用 A-I 最近邻匹配方法估计 ATT 和 ATE。为简便起见，以下我们忽略变量下标。以表示反映企业差异、影响企业绩效的一组特性。最近邻匹配估计量通过对具有相似特征的对比企业绩效进行加权平均来估算处理组企业缺失的潜在绩效。令 $\|X\| = (X'VX)^{\frac{1}{2}}$ 为归一化的向量，其中 V 为一正定加权矩阵。令 $j_m(i)$ 为满足以下两式的企业的下标：

$$D_j = 1 - D_i \quad \text{及} \quad \sum_{k: D_k = 1 - D_j} 1\{\|X_k - X_i\| \leq \|X_j - X_i\| = m,$$

其中 $1(\cdot)$ 为指示函数。 $j_m(i)$ 表示在与企业的所接受处理相反的所有企业中，离第 i 个企业特征第 m 近的企业的下标值。 $J_M(i)$ 令表示企业的最近的 M 个匹配的下标集合。根据 Abadie and Imbens (2008) 的建议，在我们的分析中取 $M=4$ ，即使用最近的 4 个邻居。令 $K_M(i)$ 表示企业被用做匹配的次数：

$$K_M(i) = \sum_{k=1}^N 1\{i \in J_M(k)\},$$

于是，ATT 和 ATE 的估计量分别为

$$\text{ATT} = \frac{1}{N_1} \sum_{D_i=1} [Y_i - \hat{Y}_i(0)] = \frac{1}{N_1} \sum_{D_i=1} \left[D_i - (1 - D_i) \right] \frac{K_M(i)}{M} Y_i, \quad (2)$$

$$\text{ATE} = \frac{1}{N} \sum_{i=1} [\hat{Y}_i(1) - \hat{Y}_i(0)] = \frac{1}{N} \sum_{i=1} (2D_i - 1) \left[1 + \frac{K_M(i)}{M} \right] Y_i, \quad (3)$$

其中 \hat{Y}_i 表示估算出的缺失潜在绩效， N 表示所有企业的数目， N_1 为处理组企业的数目，

$$\hat{Y}_i(0) = \begin{cases} Y_i, & D_i = 0 \\ \frac{1}{M} \sum_{j \in J_M(i)} Y_j, & D_i = 1 \end{cases} \quad \text{及} \quad \hat{Y}_i(1) = \begin{cases} \frac{1}{M} \sum_{j \in J_M(i)} Y_j, & D_i = 0 \\ Y_i, & D_i = 1 \end{cases}.$$

在观测值及其匹配对象之间不是精确匹配的情况下，(2) 式和 (3) 式表示的估计量在有限样本下可能仍然存在偏差。Abadie and Imbens (2008) 进一步提出偏差调整的方法，根据匹配对象的共变量之间的差值来调整匹配的结果的平均值，从而可以得到更为稳健的估计量。

匹配估计量目的是消除样本可观测变量的偏差。然而样本之间可能还存在不可观测变量而导致的偏差。而 DID 估计量考虑了处理组和控制组之间未观测到的时间不变的差异，因此可以提供更为稳健的估计。我们将匹配方法与 DID 结合起来得到基于 DID 的匹配估计量 (matching estimator with differ-

ence-in-difference, MDID)。这种方法的优点在于很好地解决了基于可观测和不可观测变量引起的选择偏差,可以显著地提高估计结果的质量 (Smith and Todd, 2005a, Blundell and Dias, 2009)。引入 DID 也充分利用了面板数据的优势。借鉴 Blundell and Dias (2009) 的做法,我们拓展 A-I 匹配估计量,使之能处理面板数据。主要方法是以上市前后的绩效差值 ΔY 代替绩效水平值进行匹配。控制组与处理组进行匹配,得到的权重用于计算 ATT:

$$ATT^{MDID} = \sum_{i \in T} \left[\Delta Y_i - \sum_{j \in C} \omega_{ij} \Delta Y_j \right],$$

其中 ω_{ij} 表示处理组样本赋予匹配的控制组样本的权重,在 A-I 方法中取为 $\frac{1}{J_M(i)}$; ω_i 表示计算平均效应时样本 i 的权重,在 A-I 方法中取为 $\frac{1}{N_i}$ 。这里 $J_M(i)$ 和 N_i 的含义同前。ATE 可类似计算。

(二) 匹配有效性评估: 样本平衡性检验

匹配方法的有效性取决于其对数据平衡性的改善,即使处理组和控制组共变量分布趋于相近而不丢失过多的观测值。对于样本平衡性的检验是考察匹配方法可靠性的重要步骤。文献中通常使用 t -检验等假设检验方式来评估平衡性。然而 Imai *et al.* (2008) 指出常用的均值差异的 t -检验有很大的误导性,不应当被用做估量平衡性。其本质的问题在于平衡性是观测数据的特性,而不是假设总体的特征。而且 t -检验容易受到样本大小、处理观测值的比例、处理组和控制组的方差的影响,通过减少样本容量(删除观测值),可以导致 t -统计量的值变小,从而错误地衡量平衡性。

理想的平衡性度量是基于所有参与匹配的共变量进行衡量,比如对两组数据构建多维直方图进行比较。然而随着维度增加使得多维直方图会变得粗糙或者出现许多空缺的部分,从而难以衡量和比较。因此,我们只能借助于低维的摘要统计量进行间接比较。可能存在的问题是即使低维摘要统计量显示控制组和处理组数据比较相近,我们也不能断定在全部维度上两组数据都匹配。因此我们使用不同的平衡性指标进行衡量以得到更为稳健的结论。

第一组指标是每个共变量在控制组和处理组间的标准化均值差异。对于匹配后的样本,在计算均值时我们对样本进行加权。具体的,当估计量为 ATE 或 ATT 时,变量 X_k 的标准化均值差值 (standardized difference, SDiff) 定义为两组样本均值之差除以处理组标准差再乘以 100¹⁴:

¹⁴ 这里我们没有使用先前提到的归一化差值,是因为我们进行的匹配并不是一对一的。一个处理组观测可能有多个控制组观测与之匹配,每个匹配的控制组观测权重不同。因此不能将处理组与控制组直接进行比较,而需要通过加权的方式比较均值。

$$\text{SDiff}(X_k) = 100 \times \frac{\frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} [X_{ki} - X_{j \in C} \omega(i, j) X_{kj}]}{\sqrt{\text{Var}_{i \in T}(X_{ki})}},$$

其中 T 和 C 分别代表处理组和控制组， $\omega(i, j)$ 表示处理组样本赋予匹配的控制组样本的权重。Smith and Todd (2005b) 建议当 SDiff 大于 20 时表明样本偏差较大，我们采用这一经验法则。

第二组指标是基于经验分位数散点图 (empirical-QQ plot) 的函数的摘要统计量。平衡性反映的实际观测数据的特性，因此比较共变量在处理组和控制间的分布是度量平衡性更好的方法 (Imai *et al.*, 2008)。我们使用的摘要统计量包括经验分位数偏差的中值、均值和最大值，以及经验累积分布函数偏差的中值、均值和最大值。经验分位数偏差的均值正式定义为

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n | \bar{q}_{X_{m_t}}(i/n) - \hat{q}_{X_{m_c}}(i/n) |,$$

其中 $\bar{q}_{X_{m_t}}$ 和 $\hat{q}_{X_{m_c}}$ 分别为匹配后处理组和控制组中共变量的经验分位数函数，而 $n = \min(n_{m_t}, n_{m_c})$ 。经验累积分布函数的最大偏差定义为

$$\max_{0 < \alpha < 1} | \hat{F}_{X_t}^{-1}(\alpha) - \hat{F}_{X_c}^{-1}(\alpha) |,$$

其中 $\hat{F}_{X_t}^{-1}$ 和 $\hat{F}_{X_c}^{-1}$ 分别为共变量的经验累积概率分布函数。其他统计量可类似定义。

第三组指标是处理组和控制组方差比率，两组样本均值的 t -检验值（对于匹配后样本采用配对 t -检验），以及 Kolmogorov-Smirnov (KS) 检验值。其中 KS 统计量可用于度量基于相同分布假设的数据差异，并且具有良好的非参统计属性。

五、计量结果与分析

(一) 国有企业上市的决定因素

在我们所研究的问题中，选择偏差主要源自政府选择上市企业时的倾向性。这种选择并不是随机的，而是与企业的多种属性相关。因此在检查上市对企业绩效的影响之前，有必要分析影响政府选择上市国企业的因素。另一方面，为控制样本选择偏差问题，我们通过基于多个样本属性的匹配来构造对比组。为了找出合适的控制变量，也有必要考察国有企业上市的决定因素。

先前的一些相关研究如 Aivaziana *et al.* (2005)、Tong (2009) 和 Mizutani and Uranishi (2010) 等表明，影响国有企业上市的因素主要有企业属性、经济形势、政府管制及其他政治因素。出于后面匹配过程的需要以及数据可

用性考虑,我们着重于考察企业内部微观特性并参考先前研究选择控制变量,对于宏观经济状况和市场环境等外部特征则通过行业、经济区域和上市年份的虚拟变量来加以控制。¹⁵我们选用的企业属性主要包括前文所定义各种绩效度量指标。如前所述,我们指出一些常用的绩效指标由于受到上市首次发行的影响而不适宜于度量企业上市后的绩效,但是它们可以正确度量企业上市前的绩效,因此同样是影响上市决策的重要因素。

给定企业各项属性,我们采用 Probit 回归模型来预测每个企业进行上市的概率。其目的是从众多候选的控制变量中筛选出那些地对处理选择最有影响的变量。

表 2 给出了 Probit 回归的估计结果及边际回归效应。第一列和第二列是回归估计的系数和标准误,第三列和第四列是边际回归效应的估计系数和标准误。从表 2 中可以看出,我们考虑的 ROS、ROA、Lev、Size 和 SaleEff 五个主要解释变量的边际效应都是显著的,其中 ROA 的效应最大,即资产利润率高的国有企业更有可能被选择进行上市。大部分的行业和区域虚拟变量的边际效应也是显著的(表中未列出)。但 CapEx 和 KLratio 在 Probit 估计及边际效应估计中均不显著,表明控制了其他变量之后,这二者对企业被选择上市的决定没有明显影响。

表 2 国有企业上市的决定因素

变量	(1) Probit 回归		(2) 边际效应	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误
ROS	1.2448***	(0.3083)	0.0075***	(0.0021)
ROA	3.7607***	(0.4680)	0.0226***	(0.0035)
Lev	0.4061***	(0.1330)	0.0024***	(0.0008)
Size	0.4080***	(0.0218)	0.0024***	(0.0003)
SaleEff	-0.0009***	(0.0001)	-0.0000***	(0.0000)
CapEx	0.0000	(0.0000)	0.0000	(0.0000)
KLratio	0.0001	(0.0001)	0.0000	(0.0000)

注:国有企业上市的决定因素分析。企业选择上市的概率通过 Probit 回归估计得到。行业和区域虚拟变量的估计结果限于篇幅未报告。显著性标识的含义为:*表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

值得注意的是,尽管分组对比显示上市组企业上市前相对于非上市企业在从总体上看有着更低的杠杆率和更高的人均销售额,但在表 2 中 Lev 和 SaleEff 的估计系数却表现出与此相反的符号。¹⁶一种解释是,后两者可能并不是国有企业上市决定中的主导因素。我们注意到相对于 ROS 和 ROA 等其他

¹⁵ 对于宏观经济状况和政策等其他因素的详细考察,尽管同样重要,但不是本文研究的重点。可参考 Mizutani and Uranishi(2010)及所引文献。

¹⁶ 感谢一位匿名审稿人指出这一点。

变量，Lev 和 SaleEff 的估计系数在数值上较小。可能存在一些企业，尽管其杠杆率偏高或人均销售额偏低，但由于其盈利很好或规模较大，仍然被选择实施公开上市。另一种可能的原因是，企业的负债和销售效率等属性是由企业绩效内生决定的，而我们简单的估计策略并没有很好地控制这种内生性而造成估计偏差。需要指出的是，作为绩效评估的一个预处理步骤，对企业上市决定因素的研究只是用于提供匹配变量的一种候选，各种企业属性对上市决定的效应大小和符号并不影响后续匹配方法的实施。因此尽管其结果未必十分精确，但对本文的结论不会产生实质性影响。

在下面的处理效应估计中，我们选用在 Probit 回归中边际效应在 10% 的水平上显著的变量作为控制变量。根据回归结果，除 CapEx 和 KLRatio 外其他所有的解释变量都被选为控制变量。

(二) 样本平衡性检查

表 3 列出了对基于 A-I 方法的 MDID 匹配过程的平衡性检验结果。匹配后的样本中上市企业与非上市企业的所有变量的标准化均值差异 SDiff 都小于 13%，除 SaleEff 外，其他变量的 SDiff 均有明显改善。每个变量的经验分位数 (eQQ) 和经验累积分布函数 (eCDF) 偏差的均值的改善幅度也都较大，大致为 30%—80%。匹配后的两组样本中各变量的方差比率中除 Size 相对较小外，其他变量的方差比较都接近于 1.0。匹配后样本的 *t*-检验结果也显示，两组样本的 SaleEff 的均值差异在 1% 的水平上不显著，其他变量的均值差异则在 5% 甚至 10% 的水平上都不显著。KS 检验也有类似结果。上述多组指标都验证了我们的匹配过程非常成功，极大地改善了各变量的样本平衡性，为我们的匹配估计结果的可靠性提供了有力的支持。

表 3 匹配平衡性检验

变量	ROS	ROA	Lev	Size	SaleEff
上市组均值	0.1256	0.1005	0.5605	1.2756	323.10
非上市组均值	0.1174	0.0730	0.5515	1.2347	285.81
SDiff (%)	4.36	4.90	8.11	4.07	12.22
改进百分比	84.7	30.4	71.1	79.0	-16.3
eQQ 差值均值	0.0385	0.0232	0.0244	0.4099	42.45
改进百分比	37.3	43.0	77.8	79.5	31.0
eCDF 差值均值	0.1031	0.1654	0.0489	0.1041	0.0337
改进百分比	57.2	35.4	61.1	70.0	66.9
样本方差比	0.7187	0.9186	0.7068	0.6559	1.2173
<i>t</i> -检验 <i>p</i> 值	0.5692	0.0739	0.3242	0.0608	0.0198
KS-检验 <i>p</i> 值	0.3750	0.0694	0.0514	0.2031	0.0236

注：表中汇报了各变量的样本平衡性检验结果，所用的指标包括匹配后样本组间归一化差值 (SDiff)、经验分位数 (eQQ) 差值均值、经验累积分布函数 (eCDF) 差值均值、三者在匹配前后的改进百分比、匹配后变量组间 *t*-检验和 KS-检验的 *p* 值。

(三) 基本结果

我们采用基于 A-I 匹配方法的 MDID 估计量,使用前述 5 个企业特性加上行业、区域和年份共 8 个控制变量,选择最近的 4 个邻居,对并匹配偏差进行调整,对上市对于企业绩效的 ATT 和 ATE 进行估计。其中对于年份是以非上市企业的当年年份作为虚拟的上市年份与上市企业进行匹配。表 4 (a) 部分列出了估计结果。

表 4 公开上市处理效应估计

指标 变量	(a) 基本结果			(b) 稳健性检查		
	盈利 ROS	运营 SaleEff	投资 CapEx	盈利 NPL	运营 OutEff	投资 LongInvest
(1) OLS ATEs	-0.0051 (0.0152)	-160.05*** (27.98)	55 442.67*** (3 723.10)	-4 704.66 (2 878.80)	-9.81** (3.49)	33 664.07*** (2 666.08)
(2) DID ATEs	0.0416*** (0.0157)	96.84*** (32.34)	46 110.46*** (4 938.02)	-1 608.78 (3 208.44)	-4.60 (4.07)	36 423.86*** (3 900.20)
(3) A-I ATEs	-0.0027* (0.0015)	99.36*** (3.54)	65 393.27*** (691.93)	-4 279.56*** (2 051.50)	-1.21*** (1.57)	5 071.92*** (1 930.36)
(4) A-I ATTs	0.0232** (0.0112)	146.77*** (21.16)	36 784.02*** (5 581.57)	20 649.55*** (3 588.21)	7.75** (3.12)	2 0638.27*** (3 532.81)
(5) PSM ATTs	0.0292*** (0.0107)	142.49*** (21.38)	40 079.05*** (5 725.13)	10 488.52*** (3 756.03)	0.3952 (2.39)	17 842.79*** (2 555.34)

注:表中列出了公开上市对国有企业绩效效果的估计,包括 OLS、DID、A-I 和 PSM 四种不同方法得到的估计值及其标准差(以括号表示)。显著性标识的含义为:*表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

作为对比,在表中第(1)和(2)行我们也给出了使用常用的 OLS 及 DID 方法得到的 ATE 的估计。根据 OLS 的估计结果,企业上市后以 ROS 度量的盈利没有明显变化,以 SaleEff 度量的运营效率反而有显著下降,以资本支出度量的投资有明显增加。而 DID 的估计量则显示 ROS 和 SaleEff 均有显著的增加。

表中第(3)和(4)行给出了使用 A-I 方法得到的 ATE 和 ATT 估计。与 OLS 和 DID 得到的 ATE 都不同,A-I 的 ATE 估计结果显示,上市后全体企业的平均 ROS 有微弱但 10% 的水平上显著的下降。并且各变量 A-I ATE 的标准差均小于 OLS 和 DID 相应估计值。对照三种方法对 ATE 的估计结果,我们发现 OLS 和 DID 的估计不仅在数值与 A-I 的估计有所差异,对于 ROS 和 SaleEff 的估计更是符号都不相同,这表明由于没有控制好样本选择偏差及内生性,或者忽略了影响所有企业绩效指标的共同因素,都有可能造成严重的偏差,这是我们的第一个主要结论。

A-I 的 ATT 估计给出了我们的第二个主要结果:上市企业在上市后 ROS、SaleEff 和 CapEx 的平均值都有所提升,并且分别在 5%、1% 和 1% 的水平上统计显著,表明控制了对比组变化之后,上市对企业绩效有明显正的

效应。我们的发现中关于 ROS 的变化与 Jiang *et al.* (2009) 的结论相一致, 关于 SaleEff 的变化与童英 (2010) 的结论相同。

值得注意的是 ATE 估计量与 ATT 估计量在 ROS 上有较大差异且符号不同, 分别为 -0.0027 和 0.0232 且都在统计上显著。ATE 与 ATT 估计量差异较大的原因一方面可能是 Imbens and Wooldridge (2009) 提到的外推插值问题, 并且 ATE 要求两个估算值而 ATT 仅需要一个估算值 (见第四部分第一小节的定义及说明), 因此 ATE 的估计可能有较大的偏差。另一方面, ATE 反映的是上市对全体企业绩效的平均影响, 它是 ATT 和 ATU (Average Treatment Effect on Untreated, 未处理组平均处理效应) 的平均值。由此 ATT 为正而 ATE 为负值的一个重要含义是, 上市对于非上市组企业的盈利的潜在影响不大甚至为负。这在经济上是合理的, 因为上市组企业在改制前的利润均为正, 而许多非上市组企业的利润为负值, 后者多方面的绩效都明显差于前者, 上市可能能对它们的效果相对较小甚至为负面的。¹⁷ 一种可能的原因是, 企业上市后大量资金占用造成利润下降, 投资不足进一步使得业绩变差 (童英, 2010)。我们关于 ATE 和 ATT 的估计支持这一解释: CapEx 的 ATE 估计值大于 ATT 估计值, 而 LongInvest 则相反 (见下文稳健性检查)。这说明上市后全体企业的平均资本支出相对于上市组企业过大, 而长期投资则相对不足。此外, SaleEff 的 ATT 估计值也大于 ATE 估计值。由此, 我们得到第三个主要结果: 公开上市对于上市企业的效果在销售利润率和人均销售额上都强于非上市企业。上述分析也表明在评估上市民营化的效果时, ATT 相对于 ATE 是一个经济上更可信的估计量。

最后, 为了更好地分析上市对于企业绩效的效果大小, 我们采用前文表中所列出的上市前上市组企业各变量的均值作为基准, 计算上市处理效应所带来的各绩效指标的变化幅度。根据 A-I ATT 估计, 上市企业在上市后 ROS 增加了 0.0232, 而上市前该组企业的 ROS 平均值为 0.1440, 也就是说上市后上市组企业 ROS 平均增加了 16.15% ($= 0.0232/0.1440$)。类似的, SaleEff 和 CapEx 分别平均增加了 146.77 和 36 784.02, 相对于上市前的均值增幅分别为 45.60% 和 78.91%, 在统计和经济上都非常显著。

(四) 稳健性检查

我们从两个方面检查前述估计结果的稳健性, 首先我们使用替代的企业绩效度量指标来考察上市对绩效的影响。我们分别使用 NPL、OutEff 和 LongInvest 来度量企业的盈利、运营效率和投资水平, 同时在进行行业匹配时我们采用企业所处行业的 Herfindahl 指数代替行业类别。根据 A-I ATT 估

¹⁷ 我们对 ATU 的估计结果部分验证了这一点。

计结果,上市企业在上市后 NPL、OutEff 和 LongInvest 分别增加了 20 649.55、7.75 和 20 638.27,相对于上市前均值的增幅分别为 44.43%、18.31%和 77.36%,并且变化分别在 1%、5%和 1%的水平上统计显著。NPL 和 OutEff 的 ATE 估计为负,由于这二者同 ROS 一样都与企业的利润相关,它们的解释跟 ROS 相似。这些与前述基本结果基本相一致,表明在采用不同的度量指标时我们的结论是稳健的。

其次我们采用另一种常用的更参数化的估计量即倾向性得分匹配(PSM)来进行估计。PSM 是一种半参数匹配估计量,其优势在于将多维数据映射到一维的倾向性得分上进行匹配以避免“高维诅咒”问题,其代价则是可能造成信息损失而降低了匹配的精度。倾向性得分是样本可观测特征 X 的一个特殊函数, $P(D=1|X=x)$,即企业参与改制的条件概率。如果控制共变量 X 后不存在选择偏差,则控制倾向性得分后也会消除选择性偏差。我们采用 Dehejia and Wahba (2002) 提出的实现方法,根据倾向性得分来匹配上市和非上市的企业。

表 4 中第(5)行给出了 PSM 的估计结果。与 A-I 估计量相比,PSM 的估计在数值上有所差异,但符号和显著性上是基本一致的。根据 PSM ATT 估计结果,我们可以得到上市企业在上市后 ROS、NPL、SaleEff、CapEx 和 LongInvest 均在 1%的水平上有显著的增加。唯一的区别是 OutEff 在 PSM 估计下有正的增加但是统计上不显著。¹⁸ PSM 的估计结果基本上与 A-I 的估计结果相吻合,表明我们的结论在不同的估计方法上也具有稳健性。

六、总结和下一步研究方向

国有企业改革是我国经济体制改革的核心环节,也是市场经济发展和完善的必然趋势。而对国有企业民营化效果的科学评估,则是制定改革措施、推进国有企业产权改革过程中非常关键的一步。民营化是否真正有效也是长期困扰经济学家和政策制定者的重大经济问题之一,这一问题的回答对于今天处于经济转轨中的中国尤为重要。本文使用一个较新的、包含 1998—2007 年十年间超过 100 000 家国有企业的企业层面的微观数据集,从盈利、运营效率和投资三个角度,对中国国有企业上市民营化的效果重新进行了研究。我们特别地考察了数据中的样本选择偏差问题,引进项目评估计量经济学中的匹配方法并将其与 DID 方法进行结合,采用非上市的国有企业作为上市的国

¹⁸ PSM 估计值与 A-I 估计值的差异的一种原因是 PSM 只在一个维度上进行匹配,可能造成匹配的不精确产生偏差。导致估计偏差的另外一种可能性是 PSM 对倾向性得分函数的设定非常敏感,并且要求倾向性得分和各变量在两组样本间都分布平衡,而实际中这些条件可能没有很好地满足。

有企业的匹配样本，有效控制了样本选择偏差、内生性及影响企业绩效的其他不可观测因素等问题，从而对上市民营化的效果做了细致而准确的评估。与早期相关研究所得到的上市民营化在中国没有成效或者只取得很有限的成功的结论不同的是，我们的实证研究发现：相对于没有上市的国有企业，上市的国有企业在上市后在多种指标度量的盈利水平、运营效率和投资能力上都有显著的提高。这一结论在一定程度上确认了最近一些研究如 Jiang *et al.* (2009) 和童英 (2010) 的结论，即公开上市对于企业的盈利有正面作用。我们的发现在不同的估计方法和替代的绩效度量指标上是稳健的。这表明，从20世纪90年代开始的近20年的上市民营化改革其方向是正确的，也取得了相当的成功。

公开上市对于企业绩效的积极效果或许可以归功于在我们所研究的时期，中国逐渐建立了现代化的资本市场和管理机制，这些制度和机制的不断完善保证了上市民营化的成功。当前，继续深化国有企业产权改革、鼓励国有企业上市是我国国有企业未来发展的主要方向（《中国证券报》，2010）。我们的研究表明这一政策有其必要性和积极意义。尽管在改制过程中可能会存在着这样那样的问题，但是民营化的大方向是正确的。在中国经济转轨过程中，国有企业产权改革的方向不容否定。此外，中国的民营化进程还具有相当的发展潜力（刘小玄，2004），在推进国有产权改革步伐的同时，还应当进一步调节政府对上市国有企业的股权控制，使得改制后的股份企业形成合理的产权结构，从而真正取得改善公司治理结构、提高企业运作效率、增加企业价值的良好效果（刘芍佳等，2003；夏立军和方轶强，2005；田利辉，2005）。

最后，尽管我们尽可能采用严密科学的方法进行实证分析，在解释这一结果时我们仍然持谨慎态度。因为我们的方法虽然相对先前的研究较为合理，但仍然不能保证完全消除了样本选择偏差问题。我们的数据中也存在许多缺失或者无效信息问题，这些也影响了我们的结论的可靠性。除寻求获取更高质量的数据集外，我们也将致力于在计量方法上的进一步拓展，如放松 DID 方法的关于误差项线性可加的假定，采用非线性的 DID 以允许时间效应和处理效应在个体间变化等，从而更好地控制基于非观测变量的选择偏差，得到更为稳健的估计结果。这些都是下一步的研究方向。

参 考 文 献

- [1] Abadie, A. and G. Imbens, "Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects", *Econometrica*, 2006, 74(1), 235—267.
- [2] Abadie, A. and G. Imbens, "Simple and Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", Unpublished manuscript, Harvard University, 2008.

- [3] Aivaziana, V., Y. Ge, and J. Qiu, "Can Corporatization Improve the Performance of State-owned Enterprises Even without Privatization?" *Journal of Corporate Finance*, 2005, 11(5), 791—808.
- [4] Blundell, R. and M. Dias, "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics", *Journal of Human Resources*, 2009, 44(3), 565—640.
- [5] Boubakri, N., J. Cosset, and O. Guedhami, "Liberalization, Corporate Governance and the Performance of Newly Privatized Firms", *Journal of Corporate Finance*, 2005, 11(5), 767—790.
- [6] Dehejia, R., and S. Wahba, "Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies", *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(1), 151—161.
- [7] Djankov, S., and P. Murrell, "Enterprise Restructuring in Transition: A Quantitative Survey", *Journal of Economic Literature*, 2002, 40(3), 739—792.
- [8] D'souza, J., W. Megginsonb, and R. Nash, "Effect of Institutional and Firm-specific Characteristics on Post-privatization Performance: Evidence from Developed Countries", *Journal of Corporate Finance*, 2005, 11(5), 747—766.
- [9] Estrin, S., J. Hanousek, E. Koeenda, and J. Svejnar, "The Effects of Privatization and Ownership in Transition Economics", *Journal of Economic Literature*, 2009, 47(3), 699—728.
- [10] Gupta, N., J. Ham, and J. Svejnar, "Priorities and Sequencing in Privatization: Theory and Evidence from the Czech Republic", *European Economic Review*, 2008, 52(2), 183—208.
- [11] 胡一帆、宋敏、张俊喜, "中国国有企业民营化绩效研究", 《经济研究》, 2006年第7期, 第49—60页。
- [12] Imai, K., G. King, and E. Stuart, "Misunderstanding among Experimentalists and Observationalists about Casual Inference", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 2008, 171(2), 481—502.
- [13] Imbens, G., and D. Rubin, *Causal Inference: Statistical Methods for Estimating Causal Effects in Biomedical, Social, and Behavioral Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press, 2007.
- [14] Imbens, G., and J. Wooldridge, "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation", *Journal of Economic Literature*, 2009, 47(1), 5—86.
- [15] Jia, J., Q. Sun, and W. Tong, "Privatization through an Overseas Listing: Evidence from China's H-Share Firms", *Financial Management*, 2005, 34(3), 5—30.
- [16] Jiang, G., H. Yue, and L. Zhao, "A Re-examination of China's Share Issue Privatization", *Journal of Banking and Finance*, 2009, 33(12), 2322—2332.
- [17] Lee, M.-J., *Micro-econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects*. Oxford, UK: Oxford University Press, 2005.
- [18] 刘芍佳、孙霈、刘乃全, "终极产权论、股权结构及公司绩效", 《经济研究》, 2003年第4期, 第51—62页。
- [19] 刘小玄, "民营化改制对中国产业效率的效果分析", 《经济研究》, 2004年第8期, 第16—26页。
- [20] Megginson, W., and J. Netter, "From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization", *Journal of Economic Literature*, 2001, 39(2), 321—389.
- [21] Mizutani, F. and S. Uranishi, "Determinants of Privatization of Public Corporations: Evidence from the Japanese Experience", *Empirical Economics*, 2010, 39(2), 515—535.

- [22] Smith, J., and P. Todd, "Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?" *Journal of Econometrics*, 2005a, 125(1—2), 305—353.
- [23] Smith, J., and P. Todd, "Rejoinder", *Journal of Econometrics*, 2005b, 125(1—2), 365—375.
- [24] Song, L., and Y. Yao, "Impacts of Privatization on Firm Performance in China", China Center for Economic Research Working Paper E2004005, 2004.
- [25] Sun, Q., and W. Tong, "China Share Issue Privatization: The Extent of Its Success", *Journal of Financial Economics*, 2003, 70(2), 183—222.
- [26] 田利辉, "国有股权对上市公司绩效影响的 U 型曲线和政府股东两手论", 《经济研究》, 2005 年第 10 期, 第 48—58 页。
- [27] Tong, S., "Why Privatize or Why Not? Empirical Evidence from China's SOEs Reform", *China Economic Review*, 2009, 20(3), 402—413.
- [28] 童英, "中国上市公司行为、绩效和市场表现", 北京大学博士学位论文, 2010 年。
- [29] 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。
- [30] Wang, X., C. Xu, and T. Zhu, "State-owned Enterprises Going Public: The Case of China", *Economics of Transition*, 2004, 12(3), 467—487.
- [31] 中国证券报, "李荣融:继续鼓励国有企业上市"(2010 年 02 月 08 日), http://www.cs.com.cn/xwzx/11/201002/t20100208_2338742.html.

Evaluating the Effects of Public Listing on SOEs' Performance in China: A Treatment Effect Approach

JIXIANG HU

(*Peking University*)

YING TONG

(*China Galaxy Securities Co. Ltd.*)

YUYU CHEN

(*Peking University*)

Abstract Using a panel data of Chinese manufacturing firms during the period 1998—2007, this study reexamine the performance change of SOEs upon public listing in terms of profitability, efficiency, and investment. We find important differences between listed firms and the unlisted control samples. A (nonparametric) treatment approach from program evaluation econometrics is used to account for the endogeneity and selection issues associated with changing ownership and firm performance attributable to these differences and other firm heterogeneities. Empirical findings are that public listing is effective in improving SOEs' earning

ability, real sales, and workers' productivity after listing. Listing promotes SOE's capital expenditure and long-term investments as well. We also provide evidence on the importance of controlling for selection bias and endogeneity when investigating the effects of public listing.

JEL Classification P31, P27, C14