

民营化与制造业企业创新

孙文娜¹, 苏跃辉²

(1. 北京市社会科学院, 北京 100101; 2. 河北金融学院 金融创新与风险管理研究中心, 河北 保定 071051)

摘要:使用中国制造业企业层面 2000—2007 年的微观面板数据, 采用倾向评分匹配-倍差法研究了民营化对企业创新的动态影响。实证结果表明, 民营化可以持续地提高企业的创新水平, 并且提高幅度随着时间的推移逐渐增大。我们还发现, 只有当控股权由国有资本转移到私有资本手中时, 民营化对创新的影响才具有持续性, 渐进的民营化对企业创新的影响有限。分行业的分析表明, 国有企业的民营化改革红利主要来自资本密集型行业。进一步地, 通过将生存分析方法纳入分析框架, 发现民营化与企业创新持续时间呈正比, 即民营化有利于延长企业的创新持续期。在考虑了倾向评分匹配方法和民营化的发生年份后, 实证结果依然稳健。

关键词:民营化; 控股权; 制造业; 倾向评分匹配; 企业创新; 生存分析

中图分类号:F426 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2017)03-0058-11

一、引言

2015 年, 在各个省份公布的两会政府工作报告中, 无一不提及国企改革。其中, “混合所有制改革”和“整体上市”是各地推动国企改革的关键词。这两个词语的频繁出现表明了政府进一步推动国有企业市场化改革的决心。2002 年入世后, 随着国际资本的涌入, 我国迎来了一个国企民营化的高峰。2000 年我国有超过 11 000 家国有股权占比达到 100% 的纯国有制造业企业, 然而到 2007 年, 其中 45% 的企业实现了民营化。那么, 国企民营化的具体效果如何? 特别是, 国企民营化是否有助于激励中国企业进行产品创新? 众所周知, 创新是国家经济增长和经济结构优化调整的动力和源泉。中国政府高度重视自主创新问题, 明确提出了在“十三五”期间实现创新驱动经济增长的战略目标; 党的十八大明确提出“科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑, 必须摆在国家发展全局的核心位置”, 强调要坚持走中国特色自主创新道路, 实施创新驱动发展战略。而企业正是创新的微观主体, 因此系统地评估国企民营化对企业创新的影响效应具有重要的理论与现实意义。

研究民营化需要克服的两个难题是样本选择性问题^[1]和内生性问题^[1]。由于无法获得反事实观测值, 使用普通最小二乘法等常规方法时, 我们无从判断是企业在民营化之前就具有的某些特征, 还是民营化本身导致了企业间创新水平的差异。换言之, 可能某些因素在影响民营化的同时也影响了民营化后的企业表现。因此样本选择性偏误本身就是内生性问题的来源, 克服内生性首先要克服样本选择性偏误。本文采用倾向评分匹配-倍差法 (Propensity Score Matching-Difference in Difference) 来克服样本选择性偏误, 进而克服内生性。

收稿日期: 2017-01-12; 修回日期: 2017-03-15

作者简介:孙文娜(1982—), 女, 河北衡水人, 经济学博士, 北京市社会科学院助理研究员, 河北金融学院金融创新与风险管理研究中心讲师, 研究方向为金融与企业创新; 苏跃辉(1980—), 男, 河北定州人, 经济学博士, 河北金融学院金融系讲师, 研究方向为金融与投资。

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71403135); 河北省金融学重点学科经费资助项目(STFCIC201601)

本文使用中国制造业企业层面 2000—2007 年的微观面板数据,研究民营化对企业创新的动态影响。由纯国有变为私有控股的企业被视为“处理组”,始终保持纯国有的企业被视为“对照组”。实证结果显示,民营化可以持续性地提高企业的创新水平,并且提高幅度随着时间的推移逐渐增大。我们还发现,只有当控股权由国有资本转移到私有资本手中时,民营化的影响才具有持续性,纯国有企业变为国有控股企业只会产生暂时性的影响。国有企业的民营化改革红利主要来自资本密集型企业,劳动密集型行业的改革红利较小。民营化对资本密集型企业创新的影响大于劳动密集型企业。此外,引入生存分析的结果表明,民营化还显著地延长了企业的创新持续时间。在考虑了倾向评分匹配方法和民营化的发生年份后,实证结果依然稳健。

相比已有文献,本文可能的拓展和贡献主要体现为以下三个方面:第一,现有的研究民营化影响的文献几乎都是基于静态视角,本文研究了民营化对企业创新的动态影响,是对已有文献的重要补充。第二,本文将生存分析模型引入民营化与企业创新问题的研究中,从企业创新动态的视角分析民营化对企业创新持续时间的影响,丰富和拓展了同类相关研究的视角。第三,本文不仅利用倾向评分匹配-倍差法较好地克服了样本选择性偏误和内生性问题,更探寻了要素密集度与民营化对企业影响之间的内在联系,并且通过研究纯国有企业变为国有控股企业这一“渐进的民营化”过程,揭示了控股权转移的重要性。

本文的结构如下:第二部分回顾了相关文献;第三部分介绍了本研究使用的模型、方法、数据和描述性统计;第四部分展示主要的实证估计结果;第五部分引入生存分析,考察了民营化对企业创新持续时间的影响;第六部分为稳健性检验;最后是主要结论和政策建议。

二、文献回顾

在已有文献研究的基础上^[2-4],本文将纯国有企业变为私有控股企业的过程定义为民营化,将纯国有企业变为国有控股企业的过程定义为“渐进的民营化”。当前关于民营化对制造业企业影响的研究已经较为深入,并且主要围绕以下三个主题进行:一是民营化对企业经营绩效的影响,二是民营化对企业就业和工资的影响,三是民营化对企业市场竞争力的影响。

(一) 民营化与制造业企业经营绩效

大量研究表明民营化可以提高制造业企业的经营绩效。Jefferson and Su^[1]发现企业所有制由纯国有变为股份制能够显著提高企业的生产率、研发投资和资产报酬率,并且使企业的生产方式更加偏向于劳动密集型。Tong^[5]发现民营化有助于提高企业的人均工业增加值、利润率和出口倾向。Bai *et al.*^[6]认为民营化主要通过降低企业管理费用的方式来改善企业的经营状况,这种作用效果在长期具有可持续性,并且随着国有资本占比的降低而增强。当然,民营化对企业经营绩效的影响在不同国家具有显著的异质性。围绕民营化和生产率的关系问题,Brown *et al.*^[7]使用多国数据的研究发现,民营化对罗马尼亚全要素生产率的影响弹性高达 15%,对匈牙利和乌克兰的影响弹性分别为 8% 和 2%,而在俄罗斯民营化对企业生产率的影响却显著为负。Marcelin and Mathur^[8]的研究进一步表明,民营化对企业绩效的影响受到一国或地区法律制度的影响,在法律体系较为完备的国家其对企业绩效的积极影响更为显著。此外,在同一个国家的不同地区,民营化的效果也可能不同。Dong *et al.*^[9]研究发现,民营化对城市地区企业生产率和利润的积极影响显著大于那些位于农村地区的企业。张滕和周茂^[10]基于中国工业企业数据的研究发现,国企改制通过改善企业的资金运转效率和存货管理能力显著促进了企业盈利能力的提高。Huang and Wang^[11]发现当购买者来自企业外部时,民营化对企业绩效的积极作用更大。

然而,也有部分文献认为民营化对企业经营绩效有消极影响。Chen *et al.*^[12]发现民营化在长期显著降低了企业的利润和资产利用率。李远勤和张祥建^[13]基于中国 1999—2005 年数据的研究表明,中国的国企民营化在整体上降低了企业的盈利能力,包括总资产收益率、净资产收益率以及销售利润率。

(二) 民营化与制造业企业就业和工资

在民营化影响企业就业和工资方面,已有文献的研究结论依然迥异。Brown^[14]的研究发现,民营化使乌克兰家庭的平均工资降低了5%,同时,民营化也降低了企业的离职率,尤其是那些大企业高技术员工的离职率显著降低。Nixon and Walters^[15]基于蒙古数据的研究发现,民营化显著拉大了蒙古的收入差距。Earle and Telegdy^[16]使用1983—2003年匈牙利数据的研究表明,被外国资本收购的民营化企业的工资高于国企,国企工资高于被国内资本收购的民营化企业。Bai *et al.*^[6]使用1999—2004年中国的数据进行分析,发现中国的国企民营化对企业就业的影响并不显著。与之不同的是, Li *et al.*^[17]认为中国的企业股权结构分置改革引致的第二次大规模民营化的预期显著促进了企业的就业。Chamberlain^[18]基于美国酒行业的研究发现,国企改革降低了酒生产行业的小时工资,并且改制缓解了同一个行业内国有企业职工和私有企业职工的同工不同酬现象,减弱了不同所有制企业间的收入不平等。

(三) 民营化与制造业企业市场竞争力

Zheng and Ward^[19]认为移动通讯商股权结构中私有股权的提升和市场竞争的加剧有助于降低通讯价格,增加消费者的通讯时间,然而对于固话通讯商该效应并不显著。Boubakri *et al.*^[20]认为全球化带来的外国直接投资(FDI)和外国间接投资(FPI)通过引进新的技术和管理模式促进了企业的民营化,并且使市场环境更具竞争性。Hsu *et al.*^[21]进一步构建了一个混合寡头市场的理论模型,认为在需求函数为凹型时,市场集中度与民营化程度显著正相关;当需求函数是线型时,市场集中度和民营化程度无关。

整体来看,上述文献或者考察了民营化对企业经营绩效的影响,或者分析了国企改革对制造业企业就业、工资和市场竞争状况的影响,但几乎没有文献专门分析民营化或国企改革对企业技术创新的影响。而在经济新常态的背景下,技术创新无疑成为中国企业拓展自身发展空间,驱动经济长期增长的内源动力。因此,研究民营化对企业技术创新的影响至关重要。另外,已有研究大多使用普通最小二乘法进行计量估计,这会不可避免地产生样本选择性偏误和内生性问题,导致估计结果的偏误。本文则尝试利用2000—2007年的微观企业数据,采用倾向评分匹配-倍差法系统地考察民营化对中国制造业企业技术创新的微观动态影响,在研究方法上可以较好地控制样本选择偏差和内生性问题,所得结论较为稳健和可信。本文还揭示了只有当控股权由国有资本转移到私有资本手中时,民营化对企业创新的影响才具有持续性,而纯国有企业变为国有控股企业只会造成暂时性的影响,也就是说渐进的民营化对企业创新的影响有限。此外,我们还进一步考察了民营化对不同行业企业创新的影响差异,发现国有企业的民营化改革红利主要来自资本密集型行业。最后,本文将生存分析模型引入民营化与企业创新问题的研究中,从企业创新的动态视角分析民营化对企业创新持续时间的影响,发现民营化与企业创新持续时间呈正比,即民营化有利于延长企业的创新持续期。在考虑了倾向评分匹配方法和民营化的发生年份后,实证结果依然稳健。

三、研究设计和数据

(一) 研究设计

本文采用倾向评分匹配-倍差法以克服样本选择性偏误,进而克服内生性。倍差法可过滤不随时间变化的不可观测因素对被解释变量的影响,倾向评分匹配可过滤可观测因素对被解释变量的影响。

我们将由纯国有变为私有控股的企业作为处理组,将在样本区间内始终保持纯国有的企业作为对照组。构造一个二元虚拟变量 du_i ,设 $du_i = 1$ 表示企业 i 为处理组企业, $du_i = 0$ 表示企业 i 为对照组企业。同时构造一个二元时间虚拟变量 d_t , $d_t = 0$ 表示纯国有企业变为私有控股企业前的时期, $d_t = 1$ 表示纯国有企业变为私有控股企业当期及之后的时期。 cx_{it} 表示被解释变量企业创新, Δcx_{it} 表示 cx_{it} 在 $d_t = 0$ 和 $d_t = 1$ 两个时期期间的变化。处理组企业在两个时期期间的变化为 Δcx_{it}^1 ,对照组企业在

两个时期期间的变化为 Δcx_{it}^0 。民营化对 cx_{it} 的真实影响 γ 为:

$$\gamma = E(\gamma | du_i = 1) = E(\Delta cx_{it}^1 | du_i = 1) - E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 1) \quad (1)$$

式(1)估计的难点在于 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 1)$ 是不可观测的。倍差法基于这样一种思想:用对照组企业的 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 0)$ 来替代处理组企业的 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 1)$ 。因此,式(1)可以转化为:

$$\gamma = E(\gamma | du_i = 1) = E(\Delta cx_{it}^1 | du_i = 1) - E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 0) \quad (2)$$

具体的估计方程如下:

$$cx_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot du + \beta_2 \cdot dt + \gamma \cdot du \cdot dt + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, du 和 dt 与前文 du_i 和 d_t 的含义相同。 i 和 t 分别代表企业和年份, ε_{it} 代表随机误差项, α_i 代表企业随机效应,用来控制企业间的异质性。之所以使用随机效应模型而不使用固定效应模型,是因为在模型变量的引入上,固定效应模型默认那些不随时间变化而变化的解释变量不会对被解释变量造成影响,因而不允许这类变量出现在模型中,强行使用固定效应模型进行估计会使得 du_i 被删去;随机效应模型则认为反映某些个体特征的、不随时间变化的解释变量能够对被解释变量造成影响,因此允许将这类变量引入模型中。由于倍差法模型默认不随时间变化的因素(du_i)对被解释变量有影响,因此若要控制企业间差异,就不能使用固定效应模型,只能使用随机效应模型。

在式(3)中,对于处理组 $du = 1$, cx_{it} 的期望 $E(\Delta cx_{it}^1 | du_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 + (\beta_2 + \gamma) \cdot dt$,因此从 $d_t = 0$ 到 $d_t = 1$, $E(\Delta cx_{it}^1 | du_i = 1)$ 的变化 $E(\Delta cx_{it}^1 | du_i = 1) = \beta_2 + \gamma$;同理,对于对照组 $du = 0$, $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 1) = \beta_0 + \beta_2 \cdot dt$,从 $d_t = 0$ 到 $d_t = 1$, $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 1)$ 的变化 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 1) = \beta_2$ 。因此, $\gamma = E(\gamma | du_i = 1) = E(\Delta cx_{it}^1 | du_i = 1) - E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 0)$,交互项 $du \cdot dt$ 的估计系数 γ 度量了企业民营化对 cx_{it} 的真实影响。 $\gamma > 0$ 意味着民营化对 cx_{it} 有正向影响, $\gamma < 0$ 意味着民营化对 cx_{it} 有负向的影响^[22]。

为了进一步控制其他变量的影响,我们在式(3)的基础上构造了式(4):

$$cx_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot du + \beta_2 \cdot dt + \gamma \cdot du \cdot dt + \alpha_i + X_{it} + industry_i + region_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中 cx_{it} 为被解释变量企业的创新强度, X 为一组控制变量集合,主要包括:总资产的对数、总资产对数的平方、企业年龄、企业生产率、企业出口密集度、企业融资约束、企业资产负债率以及政府补贴。除了 X 外,本文还控制了地区因素($region_i$)和行业因素($industry_i$)的影响。

式(4)估计结果的好坏直接取决于 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 0)$ 与 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 1)$ 的接近程度。 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 0)$ 与 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 1)$ 的差值为样本选择性偏误。为了尽可能使 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 0)$ 接近 $E(\Delta cx_{it}^0 | du_i = 1)$,我们采用倾向评分匹配法进行处理。其思想是通过让对照组在影响企业民营化的因素上与处理组尽可能接近,使得对照组企业与处理组企业有相近的民营化的概率。倾向评分匹配是一种近年来被经济学界逐渐采用的非实验方法。本文的研究思路是:首先,选取若干个可以影响企业民营化的匹配变量,通过一个二元选择模型估计出每家企业民营化的概率值(即倾向分值);然后,为每个处理组企业寻找一个或一组与其倾向分值最接近的对照组企业(即匹配企业)。用匹配出的企业而不是全体非处理组企业作为对照组,可以有效降低样本的选择性偏差。由于倾向评分匹配能够抹平对照组与处理组在匹配变量上的差异,因此它可以克服匹配变量同时影响民营化和创新所导致的内生性。

进行倾向评分匹配需要选取合适的匹配变量。根据相关文献来综合民营化的影响因素,我们选取了6个匹配变量,分别是销售额(对数形式)、销售利润率、人均工资和福利、资产负债率、是否有补贴收入,以及是否为央企的二元虚拟变量。其中,销售额和销售利润率反映企业的业绩,人均工资和福利反映员工补偿约束,资产负债率和补贴分别反映银行信贷约束和软预算约束强度,是否为央企则会反映央企和地方国企在民营化上的动机差异。由于担心前5个匹配变量与民营化决策之间可

能互为因果而导致内生性,我们将前5个变量滞后一期。

在基准回归中,我们采用1:1匹配,即为每一家处理组企业寻找唯一的与其民营化概率最接近的对照组企业。例如,对于一家在2001年实行民营化的企业A,如果有一家企业B与A在2000年的销售额、销售利润率等6个匹配因素上综合起来最为接近,那么B企业就是A企业的对照组,B虽然没有民营化,但它与A有最相近的民营化的概率。除此之外,本文还在稳健性检验中汇报了1:3最近邻匹配的结果。所谓1:3最近邻匹配,即为每一家处理组企业寻找3家与其民营化概率最接近的还未民营化的企业作为对照组。

(二) 指标测度

1. 企业创新强度(cx_{it}):借鉴毛其淋和许家云^[23]的做法,用企业总销售额中新产品销售额所占的比例来表示。

2. 企业年龄(age):在市场上的存活时间是企业生产经验和研发能力的重要影响因素^[24],本文用当年年份与企业开业年份的差来衡量企业年龄。

3. 企业生产效率(tfp):本文借鉴张杰等^[25]的做法,使用OP法来计算企业的 tfp ,从而相比OLS估计法,可以较好地解决估计参数不一致的问题^①。首先,在估计资本弹性时,存在产量影响投资的反向因果关系,因此可能存在遗漏变量问题;其次,样本选择偏误问题,比如最后能够存活的企业往往是那些生产率较高的企业。一般解决办法是加入固定效应减少共时性偏误,消除不随时间变化的影响因素,但是这一方法并不能完全解决反向因果的关系,无法应对随时间变化的因素。如果删除样本期内选择退出的企业,将样本变为平衡面板,那么样本量的减少导致了信息的浪费,并且也忽视了企业的动态决策过程。Olley and Pakes^[26]通过使用两步估计的方法来解决上述不足。首先用OLS估计中间投入品和劳动的产出弹性;其次用非线性最小二乘(Non-Linear Least Squares)估计资本的产出弹性;最后利用估计得到的中间投入、劳动力和资本的产出弹性,可以求得全要素生产率。

4. 企业出口密集度(exp):一般而言,企业出口规模往往与其物质资本、人力资本及市场竞争力正相关,从而出口规模相对大的企业更有能力从事研发活动。本文借鉴毛其淋和许家云^[23]的做法用出口交货值与企业销售额的比值来衡量此指标。

5. 融资约束(fin):与孙灵燕和李荣林^[27]的做法相同,我们使用企业利息支出在其固定资产中的比例来表示 fin 。Fung and Liu^[28]的研究发现市场规模的扩大能够提高企业生产率。值得注意的是, fin 越大,说明该企业的融资能力越强。

6. 企业资产负债率指标(zfs):本文用企业资产总额中负债所占的比例来表示,企业负债率越高越不利于自身创新水平的提高。

7. 政府补贴($subsidy$):政府补贴作为企业总利润的一部分,本质上通过增加企业的收益为创新活动提供资金支持。尤其是那些专门针对新产品开发和科研创新方面的专项补贴可以直接降低企业新产品创新的成本和风险,提高企业新产品创新的回报率,进而激发企业从事创新活动的动机^[29]。本文用补贴收入与企业销售额的比值取对数表示政府补贴力度。

(三) 数据说明

本文使用的数据来自中国工业企业数据库,考虑数据可得性,样本区间设定为2000—2007年。本文选取的样本企业为2000—2007年一直存续且在2000年为纯国有的企业,剔除了那些民营化程度上下波动的企业^②、在总资本额等关键指标上有缺失的企业,以及观测值不符合会计准则的企业^[30-31]。

(四) 统计性描述

2000年尤其是2002年以后我国进入了国企民营化的快速推进期。如表1所示,从2001年到2007年发生民营化的企业合计达到5573家,占样本总企业数的45%。

由表2可知,2001年的11 562家纯国有企业到2007年只有5 989家依然保持纯国有,862家变为国有控股企业,4 711家变为私有控股企业。7年来,这三类企业的创新水平的均值均有所提升。

四、实证估计及结果分析

(一) 匹配平衡性检验

倾向评分匹配的可靠性取决于“条件独立性假设”是否被满足,它要求匹配后对照组企业与处理组企业在匹配变量上不存在显著差异。若二者存在显著差异,则表示匹配变量的选取或匹配方法的选择不恰当。因此需要进行匹配平衡性检验。本文使用Smith and Todd^[32]的方法计算匹配后处理组企业和对照组企业之间在各匹配变量上的标准偏差(Standard Bias)。对于每一个匹配变量 Y ,处理组企业与对照组企业之间的标准偏差为:

$$\text{Standard Bias}(Y) = \frac{100 \frac{1}{n} \sum_{i \in (T=1)} [Y_i - \sum_{j \in (T=0)} g(p_i, p_j) Y_j]}{\sqrt{\frac{\text{var}_{i \in (T=1)}(Y_i) + \text{var}_{j \in (T=0)}(Y_j)}{2}}} \quad (5)$$

Standard Bias即标准偏差值越小,说明匹配效果越好。但标准偏差值大到何种程度才算匹配效果不好或倾向评分匹配无效,目前仍未有统一的标准。根据Rosenbaum and Rubin^[33]的观点,当匹配变量的标准偏差值的绝对值大于20时可认为匹配效果不好。匹配平衡性检验结果如表3所示,每个匹配变量的标准偏差值都小于20,因此匹配结果是可靠的。

(二) 基准估计

表4汇报了式(3)的回归结果,表5汇报了式(4)的回归结果。从表4、表5可以看出,民营化对企业创新有持续性的改善作用。这可能是因为民营化促进了市场竞争,而企业进行研发和创新有利于产生较高的创新和研发收益,增强自身的竞争力,因此当民营化引致市场竞争加大的时候,企业创新的动机会更加强烈。Galdón-Sánchez and Schmitz^[34]基于上

世纪80年代钢铁行业的实证研究发现,市场竞争程度的加剧提高了铁矿厂的创新水平和生产率。

(三) 渐进的民营化

不同于前文将由纯国有变为私有控股的企业作为处理组,这一部分,我们将由纯国有变为国有

表1 每年民营化企业数

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	合计
每年民营化企业数	412	471	1 570	1 274	628	619	599	5 573
占样本总企业数之比	3.3%	3.8%	12.7%	10.3%	5.1%	5.0%	4.8%	45.0%

数据来源:中国工业企业数据库。

表2 主要变量描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差
2001年			
企业创新	11 562	0.131 68	0.271 02
2007年			
纯国有企业:			
企业创新	5 989	0.199 26	0.171 22
国有控股企业:			
企业创新	862	0.253 51	0.141 00
私有控股企业:			
企业创新	4 711	0.296 51	0.232 16

表3 匹配平衡性检验

匹配变量	均值		标准偏差(%)
	处理组	对照组	
销售额	9.993	10.030	-2.8
销售利润率	0.020	0.011	1.3
人均工资和福利	11.742	12.007	-2.4
资产负债率	0.633	0.638	-1.7
是否有补贴收入	0.155	0.125	8.1
是否为央企	0.017	0.020	-1.3

注:销售额取对数;销售额、销售利润率、人均工资和福利、资产负债率的计算均经过了通胀处理。

表4 基准回归:民营化对企业创新的影响
——未控制X、地区和行业效应

解释变量:民营化在 t 年发生, $t=2001$					
	t	$t+2$	$t+4$	$t+5$	$t+6$
民营化	0.003 (0.312)	0.005 (0.341)	0.014 ** (0.007)	0.016 ** (0.008)	0.024 *** (0.002)
样本量	6 362	6 362	6 362	6 362	6 362

注:*、**、***分别代表在10%、5%、1%的显著水平下显著;括号中的数值代表标准误。

控股的企业作为处理组, 以在 2000—2007 年始终保持纯国有的企业作为对照组, 来研究控股权变化对企业创新的动态影响。回归结果由表 6 给出。由表 6 可知, 保持国有控股的渐进的民营化方式对于企业的创新没有持续性的显著影响。这可能是因为控股权往往意味着管理权, 仅仅引入外部资金补充资本而保持旧有的管理模式事实上无法改变企业的创新格局。

(四) 资本密集型行业与劳动密集型行业

为了研究行业资本劳动密集度是否会影响民营化的效果, 我们计算了各个行业的资本劳动比, 并以此为依据将 39 个制造业行业分成了 20 个资本密集型行业和 19 个劳动密集型行业。具体行业分类因篇幅限制留存备案。

民营化对密集使用不同要素进行生产的企业创新的影响由表 7 给出。由表 7 可知, 在资本密集型行业和劳动密集型行业中, 民营化对企业创新的影响截然不同。民营化对资本密集型企业的创新有显著且持续的提升作用, 对劳动密集型企业的创新则有负向且不显著的影响。这可能是因为国有资本密集型企业有大量资产没有得到有效利用, 民营化提高了这些资产的使用效率, 从而促进了企业的创新水平。

综合表 4、5、7 可知, 基准回归中民营化对企业创新的影响主要来自资本密集型行业, 民营化对劳动密集型行业产生的改革红利较小。民营化对资本密集型企业创新的促进作用较强, 对劳动密集型企业创新的影响不显著。

五、进一步分析: 民营化与企业创新持续时间

前文我们就民营化对企业创新强度的影响效应进行了较为细致的考察, 发现民营化能够显著促进企业创新能力的提升, 并且上述效应具有持续性。那么就影响创新的时间来看, 民营化究竟有利于延长中国制造业企业的创新寿命, 还是缩短了其创新寿命, 两者之间存在怎样的关系? 本文将基于生存分析模型围绕上述问题进行深入探讨。

企业停止创新活动时可能会处于两种情况: 其一, 企业的创新投入或创新产出为零但企业仍然正常经营; 其二, 企业由于经营不善而退出市场。借鉴许家云等^[24]的做法, 我们将考察的对象限定

表 5 基准回归: 民营化对企业创新的影响——控制 X、地区和行业效应

解释变量: 民营化在 t 年发生, $t=2001$					
	t	$t+2$	$t+4$	$t+5$	$t+6$
民营化	0.007 (0.231)	0.008 (0.176)	0.015 ** (0.007)	0.018 *** (0.002)	0.021 *** (0.003)
总资产的对数	0.051 *** (0.007)	0.047 *** (0.005)	0.040 *** (0.000)	0.060 *** (0.000)	0.052 *** (0.000)
总资产对数的平方	-0.216 *** (0.006)	-0.151 *** (0.002)	-0.338 *** (0.003)	-0.268 *** (0.005)	-0.270 *** (0.002)
企业年龄	-0.369 (0.402)	-0.478 *** (0.009)	-0.690 *** (0.010)	-1.011 *** (0.000)	-0.920 *** (0.000)
生产率	0.652 *** (0.008)	0.176 *** (0.003)	0.280 *** (0.010)	0.354 *** (0.007)	0.281 *** (0.020)
企业出口密集度	0.146 *** (0.002)	0.220 *** (0.004)	0.226 *** (0.032)	0.273 *** (0.021)	0.332 *** (0.013)
融资约束	0.107 *** (0.007)	0.128 *** (0.003)	0.143 *** (0.000)	0.162 *** (0.000)	0.196 *** (0.000)
资产负债率	-0.051 *** (0.006)	-0.043 *** (0.002)	-0.038 *** (0.001)	-0.012 (0.320)	-0.052 *** (0.000)
政府补贴	0.232 *** (0.005)	0.320 *** (0.006)	0.338 *** (0.013)	0.365 ** (0.174)	0.453 *** (0.012)

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著; 括号中的数值代表标准误。

表 6 渐进的民营化: 保持国有控股权

被解释变量: 民营化在 t 年发生, $t=2001$					
	t	$t+2$	$t+4$	$t+5$	$t+6$
创新	0.005 (0.238)	0.013 (0.560)	-0.019 (0.412)	-0.0007 (0.650)	-0.006 (0.689)

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著; 括号中的数值代表标准误。

表 7 民营化对不同行业的影响: 资本密集型行业与劳动密集型行业

被解释变量: 民营化在 t 年发生, $t=2001$					
	t	$t+2$	$t+4$	$t+5$	$t+6$
资本密集型创新	0.007 ** (0.003)	0.015 ** (0.007)	0.029 *** (0.000)	0.032 *** (0.000)	0.039 *** (0.000)
劳动密集型创新	-0.003 (0.019)	-0.005 (0.022)	-0.012 (0.031)	-0.021 (0.027)	-0.025 (0.045)

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著; 括号中的数值为标准误。

为 1999 年到 2007 年间持续经营的企业,因而对于我们的样本而言,“风险事件”是由第一种情况即企业停止创新活动导致的。进一步地,相对于样本时间段,我们对更早时期的企业创新的数据是不得而知的,这种情况被称为左侧删失,而忽略左侧删失问题会导致我们对企业创新持续时间的错误估计。为了避免数据左侧删失,我们将最终用于分析的样本限定于那些在 1999 年没有创新活动但在 2000 年到 2007 年间有创新活动的企业。因此在我们的样本中,企业创新持续时间最长为 8 年。但是,我们的样本依然无法给出晚于样本期的企业的创新状况,这种情况被称为右侧删失,值得庆幸的是我们所使用的生存方法可以解决样本右侧删失问题。

生存函数或风险函数描绘了生存分析方法中生存时间的具体分布特征。在样本时间段内,如果一家企业有创新活动,则将其视为“存活”,反之,若企业在该时间段内停止创新活动,则将其定义为风险事件。企业持续创新的连续时间段用 T 来表示($t_i = 1, 2, 3 \dots$),如果在一个持续时间段内企业没有发生中止创新活动的行为,则 $c_i = 0$,否则 $c_i = 1$ 。生存函数公式具体为:

$$S_i(t) = Pr(T_i > t) = \prod_{k=1}^t (1 - h_{ik}) \quad (6)$$

上式中, $Pr(T_i > t)$ 表示生存函数, h_{ik} 表示风险函数,其具体表达式为:

$$h_i(t) = Pr(t-1 < T_i \leq t | T_i > t-1) = \frac{Pr(t-1 < T_i \leq t)}{Pr(T_i > t-1)} \quad (7)$$

Kaplan-Meier 乘积项往往用来估计生存函数,其具体表达式如下:

$$S(t) = \prod_{k=1}^t \left[\frac{N_k - D_k}{N_k} \right] \quad (8)$$

式(8)中, N_k 表示在 k 期中有退出风险的时间段的个数, D_k 表示有停止创新行为的企业数。

另外,风险函数可以表示为:

$$h(t) = \frac{D_k}{N_k} \quad (9)$$

下面,我们通过构建以下 cloglog 模型,准确考察民营化变动对企业创新持续时间的作用^[35-36],模型具体设定如下:

$$\text{cloglog}(1 - h_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \text{pri}_{it} + \beta \cdot \vec{X}_{ijkt} + \tau_t + v_j + v_k + v_l + \varepsilon_{ijkt} \quad (10)$$

式(10)中, $h_{it} = Pr(T_i < t+1 | T_i \geq t, x_{it})$ 表示离散时间风险率; τ_t 表示基准风险率; x_{it} 表示协变量,包括企业是否经历民营化的衡量指标 pri (企业经历民营化赋值为 1,否则赋值为 0)和控制变量组合 \vec{X}_{ijkt} ;其他变量与基准分析类似。

对企业创新持续时间的具体估计结果汇报在表 8 中。首先,表 8 中的第(1)列结果表明,民营化降低了企业停止创新活动的概率,但是作用并不明显。进一步地,我们在第(2)列回归结果中控制了不可观测的异质性因素, ρ 值代表模型中控制异方差因素的必要性,第(2)列中 ρ 为 0.357,并且其似然比检验在 1% 的显著性水平上显著,说明在模型中控制不可观测的异质性可以提高模型估计的稳健性和准确性。第(2)列结果显示,民营化指标的回归系数显著为负,并且回归系数的绝对值与第(1)列相比有所提高,这再次表明民营化确实延长了企业的创新持续期。此外,控制变量方面,我们不难发现:生产率、总资产、企业年龄、企业出口密集度、融资能力以及政府补贴的估计系数均在 1% 水平上显著为负,即企业的生产率越高、资产规模越大、在市场上存在的时间越久、出口规模越大、融资能力越强以及获得的政府补贴越多,其创新持续时间也越长。

我们在第(1)、(2)列估计结果的基础上,将第一个存续时间段样本以及唯一存续时间段样本独立出来,分别进行离散时间模型分析,以验证本文结论是否具有稳定性。具体回归结果分别汇报在表 8 的第(3)、(4)列中。观察回归结果不难发现,民营化的估计系数与前两列结果相比并没有发生

根本的变化,也就是说民营化的确对延长企业的创新期有积极影响。除此之外,控制变量的估计系数和显著性水平也符合我们通常的预期。

六、稳健性分析

为了验证前文实证分析结论的稳健性,我们进行了以下稳健性检验。

(一) 匹配方法

匹配方法对于倾向评分匹配结果有很大的影响。前文全部采用 1:1 匹配。这里我们改变匹配方法重新获得对照组,并进行基准模型的回归。我们使用了 1:3 最近邻匹配,该匹配方法的结果由表 9 给出。在表 9 中,民营化估计系数的符号和显著性都具有稳健性。

(二) 民营化年份

由可获得的样本区间为 2000—2007 年,为了使分析民营化的动态影响的时间段尽可能长,前面一直将 2001 年发生民营化的企业设定为处理组。这里我们将检验改变这一年份设定后基准回归结果的稳健性。表 10 展示了将在 2003 年发生民营化的企业设定为处理组的回归结果。

在改变了设定后,民营化仍然能显著地提升企业的创新水平。这表明基准回归中得出的结论是稳健的。

七、结论和政策建议

在当前政府不断推动国企改革背景下,研究国企业营化对我国制造业企业创新的动态影响十分重要。本文使用中国制造业企业层面的微观数据,通过倾向评分匹配-倍差法进行实证回归。结果表明,民营化有利于提高企业的创新水平,并且提高幅度随着时间的推移逐渐增大。我们还发现,只有当控股权由国有资本转移到私有资本手中时,民营化的影响才具有持续性,而纯国有企业变为国有控股企业只会造成暂时性的影响。国有企业的民营化改革红利主要来自资本密集型行业,劳动密集型行业的改革红利较小。进一步地,通过将生存分析方法纳入分析框架,我们发现民营化与企业创新持续时间呈正比,即民营化有

表 8 民营化对企业创新持续时间的影响

	未控制不可观测异质性	控制不可观测异质性		
	总体样本	总体样本	首个持续时间段	唯一持续时间段
	(1)	(2)	(3)	(4)
民营化	-0.015 (0.113)	-0.014 ** (0.007)	-0.017 ** (0.008)	-0.019 *** (0.003)
总资产的对数	-0.055 * (0.029)	-0.039 *** (0.000)	-0.052 *** (0.000)	-0.133 ** (0.060)
总资产对数的平方	-0.017 *** (0.000)	-0.008 *** (0.001)	-0.009 * (0.005)	-0.012 *** (0.003)
企业年龄	-0.020 ** (0.010)	-0.025 *** (0.000)	-0.022 *** (0.000)	-0.029 *** (0.000)
生产率	-0.009 *** (0.000)	-0.005 (0.021)	-0.006 *** (0.000)	-0.007 *** (0.000)
企业出口密集度	-0.231 *** (0.007)	-0.200 *** (0.000)	-0.138 *** (0.002)	-0.253 *** (0.000)
融资约束	-0.098 *** (0.002)	-0.100 *** (0.000)	-0.073 *** (0.000)	-0.085 *** (0.000)
资产负债率	0.133 *** (0.003)	0.070 *** (0.000)	0.053 *** (0.001)	0.066 (0.187)
政府补贴	-0.112 *** (0.015)	-0.131 *** (0.009)	-0.088 *** (0.000)	-0.365 *** (0.004)
常数项	-0.328 *** (0.000)	-0.694 *** (0.001)	-0.306 *** (0.0004)	-0.665 *** (0.000)
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
对数似然值	-862	-591	-733	-440
ρ 值		0.357	0.353	0.360
ρ 值的似然比检验		462.40 [0.00]	459.68 [0.00]	520.77 [0.00]
观察值	3 276	3 276	983	952

注: *, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平下显著,括号内为 t 统计量; ρ 表示在企业总误差方差中不可观测异质性的方差所占的比重。

表 9 稳健性检验:匹配方法

被解释变量:民营化在 t 年发生, $t = 2001$					
匹配方法	t	$t+2$	$t+4$	$t+5$	$t+6$
创新	0.004 (0.200)	0.008 ** (0.004)	0.012 ** (0.005)	0.017 *** (0.000)	0.022 *** (0.000)

注: *, **, *** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著;括号中的数值代表标准误。

表 10 稳健性检验:民营化年份

被解释变量:民营化在 t 年发生, $t = 2003$					
	t	$t+1$	$t+2$	$t+3$	$t+4$
创新	0.006 (0.202)	0.010 * (0.005)	0.014 * (0.007)	0.017 ** (0.007)	0.026 *** (0.000)

注: *, **, *** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著;括号中的数值代表标准误。

益于延长企业的创新持续期。在考虑了倾向评分匹配方法和民营化的发生年份后,实证结果依然稳健。

以上结论具有较强的政策含义。中国经济增速已经连续四年处于低位徘徊状态,过去依赖要素投入驱动的增长模式难以持续。本文从微观层面揭示了国有企业改制在中国制造业企业创新中的重要作用。首先,民营化有利于制造业企业创新水平的提高和创新持续时间的延长,这一结论可以为创新驱动和“中国制造 2025”背景下制造业企业的创新策略提供来自微观企业的经验证据。

其次,我国的民营化不应停留在将纯国有企业变为国有控股企业的层面,而应深入到控股权的民营化上,这样才会对企业创新产生持续性的影响。最后,由于资本密集型行业的国企民营化改革红利远比劳动密集型行业显著,因此食品、家具、纺织等劳动密集型行业进一步民营化的意义相对较小。基于此,政府应该将国企改革的注意力集中在能源、冶炼等资本密集型行业上,从而在更大程度上发挥民营化对制造业企业创新水平的积极影响。

注释:

- ①关于 OP 方法可参阅 Olley and Pakes^[26]。企业全要素生产率的估计中,资本存量是按照永续盘存法计算得来的,并通过固定资产投资价格指数调整为实际值。产出和中间投入均通过产出平减指数和投入平减指数调整为实际值,其中产出平减指数和投入平减指数均为年度两位数分行业分类指数,处理方面与 Brandt *et al.* (2012) 存在两点不同。首先,国民经济行业分类两位数分行业总产出环比价格指数来自《中国城市(镇)生活与价格年鉴 2011》;其次,使用了 1997 年、2002 年、2007 年三年的投入产出表加权求得投入平减指数。
- ②这部分企业国有资本占比的上下波动几乎都不是企业私营化或国有化造成的,而是因为一部分资本金在某些年份被统计为国有资本金,在另一些年份被统计为法人资本金。

参考文献:

- [1] JEFFERSON G H, SU J. Privatization and restructuring in China: evidence from shareholding ownership, 1995—2001 [J]. *Journal of comparative economics*, 2006, 34(1): 146—166.
- [2] LIU G S, SUN P, WOO W T. What motivates and constrains politicians to privatize? The case of China [J]. *Economics letters*, 2007, 97(1): 81—86.
- [3] LU J Y, TAO Z G, YANG Z. The costs and benefits of government control: evidence from China's collectively-owned enterprises [J]. *China economic review*, 2010, 21(2): 282—292.
- [4] 聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. *世界经济*, 2012(5): 142—158.
- [5] TONG S Y. Why privatize or why not? Empirical evidence from China's SOEs reform [J]. *China economic review*, 2009, 20(3): 402—413.
- [6] BAI C E, LU J Y, TAO Z G. How does privatization work in China? [J]. *Journal of comparative economics*, 2009, 37(3): 453—470.
- [7] BROWN J D, EARLE J S, TELEGDY Á. Does privatization hurt workers? Lessons from comprehensive manufacturing firm panel data in Hungary, Romania, Russia, and Ukraine [Z]. *Budapest working papers on the labor market*, 2005, No. BWP—2005/10.
- [8] MARCELIN I, MATHUR I. Privatization, financial development, property rights and growth [J]. *Journal of banking and finance*, 2015, 50: 528—546.
- [9] DONG X Y, PUTTERMAN L, UNEL B. Privatization and firm performance: a comparison between rural and urban enterprises in China [J]. *Journal of comparative economics*, 2006, 34(3): 608—633.
- [10] 张滕,周茂. 国企改革与企业盈利能力——基于倾向得分匹配倍差法的再估计[J]. *产业经济研究*, 2016(6): 11—21.
- [11] HUANG Z K, WANG K. Ultimate privatization and change in firm performance: evidence from China [J]. *China economic review*, 2011, 22(1): 121—132.

- [12] CHEN G M, FIRTH M, RUI O. Have China's enterprise reforms led to improved efficiency and profitability? [J]. *Emerging markets review*, 2006, 7(1): 82 - 109.
- [13] 李远勤, 张祥建. 中国国有企业民营化前后的绩效对比分析[J]. *南开经济研究*, 2008(4): 97 - 107.
- [14] BROWN J D, EARLE J S, VAKHITOV V. Wages, layoffs, and privatization: evidence from Ukraine [J]. *Journal of comparative economics*, 2006, 34(2): 272 - 294.
- [15] NIXSON F, WALTERS B. Privatization, income distribution, and poverty: the Mongolian experience [J]. *World development*, 2006, 34(9): 1557 - 1579.
- [16] EARLE J S, TELEGDY A. Ownership and wages: estimating public-private and foreign-domestic differentials with LEED from Hungary, 1986 to 2003 [Z]. NBER working paper, 2007, No. w12997.
- [17] LI Z H, YAMADA T. Political and economic incentives of government in partial privatization [J]. *Journal of corporate finance*, 2015, 32: 169 - 189.
- [18] CHAMBERLAIN A. Are state workers overpaid? Survey evidence from liquor privatization in Washington state [J]. *Journal of labor research*, 2015, 36(4): 347 - 388.
- [19] ZHENG S L, WARD M R. The effects of market liberalization and privatization on Chinese telecommunications [J]. *China economic review*, 2011, 22(2): 210 - 220.
- [20] BOUBAKRI N, COSSET J C, DEBAB N, et al. Privatization and globalization: an empirical analysis [J]. *Journal of banking and finance*, 2013, 37(6): 1898 - 1914.
- [21] HSU S Y, LO C P, WU S J. The nexus of market concentration and privatization policy in mixed oligopoly [J]. *Economic modeling*, 2014, 38: 196 - 203.
- [22] 包群, 邵敏, 侯维忠. 出口改善了员工收入吗? [J]. *经济研究*, 2011(9): 41 - 54.
- [23] 毛其淋, 许家云. 政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J]. *中国工业经济*, 2015(6): 94 - 107.
- [24] 许家云, 佟家栋, 毛其淋. 人民币汇率变动、产品排序与多产品企业的出口行为: 以中国制造业企业为例[J]. *管理世界*, 2015(2): 17 - 31.
- [25] 张杰, 郑文平, 陈志远. 进口与企业生产率——中国的经验证据[J]. *经济学(季刊)*, 2015, 14(3): 1029 - 1052.
- [26] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263 - 1297.
- [27] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. *经济学(季刊)*, 2011, 11(1): 231 - 252.
- [28] FUNG L, LIU J T. The impact of real exchange movements on firm performance: a case study of Taiwanese manufacturing firms [J]. *Japan and the world economy*, 2009, 21(1): 85 - 96.
- [29] 蔡卫星, 高明华. 政府支持、制度环境与企业家信心[J]. *北京工商大学学报(社会科学版)*, 2013(5): 118 - 126.
- [30] FEENSTRA R C, LI Z Y, YU M J. Exports and credit constraints under incomplete information: theory and evidence from China [Z]. NBER working paper, 2011, No. 16940.
- [31] 李华. 创新驱动发展战略下研发支出资本化的实证研究[J]. *世界经济与政治论坛*, 2015(6): 126 - 140.
- [32] SMITH J A, TODD P E. Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? [J]. *Journal of econometrics*, 2005, 125(1/2): 305 - 353.
- [33] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. Constructing a control group using a multivariate matched sampling method that incorporates the propensity score [J]. *American statistician*, 1985, 39(1): 33 - 38.
- [34] GALDÓN-SÁNCHEZ J E, SCHMITZ J A. Competitive pressure and labor productivity: world iron-ore markets in the 1980's [J]. *American economic review*, 2002, 92(4): 1222 - 1235.
- [35] 毛其淋, 盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. *经济研究*, 2013(4): 16 - 29.
- [36] HESS W, PERSSON M. The duration of trade revisited: continuous-time versus discrete-time hazards [J]. *Empirical economics*, 2012, 43(3): 1083 - 1107.

(责任编辑: 雨 珊)

(下转第 80 页)

Does environmental regulation improve the urban environmental quality in China? Evidence based on a “Quasi-Natural Experiment”

ZHANG Zhiqiang

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Based on macro-urban and micro-firm level data, this paper employs spatial treatment effect and control function regression method to evaluate the effect of two control zone policy (which has regulated SO₂ and acid rain pollution since 1998) on the urban environmental quality. The macro-urban level empirical results show that although the total discharge of pollutants in urban manufacturing has been reduced, but the concentration of PM2.5 in urban air has not decreased significantly, indicating that the effect of current environmental regulatory policy need to strengthen in degree and range, especially for heavy polluted industries and related industries, environmental regulation. The micro-firm level empirical results show that the two control zone policy reduces firms' TFP and markup, and there are obvious differences in the regulatory effects on different ownership firms. The two control zone policy speeds up the reallocation of resources among industries, and improves the industry level TFP, which is especially obvious for the heavy polluted industries. Accordingly some policy suggestions are put forward to optimize environmental regulation policy combination and improve the urban environmental quality.

Key words: Two Control Zone policy; PM2.5; spatial treatment effect; environmental regulation; control function; environmental quality

.....
(上接第 68 页)

Privatization and innovation of manufacturing enterprises

SUN Wenna¹, SU Yuehui²

(1. Beijing Academy of Social Sciences, Beijing 100101, China;

2. Center for Financial Innovation and Risk Management, Hebei Finance University, Baoding 071051, China)

Abstract: We use the micro-panel data of China's manufacturing enterprises from 2000 to 2007 to analyze the dynamic impact of privatization on innovation of manufacturing enterprises with propensity score matching-difference in difference (PSM-DID) method. The empirical results show that the impact of privatization on enterprises' innovation is continuous positive, and increases over time. We also find that the impact of privatization on innovation can be sustained only when the majority ownership is transferred from state-owned capital to private capital, and is limited when privatization is gradual. The analysis of sub-sectors shows that the reform dividend of privatization mainly comes from capital-intensive industries. Further, by integrating the survival analysis method into our analytical framework, we find that privatization is proportional to the duration of enterprise innovation, that is, privatization is conducive to extending the sustainability of enterprise innovation. The empirical results remain robust after taking into account the PSM method and the occurrence year of privatization.

Key words: privatization; majority ownership; manufacturing industry; PSM; enterprise innovation; survival analysis