

企业国有化中的政府角色

余静文

[摘要] 美国次贷危机爆发后,企业国有化、“国进民退”的现象和讨论不断涌现。事实上,次贷危机爆发前,中国的宏观和微观数据也都表现出企业国有化的特征。国有化进程中,政府可能扮演着“帮助之手”的角色来帮助困难企业,也可能“择优而取”来最大化财政收入。本文尝试通过匹配的中国工业企业数据库和海关数据库来构建企业层面汇率暴露指标,利用2005年人民币汇率制度改革这一事件引致的企业经营环境变化,采取双重差分方法来识别竞争加剧或减轻对企业国有化的影响,以此来分析企业国有化中政府角色。研究结果表明,竞争环境加剧、企业经营陷入困境会促进企业国有化进程,国有化企业从中获取更多政府资源的支持,但是这种转型在短期内并没有带来生产效率的明显改善。并且,研究也发现企业面临竞争加剧时,不仅会通过提高生产率的方式来应对负面冲击,也会通过寻求国有股权所带来的政策和资源优势来加以应对,本文提供了竞争对企业行为影响的新证据。

[关键词] 汇率变动; 国有化; 双重差分法; 竞争压力

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)03-0155-19

一、问题提出

党的十九大报告指出,促进国有资产保值增值,推动国有资本做强做优做大,有效防止国有资产流失。深化国有企业改革,发展混合所有制经济,培育具有全球竞争力的世界一流企业。过去一段时期,一系列文献都聚焦于国有企业向非国有企业的转型,得出了国有企业效率较低的理论和经验的结论(林毅夫等,1998;Dong et al.,2006;Jefferson and Su,2006)。然而,经过“抓大放小”国有企业改革后,国有企业的效率得到提升,伴随国有企业向非国有企业转型这一现象的还有非国有企业向国有企业转型的现象(Hsieh and Song, 2015)。本文聚焦于非国有企业向国有企业的转型,即企业国有化。对这一问题的研究将有助于更加深入理解国有部门在国民经济中的作用以及政府的角色。本文的研究基于宏观数据和微观数据所展示的典型事实。从宏观数据看,国有经济占比并没有呈现出不断萎缩的情况。根据国家统计局公布的数据,2000—2015年,工业企业中国家资本金从13962

[收稿日期] 2017-10-12

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“供给侧结构性改革与发展新动力研究”(批准号16ZDA006)。

[作者简介] 余静文,武汉大学经济发展研究中心、经济与管理学院副教授,硕士生导师,经济学博士。电子邮箱:jwyu@whu.edu.cn。感谢《中国工业经济》高端前沿论坛(2017·秋季)暨“重塑经济发展新动能”研讨会与会学者建议,感谢武汉大学经济发展研究中心对本研究给予的支持,感谢北京大学樊纲教授、上海财经大学梁润博士对本文所提的有益建议,感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

亿元上升至 53076 亿元, 总体呈现上升趋势, 仅在 2005 年、2009 年和 2010 年出现了下降的情况。但是国家资本金占实收资本比重在 2011 年前后呈现出截然不同的趋势, 2011—2015 年, 呈现上升趋势; 2000—2010 年, 呈现下降趋势, 2008 年出现了短暂的上升(图 1)。从中国工业企业数据库提供的企业层面数据看, 1999—2007 年, 每一年不仅有国有企业转向非国有企业, 而且也存在非国有企业转向国有企业的情况。平均每年国有转向非国有企业的数量为 2672 家, 非国有企业转国有企业的数量为 1459 家; 非国有企业转向国有企业的数量占当年企业数的比重在 1% 左右, 1999 年该比重最高, 为 1.27%, 其次是 2001 年的 1.21%, 2004 年的 1.09%, 2000 年的 1.02%; 2007 年该比重最低, 为 0.52%(图 2)。本文逐年计算工业各行业中国家资本金占总资本金比例有所上升的企业样本量以及该样本量占企业总样本量的比例后, 发现企业国有化进程在工业行业中普遍存在, 1999—2007 年, 行业中呈现国有化(国家资本金占总资本金比例上升)特征的企业样本量占该行业企业总样本量的比例最高的是烟草制品业, 达到了 5.46%, 其次是饮料制造业, 为 5.31%, 医药制造业排第三, 为 4.83%, 非金属矿物制品业排第十, 为 3.19%(图 3)。

现实中, 企业国有化的案例不断涌现, 比如, 中粮集团收购民营企业集团德隆控股的上市企业新疆屯河; 海信空调收购科龙电器等。2007 年美国次贷危机爆发后, 诸多非国有企业陷入经营困境, 这些企业的后续发展中也都出现了政府的身影, 比如, 日照钢铁公司被山东省政府主导的山东钢铁集团兼并重组; 鹰联、鲲鹏等民营航空公司接受注资, 与地方政府联姻; 淮南矿业重组芜湖港, 安徽国资委成为重组后芜湖港公司实际控制人; 山西煤炭企业重组中的“国进民退”现象等。事实上, 中国工业企业数据库也呈现了很多案例, 比如, 重庆某公司, 1999 年开业经营, 2007 年有 46 名员工, 总资产为 2911 万元, 2003 年该公司国家资本金占比为 0, 2004 年上升到 45.36%, 2005 年、2006 年分别上升至 70.67%、73.21%, 2007 年达到 100%, 从 2004 年该企业转变为国有控股企业; 蚌埠某公司, 1972 年开业经营, 2007 年有 270 名员工, 总资产达到 3176 万元, 2003 年和 2004 年, 该公司国家资本金占比为 20.13%, 2005 年之后上升至 58.99%, 该公司从 2004 年开始转为国有控股公司; 浙江某公司, 1965 年开业经营, 2007 年有 708 名员工, 总资产达到 5793 万元, 2003 年和 2004

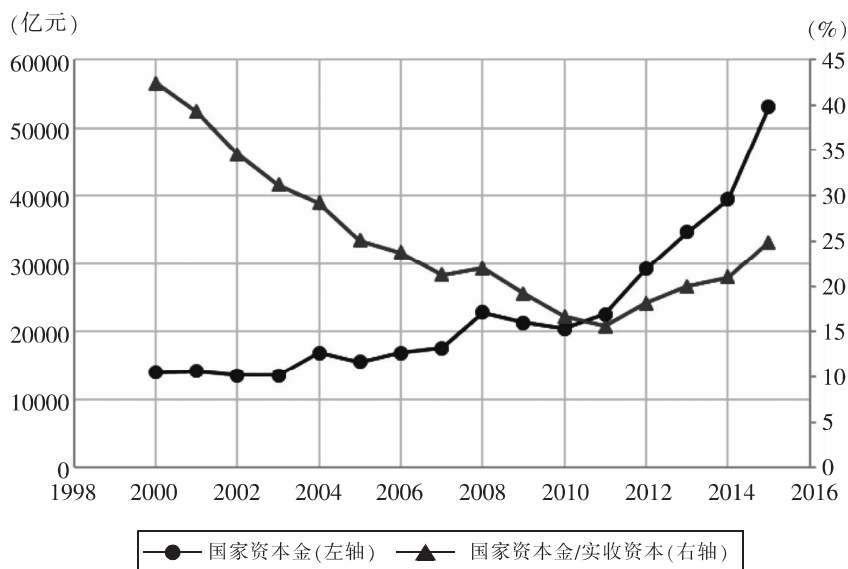


图 1 2000—2015 年国家资本金的变化趋势

注: 根据国家统计局工业统计“按登记注册类型分规模以上工业企业经济指标”数据绘制。

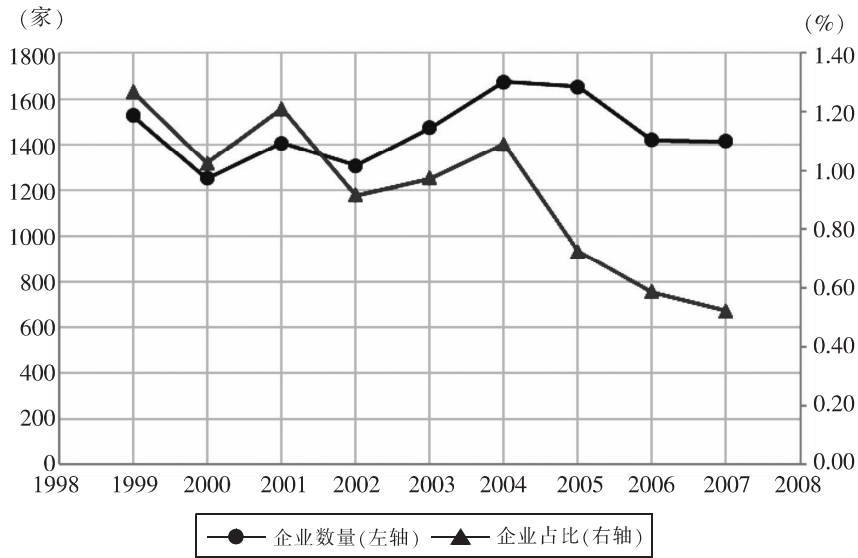


图2 1999—2007年转型为国有企业的数量及其占比

注:数据来自国家统计局中国工业企业数据库。

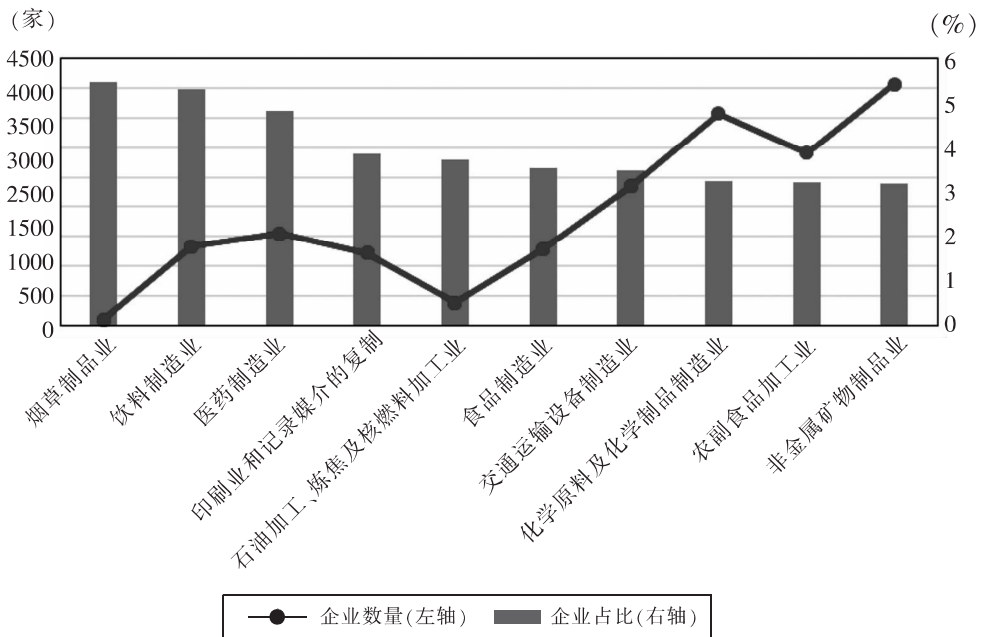


图3 1999—2007年呈现国有化特征的企业数量及其占比(分行业考察)

注:此处国有化界定为国家资本金占总资本金比例上升。数据来自国家统计局中国工业企业数据库。

年该公司国家资本金占比略超过10%,2005年上升至89.57%,并转为国有控股公司。

在企业国有化过程中,政府扮演了怎样的角色?关于政府的角色有两种截然相反的假说:①政府扮演着“帮助之手”(Helping Hand)的角色,政府参与或收购非国有企业股份的动机是保护特殊行业或企业、帮助困难企业和维持社会稳定。其中,困难企业会得到“国有”这一身份,从而获取更多

优惠政策和发展机会,最终摆脱经营困境。②政府“择优而取”(Cherry-Picking),政府收购非国有企业股份是为了最大化财政收入,被收购方往往是高生产率、高效益的企业(Chernykn,2011;Chang et al.,2017)。从均衡的角度看,企业国有化不仅仅是政府发挥作用,而且还取决于企业的意愿。企业国有化的现象既是政府收购企业股权,也是企业转让股权,政府可能收购高效率企业,企业也可能因陷入经营困境,转让股权。因此,通过同一个现象还难以区分这两个假说,本文尝试通过2005年人民币汇率制度改革这一事件来对以上假说进行验证。其基本逻辑是,2005年人民币汇率制度改革后人民币出现较大幅度的实际升值,并且呈现单边升值趋势。汇率冲击造成的进出口相对价格变动对企业竞争环境造成了影响,由于企业竞争环境的变化并不是由于自身经营状况的转变导致的,这种外生变化有助于识别竞争环境变动与企业国有化的因果关系,并且有助于验证政府在国有化中的角色。具体而言,企业生产效率在当期并不受汇率冲击的影响,企业竞争环境加剧并非企业生产效率下降等内生因素导致,这种外生冲击使得企业有通过国有化获取更多资源的诉求。给定企业诉求情况下,政府会如何选择国有化的企业?如果政府“帮助之手”假说成立,那么可以观察到,在控制企业生产效率情况下,竞争加剧会导致企业陷入经营困境,从而促进企业国有化进程,反之则反是;如果政府“择优而取”假说成立,那么可以观察到在将企业生产效率作为解释变量时,该变量会对企业国有化进程产生影响。

本文的研究与两类文献相关,第一类是关于竞争与企业行为关系的研究。当企业面临的竞争程度加剧,企业会相应的调整自身的行为作为应对。Galdón-Sánchez and Schmitz(2002)通过考察20世纪80年代大萧条中的铁矿厂,发现铁矿厂面临的竞争环境加剧后,其利润下降,它们会通过提高劳动生产率的方式来应对。Pavenik(2002)和简泽等(2014)分别以智利和中国为例研究了贸易自由化引起的竞争环境变化对企业生产率的影响,他们均发现企业会通过提高生产率的方式来应对竞争程度的加剧。Ekholm et al.(2012)和Tang(2015)则考察了汇率变化引起的竞争环境变化对企业生产率的影响。这些研究均发现本币实际升值会加剧出口导向型企业面临的竞争程度,作为应对,这些企业会通过加大创新投入等方式提高生产效率。

第二类是关于企业所有制变化背后动机的研究。理论上,由于政策性负担,“所有者缺位”和“虚委托人”引起的内部人控制问题,委托—代理层次过多导致的较高的代理成本和低效的激励机制,国有企业的运营效率往往低于非国有企业,文献对企业所有制变化动机的研究更多的是从经济因素这个角度来进行考察。Guo and Yao(2005)使用中国企业数据对中国国有企业向非国有企业转型的原因进行了分析,市场化程度、企业软预算约束、债务、冗员情况都对这种结构转型产生影响。Bai et al.(2006)强调国有企业和非国有企业同时存在对于中国经济而言是一种次优选择,国有企业具有维持社会稳定的功能,国有经济向非国有经济转型需要考虑到社会稳定这一因素。王红领等(2001)强调国有企业转型过程中的经济动机,国有企业转型后,政府补贴其经营造成的财政负担会大大减轻;国有企业转型后经营效率提升,这有助于提高政府的财政收入。夏立军和陈信元(2007)、杨记军等(2010)强调国有企业转型过程中政治动机明显,前者发现中央政府“抓大放小”的国有企业改革策略使得地方政府有控制大规模公司和管制性行业公司的政治动机;后者发现国有企业的政府控制权转让更倾向于保留规模大的和有战略意义的企业。

以上文献没有讨论非国有企业向国有企业转型的原因。事实上,国有产权代表一类独特的战略资源,由于政府在资源配置过程中依然发挥着作用,因此,国有大股东能够为企业提供稀缺资源以及颁布优惠政策,比如提供优惠贷款、提供低价产品等(田利辉,2005;Tian and Estrin,2008)。罗进辉(2013)对中国A股上市企业进行分析,发现控股权转让到国有企业后,国有身份可以带来政策和

资源优势,市场对这一优势会作出积极的反应,这表现在日平均超常收益率和累计平均超常收益率的上升。Huang et al.(2014)从政治经济学角度分析企业国有化,由于企业国有化对降低失业、维护社会稳定有积极作用,政府官员政治关联的不同对其采取的国有化策略会产生影响。Chernykh (2011)考察了俄罗斯再国有化进程中企业哪些特征产生了作用。研究发现,再国有化具有行业特征,重要部门的企业面临较高的再国有化概率;逃税(Tax Evasion)是影响再国有化的重要因素,企业逃税使得政府税收下降,政府为了增强财政实力,对这部分企业国有化;企业绩效并不是影响再国有化的重要因素。张雨潇和方明月(2016)发现企业国有化的目的是为了克服行业层面和地域层面的行政壁垒,其研究结果发现,企业国有化过程中的政府目的是控制高效率企业。张雨潇(2016)结合中国工业企业数据库和省级腐败数据,发现企业国有化可以帮助企业避免用腐败指标衡量的政府侵害。李文贵和邵毅平(2016)对中国工业行业民营企业进行分析,发现在产业政策鼓励或支持行业中的企业国有化概率更高,并且实施国有化后,企业获取了更多的政府补贴,缴纳税费也有所降低。同时,他们也发现,国有化企业与非国有化企业相比雇佣了更多劳动力、支付更多的管理费用和工资。本文的研究发现,竞争环境加剧、企业经营陷入困境会促进企业国有化进程,但是这种转型在短期内并没有带来生产效率的明显改善。此外,企业面临竞争加剧时,不仅会通过提高生产率的方式来应对负面冲击,而且也会通过寻求国有股权所带来的政策和资源优势加以应对。

本文对已有文献的边际贡献表现在以下三个方面:①已有文献更多的探讨国有企业向非国有企业的转型,本文利用微观企业数据,从政府所扮演角色的角度来分析企业国有化现象;②本文基于匹配的中国工业企业数据库和海关数据库,利用2005年人民币汇率制度改革这一事件所引致的企业竞争环境变化,采取双重差分(Difference in Differences, DID)的方法识别出竞争与企业国有化的因果关系,检验关于企业国有化中的“帮助之手”和“择优而取”假说,加深对企业转型及政府角色的理解;③已有文献的研究结果表明,当面临竞争加剧时,企业会通过提高生产率的方式来应对不利冲击,本文的研究则发现企业面临竞争加剧时,不仅会通过提高生产率的方式来应对这种负面冲击,而且也会通过寻求国有股权所带来的政策和资源优势来加以应对,提供了竞争对企业行为影响的新证据。

全文结构安排如下:第二部分为数据和变量说明;第三部分为计量方法说明和基准回归结果的分析;第四部分为实证结果的稳健性检验;第五部分为企业国有化现象的进一步讨论;第六部分为主要结论与政策建议。

二、数据说明与变量界定

1. 国有企业的界定

本文使用的企业数据来自于中国工业企业数据库(1998—2007),该数据来自国家统计局的企业年度调查,涵盖了所有国有和非国有工业企业中规模以上的企业,其中,规模以上指的是主营业务收入超过500万元^①。中国工业企业数据库提供了企业完整的会计报表,包括损益表、资产负债表和现金流量表,包括企业的生产销售额、雇佣劳动力数量、企业资本金类型及其占比、资产、负债、利润、利息支出、研发投入等100多个企业信息。这些企业贡献了中国85%的工业产出,较好地代表了全国工业企业的总体水平。事实上,《中国统计年鉴》中的工业统计数据即根据此数据库加总计算得来。

^① 规模以上企业界定发生了两次变化,2007年,国家统计局将主营业务收入不足500万元的国有工业法人企业排除在统计范围之外;2011年纳入统计的工业企业主营业务收入标准从500万元提高到2000万元。

参照 Yu(2015)的思路,本文按照以下步骤对数据异常值和缺失值进行处理:①删除以下变量缺失的样本,包括总资产、工业总产值、固定资产净值、职工人数和销售额;②删除职工人数小于8的样本;③删除本文所使用变量有缺失的样本;④删除不符合会计原则的样本。根据 GAAP (Generally Accepted Accounting Principles),本文删去符合以下条件的样本,这些条件包括流动资产大于总资产、固定资产大于总资产、固定资产净值大于总资产、企业识别代码缺失、企业成立时间无效(成立月份小于1或者大于12)。

本文被解释变量为企业是否属于国有企业这一虚拟变量,记为 *Soe*。中国工业企业数据库提供了企业注册类型以及注册资本信息,如果一个企业符合以下两个标准中的任意一个,那么该企业界定为国有企业:①工商管理局注册为国有企业、国有联营企业、国有独资公司的企业;②注册资本中国家资本金占比高于其他所有制类型资本金占比^①。

2. 汇率冲击的衡量

本文利用2005年人民币汇率制度改革这一事件展开研究。2005年7月21日,中国人民银行发布完善人民币汇率形成机制改革的公告,宣布实行以市场供求为基础、参考一揽子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。人民币不再盯住单一的美元,每日银行间外汇市场美元对人民币交易价在中间价上下3%的幅度内浮动。截至2008年3月,人民币兑美元累计升值17.9%,人民币名义和实际有效汇率分别上升5.5%和11.9%。汇率制度改革之后,人民币汇率形成机制不断完善:①推进外汇市场建设,通过引入询价交易方式、做市商制度,改进人民币汇率中间价形成方式,促进银行间外汇市场发展。②扩大人民币汇率浮动区间(2007年5月21日,交易价浮动幅度扩大到5%),增强人民币汇率弹性。③改进外汇管理,逐步实行外汇流出流入均衡管理,促进国际收支基本平衡。2005年之后一段时期,不论从美元兑人民币汇率还是实际有效汇率看,人民币均出现了升值。

人民币实际升值会对企业面临的竞争环境产生影响,从而影响企业行为(Ekholm et al.,2012; Tang,2015)。过去中国经济依靠出口导向的发展战略取得了巨大成功,加入WTO以来,中国出口额呈现出上升的趋势,2009年由于受到全球金融危机的影响,出口额有过短暂的下滑,出口占GDP比重经历了一个倒U型的变化,2006年达到峰值35.65%,此后出现下降,但依然高达22.63%。人民币汇率变动对出口导向型企业的产品竞争力产生深远影响。具有不同汇率暴露程度的企业,其面临的人民币实际升值的冲击并不相同,因此,本文可使用双重差分的方法识别汇率变动对结构转型的因果影响。考虑到人民币实际升值影响企业的竞争环境,汇率暴露指标反映的是企业面临汇率冲击时利润受影响的幅度,在已有文献中,利润变化可以反映竞争环境的变化(Galdón-Sánchez and Schmitz,2002)。因此,本文所识别出的汇率变动影响企业国有化的机制即汇率变化所导致的竞争环境变化。

基于 Ekholm et al.(2012),企业汇率暴露指标构建如下:

假定企业收入为 R ,收入来自于两个部分,即国内销售额与国外销售额,国内销售额等于国内价格(p)乘以国内销售量(x),国外销售额等于国外销售价格(p/e)乘以国外销售量(x^*),其中, e 为实际汇率,如果将名义汇率记为 V ,一单位外币兑换 V 单位本币,那么, $e = \frac{p}{Vp^*}$, e 上升表示本币实际升值, e 下降表示本币实际贬值; p^* 为外币表示的外国商品价格。企业收入表示为:

$$R = p(x + x^*/e) \quad (1)$$

① 此处国有企业界定参照邓子梁和陈岩(2013),第二个条件具体为注册资本中国家资本金占比高于任何一个其他所有制类型资本金占比。

企业成本为 C , 成本来自于两个部分, 即国内投入品成本与国外投入品成本, 国内投入品成本等于国内投入品价格 (q) 乘以国内投入品数量 (y), 国外投入品成本等于国外投入品价格 (q/e) 乘以国外投入品数量 (y^*), 即:

$$C=q(y+y^*/e) \quad (2)$$

对式(1)和式(2)的实际汇率求导, 可得:

$$\frac{\partial R}{\partial e} \frac{e}{R} = -\frac{px^*}{e^2} \frac{e}{R} = -\frac{Vp^*x^*}{R} = -\eta \quad (3)$$

$$\frac{\partial C}{\partial e} \frac{e}{C} = -\frac{qy^*}{e^2} \frac{e}{C} = -\frac{Vq^*y^*}{C} = -\tilde{\eta} \quad (4)$$

利润等于收入减去成本, 于是得到下式:

$$\frac{\partial \pi}{\partial e} \frac{e}{\pi} = -\tilde{\eta} - \frac{\eta - \tilde{\eta}}{\pi/R} \quad (5)$$

其中, $(\eta - \tilde{\eta})$ 即为汇率暴露指标, 按照出口除以主营收入, 再减去进口除以主营成本计算得来, 记为 $Expose$, 可以发现汇率暴露指标越高, 本币实际升值对利润的负面影响也就越大, 换言之, 本币实际升值所导致竞争加剧的程度也越大。双重差分中一个维度是企业层面的汇率暴露指标, 另一个维度是时间上实际有效汇率的变化。虽然中国在亚洲金融危机爆发至 2005 年盯住美元, 但是人民币实际有效汇率仍然在发生改变。

汇率暴露指标构建需要利用海关数据库中关于企业出口、进口的信息。海关数据库数据来自于中国海关总署, 是具体到交易层面的信息, 包括每种产品 (HS8 位编码) 的三类信息: ① 贸易的基本变量, 包括出口额、进口额、产品数量、产品单位; ② 贸易模式和方式, 包括进出口的对象国家或地区、是否途经第三国或地区、贸易类型 (加工贸易、一般贸易)、贸易模式 (空运、海运、陆运)、进出口的海关; ③ 企业的基本信息, 包括企业名称、海关编码、所在城市、电话、邮编、企业经理姓名以及企业所有制信息。本文按照企业代码加总每一年的进出口交易, 得到年度的出口、进口数据。考虑到中国工业企业数据库和海关数据库的企业代码并不一致, 本文按照 Yu (2015) 的方法, 运用企业名称、邮编、电话号码将中国工业企业数据库 (1998—2007) 与海关数据库 (2000—2006) 进行合并处理, 由于海关数据库的涵盖年份是 2000—2006 年, 所以匹配后的数据库的涵盖年份也是 2000—2006 年。具体而言, 本文进行了两步匹配: 第一步运用企业名称进行匹配, 2000—2006 年匹配样本量依次为 17304、19979、20680、19804、36506、39254、30440; 第二步运用邮政编码和电话号码后七位进行匹配, 2000—2006 年匹配样本量依次为 9598、9873、9708、8649、12856、13672、6623。两轮匹配中, 只要有一轮匹配成功, 那么该样本便纳入本文的分析。

由于本文尝试利用 2005 年人民币汇率制度改革这一事件展开研究, 比较 2005 年前后企业行为的变化, 因此, 本文将研究样本限制在 2005 年前两年和后两年。企业也在 2005 年前后同时出现才能进行比较, 鉴于此, 本文将 2003—2007 年企业数据处理为平衡面板数据。汇率暴露指标计算除海关数据库提供的企业进出口信息, 还需要中国工业企业数据库的主营收入和主营成本信息。本文使用 2005 年汇率冲击当年中国工业企业数据库中的主营收入、主营成本数据, 以及海关数据库中的进口、出口的数据计算企业层面的汇率暴露指标, 以此衡量汇率冲击后企业面临的竞争环境变化。

3. 控制变量的选取

本文选取的控制变量包括企业规模 ($\log employee$)、企业规模的平方 ($\log employee_sq$)、企业年龄的对数 ($\log age$)、企业年龄对数的平方 ($\log age_sq$), 其中, 企业规模为企业从业人数的对数值, 企业年龄为调查年份减去企业开业年份。企业规模和企业存活时间可以很好地衡量融资约束, 融资约束

会影响企业正常运营及产生的经济效益,经济效益是影响企业控制权转移的因素。Hadlock and Pierce(2010)提出企业规模、企业年龄的组合可以衡量企业面临的融资约束^①。对企业绩效产生影响的因素还包括生产效率、多元化经营、补贴收入,其中补贴收入能够反映企业和政府的关系。生产效率用全要素生产率(Total Factor Productivity,TFP)来衡量,本文采取了Olley and Pakes(1996)的方法来估计全要素生产率,这一方法可以克服传统OLS估计的参数不一致问题^②。为避免极端值的影响,全要素生产率在前后2.5%分位上做Winsorize处理,记为 Tfp 。参照邓子梁和陈岩(2013),多元化经营用企业生产产品类别数量的对数来表示,记为 $Diversity$ 。补贴收入取原数据加1之后的对数值,记为 $Subsidy$ 。

本文研究考察2003—2007年的平衡面板数据,没有考虑企业的退出和进入,后文的实证分析采取的是双重差分的方法,分别取2003—2005年被解释变量的差值、2005—2007年被解释变量的差值,再将两个差值进行差分,并参照Trefler(2004)加入了期初2003年的解释变量,所以后文主要的分析事实上是截面数据。表1是2003年样本中变量的描述性统计。本文根据2005年汇率暴露指标设置虚拟变量 $Expose_dummy$,如果汇率暴露指标大于0,该变量为1;如果汇率暴露指标小于等于0,该变量为0, $Expose$ 的均值为0.246,最小值为-0.586,最大值为1.075;根据 $Expose_dummy$ 将样本分为两组来进行考察,其中汇率暴露指标大于0的有8580家企业,汇率暴露指标小于等于0的有2781家企业。2005年之后,由于人民币汇率体制改革,人民币实际有效汇率出现上升,汇率暴露指标大于0的企业面临更为严峻的竞争环境。从表1中,可以发现,从2005—2007年 Soe 的变化与2003—2005年 Soe 的变化的差值($\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$)看,对于汇率暴露指标大于0的企业,2005—2007年,非国有企业向国有企业转型的比例高于2003—2005年间非国有企业向国有企业转型的比例;对于汇率暴露指标小于或等于0的企业,2005—2007年非国有企业向国有企业转型的比例略低于2003—2005年非国有企业向国有企业转型的比例, $\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$ 在两组样本中的差异显著。此外,各个控制变量在两组企业也存在明显的差异,企业年龄、企业规模、补贴收入方面,汇率暴露指标大于0的企业明显大于汇率暴露指标小于等于0的企业;全要素生产率、产品多样性、2003年国有企业指标方面,汇率暴露指标小于等于0的企业明显大于汇率暴露指标大于0的企业。控制变量存在显著的差异,正因如此,回归模型将纳入这些控制变量。

三、计量方法说明和实证结果的分析

本文利用了2005年人民币汇率制度改革这一事件展开研究。2005年后的一段时期,人民币出现升值,按照实际有效汇率来算,2005—2008年人民币实际升值15.26%,2005—2013年人民币实际升值41.25%。汇率升值通过影响进出口商品相对价格影响企业的竞争力,通过出口商品价格影响企业出口,通过进口商品价格影响企业进口。本文选取2005年前两年的数据和2005年后两年的数据展开分析。计量模型设定如下:

-
- ① 鞠晓生等(2013)也使用了Hadlock and Pierce(2010)提出的融资约束指标来研究中国企业融资约束问题。
- ② 关于OP方法可参阅Olley and Pakes(1996)。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到,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,本文与Brandt et al.(2012)存在两点不同:一是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);二是使用了1997年、2002年、2007年三年的投入产出表加权求得投入平减指数。具体可以参阅杨汝岱(2015)。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	变量符号	均值		差值
		$Expose_{2005}>0$	$Expose_{2005}\leq 0$	
2005年前后两年所有制变化的比较	$\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$	0.0030	-0.0013	0.0043* (0.0025)
log(企业年龄)	logage	2.2581	2.1977	0.0604*** (0.0142)
全要素生产率	Tfp	2.7745	2.8992	-0.1247*** (0.0226)
企业规模	logemployee	5.6273	5.4741	0.1532*** (0.0249)
产品多样性	Diversity	1.4122	1.4419	-0.0297* (0.0154)
补贴收入	Subsidy	1.3072	0.9714	0.3358*** (0.0501)
2003年国有企业	Soe_{2003}	0.0491	0.0705	-0.0214*** (0.0049)

注:*,**,*** 分别表示 10%、5%、1%显著水平下显著,括号内为稳健性标准差。样本为 2003 年的截面数据。

$$\Delta Y_{it} = \alpha + \beta_1 \times (Appr_t \times Expose_{i,2005}) + \beta_2 \Delta Soe_region_{it} + \beta_3 \Delta Soe_ind_{jt} + \beta_4 \Delta Import_com_{jt} + \beta_5 \Delta HHindex_{jt} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,下标 i 表示企业, t 表示时间, Δ 表示差分, Y 为被解释变量, $Appr$ 为人民币实际有效汇率的对数差分^①。 α 、 β 为待估系数, $Year$ 为年份效应, $Firm$ 为企业效应, 年份效应控制宏观经济因素等对所有企业转型的影响, 企业效应控制不随时间变化的企业特征对企业转型的影响, ε 为随机误差项。地区层面的国有化进程会对企业国有化产生影响, 因此, 本文还控制了省级层面国有化进程, 用省级层面工业企业国家资本金占工业企业全部资本金比率的变化来表示, 记为 ΔSoe_region , 下标 r 表示地区。行业层面集聚程度也会影响到企业经营, 本文计算了二位码行业的赫芬达尔—赫希曼 (Herfindahl-Hirschman) 指数, 记为 $HHindex$, 用企业工业增加值占行业工业增加值比重的平方和来表示, 本文使用赫芬达尔—赫希曼指数的变化 ($\Delta HHindex$) 来控制行业集聚程度变化对企业国有化的影响。本文也控制了行业层面国有化进程, 用二位码行业层面工业企业国家资本金占总资本金比率的变化来表示, 记为 ΔSoe_ind , 下标 j 表示行业。此外, 汇率变动的的影响机制概括为三个方面: 一是出口销售, 二是进口中间投入品, 三是进口商品与本国商品国内销售的竞争, 即进口竞争 (Campa and Goldberg, 2001)。汇率暴露指标衡量的是第一和第二个影响途径, 进口竞争同样影响企业经营进而影响企业国有化进程, 文献往往使用行业层面的产品渗透度来衡量进口竞争效应, 即行业总产出减去该行业产品的出口, 再加上该行业产品的进口得到行业层面的总吸收 (Absorption), 用该行业产品的进口值除以总吸收得到渗透度指标 (Eklhom et al., 2012)。该指标越高, 表明该行业进口产品份额越大, 该行业中的企业面临进口商品竞争就越激烈。国家统计局公布了行业产出和行业出口数据, 但是没有该行业产品进口数据, 所以, 本文首先按照产品分类将 HS 与 SITC3REV 进行匹配, 再根据 SITC3REV 与国民经济行业分类代码进行匹配, 最后通过海关数据库计算行业产品进口值, 并得到二位码行业的产品渗透度, 记为 $Import_com$, 其变化 ($\Delta Import_com$) 也作为计量模型中的

① 汇率数据来自于世界银行的世界发展指数 (World Development Index)。

解释变量。

本文尝试考察 2005 年前后企业转型的变化,因此,本文以 2005 年为临界点,分别得到被解释变量在 2003—2005 年以及 2005—2007 年的变化^①。

$$\Delta Y_{i,1} = (Y_{i,2007} - Y_{i,2005}) / (2007 - 2005) \quad (7)$$

$$\Delta Y_{i,0} = (Y_{i,2005} - Y_{i,2003}) / (2005 - 2003) \quad (8)$$

双重差分法估计中如果不考虑序列相关问题,那么标准差容易被低估,从而导致原假设被拒绝的可能性提高(Bertrand et al., 2004)。通过蒙特卡罗模拟,Bertrand et al.(2004)发现将处置前后分组再差分的方法是应对序列相关问题的一个有效办法。本文将 2005 年前后分组,然后再差分进行回归。将式(7)和式(8)代入式(6),差分之后得到下式(9):

$$\begin{aligned} \Delta Y_{i,1} - \Delta Y_{i,0} = & \theta + \beta_1 (Appr_1 - Appr_0) \times Expose_{i,2005} + \beta_2 (\Delta Soe_region_{r1} - \Delta Soe_region_{r0}) \\ & + \beta_3 (\Delta Soe_ind_{j1} - \Delta Soe_ind_{j0}) + \beta_4 (\Delta Import_com_{j1} - \Delta Import_com_{j0}) \\ & + \beta_5 (\Delta HHindex_{j1} - \Delta HHindex_{j0}) + \nu_i \end{aligned} \quad (9)$$

其中, θ 为 $(Year_1 - Year_0)$, ν 等于 $(\varepsilon_{i,1} - \varepsilon_{i,0})$ 。下标 0 和 1 分别代表时间段 2003—2005 年、2005—2007 年。参照 Trefler(2004),本文在原计量模型基础上加入了基期的控制变量,用 *Controls* 表示,包括 2003 年企业年龄的对数、企业年龄对数的平方、企业规模、企业规模的平方、产品多样性、全要素生产率、补贴收入以及初期是否为国有企业虚拟变量, γ 为待估系数向量。从而得到了式(10):

$$\begin{aligned} \Delta Y_{i,1} - \Delta Y_{i,0} = & \theta + \beta_1 (Appr_1 - Appr_0) \times Expose_{i,2005} + \beta_2 (\Delta Soe_region_{r1} - \Delta Soe_region_{r0}) \\ & + \beta_3 (\Delta Soe_ind_{j1} - \Delta Soe_ind_{j0}) + \beta_4 (\Delta Import_com_{j1} - \Delta Import_com_{j0}) \\ & + \beta_5 (\Delta HHindex_{j1} - \Delta HHindex_{j0}) + Control_i \gamma + \nu_i \end{aligned} \quad (10)$$

后文将分别对式(9)和式(10)展开估计。2005—2007 年人民币实际有效汇率对数变化为 0.02,人民币实际升值;2003—2005 年人民币实际有效汇率对数变化为-0.01,人民币实际贬值, $(Appr_1 - Appr_0)$ 为正数。 β_1 是本文所关注的估计系数,如果该估计系数为正,说明汇率暴露会促进企业向国有企业转型,由于汇率暴露程度衡量的是人民币实际升值引起的竞争环境变化,因此,正的估计系数也意味着竞争加剧有助于企业向国有企业转型。

表 2 分别报告了计量模型(9)和(10)的估计结果,本文关注 $\Delta Appr \times Expose_{2005}$ 的估计系数,人民币实际升值给汇率暴露程度不同的企业造成不同的竞争环境变化,该估计系数表明人民币实际升值造成的竞争环境变化对企业向国有企业转型的因果影响。表 2 的第(1)列和第(2)列对应的被解释变量 $\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$ 、 $\Delta Appr \times Expose_{2005}$ 的估计系数均显著为正,人民币实际升值造成的竞争环境变化影响企业向国有企业转型,当竞争加剧时,非国有企业会加快向国有企业转型。可见,竞争加剧时,企业不仅仅会通过改善生产率的方式来应对负面冲击,而且也会通过其他方式来加以应对。从全要素生产率的估计系数来看,估计系数不显著,这也说明控制了行业和地区等因素后,全要素生产率对企业国有化没有显著影响。政府在国有化进程中扮演着“帮助之手”的角色。根据第(2)列的估计结果, β_1 为 0.57。人民币实际升值对企业向国有企业转型的因果影响可以根据 $\beta_1 \times (Appr_1 \times Expose_{i,2005})$ 算出,2005—2007 年人民币实际有效率汇率的变化为 0.02,基期汇率暴露指标的均值为 0.25,那么 2005—2007 年的 *Soe* 将提高 0.29 个百分点。

^① 由于海关数据库中只有 2000—2006 年的数据,产品渗透度中的关键数据来自于海关库,所以汇改后产品渗透度变化为 2005—2006 年的变化。

表 2 汇率变动与企业转型

	$\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$		$\Delta Soe_{r1} - \Delta Soe_{r0}$		$\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta Apxr \times Expose_{2005}$	0.2822** (0.1418)	0.5676*** (0.1416)	0.1573* (0.0823)	0.3237*** (0.0803)	0.2807 (0.4864)	1.4091*** (0.4813)
$\Delta Soe_{region1} - \Delta Soe_{region0}$	0.0016 (0.0041)	-0.0017 (0.0059)	-0.0006 (0.0006)	0.0006 (0.0007)	-0.0007 (0.0018)	-0.0012 (0.0043)
$\Delta Soe_{ind1} - \Delta Soe_{ind0}$	0.0011 (0.0043)	-0.0006 (0.0044)	0.0014 (0.0034)	0.0005 (0.0015)	0.0022 (0.0016)	-0.0055 (0.0169)
$\Delta HHindex_1 - \Delta HHindex_0$	-0.0899 (0.9332)	-0.2527 (0.9614)	1.7255 (1.1109)	1.8163 (1.1194)	3.1020 (5.0328)	4.8251 (5.1244)
$\Delta Import_{com1} - \Delta Import_{com0}$	-0.0360 (0.0226)	-0.0373 (0.0226)	0.0251* (0.0147)	0.0242 (0.0150)	0.1256* (0.0697)	0.1062 (0.0705)
<i>Tfp</i>		0.0013 (0.0018)		0.0020 (0.0014)		0.0080 (0.0065)
企业控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
常数项	0.0215*** (0.003)	-0.1116*** (0.0317)	-0.0020 (0.0022)	-0.1042*** (0.0278)	-0.0084 (0.0114)	-0.5138*** (0.1427)
样本量	11361	11361	11361	11361	11361	11361
R ²	0.0006	0.0260	0.0012	0.0537	0.0005	0.0521

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。企业控制变量包括 *logage*、*logage_sq*、*logemployee*、*logemployee_sq*、*Diversity*、*Subsidy*、*Soe₂₀₀₃*、*Soe_{r2003}* 和 *Soeshare₂₀₀₃*，下同。

四、实证结果的稳健性检验

1. 国有企业的界定

中国工业企业数据库不仅提供了企业注册类型和注册资本金信息，而且也提供了企业是否为国有控股的直接信息，国有控股包括国有绝对控股和国有相对控股，本文设立新的变量 *Soe_r*，如果企业为国有控股，那么该变量为 1，否则为 0^①。在 2003 年样本中，*Soe* 和 *Soe_r* 相关系数为 0.69，在 1% 水平下显著。被解释变量换为 $\Delta Soe_{r1} - \Delta Soe_{r0}$ ，其中， ΔSoe_{r1} 表示 2005—2007 年 *Soe_r* 的变化， ΔSoe_{r0} 表示 2003—2005 年 *Soe_r* 的变化。此外，本文在此还考察了国有资本金占总资本金份额的变化情况，国有资本金占比记为 *Soeshare*，计量模型中被解释变量换为 $\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$ ，其中， $\Delta Soeshare_1$ 表示 2005—2007 年 *Soeshare* 的变化， $\Delta Soeshare_0$ 表示 2003—2005 年 *Soeshare* 的变化。

表 2 中的第(3)列和第(4)列的被解释变量为 $\Delta Soe_{r1} - \Delta Soe_{r0}$ ，第(5)列和第(6)列的被解释变量为 $\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$ 。第(3)列和第(5)列对应式(9)，第(4)列和第(6)列对应式(10)。此处着重分析交互项的估计系数，除第(5)列以外，该估计系数均显著为正。在控制行业和地区等因素后，全要素生产率对企业国有化没有产生显著影响。根据表 2 第(4)列的估计结果， β_1 为 0.32，由此可以计算出人民币实际升值对企业向国有企业转型的因果影响，2005—2007 年 ΔSoe_{r1} 将提高 0.16

① 国有控股包括国有绝对控股和国有相对控股，国有绝对控股指的是国家资本比例大于或等于 50%，国有相对控股指则是国家资本比例不足 50%，但高于其他经济成分所占比例，或者拥有实际控制权。

个百分点($0.32 \times 0.02 \times 0.25$), 2005—2007年 ΔSoe_r 实际提高 1.4 个百分点, 这表明, 人民币实际升值可以解释这段时期近 1/10 的 Soe_r 的变化。根据表 2 第 (6) 列的估计结果, β_1 为 1.41, 根据 $\beta_1 \times (Appr \times Expose_{i,2005})$ 可以算出人民币实际升值对国家资本金份额的因果影响, 2005—2007 年的 $\Delta Soeshare$ 将提高 0.56 个百分点 ($1.41 \times 0.02 \times 0.25$)。

2. 中间进口品与汇率暴露指标

汇率暴露指标衡量的是汇率冲击对企业收入和成本的边际影响, 计算过程中使用的是出口收入占主营业务收入比重减去进口价值占主营业务成本比重, 但是进口品中可能有部分并不是中间投入品, 而是用于销售, 这种情况下, 前文计算的汇率暴露指标就可能有测量误差。海关数据库并没有提供进口产品的用途, 本文根据 BEC (Broad Economic Category) 分类标准对产品种类进行划分, 111、121、21、22、31、322、42、53 八个类别为中间投入品, 并利用 BEC-HS96、BEC-HS02 将 BEC 中的产品代码与海关数据库中的产品编码进行匹配。海关数据库提供的是 HS 八位码, 本文首先将 HS 八位码转为六位码, 再将其与 BEC 中的中间投入品代码匹配。最后, 本文计算海关数据库中企业的中间投入品进口值, 并根据公司名称、邮政编码和电话号码后七位与中国工业企业数据库匹配。此处将用中间投入品进口来替代进口计算汇率暴露指标, 并将 2005 年新的指标 ($Expose_r_{2005}$) 作为关键解释变量, 重新进行回归, $Expose_r_{2005}$ 的均值为 0.20。 $Expose_{-2005}$ 和 $Expose_r_{2005}$ 的相关系数为 0.95, 在 1% 水平下显著。表 3 报告了回归结果, 第 (1) 列的被解释变量为 $\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$, 第 (2) 列和第 (3) 列的被解释变量依次为 $\Delta Soe_{r1} - \Delta Soe_{r0}$ 和 $\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$, 所有模型设定均加入了前述的控制变量, 可以发现交互项的估计系数均显著为正, 并且与表 2 差异不大, 例如, 在 $\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$ 为被解释变量的回归中, 关键解释变量的估计系数差异为 0.12。所有模型设定中, 全要素生产率的估计系数均不显著。

表 3 稳健性检验: 关键解释变量设为 $Expose_r_{2005}$

	$\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$	$\Delta Soe_{r1} - \Delta Soe_{r0}$	$\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$
	(1)	(2)	(3)
$\Delta Appr \times Expose_{2005}$	0.4514*** (0.1488)	0.3780*** (0.0867)	1.6208*** (0.4958)
$\Delta Soe_{region_1} - \Delta Soe_{region_0}$	-0.0017 (0.0058)	0.0005 (0.0007)	-0.0006 (0.0044)
$\Delta Soe_{ind_1} - \Delta Soe_{ind_0}$	-0.0005 (0.0044)	0.0006 (0.0035)	-0.0056 (0.0169)
$\Delta HHindex_1 - \Delta HHindex_0$	-0.2509 (0.9621)	1.8290* (1.1190)	4.8799 (5.1224)
$\Delta Import_{com_1} - \Delta Import_{com_0}$	-0.0400 (0.0247)	0.0247* (0.0151)	0.1080 (0.0705)
Tfp	0.0013 (0.0018)	0.0020 (0.0014)	0.0082 (0.0065)
企业控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.1114*** (0.0317)	-0.1050*** (0.0278)	-0.5163*** (0.1428)
样本量	11361	11361	11361
R ²	0.0255	0.0539	0.0522

注: *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 显著水平下显著, 括号内为稳健性标准差。

3. 样本选择的问题

本文使用的数据是2003—2007年的平衡面板数据,即样本企业不存在退出的情况。实际上,企业退出在中国工业企业数据库中是比较常见的,这就意味着本文使用的平衡面板数据存在样本选择的问题,没有退出的企业和退出的企业对汇率造成的竞争环境变化的应对可能存在差异。为了应对样本选择偏误问题,本文在此采取了Heckman两步法。首先,本文将基期2003年存在的企业作为研究的样本,设置虚拟变量*Exist_dummy*,如果企业在2003—2007年没有退出,那么该变量为1;如果企业在2003年之后退出了,那么该变量为0。其次,本文采取Probit模型来估计企业生存的概率,*Exist_dummy*为被解释变量,解释变量包括企业年龄的对数、企业年龄对数的平方、企业规模、企业规模的平方、产品多样性、全要素生产率、补贴收入。最后,考虑到企业利润是影响企业是否退出的关键因素,本文在Probit模型中加入营业利润与企业资产之比(*Profit*)作为额外的控制变量。表4报告了Probit模型的估计结果,可以发现营业利润与企业资产之比的估计系数为正,说明企业利润能够很好地预测企业的退出,伴随企业利润下降的是企业退出概率的上升,反之则反。根据估计得到的结果,本文计算了逆米尔斯比率(Inverse Mills Ratio,IMR),其定义为:

$$\lambda_i = \frac{\phi(\kappa_1 + X_i \kappa_2)}{\varphi(\kappa_1 + X_i \kappa_2)} \quad (11)$$

其中, λ_i 为Inverse Mills Ratio,记为*Lambda*, $\phi(\cdot)$ 为标准正态分布的密度函数, $\varphi(\cdot)$ 为标准正态分布的累计密度函数, κ_1 和 κ_2 为待估系数和待估系数向量。本文将逆米尔斯比率作为解释变量代入原计量模型之中以纠正选择偏误(Heckman,1979)。

表4 Probit模型的估计结果:企业的生存概率

	被解释变量: <i>Exist_dummy</i>
<i>Age</i>	0.0006 (0.0632)
<i>Age_sq</i>	-0.0231* (0.0133)
<i>logemployee</i>	0.6126*** (0.0489)
<i>logemployee_sq</i>	-0.0417*** (0.0043)
<i>Tfp</i>	0.0812*** (0.0081)
<i>Diversity</i>	-0.0045 (0.0126)
<i>Subsidy</i>	0.0194*** (0.0040)
<i>Profit</i>	0.2359*** (0.0482)
常数项	-2.0012*** (0.1558)
样本量	21621

注:*,**,***分别表示10%、5%、1%显著水平下显著,括号内为稳健性标准差。

表5进一步报告了考虑样本选择之后的估计结果。表5第(1)列和第(2)列中,被解释变量为 $\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$,第(3)列和第(4)列的被解释变量为 $\Delta Soe_{r1} - \Delta Soe_{r0}$,第(5)列和第(6)列的被解释变量为 $\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$ 。第(1)、(3)和(5)列的关键解释变量为 $\Delta Apr \times Expose_{2005}$,第(2)、(4)和(6)列的关键解释变量为 $\Delta Apr \times Expose_{r2005}$ 。所有模型设定都包括前述的控制变量。当加入 Λ 修正样本选择偏误后,关键解释变量的估计系数都显著为正,并且与没有考虑样本选择偏误的结果差异不大。这表明,在考虑样本选择偏误问题后,人民币实际升值引致的竞争环境变化依然显著影响企业向国有企业的转型,这支持了政府“帮助之手”的假说。此外,所有模型设定中,全要素生产率的估计系数均不显著,说明企业国有化与企业期初生产效率没有关系。

表5 稳健性检验:考虑样本选择偏误问题

	$\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$		$\Delta Soe_{r1} - \Delta Soe_{r0}$		$\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta Apr \times Expose_{2005}$	0.5696*** (0.1414)		0.2293*** (0.0581)		1.2094*** (0.3301)	
$\Delta Apr \times Expose_{r2005}$		0.4535*** (0.1489)		0.2605*** (0.0612)		1.3032*** (0.3373)
$\Delta Soe_{region1} - \Delta Soe_{region0}$	-0.0017 (0.0058)	-0.0016 (0.0058)	0.0078 (0.0063)	0.0085 (0.0064)	0.0444 (0.0373)	0.0442 (0.0371)
$\Delta Soe_{ind1} - \Delta Soe_{ind0}$	-0.0005 (0.0044)	-0.0005 (0.0044)	0.0005 (0.0017)	0.0005 (0.0020)	-0.0020 (0.0103)	-0.0020 (0.0102)
$\Delta HHindex_1 - \Delta HHindex_0$	-0.2636 (0.9596)	-0.2612 (0.9601)	0.4162 (0.7533)	0.4207 (0.7531)	3.8283 (3.3462)	3.8497 (3.3471)
$\Delta Import_{com1} - \Delta Import_{com0}$	-0.0374 (0.0226)	-0.0400 (0.0247)	0.0080 (0.0101)	0.0080 (0.0103)	0.0442 (0.0468)	0.0442 (0.0470)
Tfp	-0.0010 (0.0048)	-0.0011 (0.0048)	-0.0007 (0.0021)	-0.0008 (0.0022)	-0.0051 (0.0113)	-0.0051 (0.0113)
Λ	-0.0416 (0.1816)	-0.0402 (0.1814)	-0.0644** (0.0330)	-0.0647** (0.0329)	-0.2359 (0.1686)	-0.2392 (0.1701)
企业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.0217 (0.1816)	-0.0252 (0.1821)	0.0593 (0.0737)	0.0601 (0.0742)	0.0594 (0.3752)	0.0623 (0.3754)
样本量	11361	11361	11361	11361	11361	11361
R ²	0.0260	0.0260	0.0592	0.0593	0.0573	0.0573

注:*,**,***分别表示10%、5%、1%显著水平下显著,括号内为稳健性标准差。

以上分析均控制了行业集聚度变化、行业国有化进程变化、行业产品渗透度变化以及地区国有化进程变化。本文在分析中加入了二位数行业虚拟变量以及省级层面虚拟变量以控制除这些变化以外的其他行业层面和省级层面的变化后,本文所关注的汇率暴露和汇率变动差异的交互项的估计系数依然显著为正,全要素生产率的估计系数在所有模型设定中均不显著。前文的基本结论依然

稳健。表6报告的估计结果除第(2)列之外,本文所关注的汇率暴露和汇率变动差异的交互项的估计系数均显著为正,全要素生产率的估计系数在所有模型设定中均不显著。前文的基本结论依然稳健。

表6 稳健性检验:考虑行业及地区效应

	$\Delta Soe_1 - \Delta Soe_0$		$\Delta Soe_{r1} - \Delta Soe_{r0}$		$\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta Apr \times Expose_{2005}$	0.2833* (0.1527)		0.2224*** (0.0844)		0.9336* (0.5011)	
$\Delta Apr \times Expose_inter_{2005}$		0.1714 (0.1606)		0.2777*** (0.0904)		1.1012** (0.5100)
<i>Tfp</i>	-0.0034 (0.0052)	-0.0037 (0.0052)	-0.0022 (0.0031)	-0.0020 (0.0031)	-0.0041 (0.0181)	-0.0037 (0.0181)
<i>Lambda</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.0698 (0.2205)	-0.0663 (0.2205)	-0.0898 (0.1461)	-0.0904 (0.1460)	-0.9276 (0.7854)	-0.9289 (0.7852)
样本量	11361	11361	11361	11361	11361	11361
R ²	0.0506	0.0504	0.0773	0.0774	0.0750	0.0751

注:*,**,***分别表示10%、5%、1%显著水平下显著,括号内为稳健性标准差。

4. 不同样本区间的考察

前文的分析是基于2005年汇率制度改革引致人民币实际升值这一事件,那么不同汇率暴露指标的企业所呈现出来的国有化转型上的差异会不会由其他因素导致?此处将样本区间重新设定为2000—2004年,同样处理为平衡面板数据,并以2002年为临界点将样本分为2000—2002年的样本和2002—2004年的样本。模型设定与前文一样,变量的基期为2000年,关键解释变量为汇率暴露指标与汇率变动差异的交互项。表7报告的估计结果表明,汇率暴露指标与汇率变动差异的交互项估计系数均不显著,全要素生产率的估计系数同样不显著。这说明,2005年汇率制度改革引致汇率冲击之前,汇率暴露指标的差异并没有引起企业在国有化转型上的差异。

五、进一步讨论

本文提出当企业面临竞争环境加剧的时候,企业期望获得更多政府资源的支持,从而会寻求国有股权的支持,转型为国有企业。前文的实证分析仅是验证人民币实际升值引致的竞争环境变化导致企业向国有企业转型以及国家资本金所占份额的提升,而并没有验证这一转型是企业为了获取更多政府资源的支持。此处将进行进一步的分析,依然采取双重差分分析方法,用补贴收入作为政府资源的代理变量^①。模型设定如下:

$$\Delta Y_{it} = \alpha + \beta \times \Delta Soeshare_{it} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中,下标*i*表示企业,*t*表示时间, Δ 表示差分,*Y*为被解释变量。被解释变量除前述的补贴收

① 实证分析中补贴收入为补贴收入的对数。

表 7 稳健性检验:以 2000—2004 年为样本

	$\Delta So_{e0402} - \Delta So_{e0200}$		$\Delta Soe_{r0402} - \Delta Soe_{r0200}$		$\Delta Soeshare_{0402} - \Delta Soeshare_{0200}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta Appr \times Expose_{2005}$	0.0528 (0.1213)		0.1368 (0.0897)		0.3988 (0.5297)	
$\Delta Appr \times Expose_{r2005}$		0.0212 (0.1239)		0.0823 (0.0941)		0.0689 (0.5397)
Tfp	-0.0059 (0.0056)	-0.0059 (0.0056)	-0.0023 (0.0038)	-0.0021 (0.0038)	-0.0043 (0.0213)	-0.0026 (0.0212)
$Lambda$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.2878 (0.2009)	0.2861 (0.2008)	0.1201 (0.1257)	0.1164 (0.1254)	0.0798 (0.7252)	0.0642 (0.7246)
样本量	8181	8181	8181	8181	11361	8181
R^2	0.0230	0.0230	0.0312	0.0311	0.0372	0.0371

注:*,**、*** 分别表示 10%、5%、1%显著水平下显著,括号内为稳健性标准差。

入,还包括全要素生产率。本文尝试检验面临竞争加剧时,企业国有化是为了寻求政府资源支持,补贴收入作为政府资源的代理变量;此外,本文还尝试考察企业国有化之后生产率是否有所改善。 α 、 β 为待估系数, $Year$ 为年份效应, $Firm$ 为企业效应, ε 为误差项。 β 是关注的估计系数,即国家资本金占比的变化对补贴收入或者全要素生产率的变化有没有显著影响。同样,样本以 2005 年为临界点划分为 2003—2005 年和 2005—2007 年两段,然后再取变量的差分进行回归,计量模型中加入期初的控制变量,包括企业年龄的对数、企业年龄对数的平方、企业规模、企业规模的平方、纠正样本选择偏误的 $Lambda$ 、期初的补贴收入或期初的全要素生产率等。行业虚拟变量和地区虚拟变量也纳入其中以控制行业和地区层面特征的影响,最终得到式(13),具体形式如下:

$$\Delta Y_{it} - \Delta Y_{i0} = \theta + \beta \times (\Delta Soeshare_{it} - \Delta Soeshare_{i0}) + Controls_i \gamma + v_i \quad (13)$$

表 8 报告了估计结果,第(1)列和第(2)列中的被解释变量为 $\Delta Subsidy_1 - \Delta Subsidy_0$,第(3)列和第(4)列中的被解释变量为 $\Delta Tfp_1 - \Delta Tfp_0$ 。第(1)列和第(2)列中, $\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$ 估计系数显著为正,这说明,2005 年汇改后呈现国有化特征的企业会获取更高的补贴收入,相反,在 $\Delta Tfp_1 - \Delta Tfp_0$ 为被解释变量的模型设定中估计系数不显著,这说明,2005 年汇改后呈现国有化特征的企业并没有在生产效率上有所提升。

六、结论与政策建议

美国次贷危机爆发以来,企业国有化、“国进民退”的案例层出不穷,这些案例也成为学术和政策讨论的热点。企业国有化并不仅仅发生在美国次贷危机之后,通过对中国工业企业数据库(1998—2007)的分析,本文发现每一年不仅仅有企业从国有变为非国有,而且也有企业从非国有变为国有,企业国有化是伴随着进入 21 世纪之后中国经济腾飞和崛起的现象。已有理论表明,政府在企业国有化进程中扮演的角色有两种,第一种是“帮助之手”,政府参与或收购非国有企业股份的动

表 8 竞争与企业国有化:进一步讨论

	$\Delta Subsidy_1 - \Delta Subsidy_0$		$\Delta Tfp_1 - \Delta Tfp_0$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Soeshare_1 - \Delta Soeshare_0$	0.0673** (0.0341)	0.0546* (0.0287)	-0.0110 (0.0087)	-0.0098 (0.0088)
<i>Lambda</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
企业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	Yes	No	Yes
地区固定效应	No	Yes	No	Yes
常数项	-0.6247 (0.6563)	-1.6173 (1.6639)	-1.0374** (0.4574)	-1.5121*** (0.4934)
样本量	11361	11361	11361	11361
R ²	0.0786	0.0984	0.0428	0.0642

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著水平下显著, 括号内为稳健性标准差。

机是保护特殊行业或企业、帮助困难企业和维持社会稳定;第二种为“择优而取”,政府收购非国有企业股份是为了最大化财政收入,被收购方往往是高生产率、高效益的企业。本文基于匹配的中国工业企业数据库和海关数据库,利用 2005 年人民币汇率制度改革这一事件所引致的企业经营环境变化,来分析企业竞争加剧或减轻对企业国有化的影响,并以此来检验企业国有化过程中政府“帮助之手”和“择优而取”假说。

本文研究结果具有重要政策含义:

(1) 外部竞争环境加剧会促进企业国有化进程,这说明,企业国有化是企业应对外部竞争环境加剧的一个措施。与在发达国家所发现的企业面对负面冲击时的反应不同,在发展中国家,政府在国民经济中扮演着重要角色,建立紧密的政企联系成为企业应对不利冲击的有效方式,这一结果也验证了国有股权在企业所有制转型中发挥的积极作用。在存在金融摩擦的市场中,通过国有股权所建立的政企联系能够帮助企业在金融市场中筹措经营所需资金,缓解企业面临的融资约束;政府还能够通过相关产业政策的制定和调整来帮助企业走出困境;在信息不完备呈现常态的市场经济中,国有股权能够发送有关企业运营的积极信号,降低企业在项目运作和经营中的事前不确定性。事实上也从一个侧面验证了经济转型理论中国国有企业的多重目标的假说,国有企业目标函数不仅仅包括利润最大化,还包括就业、社会稳定等,国有企业和非国有企业共存是一种次优安排(Second-Best Arrangement)。

(2) 在外部冲击下,经历国有化与没有经历国有化的企业在生产效率上并没有呈现出明显差异,这说明企业是否国有化并不受自身生产效率的影响。政府在选择帮助陷入困境中的企业时,并没有过多地考虑企业的生产效率,政府“帮助之手”发挥了作用。这一发现有助于加深对政府角色的认识,正确评估政府在企业所有制改革中的作用,同时也有利于厘清有关“国进民退”的争论。已有研究更多关注企业私有化所带来的企业绩效的提升,仅仅从效率方面来衡量企业所有制转型成功与否,而忽视了国有股权在企业经营中的积极作用。事实上,企业所有制改革的重点在于建立正确的激励机制,企业国有化并不必然意味着企业内激励机制的失效。国有股权在降低事前不确定性、缓解融资约束等方面发挥的积极作用反而能够对企业经营发展产生正面影响,这也为进一步推进混合所有制改革提供了经验证据。

[参考文献]

- [1]邓子梁,陈岩. 外商直接投资对国有企业生存的影响:基于企业异质性的研究[J]. 世界经济, 2013,(12):53-69.
- [2]简泽,张涛,伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入 WTO 的一个自然实验[J]. 经济研究, 2014,(8):120-132.
- [3]鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013,(1):4-16.
- [4]李文贵,邵毅平. 产业政策与民营企业国有化[J]. 金融研究, 2016,(9):177-192.
- [5]林毅夫,蔡昉,李周. 竞争、政策性负担和国有企业改革[J]. 经济社会体制比较, 1998,(5):1-5.
- [6]罗进辉. “国进民退”:好消息还是坏消息[J]. 金融研究, 2013,(5):99-113.
- [7]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[J]. 经济研究, 2005,(10):48-58.
- [8]王红领,李稻葵,雷鼎鸣. 政府为什么会放弃国有企业的产权[J]. 经济研究, 2001,(8):61-70.
- [9]夏立军,陈信元. 市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定[J]. 经济研究, 2007,(7):82-95.
- [10]杨记军,逯东,杨丹. 国有企业的政府控制权转让研究[J]. 经济研究, 2010,(2):69-82.
- [11]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率的研究[J]. 经济研究, 2015,(2):61-74.
- [12]张雨潇. 中国地区腐败对民营企业国有化的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2016,(11):67-77.
- [13]张雨潇,方明月. 民营企业为什么要戴上“红帽子”——基于行政壁垒的一个解释[J]. 经济学动态, 2016,(2):31-40.
- [14]Bai, C., J. Lu, and Z. Tao. The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2006,96(2):353-357.
- [15]Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2004,119(1):249-275.
- [16]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [17]Campa, J., and L. Goldberg. Employment versus Wage Adjustment and the U.S. Dollar [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001,83(3):477-489.
- [18]Chang, R., C. Hevia, and N. Loayza. Privatization and Nationalization Cycles [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2017,(Published Online June):1-31.
- [19]Chernykh, L. Profit or Politics? Understanding Renationalizations in Russia [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011,17(5):1237-1253.
- [20]Dong, X. Y., L. Putterman, and B. Unel. Privatization and Firm Performance: A Comparison between Rural and Urban Enterprises in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2006,34(3):608-633.
- [21]Ekholm, K., A. Moxnes, and K. H. Ulltveit-Moe. Manufacturing Restructuring and the Role of Real Exchange Rate Shocks[J]. *Journal of International Economics*, 2012,86(1):101-117.
- [22]Galdón-Sánchez, E. José, and J. A. Schmitz. Competitive Pressure and Labor Productivity: World Iron-Ore Markets in the 1980s[J]. *American Economic Review*, 2002,92(4):1222-1235.
- [23]Guo, K., and Y. Yao. Causes of Privatization in China: Testing Several Hypotheses[J]. *Economics of Transition*, 2005,13(2):211-238.
- [24]Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010,23(5):1909-1940.
- [25]Heckman, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. *Econometrica*, 1979,47(1):153-161.
- [26]Hsieh, C. T., and Z. Song. Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2015(1):295-366.
- [27]Huang, Z., L. Li, G. Ma, and J. Qian. The Political Economy of Corporate Finance: Evidence from ‘Renationalization’ in China[R]. SSRN Working Paper, 2014.

- [28]Jefferson, G. H., and J. Su. Privatization and Restructuring in China: Evidence from Shareholding Ownership, 1995—2001[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2006,34(1):146–166.
- [29]Olley, S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263–1297.
- [30]Pavcnik, N. Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants[J]. *Review of Economic Studies*, 2002,69(1):245–276.
- [31]Tang, Y. Does Productivity Respond to Exchange Rate Appreciations? A Theoretical and Empirical Investigation[R]. Bowdoin College Working Paper, 2015.
- [32]Tian, L., and S. Estrin. Retained State Shareholding in Chinese PLCs: Does Government Ownership Always Reduce Corporate Value[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2008,36(1):74–89.
- [33]Trefler, D. The Long and Short of the Canada–U.S. Free Trade Agreement [J]. *American Economic Review*, 2004,94(4):870–895.
- [34]Yu, M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms[J]. *Economic Journal*, 2015,125(585):943–988.

The Role of Government in the Process of Firm's Nationalization

YU Jing–Wen^{1,2}

(1. Center for Economic Development Research, Wuhan University, Wuhan 430072, China;

2. School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: The macro data and micro data in Chinese economy reveal a new phenomenon of the nationalization of enterprises. Moreover, there are a large amount of cases about the nationalization of enterprises and the rise of state ownership (“guojinmintui”) since the outburst of the subprime crisis in 2007. During the process of nationalization, the government could play the role of “helping hand” and help the enterprises in the business distress on the one hand. The government could also play the role of “cherry-picking” and maximize fiscal revenue on the other hand. In this paper, we attempt to testify the above hypothesis, the role played by the government based on the matched data of Chinese Industrial Enterprises Database from National Bureau of Statistics and transactional-level data from China’s General Administration of Customs. The reform of RMB exchange rate regime in 2005 will be regarded as a natural experiment to identify the causal effect of change in competition induced by the real appreciation on nationalization of enterprises. The “helping hand” will function well when exogenous exchange rate shock leads to state-owned status or state-owned share change. The results show that the fiercer competition will lead to the nationalization of enterprises with the purpose of obtaining additional subsidies. However, such nationalization does not lead to the improvement of productivity. Besides, our findings reveal that acquiring the resources superiority of state-owned status is another effective measure to deal with the fiercer competition.

Key Words: exchange rate movement; nationalization; difference in differences method; competitive pressure

JEL Classification: D21 F31 P31

[责任编辑:许明]