

国有企业民营化、财政分权与经济开放

樊元 刘云啟

(西北师范大学经济学院,甘肃 兰州 730070)

【摘要】 经济开放能够影响国有企业的民营化是一个基本共识,该命题虽在理论上得到证明,但在实证分析上鲜有论述。基于此,利用 1993-2012 年的省级面板数据,实证分析了经济开放、财政分权对国有企业民营化的影响。研究表明,在经济开放水平较低时,经济开放的确会推动民营化进程,而经济开放达到一定程度以后会对民营化产生副作用;财政分权能够促进民营化的进程。此外,为了避免经济开放可能存在的内生性问题,利用了工具变量进行估计,发现工具变量的估计结果与原结果不存在显著性差异。

【关键词】 国有企业;民营化;经济开放;财政分权

【DOI 编码】 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2015.05.014

【中图分类号】F276.1 **【文献标识码】**A **【文章编号】**2095-3410(2015)05-0101-08

一、文献回顾与问题提出

企业制度改革始于 20 世纪 80 年代,对于企业改革的研究一直处于不断完善的过程中。从党的“十五大”对国有企业改革提出一系列十分重要的科学论断,到十八届三中全会特别提出“坚持发展非公有制经济,激发非公有制经济的活力和创造力”,再到 2015 年“两会”针对国有企业提出的“深化国企改革,有序实施国有企业混合所有制改革,鼓励和规范投资项目引入非国有资本参股”部署,国有企业的民营化迈出了 30 余个春秋。国有企业是在改革和开放道路上逐步实现民营化的,一方面,随着中央向地方放权,各地区获得了分割市场和发展当地经济的激励,形成“诸侯争霸”的局面。这种地区间竞争对推动民营化进程起到重要作用,与张维迎和栗树和(1998)^[1]的观点相符合,即财政分权引发的地区间竞争导致了民营化。另一方面,伴随着经济的对外开放,中国相应的经济政策必须与国际惯例接轨,这也要求中国政府必须降低国有部门的比重^[2]。基于此,对于国有企业改制尤其是民营化的效果以及影响民营化的因素,国内学者通过不同

的角度进行了深入的研究。

在已有的关于国有企业民营化的研究中,学者们分析的角度可以分为三个方面:一是在一国框架内讨论国企改制的最优方案;二是在经济开放条件下分析国有企业民营化;三是从国有企业民营化绩效的角度考虑。

在一国框架内讨论国企改制的最优程度,可以从不同的角度进行考虑。从企业自身的角度考虑,Gautam 和 Sumit(1998)^[3]根据国有企业的规模和效率,提出了民营化的次序的经验准则,即规模大而效率低的国有企业进行民营化的效果最优,规模小而效率高的国有企业进行民营化的改善较小。盛丹(2013)^[4]从企业成本加成率的角度,考察国有企业改制对整个经济效率和社会福利的作用,认为市场竞争的提高会对改制后的企业产生效率改善的激励。陈林和唐杨柳(2014)^[5]则从国有企业改革类型的角度,分析了混合所有制改革可以降低国企的政策性负担,并且指出改革的重点应放在垄断性行业上。从政府和企业的角度考虑,William 和 Jeffry(2001)^[6]通过实证分析发现英国政府出于财政收

【作者简介】樊元(1955-),男,甘肃永昌人,西北师范大学经济学院教授。主要研究方向:数量经济理论与方法。

人的考虑进行国有企业民营化。邢鸿飞和李月(2013)^[7]通过对比我国台湾地区公营事业民营化与大陆国有企业改革的方式,认为强化政府的监督职能,完善现行的配套制度建设,能够高效有序推进国有企业的民营化改革,此外,民营化改革能够有效解决国有企业政企不分、经营效率低下的弊端。徐明东和田素华(2013)^[8]利用1999-2007年中国全部国有及规模以上工业企业数据研究表明,与单纯的市场化改革相比,在政府对国有企业有较强干预和保护的背景下,产权改革对国有企业的影响更为明显,而且产权改制为非国有控股后,企业投资的资本成本敏感性才得到显著提高。

在经济开放条件下分析国有企业民营化,Chao和Eden(2006)^[9]指出在经济开放的背景下,跨国公司进入本国市场能够进一步提高国有企业民营化的程度。而Mukherjee和Suetrong(2009)^[10]分析民营化和外国企业进入模式之间的因果关系后,发现民营化会增加外商直接投资的比重,反过来,外商直接投资的引入也会进一步提高民营化的程度。Leonard和Chen(2011)^[11]则通过对比引入外国投资前后国有企业民营化程度的变化,指出跨国企业的加入提高了民营化的程度以及民营企业的利润。国内学者朱恒鹏(2004)^[12]以外商直接投资(FDI)占全社会投资额的比重来反映各个省份的经济开放程度,实证结果表明外商直接投资比重的上升会促进非国有经济的发展,进而加快民营化的进程。王艳等(2005)^[13]则从博弈的角度,将产品市场开放和国有企业民营化置于一个框架内进行分析,讨论了在政府、国内企业以及跨国公司多方博弈的情况下,外国企业产量与国内民营化进程呈非线性关系,即在外国企业所占国内份额较低时,国内企业民营化程度越大,但当其份额达到一定程度后,外国企业产量与国内民营化进程负相关。邓子梁和陈岩(2013)^[14]发现外资进入国内带来的竞争的确加大了国有企业的生存压力,那些生产率较高、规模很大、有外资股份参与的国有企业却能够通过外资的正向溢出效应,有效降低生存风险。

从国有企业民营化绩效的角度考虑,完全私有化的企业是最有效率的,混合所有制企业的效率次之,国有企业的效率最低(Karpoff,2001)^[15]。许多

实证研究也肯定了国有企业民营化的正面影响,Kathryn和Paul(2001)^[16]通过经验分析指出国有企业无论在盈利能力还是在效率上都明显落后于民营企业。胡一帆等(2006)^[17]发现国有企业的民营化是有效且成功的,完全的民营化企业比完全国有化、部分民营化的企业运作效率更好,并且国有企业可以通过引入外国直接投资的方式实现民营化。欧瑞秋等(2014)^[18]在产品异质和生产规模报酬递减或不变的情况下,通过混合寡头模型探讨国有企业的民营化,发现国有企业在领导、同步决策以及跟随的三种模式下,其最优的策略分别为国有企业完全保持国有、部分民营化与部分民营化。许召元和张文魁(2015)^[19]基于微观和宏观数据对国企和非国企进行了比较分析,指出国企改革可以提高资本边际生产率,比及资本的动态配置效率。

显然,这些研究对我们认识民营化的效果及影响因素是有益的,但是我们也应注意到已有研究的局限性。首先,经济的对外开放对降低国有部门比重有促进作用,基于一国之内的国有企业民营化研究有必要将经济开放这一因素纳入分析框架;其次,在开放条件下研究民营化的已有文献一般从博弈的角度进行理论分析,缺乏系统的实证检验;最后,从民营化绩效角度研究国企改制的有效性,重点在于是否应当推行产权重组,但在解释影响国企民营化因素上显得捉襟见肘。

在渐进式改革过程中,经济开放、财政分权是国有企业进行改制尤其是民营化的重要推动力。虽然影响国有企业民营化的因素有很多,比如行业社会福利、市场结构等,而我们最为关心的是经济开放对国有企业民营化的影响。因此,在现有文献研究的基础上,我们试图从经济开放的角度对国有企业的民营化进行定量研究,并对其做出解释。

文章结构安排如下:第一部分是文章的文献回顾与问题提出,对研究动因、论文的基本观点及已有的研究成果进行了介绍;第二部分是对国有企业民营化影响因素做了理论分析;第三部分是数据说明、模型设定以及变量的选取;第四部分是经验检验,并对实证的结果进行了解释;文章最后是结论部分。

二、国有企业民营化影响因素的理论分析

通过文献的回顾,我们可以发现中国的国有企

业民营化与地方政府的行为有着直接的联系,这是由于财政分权最终导致的结果,而且经济开放能够改变民营化的进程。因此,对于国有企业民营化的理论分析中我们把影响民营化的因素分为三种:第一是从地方政府的行为出发需要控制的因素,第二是本文最为关注的经济开放因素,第三是重大的改革政策因素。

首先,分析地方政府行为对国有企业民营化的影响。在一国框架内,我们假定市场是竞争性的。市场化竞争会导致国有企业收益的下降,这使得政府为了保护当地企业而实行地区封锁政策。当国有企业已经不能为政府的财政收入做贡献并且政府还要承担企业亏损的风险时,政府倾向于放弃对国有企业的控制权(剩余索取权),这意味着企业有了充分的民营化自主权。此外,随着中央向地方下放财权和事权,地方政府更有动力参与本地区的经济活动,由此形成“诸侯争霸”的局面,影响了国有企业的民营化进程。从理论上解释国有企业民营化进程的基本逻辑在于:财政分权引发了地区间竞争,地区间竞争则进一步导致了国有企业的民营化^[11]。

本文下一步将经济开放引入分析框架。理论上,经济开放对国有企业民营化的作用机制非常复杂,在不同的作用机制下,经济开放对民营化的影响可能是正向的,也可能是负向的。一方面,当一国在经济开放水平较高的时候,对外贸易的壁垒较低,这会促使外国企业进入该国,从而该国的国有企业将会面临越来越激烈的竞争环境。在此背景下,一些低效率的国有企业将逐步进行民营化。根据王艳等(2005)^[13]的相关研究,假设一国三个企业——本国国有企业、民营企业 and 外国企业;各个企业拥有相同的技术,并且生产同质的产品;国有企业在国内市场进行双寡头垄断竞争。随着经济开放力度的扩大,地方政府出于增加财政收入以及促进当地居民就业的考虑,允许外国企业进入该地区,企业的加入使得国有企业由之前的双寡头垄断竞争转变为多寡头垄断竞争。在此条件下,基于产业组织理论的混合寡头古诺竞争的框架,叶满城(2008)^[20]讨论了在关税壁垒下降时国有企业民营化的影响及相关问题,并对这三个企业建立模型,从理论上证明了在产品成本较低的情况下,当一国政府通过降低关税来

提高经济开放水平时,该国的国有企业民营化的程度将提高。另一方面,经济开放水平的提高使得某国国内市场竞争加剧,对于一些低效率的国有企业,地方政府出于社会福利和就业的考虑,仍会继续将其保留而非民营化。Sun 等(2005)^[21]讨论了在关税下降和外国企业致使市场竞争加剧的情况下,政府不准备将效率低的国有企业民营化,并分析了中国人世后经济开放的提高没有加快民营化的进程,反而可能导致国有企业民营化脚步的放缓。

中国国有企业改革过程中的一个比较重要节点是1997年。这一年召开的党的“十五大”提出了非国有经济的相关重大政策,这对国有企业的民营化具有重要意义。因此,本文推断1997年之后中国的国有企业改革进入了一个新的阶段,民营化的进程也可能有显著的提高。

在参考前文所述国有企业民营化文献以及理论分析的基础上,本文提出如下假说:

假说1:政府对经济活动的参与能够促进国有企业的民营化,二者呈正相关关系。

假说2:经济开放对国有企业民营化的作用是非线性的,即在经济开放水平较低时,经济开放会推动民营化进程,超过一定限度则会对民营化产生副作用。

三、模型设定、变量选取和数据说明

(一)模型设定与变量选取

基于上文的理论分析和本文的研究目标,建立以下计量模型:

$$Nsoe_{it} = c + \alpha_1 Em_{it} + \alpha_2 Em2_{it} + \alpha_3 Gov_{it} + \beta Dummy97 + \gamma_i + \mu_{it} \quad (1)$$

模型中的被解释变量是一个反映不同省份历年的非国有经济比重^①;方程右边是模型中的解释变量。下面是对各个变量的说明:

Nsoe,非国有经济比重。本文按照朱恒鹏(2004)^[12]衡量国有企业民营化水平的选取标准,分别使用三种口径的非国有经济比重:各省非国有工业总产值占全国工业总产值的比重(Nsoe1)、各省非国有固定资产投资在全社会固定资产投资中所占比重(Nsoe2)以及各省非国有工业企业的就业人数占当地工业企业就业总人数的比重(Nsoe3)。

Em,按当年美元和人民币中间价计算的各省进

出口总额占当地 GDP 的比重,该变量表示对外开放的程度。采用进出口总额而非出口总额,是因为对外开放是双向的。另一种衡量经济开放程度的方法是将对外贸易比率、对外金融比率和对外投资比率进行加权平均以度量经济开放度,限于地区数据的可获得性,我们没有采用这种方法。考虑到经济开放对国有企业民营化的影响可能是非线性的,因此,我们在模型中加入了经济开放指标的平方项(Em2)

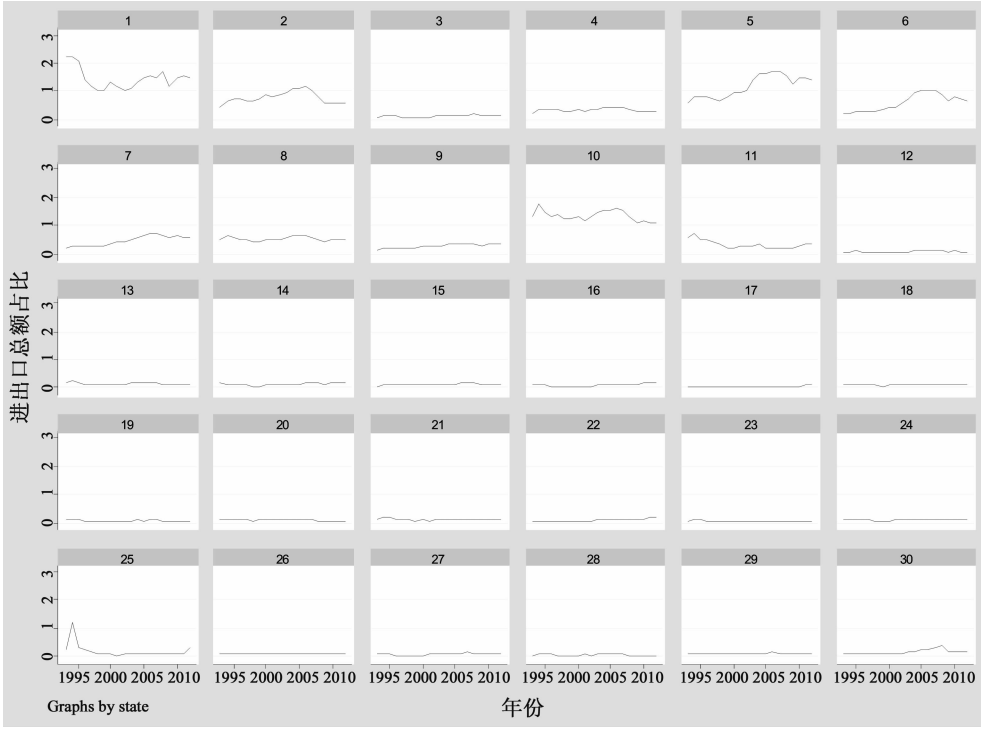


图 1 进出口总额占比(1993 - 2012) ②

Gov, 地方财政支出^③占 GDP 的比重。该指标表示地方政府对于经济活动的参与度,反映了财政分权的程度。其值越大,表明地区间竞争加剧,也意味着企业间竞争加剧,将会迫使政府逐渐放松对国有企业的控制权,因此预期这一指标与被解释变量正相关。

Dummy97,以 1997 年为界的时间哑变量,1997 年以后该哑变量取值为 1,其他年份则为 0。选取该哑变量的目的在于党的“十五大”所涉及的一系列重大改革措施所产生的影响,该指标的引入有助于对这些措施所产生的效力进行评估。党的“十五大”肯定了非国有经济对我国社会主义市场经济的重要作用,因此预期这一变量与民营化程度正相关。

模型(1)中的 γ_i 表示与特定省份相关的未观察

以反映这种关系。从 1993 年到 2012 年各省(市)对外贸易比重在整体上均有一定程度的上升,这与不断加大经济开放力度是一致的(如图 1)。其中,北京、上海、江苏以及广东无论从绝对值还是变化幅度上,均显著高于其他地区。根据前文的推断,经济开放对民营化的影响可能是非线性的,其一次项系数应为正,二次项系数应为负。

到的因素, μ_{it} 是一个误差向量。表 1 给出了各个变量的统计分析结果。

表 1		各变量的统计描述				
	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Nsoe1	非国有工业总产值比重	600	0.505	0.206	0.101	0.906
Nsoe2	非国有固定资产投资比重	600	0.537	0.172	0.041	0.881
Nsoe3	非国有企业就业人数比重	600	0.552	0.181	0.176	0.891
Em	进出口总额占 GDP 的比重	600	0.311	0.408	0.007	2.266
Gov	地方财政支出比重	600	0.174	0.140	0.049	1.291
Dummy97	哑变量	600	0.800	0.400	0	1

(二)数据说明

本文研究采用的样本时间跨度为 1993 - 2012 年,选择 1993 年为起始点,主要是考虑到三方面的因素:一是自 1993 年开始,国有企业就业人数的统计口径发生变化,与之前的数据没有可比性;二是 1993 年之前部分省(市)的相关数据缺失比较严重;三是中国在 1994 年实行分税制改革^④,选 1993 年为起始点,更

能充分考察财政分权对民营化程度的影响。

本文的原始数据来源于《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《新中国 55 年统计资料汇编》、《中国工业经济年鉴》、《中国劳动年鉴》。由于重庆 1997 年之前的部分数据缺失,为了保持统计上的一致性,本文将四川与重庆的数据合并。因此,样本共有中国大陆的 30 个省、自治区和直辖市。

四、实证分析和估计结果

利用样本数据,本文首先使用三种口径的非国有经济比重,估计了表 2 中的 7 个方程。其中,方程(1)、(2)、(7)的被解释变量是非国有工业总产值占全国工业总产值的比重(Nsoe1),方程(3)、(4)的被解释变量是非国有固定资产投资在全社会固定资产投资中所占比重(Nsoe2),其他两个方程是以非国

有工业企业的就业人数占当地工业企业就业总人数的比重(Nsoe3)作为被解释变量。

方程(1)、(3)、(5)中的解释变量包括了除进出口总额比重的平方项之外的变量。Hausman 检验的结果均支持选择固定效应模型。在这些方程的估计结果中可以发现,地方政府财政支出比重对民营化程度均有促进作用;从数值上看,财政支出比重每提高 1 个百分点,以三种口径衡量的非国有经济比重分别上升 0.695%、0.863% 和 0.868%,以上分析验证了前文提出的假说 1 是成立的。此外,方程(3)和(5)的估计结果显示 1997 年党的“十五大”中所涉及的一系列重大改革措施有助于民营化水平的提高,虽然以非国有工业总产值比重为被解释变量的方程(1)中哑变量的系数为负,但其值较小。

表 2		国有企业民营化的重要因素分析					
被解释变量	国有企业民营化程度						
	全部省份	全部省份	全部省份	全部省份	全部省份	全部省份	不含京沪粤
解释变量	方程(1)FE	方程(2)FE	方程(3)FE	方程(4)FE	方程(5)FE	方程(6)FE	方程(7)FE
Em	0.069 **	0.224 * * *	0.121 * * *	0.440 * * *	0.197 * * *	0.476 * * *	0.396 * * *
	(2.25)	(3.11)	(4.34)	(6.85)	(7.63)	(7.95)	(2.89)
Em2		-0.077 * *		-0.159 * * *		-0.138 * * *	-0.240 * * *
		(- 2.38)		(- 5.49)		(- 5.14)	(- 2.11)
Gov	0.695 * * *	0.685 * * *	0.863 * * *	0.843 * * *	0.868 * * *	0.850 * * *	0.670 * * *
	(10.14)	(10.02)	(13.80)	(13.80)	(14.94)	(14.93)	(9.30)
Dummy97	-0.048 * * *	-0.050 * * *	0.128 * * *	0.123 * * *	0.224 * * *	0.220 * * *	-0.050 * * *
	(- 4.18)	(- 4.38)	(12.24)	(12.05)	(23.05)	(23.05)	(- 4.01)
常数项	0.401 * * *	0.376 * * *	0.247 * * *	0.196 * * *	0.161 * * *	0.117 * * *	0.354
	(25.90)	(20.26)	(17.51)	(11.84)	(12.32)	(7.58)	(16.17)
组内 R ²	0.117	0.124	0.478	0.503	0.674	0.688	0.176
F 值	46.66	38.88	26.12	25.84	25.69	25.14	33.44
Hausman 值	35.65	47.54	199.15	216.35	86.85	100.35	38.88
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
观察值	600	600	600	600	600	600	540
省份数	30	30	30	30	30	30	27

注:括号中的数值为 t 值;*、* *、* * * 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著;FE 和 RE 分别表示固定效应和随机效应,Hausman 检验的原假设是 FE 和 RE 的估计系数没有系统性差异。

对于本文分析的重要指标经济开放,通过估计结果可以看出,经济开放有利于国有企业的民营化。为了进一步检验经济开放对民营化是否有非线性影响,本文在方程(1)、(3)、(5)的基础上加入了经济开放变量的平方项(Em2),得到了方程(2)、(4)、(6),Hausman 检验的结果仍然支持选择固定效应模型。在得到的新方程中,财政支出比重和哑变量的系数没有发生明显变化。与此同时,在加入经济开放指标的平方项后,经济开放变量的一次项系数显著为正,平方项系数显著为负,说明经济开放对于

国有企业民营化的影响确实是非线性的。随着经济开放水平的提高,对外开放加剧国有企业的非国有化,当开放程度超出临界值时,经济开放将会对民营化产生副作用。从数值上看,在方程(2)、(4)、(6)中经济开放对于民营化程度的作用由正转为负的临界值分别出现在 1.456、1.384 和 1.725 处,这三个临界值均位于样本中 Em 的取值区间的内部。对于方程(2)和(4),北京、上海和广东的进出口总额所占的比重超过了对应的临界值,而在方程(6)中,仅有北京的对外贸易比重超出临界值(参看图 1)。以

上分析表明假说 2 也是成立的。

由于以上三种口径衡量民营化的估计结果之间差异不大,因此,我们以非国有工业总产值比重(Nsoe1)口径的方程(2)进行之后的分析。为了避免个别样本所造成的经济开放对民营化非线性影响,下一步我们将超过进出口总额比重临界值的样本(北京、上海和广东)剔除,并重新对方程(2)进行了估计,从而得到方程(7),Hausman 检验结果同样拒绝了随机效应模型,解释变量的系数依然显著并且符合预期。从方程(7)的估计结果中可以得出,经济开放对民营化影响的临界值由之前的 1.456 下降为现在的 0.825;超过临界值 0.825 的省(市)又增加了天津和江苏,达到 5 个省(市),并且这些省(市)均处于东部地区^⑤,说明东部地区比中、西部地区的民营化程度更高,这是由于东部地区较低的交易成本促进了地区间竞争,从而加剧了企业间的竞争。在此背景下,国有企业不得不加入民营化的进程中。此外,经济开放指标的平方项系数依然显著,这说明即便剔除经济开放度高的北京、上海和广东,经济开放对于国有企业民营化的非线性影响仍旧存在。

表 3 国有企业民营化的重要因素分析——工具变量估计

被解释变量	国有企业民营化程度		
	全部省份	全部省份	不含京沪粤
解释变量	方程(8)IV-RE	方程 IV-RE(9)	方程(10)IV-RE
Em	4.132*** (2.97)	0.396** (2.30)	0.809*** (2.50)
Em2	-1.754*** (-2.93)	-0.146* (-1.89)	-0.503** (-1.77)
Gov	0.420** (2.39)	0.475*** (7.17)	0.160*** (2.49)
Dummy97	-0.096*** (-2.70)	-0.039*** (-3.19)	-0.017 (-1.18)
常数项	-0.319 (-1.21)	0.368*** (9.41)	0.359*** (7.85)
组内 R ²	0.034	0.153	0.09
组间 R ²	0.317	0.025	0.283
工具变量	Distrate	Em78rate	Em78rate
Hausman 值	0.59	3.52	5.34
P 值	0.964	0.475	0.252

注:括号中的数值为 t 值;*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著;Hausman 检验的原假设是工具变量的估计系数与原结果没有系统性差异。

进一步,本文最为关心的是经济开放指标是否存在内生性问题。若其存在内生性,则表现为经济开放指标(Em_{it})与随机误差项(μ_{it})存在相关性,将会导致模型估计的结果有偏或不一致。为了克服可

能存在的内生性偏误,我们将使用工具变量来解决这一问题。选取的工具变量需要满足三个条件:(1)与所替代的解释变量高度相关;(2)与随机误差项不相关;(3)与模型中的其他解释变量不相关。本文以海外市场接近度(Dis)和 1978 年各省(市)的进出口总额所占 GDP 的比重(Em78)^⑥作为经济开放指标的工具变量。其中,海外市场接近度借鉴了陆铭和陈钊(2006)^[2]的做法^⑦,取各省省会城市分别到上海和香港的最短距离的倒数。为了体现这两个工具变量的动态特征,我们构造了两个交互项来作为工具变量,即使用 1993-2012 年的汇率分别与二者相乘,得到 Distrate 和 Em78rate,这是两个随时间和地区变化的工具变量。首先,从外生性角度看,海外市场接近度反映了地理因素对经济开放的影响,而 1978 年对外贸易比重是历史数据,反映了历史因素对经济开放的影响。其次,从工具变量与内生变量高度相关性来看,海外市场接近度越大,说明越靠近上海和香港两个大港口,对外贸易的比重越大,因此,它与各地区的经济开放密切相关。1978 年对外贸易比重越大的地区,说明在改革开放前就已经具备了先天的优势,这对之后的经济开放会产生重要的作用。

在估计过程中,我们交替使用了 Distrate 和 Em78rate 这两个工具变量。表 3 所得出的估计结果中,我们运用 Hausman 检验比较了使用工具变量和不使用工具变量的结果,发现 Hausman 检验均不能拒绝两者所得结果的系数不存在显著性差异的假设。从数值上看,对于以 Nsoe1 衡量的民营化程度,方程(8)-(9)中经济开放对于民营化程度的作用由正转为负的临界值分别出现在 1.178 和 1.356 处,与表 2 中方程(2)的临界值 1.456 差异不大;剔除京沪粤之后的样本方程(10)中经济开放对于民营化程度的作用由正转为负的临界值为 0.804,与表 2 中方程(7)的临界值 0.825 十分接近。估计系数的显著性也说明了不支持经济开放指标具有显著内生性的假设。

五、结论与政策建议

国有企业民营化是经济转轨时期最重要的改革之一,而与此同时进行的经济开放有力地改变了民营化进程。本文利用 1993-2012 年的省级面板数

据以及衡量国有企业民营化的三种指标,从引入经济开放指标的平方项、剔除经济开放度较高的省份方面实证揭示了经济开放、财政分权对民营化的影响。主要结论有:

1. 合理推进经济开放水平,使其对国有企业民营化的影响处于最优的状态。对于转型经济中所面临的国企民营化,我们应当适度控制经济开放的程度,使其在一定范围内能够促进国有企业的民营化。本文实证研究显示,无论使用哪种口径的非国有经济比重,模型的估计结果均一致表明经济开放对民营化的影响呈非线性关系,即在经济开放水平较低时,经济开放的确会推动民营化进程,经济开放度达到一定程度以后则会对民营化产生副作用,这与现有相关文献所得结论不同。在剔除经济开放度较高的省份后,经济开放对于国有企业民营化的非线性影响仍旧存在,并且东部比中、西部的民营化程度更高。

2. 财政分权有利于地方政府获得发展地方经济的激励,进而推动民营化的进程,但同时也要防止由此而引发的地区间过度竞争所导致的资源浪费等后果。

3. 本文在模型中加入虚拟变量,其估计结果表明中国改革开放中所涉及国企改革的一系列重大措施对推进民营化进程有积极的影响。

4. 为了避免经济开放可能存在的内生性问题,本文选取了两个经济开放的工具变量进行估计,发现使用工具变量的估计结果与原结果不存在显著性差异,这表明经济开放与国有企业民营化之间不存在内生性问题。

【注】

① i 代表省份, t 代表年份。

② 图 1 中的代码表示省级行政区,依次为:1 = 北京,2 = 天津,3 = 河北,4 = 辽宁,5 = 上海,6 = 江苏,7 = 浙江,8 = 福建,9 = 山东,10 = 广东,11 = 海南,12 = 山西,13 = 吉林,14 = 黑龙江,15 = 安徽,16 = 江西,17 = 河南,18 = 湖北,19 = 湖南,20 = 内蒙古自治区,21 = 广西壮族自治区,22 = 四川(包含重庆),23 = 贵州,24 = 云南,25 = 西藏,26 = 陕西,27 = 甘肃,28 = 青海,29 = 宁夏,30 = 新疆。

③ 在相关文献中,通常使用扣除科教文卫和国防支出的政府支出所占 GDP 的比重,而在我国地方一级中科教文

卫支出的统计不详细,同时地方政府支出没有国防支出的统计,因此我们在研究中使用了没有扣除科教文卫支出的地方财政一般预算支出所占 GDP 的比重。

④ 中央政府实际在 1992 年就实行了分税制改革的试点工作。

⑤ 本文采用国家统计局网站上对于东、中、西部地区的划分标准,其中东部包括北京、天津、河北、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南 11 个省(市);中部包括黑龙江、吉林、河南、山西、江西、安徽、湖南和湖北 8 个省(市);西部包括内蒙古、陕西、宁夏、甘肃、青海、新疆、西藏、四川(重庆)、贵州、云南和广西 11 个省(市)。

⑥ 由于 1978 年之前的许多省(市)进出口总额数据缺失,并且改革开放在 1978 年 12 月进行的,故采用 1978 年的数据作为工具变量。

⑦ 陆铭和陈钊是以铁路里程来表示一个省到上海和香港的最短距离,本文则以每个省会城市到沪港的高速公路里程来衡量的。此外,高速公路里程的数据来源于百度地图。

参考文献:

[1] 张维迎,栗树和. 地区间竞争与中国国有企业的民营化[J]. 经济研究,1998,(12):13-22.

[2] 陆铭,陈钊. 中国区域经济发展中的市场整合与工业集聚[M]. 上海:上海人民出版社,2006.

[3] Gautam A, Sumit K. On the Sequencing of Privatization in Transition Economies[J]. Industrial and Corporate Change, 1998,(7):109-151.

[4] 盛丹. 国有企业改制、竞争程度与社会福利——基于企业成本加成率的考察[J]. 经济学(季刊),2013,(04):1465-1490.

[5] 陈林,唐杨柳. 混合所有制改革与国有企业政策性负担——基于早期国企产权改革大数据的实证研究[J]. 经济学家,2014,(11):13-23.

[6] William L, Jeffrey M. From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization[J]. Journal of Economic Literature, 2001,(02):321-389.

[7] 邢鸿飞,李月. 台湾公营事业民营化对大陆国有企业改革的启示[J]. 吉林大学社会科学学报,2013,(02):98-105.

[8] 徐明东,田素华. 转型经济改革与企业投资的资本成本敏感性——基于中国国有工业企业的微观证据[J]. 管理世界,2013,(02):125-135.

[9] Chao Chi-Chur, Eden Yu. Partial Privatization, Foreign Competition and Optimum Tariff[J]. Review of International

al Economies,2006,(01):87-92.

[10] Mukherjee A, Suetrong K. Privatization, Strategic Foreign Direct Investment and Host – Country Welfare[J]. European Economic Review,2009,(53):775-785.

[11] Leonard F. S. Wang, Tai – Liang Chen. Mixed Oligopoly, Optimal Privatization, and Foreign Penetration[J]. Economic Modelling,2011,(28):1465-1470.

[12] 朱恒鹏. 地区间竞争、财政自给率和公有制企业民营化[J]. 经济研究,2004,(10):24-34.

[13] 王艳,孙培源,杨忠直. 开放经济中的国有企业民营化——各方参与主体的策略博弈分析[J]. 中国软科学,2005,(09):73-78.

[14] 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.

[15] Karpoff J. Public Versus Private Initiative in Arctic Exploration: The Effects of Incentives and Organizational Form [J]. Journal of Political Economy,2001,(109):38-78.

[16] Kathryn L, Paul H. Association State – Owned and

Privately Owned Firms: An Empirical Analysis of Profitability, Leverage and Labor Intensity[J]. The American Economic Review,2001,(01):320-334.

[17] 胡一帆,宋敏,张俊喜. 中国国有企业民营化绩效研究[J]. 经济研究,2006,(06):49-60.

[18] 欧瑞秋,李捷瑜,李广众,李杰. 部分民营化与国有企业定位[J]. 世界经济,2014,(05):112-134.

[19] 许召元,张文魁. 国企改革对经济增速的提振效应研究[J]. 经济研究,2015,(04):122-135.

[20] 叶满城. 开放程度、市场竞争与国有企业的民营化——基于混合寡头数量竞争框架[J]. 社会科学辑刊,2009,(03):113-117.

[21] Sun Qunyan,Zhang Anming,Li Jie. A Study of Optimal State Shares in Mixed Oligopoly: Implications for SOE Reform and Foreign Competition [J]. China Economic Review,2005,(16):1-27.

(责任编辑:宋 敏)

The State – Owned Enterprise Privatization, Fiscal Decentralization
and Economic Opening

FAN Yuan, LIU Yunqi

(School of Economics, Northwest Normal University, Lanzhou 730070, China)

Abstract: It is a basic consensus that the opening of the economy can affect the privatization of the state – owned enterprises. The proposition is proved in theory, but it is rarely discussed in the empirical analysis. Based on that, this paper uses provincial panel data from year 1993 to 2012 and empirically analyzed the impact of economic openness and fiscal decentralization involvement in the privatization of state – owned enterprises. Research shows that in the open economy, the low level of economic opening will indeed promote the privatization process, and the opening of the economy reaches a certain degree will have a negative effect on privatization; Fiscal decentralization can promote the privatization process. In addition, in order to avoid the endogeneity problem of economic openness may exist, we used instrumental variables in estimations; We find that compared with the original results, instrumental variables estimation results was no significant difference.

Key Words: state – owned enterprise; privatization; economic opening; fiscal decentralization