

国有企业的就业拖累效应及其门槛特征

李 勇¹, 郭丽丽²

(1. 西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710127; 2. 西南财经大学 经济学院, 四川 成都 611130)

摘 要:对于国有企业的效率问题, 文章分析了国有企业的就业拖累效应及其门槛特征。文章指出, 在“重工业优先发展战略”的影响下, 不仅国有企业自身解决就业的能力有限, 而且由于存在信贷所有制歧视和融资约束, 非国有企业的就业也受到拖累。因此, 国有企业存在就业拖累效应。随着市场化水平的提高, 竞争性约束促使国有企业的产业分布日趋合理, 产权改革也会不断增强国有企业的自主决策能力, 政策性负担逐渐被剥离, 信贷所有制歧视和融资约束也将有所减弱, 从而国有企业的就业拖累效应逐渐减小。因此, 国有企业的就业拖累效应具有门槛特征。文章利用 1997—2009 年省际面板数据进行了实证分析, 结果证实了上述推断。最后, 文章提出了相关政策建议。

关键词:就业拖累效应; 就业能力; 国有企业; 门槛特征

中图分类号:F272.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)02-0135-10

一、引 言

冗余就业和政策性负担一直是国有企业就业能力偏低的重要证据。在“重工业优先发展战略”的影响下, 国有企业主要分布在冶金、机械等资本和能源密集型行业, 这导致与非国有企业相比, 国有企业自身解决就业的能力有限(林毅夫等, 1994)。作为一个劳动力比较充裕的发展中大国, 中国的就业目标与经济增长具有同等重要的地位。为了实现就业目标, 国有企业被迫承担了大量的冗员和政策性负担, 从而面临预算软约束和道德风险损失, 最终阻碍了企业效率和就业能力的提升(林毅夫等, 1997; 林毅夫和李志赞, 2004)。此外, 国有企业的产业分布特征与我国现阶段的“比较优势”(劳动力较充裕, 而资本和能源较稀缺)不匹配, 这导致其必须借助政府的补贴和救济才能生存下去, 从而挤占了本该用于非国有企业的资金(具体表现为信贷所有制歧视和融资约束), 最终降低了非国有企业的绩效、抑制了其劳动力需求(刘瑞明, 2014)。为了反映国有企业在就业方面的效率损失, 本文基于 1985—2009 年中国大陆 29 个省、直辖市和自治区(没有包含西藏和重庆)的面板数据, 分别绘制了国有固定资产投资比重(SOE)和国有职工比重(SOE2)与地区就业比重(EMPR)的散点图。^①

从图 1 和图 2 中的拟合结果来看, 国有固定资产投资比重和国有职工比重与地区就业比重呈现负相关关系, 国有企业就业能力偏低符合经济观察事实。从分阶段回归结果(见表 1)来看, 与 1997 年之前相比, 1997 年之后国有固定资产投资比重和国有职工比重与地区

收稿日期: 2014-10-17

基金项目: 国家社会科学基金项目(13CJY130)

作者简介: 李 勇(1984—), 男, 四川南充人, 西北大学经济管理学院讲师;

郭丽丽(1989—), 女, 山东烟台人, 西南财经大学经济学院博士研究生。

^①国有固定资产投资比重(SOE)定义为地区的国有固定资产投资额占固定资产投资总额的比重, 国有职工比重(SOE2)定义为地区的国有职工人数占地区职工总人数的比重, 地区就业比重(EMPR)定义为年末地区的就业人数占常住人口数的比重。

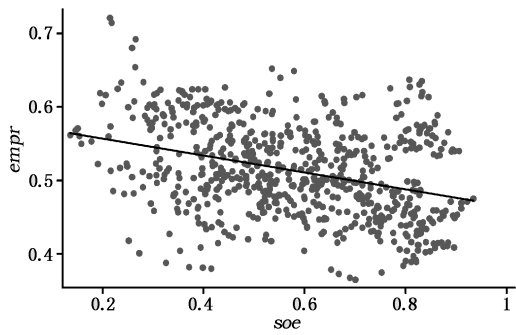


图 1 1985—2009 年各地区国有固定资产投资比重与地区就业比重散点图

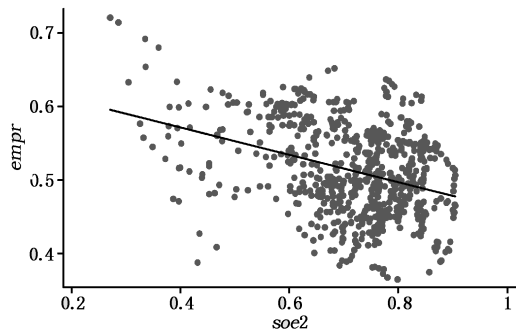


图 2 1985—2009 年各地区国有职工比重与地区就业比重散点图

就业比重之间的负相关性减弱。那么,是什么原因导致这种负相关性逐渐减弱呢?近期的研究文献指出:(1)随着市场化改革和产权改革的日益深化,国有企业改变了“大而全”的产业分布,逐步退出了不具有“比较优势”的领域,产业布局日趋合理(郭舒,2011);(2)国有企业的冗余就业和政策性负担有所降低,自主决策能力增强,经营管理者可以根据利润最大化原则来确定劳动力需求数量,经营绩效和就业能力逐渐提高(陈林和唐杨柳,2014)。

表 1 分阶段回归结果

时间阶段	回归结果	R^2
1985—1997 年	$EMPR = 83.3881 - 0.4703SOE$ (5.0835) (-4.0917)	0.6617
	$EMPR = 68.7783 - 0.6217SOE2$ (6.0721) (-3.0217)	0.5842
1997—2009 年	$EMPR = 109.2518 - 0.2973SOE$ (1.0247) (-2.0738)	0.7218
	$EMPR = 87.1608 - 0.4438SOE2$ (0.0947) (-2.1507)	0.6903

注:括号内为系数的 T 值。

国有企业以往的就业能力较低,但随着市场化改革和产权改革的不断深入,冗余就业和政策性负担逐渐减少,从而就业拖累效应减小,不同所有制企业之间的就业能力呈现收敛趋势。本文认为,国有企业存在就业拖累效应,而且这种效应具有门槛特征。而遗憾的是,鲜有文献对所有制结构与就业的非线性关系(门槛特征)进行很好的分析,这构成了本文的研究问题。国有企业的就业拖累效应是指:不仅国有企业自身解决就业的能力普遍偏低(第Ⅰ类就业拖累效应),而且非国有企业的就业也会受到拖累(第Ⅱ类就业拖累效应)。

本文剩余内容的结构安排如下:第二部分是理论分析,阐述了国有企业就业拖累效应及其门槛特征的内生机制,并提出了相应的研究假设;第三部分基于 1997—2009 年的省际面板数据,利用静态面板模型和面板门槛回归模型对研究假设进行了实证检验;最后是结论和政策启示。

二、理论分析与研究假设

对国有企业“低效率”的讨论由来已久,其中一个非常重要的表现是,国有企业存在就业拖累效应。国有企业不仅存在第Ⅰ类就业拖累效应,还存在第Ⅱ类就业拖累效应。

(一)第Ⅰ类就业拖累效应:国有企业自身的就业拖累效应

作为“重工业优先发展战略”支持的微观经济主体,由于与政府存在天然的政治关联,国有企业可以在不具有“自生能力”的情况下选择进入与自身要素禀赋结构不匹配的产业(林毅夫等,

1994)。正因如此,我们发现在很长的一段历史时期内,国有企业大多分布在冶金、电子、石油和煤炭等资本和能源密集型行业。这种发展模式以重工业“外溢性”和市场失灵为前提,极大地弥补了早期重工业投资不足,^①实现了有限的经济增长(姚洋和郑东雅,2007)。然而,这种产业布局特征使国有企业相对于非国有企业(大多分布在劳动密集型行业)解决就业的能力十分有限。^②

作为一个劳动力比较充裕的发展中大国,中国的就业目标与经济增长具有同等重要的地位。于是,为了实现政府的就业目标,国有企业被迫承担了大量的冗余就业,^③而冗余就业使国有企业背负了大量的政策性负担,这主要表现在:(1)国有企业职工与国家之间存在某种隐形合约(张军,1994)。在这种合约体制下,国有企业职工“只能进不能出”,不能以任何经济原因被解雇,国有企业解雇职工受到一系列法规 and 政策的限制。这意味着国有企业的经营自主权受到限制,其不能根据利润和成本的变化自主选择所需雇用的劳动力,对于编制外的人员同样如此(曾庆生和陈信元,2006)。(2)传统的国有企业的劳动力成本不仅包括工资,还包括与职工生活息息相关的住房、医疗、食堂、子女上学以及职工的生、老、病、死等方面的福利。这种全方位的社会福利使国有企业承担的真实劳动力成本远远高于非国有企业。^④国有企业的冗余就业和政策性负担导致其经营绩效普遍偏低,最终抑制了劳动力需求(林毅夫等,1997;林毅夫和李志斌,2004)。

(二)第Ⅱ类就业拖累效应:国有企业对非国有企业就业的拖累效应

在“赶超”战略的影响下,国有企业表现出产业布局偏离比较优势和存在政策性负担这两个重要特征。而这样的国有企业是缺乏“自生能力”的,在市场法则下必将被淘汰,那么如何保证国有企业的“生存能力”呢?林毅夫等(1994)认为,在“赶超”战略下,政府需要人为地压低资本要素价格,并对国有企业进行财政补贴。根据 Li(1997)的经验估计,1955—1985年,政府通过压低农产品价格向工业部门转移了共计5430亿元的农业剩余,农业部门的资本积累严重不足,农业、轻重工业部门的比例严重失调,而且随着重工业外溢性的逐渐减弱,政府的财政负担不断加重。因此,在改革开放后,金融补贴(政府通过银行向国有企业提供低息贷款)替代了财政补贴,成为补贴国有企业的又一方式(Cull 和 Xu,2003)。然而,不论是财政补贴还是金融补贴,国有企业的经营绩效都与管理者的努力程度无关。一旦发生亏损或者面临破产威胁,国有企业的管理者就会预期得到政府救助,从而形成预算软约束,具体包括:(1)政府通过设置进入壁垒或者提高进入门槛的方式,维持国有企业现有的垄断地位,并寄希望于通过获取垄断利润来弥补其损失。^⑤(2)政府总是会被迫通过追加投资、减

^①根据姚洋和郑东雅(2008)的估计,“从1954—1979年实施赶超战略的25年间,对重工业的平均补贴率为37.37%,比平衡战略资本存量多增加了64.7%”。

^②刘世锦(2005)测算得到,在重化工业为主的发展阶段,单位GDP创造的就业为70万人,而在轻工业为主的发展阶段,单位GDP创造的就业则增加至700万人。

^③Bodmer(2002)发现,83%的国有企业存在过剩就业,国有部门工人的实际就业量超出其需求水平约20%。Dong 和 Putterman(2003)对700家国有企业的调查结果显示,国有企业的平均劳动冗员率从1991年的28.6%上升到1994年的44.4%。

^④实证文献(陈戈等,2005;Dong,2005)也证实了存在政策性负担。陈戈等(2005)发现,国有企业和地方公有制企业的平均工资要高于城镇集体企业和个体私营企业,而这种差距来自所有制差别。Dong(2005)的研究表明,即使控制了人力资本因素,仍有一部分收入差距不能被接受,中国劳动力市场上的收入差距可能与企业性质密切相关,垄断性国有企业的收入更高。

^⑤20世纪90年代以后,国有企业出现了大面积亏损,使得政府在1988年提出了“抓大放小”的改革策略,并在2003年成立了国有资产监督管理委员会,对处于垄断地位的国有企业进行了兼并重组,壮大了国有企业的规模,其账面利润在进入21世纪后异常丰厚(刘瑞明和石磊,2011)。然而,这种仅仅凭借垄断地位而获得的丰厚利润却造成了严重的社会福利损失。根据丁启军和伊淑彪(2008)的估算,2006年中国11个垄断行业造成的社会福利净损失为13264.58亿元,占当年GDP的6.28%,行政垄断造成的内部生产效率损失、寻租成本和社会福利损失总和为30691.56亿元,占当年GDP的15.55%。

税和提供补贴等方式来保证国有企业的生存。然而,这种方式导致政府的财政压力陡然剧增,从而直接补贴不再具有可持续性。

政府对国有企业的财政和金融补贴使国有企业可以获得廉价资金,但其代价也是十分高昂的,不仅破坏了要素市场的公平性,还挤占了用于基础设施、公共服务和非国有经济发展的资金,从而对非国有企业的经营绩效和总体的就业水平产生了拖累作用。例如,卢峰和姚洋(2004)认为,1978年以来,我国非国有部门对GDP增长率的贡献超过了70%,但在过去十几年中获得的银行贷款不超过20%,超过80%的贷款流向了国有部门。这种资金分配格局对整体经济和就业产生了严重的拖累作用。刘瑞明(2011)的研究指出,在经济转型过程中,庞大的国有经济不仅因自身的效率损失而影响了经济增长,而且由于存在信贷所有制歧视和融资约束,非国有部门也受到了拖累,进一步抑制了经济增长。

基于上述分析,本文提出以下研究假设:

假设1:国有企业存在就业拖累效应,不仅国有企业自身解决就业的能力有限(第Ⅰ类就业拖累效应),而且由于存在信贷所有制歧视和融资约束,非国有企业的就业也受到拖累(第Ⅱ类就业拖累效应)。

(三)国有企业就业拖累效应的门槛特征

如上所述,在“重工业优先发展战略”的影响下,国有企业的“资本偏向”特征产生了大量的冗余就业和政策性负担,导致其“低效率”和“增长拖累”(刘瑞明和石磊,2010)。例如,张杰(1998)的研究结果表明,1985—1996年政府给予国有企业的财政和金融补贴占GDP的9.7%,1993年高达18.81%。由于经营绩效较低且存在道德风险,国有企业向银行的借款形成了大量的“坏账”,而这些坏账最终由政府买单,导致了“准财政赤字”(樊纲,2000)。于是,产权改革被提上日程,以摆脱日趋严重的“低效率”和“增长拖累”,具体表现在:(1)政府首先采取“抓大放小”的策略淘汰了大量缺乏“自生能力”的中小国有企业,并允许非国有企业进入、发挥其在就业方面的“比较优势”,从而政府的财政和金融负担以及国有企业对就业的拖累效应减小。(2)政府在2003年成立了国有资产监督与管理委员会,为了实现国有资产的保值和增值目标,完成了对大中型国有企业的兼并重组,从而经营绩效得到改善,对就业的拖累效应也逐渐减小(郭舒,2011)。(3)政府明确了国有企业改革的目标是建立现代公司治理结构,改变了以往“企业办社会”的经营模式。国有企业的政策性负担逐渐被剥离,自主决策能力增强,管理者可以在利润最大化原则下选择合适的雇用水平,从而就业拖累效应应进一步减小(陈琳和唐杨柳,2014)。

可以发现,当市场化水平较低时,国有企业的产业布局严重偏离比较优势,政策性负担较重,经营绩效也较差,从而就业拖累效应较大;而当市场化水平较高时,国有企业的政策性负担较小,产业布局日趋合理,经营绩效逐渐提高,从而就业拖累效应较小。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

假设2:国有企业的就业拖累效应具有较明显的门槛特征,即当市场化水平较低时,就业拖累效应较大,反之则较小。

三、实证检验

由上文的理论分析可知,国有企业存在明显的就业拖累效应且具有门槛特征。为了证实这一推断,本文基于1997—2009年的省际面板数据,利用面板门槛回归模型进行实证检验。

(一)变量与数据

本文选取了地区就业比重(*EMPR*)和地区非国有部门就业比重(*NEMPR*)作为被解释变量,以考察所有制结构调整对整体就业水平和国有部门就业水平的影响。对于核心解释变量,本文选取了国有经济比重(*SOE*)、国有经济产出增长率(*SOE1*)和国有职工比重(*SOE2*)三个变量来反映所有制结构的变动。为了检验国有企业就业拖累效应的门槛特征,本文以市场化指数(樊纲等,2011)作为门槛变量。借鉴刘瑞明(2014)的研究,本文选取了外商直接投资(*FDI*)、教育水平(*EDU*)、投资增长率(*FAR*)、城市化率(*UBR*)和开放程度(*OPEN*)作为控制变量。我们使用 1997 年的价格指数对所有变量数据进行了调整。变量定义见表 2,描述性统计结果见表 3。

表 2 变量定义

变量性质	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>EMPR</i>	地区就业比重	地区就业人数/地区年末常住人口数 ^①
	<i>EMPRS</i>	地区国有部门就业比重	地区国有部门就业人数/地区年末常住人口数
	<i>NEMPR</i>	地区非国有部门就业比重	地区非国有部门就业人数/地区年末常住人口数
核心解释变量	<i>SOE</i>	国有经济比重	地区国有经济固定资产投资额/地区固定资产投资总额
	<i>SOE1</i>	国有经济产出增长率	地区国有经济总产值/地区上年国有经济总产值-1
	<i>SOE2</i>	国有职工比重	地区国有单位职工人数/地区职工总人数
控制变量	<i>FDI</i>	外商直接投资	地区实际利用外商直接投资/地区国内生产总值
	<i>EDU</i>	教育水平	地区普通高等学校在校人数/地区总人口数
	<i>FAR</i>	投资增长率	地区当年固定资产投资额/地区上年固定资产投资额-1
	<i>UBR</i>	城市化率	地区非农人口数/地区总人口数
	<i>OPEN</i>	开放程度	地区进出口总额/地区国内生产总值
门槛变量	<i>MAR</i>	地区市场化水平	计算方法参见樊纲等(2011)

表 3 变量描述性统计

变量	均值	最大值	最小值	标准差
<i>EMPR</i>	0.7469	0.9673	0.6925	0.4427
<i>EMPRS</i>	0.4402	0.6217	0.3421	0.4022
<i>NEMPR</i>	0.6078	0.7472	0.4721	0.1078
<i>SOE</i>	0.4137	0.8441	0.1294	0.1365
<i>SOE1</i>	0.4211	0.7482	0.0143	0.0977
<i>SOE2</i>	0.5611	0.8713	0.1244	0.3692
<i>MAR</i>	5.8700	12.3300	3.2200	1.0472
<i>FDI</i>	0.4088	0.4458	0.3391	0.0021
<i>EDU</i>	0.4713	0.5424	0.3012	0.0627
<i>FAR</i>	0.5418	0.6138	0.3423	0.6173
<i>UBR</i>	0.4112	0.8931	0.3276	0.4554
<i>OPEN</i>	0.3171	0.7222	0.1922	0.8034

(二)检验模型

1. 静态面板模型。本文利用静态面板模型来分析国有企业的就业拖累效应,回归方程为:

$$y_{it} = \mu_i + \alpha_i X_{it} + \sum_j \alpha_j Control_{jit} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中, y_{it} 为被解释变量, μ_i 为不随时间变化的不可观测效应(包括固定效应和随机效应两种类型,可以通过 *Hausman* 检验来判定), X_{it} 为核心解释变量, $Control_{jit}$ 为控制变量, ε_{it} 为残差。

2. 面板门槛回归模型。为了考察国有企业就业拖累效应的门槛特征,本文使用面板门槛回归模型进行实证分析。面板门槛回归模型为:

^①常住人口是指在城镇或乡村区域内常住半年以上(或在本地居住不满半年,但离开户口登记地半年以上)的人口。

• 139 •

$$y_{it} = \mu_i + \theta_1 X_{it} I_i(q_i \leq \gamma) + \theta_2 X_{it} I_i(q_i > \gamma) + \sum_{j=1}^n \alpha_j Control_{jit} + e_{it} \tag{2}$$

其中, x_{it} 为解释变量, q_i 为门槛变量, γ 为门槛值。 $I_i(\cdot)$ 为指示函数, $Control_{jit}$ 为控制变量, μ_i 为不可观测效应, θ_1 、 θ_2 、 α_j 和门限值 γ 为待估参数, e_{it} 为残差。

(三)实证分析

1. 国有企业的就业拖累效应。根据表 4 的静态面板检验结果,固定效应的估计结果较为可信。核心解释变量在 5% 的显著性水平上通过了检验,反映所有制结构的核心解释变量 SOE 、 $SOE1$ 和 $SOE2$ 与被解释变量 $EMPR$ 和 $NEMPR$ 负相关。这说明不仅国有企业自身解决就业的能力有限,^①而且非国有部门的就业也受到拖累,假设 1 得到了验证。另外,各控制变量的回归系数均为正,说明改革开放以来,非国有经济发挥了比较重要的作用,越来越多的劳动力从国有部门转移到非国有部门,从而地区就业比重增加。

表 4 国有企业就业拖累效应检验

	地区就业比重 $EMPR$			地区非国有部门就业比重 $NEMPR$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
c	0.5177	0.5976**	0.7829	0.1473*	0.3911**	0.1633***
SOE	-0.3673***			-0.2094***		
$SOE1$		-0.2835**			-0.5721***	
$SOE2$			-0.1728**			-0.1741***
FDI	0.2671***	0.5312**	0.4478**	0.2885**	0.1764***	0.1834**
EDU	0.2174*	0.2899*	1.3847	0.3794**	2.0883**	1.0091
FAR	0.9983**	1.0832***	0.8725	0.1477**	0.1375**	0.0735**
UBR	0.1074***	0.6174***	1.0883	0.2921***	0.1088**	0.2431*
$OPEN$	0.4693**	0.3738**	1.0872**	0.1925**	1.2439***	0.5003***
$Adj. R^2$	0.6017	0.6127	0.5043	0.4236	0.5413	0.6038
F 检验	99.87***	88.86***	80.35***	70.69***	72.31***	70.43***
$Hausman$ 检验	28.1734***	23.0832***	14.3321***	21.0846***	18.0032***	20.8123***
模型选择	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

注:***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,下同。

2. 国有企业就业拖累效应的门槛特征。根据本文的理论分析,国有企业不仅存在就业拖累效应,而且这种效应具有门槛特征。因此,本文利用面板门槛回归模型进行估计,具体步骤如下:第一步,采用“格子搜索法”来检验模型是否存在门槛效应。本文首先将市场化水平(MAR)从小到大排序,同时忽略上下约 10% 的观测值,然后从原始序列中抽取观测值进行面板门槛回归,获取估计后的残差;第二步,根据残差平方和最小原则,搜索具体的门槛估计值,然后利用 *Bootstrap* 方法得到似然比 LR 统计值(本文重复次数为 3 000 次),以检验是否存在门槛效应。检验结果见表 5 和表 6。

表 5 被解释变量为 $EMPR$ 时的门槛效应检验

变量	H_0	H_1	Wald F 统计值	LR 统计值	结论
SOE (MAR)	没有门槛效应	1 个门槛	24.927 (0.000)	2.852 (0.017)	拒绝 H_0
	1 个门槛	2 个门槛	14.728 (0.016)	4.035 (0.039)	拒绝 H_0
	2 个门槛	3 个门槛	7.082 (0.102)	16.184 (0.183)	接受 H_0

^①核心解释变量(SOE 和 $SOE1$)与地区国有部门就业比重($EMPRS$)也显著负相关,说明国有企业自身解决就业的能力较低(第 I 类就业拖累效应)。受篇幅限制,分析结果未列示。

续表5 被解释变量为EMPR时的门槛效应检验

变量	H_0	H_1	Wald F 统计值	LR 统计值	结论
SOE1 (MAR)	没有门槛效应	1 个门槛	21.832 (0.000)	4.887 (0.041)	拒绝 H_0
	1 个门槛	2 个门槛	12.771 (0.011)	5.281 (0.057)	拒绝 H_0
	2 个门槛	3 个门槛	6.038 (0.143)	22.368 (0.325)	接受 H_0
SOE2 (MAR)	没有门槛效应	1 个门槛	27.822 (0.000)	4.051 (0.007)	拒绝 H_0
	1 个门槛	2 个门槛	12.982 (0.019)	4.902 (0.052)	拒绝 H_0
	2 个门槛	3 个门槛	3.098 (0.551)	28.981 (0.469)	接受 H_0

表 6 被解释变量为 NEMPR 时的门槛效应检验

变量	H_0	H_1	Wald F 统计值	LR 统计值	结论
SOE (MAR)	没有门槛效应	1 个门槛	27.653 (0.000)	3.092 (0.021)	拒绝 H_0
	1 个门槛	2 个门槛	16.708 (0.008)	4.274 (0.042)	拒绝 H_0
	2 个门槛	3 个门槛	6.029 (0.105)	18.387 (0.177)	接受 H_0
SOE1 (MAR)	没有门槛效应	1 个门槛	30.024 (0.000)	2.623 (0.009)	拒绝 H_0
	1 个门槛	2 个门槛	18.928 (0.007)	5.062 (0.032)	拒绝 H_0
	2 个门槛	3 个门槛	4.651 (0.143)	21.254 (0.302)	接受 H_0
SOE2 (MAR)	没有门槛效应	1 个门槛	28.819 (0.000)	2.887 (0.012)	拒绝 H_0
	1 个门槛	2 个门槛	16.002 (0.053)	5.327 (0.042)	拒绝 H_0
	2 个门槛	3 个门槛	5.092 (0.182)	23.074 (0.362)	接受 H_0

从表 5 和表 6 中可以看出,核心解释变量 SOE、SOE1 和 SOE2 与地区就业比重(EMPR)和地区非国有部门就业比重(NEMPR)之间存在显著的门槛效应,这验证了本文选择面板门槛回归模型来检验所有制结构与就业之间非线性关系的合理性。市场化水平的门槛估计值见表 7。

表 7 市场化水平的门槛估计值

方程	门槛估计值	方程	门槛估计值
(1)	5.02,8.68	(4)	5.14,7.93
(2)	5.28,8.71	(5)	5.99,9.26
(3)	5.49,9.31	(6)	4.93,7.21

根据表 7 中的门槛估计值,面板门槛回归结果见表 8。从中可以发现,在控制了其他影响地区就业比重和地区非国有部门就业比重的重要因素后,模型的拟合效果良好(拟合优度在 50%—70%之间),F 检验说明固定效应模型要优于随机效应模型。核心解释变量的回归系数显著为负,表明所有制(国有企业)变量与产业结构高级化和合理化存在非线性关系。具体来说,当市场化水平较低时,国有企业的产业布局不太合理,政策性负担也较重,从而经营绩效和劳动力需求较低;同时,由于存在信贷所有制歧视和融资约束,非国有企业的劳动力需求和经营绩效也受到抑制。此时,核心解释变量 SOE、SOE1 和 SOE2 的系数为负且

较大。随着市场化改革的深入,国有企业的产业布局日趋合理,自主决策能力不断提高,管理者可以在利润最大化原则下选择所需的劳动力数量,而且政策性负担逐渐被剥离,国有企业的劳动力需求和经营绩效逐渐提高,同时信贷所有制歧视和融资约束不断减弱,非国有企业与国有企业之间的差距逐渐缩小。因此,随着市场化水平的提高,核心解释变量的系数逐渐减小。上述结果说明,国有企业的就业拖累效应具有门槛特征,假设 2 得到了验证。

表 8 面板门槛模型回归结果(门槛变量:市场化水平)

Panel A:被解释变量:地区就业比重 EMPR

	(1)		(2)		(3)	
	MAR	θ	MAR	θ	MAR	θ
SOE	(3.22,5.02) (5.02,8.68) (8.68,12.33)	-0.1834** -0.1078*** 0.0473 ^①				
SOE1			(3.22,5.28) (5.28,8.71) (8.71,12.33)	-0.2327** -0.1882*** -0.0674**		
SOE2					(3.22,5.49) (5.49,9.31) (9.31,12.33)	-0.3624** -0.1078** -0.0107*
Adj. R ²	0.5433		0.6093		0.6621	
F 检验	34.2235***		30.1829***		28.7762***	
模型选择	固定效应		固定效应		固定效应	

Panel B:被解释变量:地区非国有部门就业比重 NEMPR

	(4)		(5)		(6)	
	MAR	θ	MAR	θ	MAR	θ
SOE	(3.22,5.14) (5.14,7.93) (7.93,12.33)	-0.6099** -0.4376** -0.1082**				
SOE1			(3.22,5.99) (5.99,9.26) (9.26,12.33)	-0.3874** -0.1688*** -0.0827***		
SOE2					(3.22,4.93) (4.93,7.21) (7.21,12.33)	-0.4074* -0.3298** -0.2177***
Adj. R ²	0.6102		0.5923		0.5627	
F 检验	21.0248***		18.3324***		26.1538***	
模型选择	固定效应		固定效应		固定效应	

注:受篇幅限制,表中未报告常数项和控制变量的估计结果。

(四)稳健性检验

为了保证上述研究结论的可靠性,本文做了以下稳健性检验:^②(1)使用 GMM 方法重

①在市场化水平最高时,SOE 和 EMPR 正相关但不显著,这可能是因为:(1)由于 2004 年以来改革停滞,国有企业的比重即使在发达地区也有所增加。(2)从产业布局来看,相当比重的国有企业仍分布在基础产业和上游产业等外部性较强的领域。而从相关文献(简新华和余江,2007)来看,对于这些产业的就业效应,不应只考虑重工业本身,因为与一般产业相比,这些产业的关联度较高,基础产业和上游产业的发展可以通过促进相关产业尤其是第三产业的发展来带动就业。但究竟是哪种原因,有待进一步深入研究。

②受篇幅限制,文中未报告稳健性检验结果,如有需要可向作者索取。

新估计了模型,以克服静态面板模型的内生性,工具变量为核心解释变量(SOE、SOE1 和 SOE2)的一阶与二阶滞后项;(2)以地区国有部门就业比重(EMPRS)作为被解释变量重新进行了面板门槛估计。

稳健性检验表明,不论是控制了内生性的 GMM 估计结果,还是以地区国有部门就业比重作为被解释变量的面板门槛回归结果,都表明国有企业不仅存在就业拖累效应,而且这种效应应具有门槛特征。这说明了本文研究结论的可信性。

四、结论与政策建议

作为一个劳动力比较充裕的发展中大国,中国的就业目标与经济增长具有同等重要的地位。但企业的“二元”特征(国有和民营)使我国在就业方面的表现不尽如人意,这主要是因为:在“重工业优先发展战略”的影响下,国有企业的产业分布特征和政策性负担不仅导致其自身解决就业的能力有限(第Ⅰ类就业拖累效应),而且由于存在信贷所有制歧视和融资约束,非国有企业的就业需求也受到抑制(第Ⅱ类就业拖累效应)。因此,国有企业存在就业拖累效应。此外,随着市场化水平的提高,竞争性约束将促使国有企业的产业分布日趋合理,自主决策能力不断增强,政策性负担也逐渐被剥离,从而经营绩效和就业需求不断提高,信贷所有制歧视和融资约束也有所减弱,就业拖累效应将逐渐减小。因此,国有企业的就业拖累效应具有门槛特征,即当市场化水平较低时,就业拖累效应较大,反之则较小。本文基于 1997—2009 年的省际面板数据,利用面板门槛回归模型进行了实证分析,估计结果验证了上述推断。

这样,我们便可以解答第一部分提出的问题:改革开放以来,我国的市场化水平不断提高。当市场化水平较低时,国有企业的固定资产投资比重和职工比重减小有利于促进社会总体就业。随着市场化水平的提高,竞争性约束使国有企业的产业布局日趋合理,冗余就业和政策性负担减少,预算软约束和道德风险损失受到抑制,从而经营绩效提高,就业拖累效应减小。因此,当市场化水平较高时,国有企业的固定资产投资比重和职工比重增加将使社会总体和国有企业就业比重的下降幅度减小。

本文研究表明,国有企业存在就业拖累效应,但这种效应随市场化改革和产权改革的深入而逐渐减弱。国有企业的就业拖累效应是动态变化的,应结合具体的经济和制度环境进行评价。此外,国有企业就业拖累效应的动态性也表明,就业能力与市场环境、产业结构以及公司治理结构等密切相关。因此,应培育不同所有制企业之间公平竞争的环境,建立现代公司治理结构,以使国有企业充分发挥吸纳就业的能力,最终实现与成熟市场经济的全面融合。

主要参考文献:

- [1]陈弋, Sylvie Démurger, Martin Fournier. 中国企业的工资差异和所有制结构[J]. 世界经济文汇, 2005, (6): 11—31.
- [2]陈林, 唐杨柳. 国有企业部门民营化能否减轻其政策性负担?[J]. 经济与管理研究, 2014, (7): 42—51.
- [3]樊纲. 论体制转轨的动态进程——非国有部门的成长与国有部门的改革[J]. 经济研究, 2000, (1): 11—21.
- [4]简新华, 余江. 基于冗员的中国就业弹性估计[J]. 经济研究, 2007, (6): 131—141.
- [5]林毅夫, 蔡昉, 李周. 中国的奇迹: 发展战略与经济改革[M]. 上海: 上海三联书店, 1994.
- [6]林毅夫, 李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束[J]. 经济研究, 2004, (2): 17—27.
- [7]刘瑞明. 金融抑制、所有制歧视与增长拖累: 国有企业效率损失的再考察[J]. 经济学(季刊), 2011, (2): 603—618.

- [8]刘瑞明,石磊.国有企业的双重效率损失与经济增长[J].经济研究,2010,(1):127—137.
- [9]刘瑞明,石磊.上游垄断、非对称竞争与社会福利:兼论国有大型企业利润的性质[J].经济研究,2011,(12):86—96.
- [10]刘世锦.正确理解“新型工业化”[J].中国工业经济,2005,(11):5—9.
- [11]卢峰,姚洋.金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J].中国社会科学,2004,(1):42—55.
- [12]姚洋,郑东雅.外部性与重工业优先发展[J].南开经济研究,2007,(2):3—19.
- [13]姚洋,郑东雅.重工业与经济发展:计划经济时代再考察[J].经济研究,2008,(4):26—40.
- [14]曾庆生,陈信元.国家控股、超额雇员与劳动力成本[J].经济研究,2006,(5):74—86.
- [15]张杰.渐进改革中的金融支持[J].经济研究,1998,(10):51—56.
- [16]张军.社会主义的政府与企业:从“退出”角度的分析[J].经济研究,1994,(9):72—78.
- [17]Cull R, Xu L C. Who gets credit? The behavior of bureaucrats and state banks in allocating credit to Chinese state-owned enterprises[J]. Journal of Development Economics, 2003, 71(2): 533—559.
- [18]Dong X Y. Wage inequality and between-firm wage dispersion in the 1990s: A comparison of rural and urban enterprises in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2005, 33(4): 664—687.
- [19]Dong X Y, Putterman L. Soft budget constraints, social burdens, and labor redundancy in China's state industry[J]. Journal of Comparative Economics, 2003, 31(1): 110—133.
- [20]Li W. The impact of economic reform on the performance of Chinese state enterprises, 1980—1989[J]. Journal of Political Economy, 1997, 105(5): 1080—1106.

Employment Cumbrance Effect in State-owned Enterprises and Its Threshold Characteristics

Li Yong¹, Guo Lili²

(1. School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China;

2. School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: As for state-owned enterprise's efficiency, this paper analyzes the employment cumbrance effect in SOEs and its threshold characteristics. It points out that under the strategy giving priority to developing the heavy industry, SOEs have limited capability to solve employment by themselves, and the employment in non-stated-owned enterprises is also dragged owing to credit ownership discrimination and financing constraints. Therefore, there exists the employment cumbrance effect in state-owned enterprises. With the rise in marketization level, competitive constraints advance the increasingly reasonable industry distribution of SOEs, ownership reform also constantly strengthens the autonomous decision-making ability of SOEs, policy burden is gradually stripped, and credit ownership discrimination and financing constraints weaken to some extent, thereby leading to the gradual reduction in the employment cumbrance effect in SOEs. Therefore, the employment cumbrance effect in SOEs has the threshold characteristics. This paper makes an empirical study by the provincial panel data from 1997 to 2009 and confirms the deductions above-mentioned. Finally, it raises corresponding policy suggestions.

Key words: employment cumbrance effect; employment capability; state-owned enterprise; threshold characteristics

(责任编辑 康健)