

政府质量、政府补贴与企业全要素生产率

徐保昌 谢建国*

摘要: 本文采用 2005–2007 年中国制造业企业微观数据和世界银行(2006)中国 120 个城市调查数据构建的政府质量指标的匹配数据,检验了政府质量与政府补贴对企业全要素生产率的影响。研究表明:(1)政府补贴不利于企业全要素生产率的提升;(2)较高的政府质量可以有效提升政府补贴对企业全要素生产率的促进作用;(3)随着企业全要素生产率水平的提高,政府补贴对企业全要素生产率的阻碍作用逐渐降低。本文研究结果显示,相对于外资企业,国内企业主动提升企业全要素生产率的意愿相对缺乏。本文研究结论证明,政府质量的提升可以使得政府以较小的补贴强度实现企业全要素生产率提升的目标。

关键词: 政府质量;政府补贴;企业全要素生产率

一、引言

政府补贴是一项十分传统和普遍使用的产业政策,为了实现不同的产业政策目标,各国纷纷对不同的目标产业与目标企业进行补贴。在中国,年主营业务收入在 500 万元及以上的中国工业企业中,平均每年约有 12% 的企业接受政府补贴^①,而在中国国内上市企业中这一比例则超过 50% (孔东民等,2013)。然而,补贴过程的不透明(孔东民等,2013),甚至寻租行为的出现(Harris and Trainor, 2005; 余明桂等,2010),也使得政府补贴动机和效率颇受争议。企业全要素生产率作为经济发展过程中最应当重视的竞争力指标(袁堂军,2009),据估计,中国工业部门中全要素生产率增长贡献了该部门 40% 的 GDP 增长和 90% 的出口增长(Brandt et al., 2012)。因此,在 WTO 规制框架内,高效、合理地利用政府补贴,提高本地企业的全要素生产率,促进企业获得竞争优势,进而实现政府补贴对经济增长质量提升的长期效用最大化显得尤为重要。

中国当前处于经济转轨时期,技术评价体系与信息披露机制都存在一定缺陷(安同良等,2009),制度的不完善使得政府补贴的分配与监管存在诸多漏洞,政治晋升竞争情形下,

*徐保昌,南京大学商学院国际经济贸易系,邮政编码:210093,电子信箱:xubaochang2012@163.com;谢建国,南京大学商学院国际经济贸易系,邮政编码:210093,电子信箱:xjg@nju.edu.cn。

本文是国家自然科学基金项目“强制性生育政策、低生育陷阱与中国经济的长期增长:微观机理与实证检验”(项目批准号:71473118)的阶段性成果,本项研究同时受到江苏省“333 工程”计划项目“二元经济条件下要素收入分配、人口结构变迁与中国的国际收支不平衡问题研究”的资助。作者感谢匿名审稿人提出的建设性修改意见,当然文责自负。

①本文根据国家统计局统计的 1999–2007 年中国工业企业数据中补贴收入大于 0 的企业占全部工业企业的百分比得出。

政府补贴对企业全要素生产率水平的影响更加扑朔迷离。政府作为发展中国家最重要的制度(林毅夫,2008),已有研究表明,政府质量对经济发展起着决定性的作用(North,1981;Knack and Keefer,1995)。显然,政府质量对政府补贴分配和政府补贴效果将产生十分重要的影响。那么,中国政府对国内企业的补贴是否提高了企业的全要素生产率,不同的政府质量对这种补贴的生产率效应的作用与影响如何?这些问题的探讨,可以为当前政府经济增长方式转变与产业政策调整提供一个有益的启示。

基于此,本文采用世界银行(2006)对中国120个地级及以上城市中12400家企业的调查数据,从多个维度构建了政府质量指数,将政府质量引入政府补贴对企业全要素生产率的影响过程中;同时结合2005-2007年中国工业企业数据,研究了政府质量对企业全要素生产率的影响,从而为未来中国提升经济增长质量和优化产业政策提供一个有益的参考。本文余下部分安排如下:第二部分为文献综述、影响机制与研究假定;第三部分为模型设定与数据处理;第四部分为政府质量、政府补贴与企业全要素生产率实证检验;第五部分为结论与建议。

二、文献综述、影响机制与研究假定

随着国际贸易保护主义的兴起与“以邻为壑”产业政策的扩大化,各国开始加大对本国经济的控制与调节,纷纷采用政府补贴政策以实现不同的产业目标,政府补贴对企业全要素生产率的影响也受到了越来越多的关注。

(一) 文献综述

关于政府补贴对企业全要素生产率的影响有两种截然不同的观点,一种观点认为,政府补贴促进了企业全要素生产率的提升。Harrish 和 Trainor(2005)采用北爱尔兰1983-1998年制造业企业数据研究了企业受补贴与否对于其全要素生产率的影响,他们发现相对于其他政府救济方式,政府补贴显著提升了受补贴企业的全要素生产率水平。与 Harris 和 Trainor(2005)对北爱尔兰的研究相类似,Skuras 等(2006)通过对希腊政府资本补贴对其企业全要素生产率的影响,发现政府补贴促进了企业全要素生产率水平的提升,值得关注的是,Skuras 等(2006)发现政府补贴对企业全要素生产率的水平提升来自企业技术改进而非规模经济。与 Harris 和 Trainor(2005)、Skuras 等(2006)研究不同的是,Harris 和 Robinson(2004)研究了1990-1998年英国政府的两次受众不同的产业支持计划对其制造业企业全要素生产率水平的影响,他们发现只有对低于平均生产率水平的企业进行补贴时,企业全要素生产率水平提升才会较为显著。

另一种观点认为,政府补贴并不能促进企业全要素生产率的提升。Lee(1996)采用1963-1983年间韩国4个时期的38个产业的面板数据进行了实证分析,发现政府补贴等政府干预与产业全要素生产率提升不具有相关性。与 Lee(1996)研究结论相一致,Beason 和 Weinstein(1996)考察了日本1955-1990年政府补贴等一系列产业政策对各产业部门经济发展指标的影响,发现政府补贴等一系列产业政策未能促进其产业全要素生产率水平的提升。Obeng 和 Sakano(2000)构建了一个包含补贴效应的全要素生产率方程,对美国城市运输系统样本进行了研究,结果发现,补贴导致全要素生产率水平显著降低。显然关于政府补贴与企业生产效率的研究,不同研究者采用不同研究样本得到的结果大相径庭。另外,迄今为止,从政府质量的角度探讨政府补贴对企业全要素生产率作用与影响的研究仍是空白。

(二) 影响机制与研究假定

中国的政府补贴是否促进了国内企业全要素生产率提升呢?这需要从政府补贴的激励机制和分配现状进行分析:首先,1994年分税制改革以来,中国对官员的考核从政治表现转为对经济增长指标的追求,相较于地方产出增长、税收增加等,企业全要素生产率增长并非政府补贴的终极目标。其次,由于政府补贴过程的不透明(孔东民等,2013),政府补贴的分配过程中存在诸多问题,余明桂等(2010)甚至发现补贴分配过程中存在寻租行为,这些都加剧了补贴分配效率的低下与错配。进一步来说,政府补贴效率的低下与错配,一方面使得部分企业在寻租等情形下得到过度补贴,导致企业对低效率项目的过度投资和对其他生产要素的不合理替代,降低了企业整体生产效率;另一方面,政府补贴效率的低下与错配使得大量夕阳产业甚至亏损产业等效率低下企业远离市场竞争,在政府补贴哺育下,此类依靠“输血”得以存活的企业缺乏足够动力去实现规模经济和技术升级,不利于企业整体生产率的提升;此外,补贴效率的低下与错配,还使得本该得到政府补贴来实现规模经济和技术创新的企业也因此停滞不前甚至消亡。

由以上分析我们可以发现,不管是政府对补贴效果的盲目追求,还是政府补贴效率的低下和错配都将导致政府补贴不利于企业全要素生产率水平的提升。基于以上分析,我们认为,政府补贴对企业全要素生产率的负面影响更为显著。此外,Harris 和 Robinson(2004)在对英国政府的产业支持补贴进行研究的过程中,发现企业自身全要素生产率水平不同,政府补贴效果也存在差异,企业全要素生产率水平低于平均生产率水平时,补贴后企业全要素生产率水平相对于英国所有企业有 2.5% 显著提升,而当受补贴企业生产率水平高于平均水平时,补贴之后企业的全要素生产率水平会有提升但是幅度较小。与 Harris 和 Robinson(2004)研究相类似,Harris 和 Trainor(2005)在采用北爱尔兰 1983-1998 年制造业企业数据的基础上,对企业技术水平进行了划分,发现企业技术水平不同,政府补贴对企业全要素生产率产生的影响存在差异。基于此,我们认为,企业自身全要素生产率水平不同,可能导致政府补贴对企业全要素生产率水平的影响也存在差异。据此,我们提出本文假设 1:

假设 1:政府补贴不利于企业全要素生产率的提升,企业自身全要素生产率水平不同,政府补贴对其全要素生产率水平的影响也可能存在差异。

政府作为政府补贴的分配主体,政府质量如何,对于其影响下的政府补贴能否促进企业全要素生产率的提高发挥着至关重要的作用。高质量的政府主要通过以下三个途径促进政府补贴对企业全要素生产率的提升作用:一方面高质量的政府通过对政府补贴的优化配置与合理有效的监督,可以有效避免非目标性企业为吸收政府补贴而可能存在的逆向选择问题,规避企业为获得政府补贴而释放的“创新类型”虚假信号(安同良等,2009),将政府补贴合理分配给倾向于进行研发和扩大企业规模从而实现规模经济的企业;另一方面,高质量的政府可以维护良好法律法规和监管体系,为本地受补贴企业提供优质的制度性基础设施,降低补贴企业在产业升级和扩大规模过程中的外部性风险,间接促进企业全要素生产率的提升;最后,较高质量的政府在政府补贴效果的选择过程中,可以有效避免短视行为,更可能追求地方经济的长远发展,而企业全要素生产率是经济发展过程中最应当重视的竞争力指标(袁堂军,2009),将会获得政府的更多关注。基于上述分析,我们认为,较高质量的政府会选择对企业 and 地方经济长远发展更为有利的补贴方式和补贴分配方法,因此,较高的政府质量可以提升政府补贴对企业全要素生产率的促进作用。据此,我们提出本文假设 2:

假设 2:较高的政府质量可以提升政府补贴对企业全要素生产率的促进作用。

三、模型设定与数据处理

(一) 模型设定

为了检验中国政府质量与政府补贴对企业全要素生产率的影响,本文基本检验模型设定如下:

$$\ln TFP_{jikt} = \beta_0 + \beta_1 subsidy_{jt} + \beta_2 subsidy_{jt} \times gindex_{jt} + \beta_3 controls_{jikt} + \lambda_j + \lambda_i + \lambda_t + \mu_{jikt}$$

上式中:下标 j 、 i 、 k 和 t 分别表示城市、行业、企业和年份, $\ln TFP$ 为企业全要素生产率的对数, $subsidy$ 为政府补贴收入, $gindex$ 为政府质量, $controls$ 为企业和地区特征等一系列控制变量的集合, λ_j 、 λ_i 、 λ_t 分别表示城市、行业和年份固定效应, μ_{jikt} 为随机扰动项。

(二) 数据处理和指标设定

本文采用 2005–2007 年中国工业企业数据中制造业企业数据作为研究样本,本文保留了按照《国民经济行业分类与代码》(GB/T4754–2002)为标准的 2 位数行业代码中 13–43 的所有制造业企业。由于中国工业企业数据中,部分中小型企业普遍缺乏规范的会计体系,导致样本数据存在部分变量大小异常等问题,我们采用 Cai 和 Liu (2009) 的方法对本文样本进行处理。为应对中国工业企业数据中企业代码缺失和企业兼并重组等导致的代码变换等问题,本文采用 Brandt 等 (2012) 提出的样本逐年匹配方式对样本数据进行合并。

1. 政府质量测算

本文借鉴 La Porta 等 (1999)、陈德球等 (2011) 等对政府质量指标的构建思想和方法,通过对产权保护、企业在旅游和娱乐上的花费、企业与政府互动的平均天数和对法院的信心四个维度加权来构建政府质量指数。产权保护指数、对法院的信心越高意味着政府质量越高,企业在旅游和娱乐上的花费、企业与政府互动的平均天数越低意味着政府质量越高。具体构建方法如下:首先,我们按照各组数据表示的政府质量从高到低进行排列;然后,设定各组数据中最大的 10% 数值为 10,最低的 10% 为 1;最后,取所设定四组数据的均值作为政府质量指数的最终替代指标。政府质量指数越高,政府质量越高。政府质量指数的原始数据源于世界银行 (2006) 对中国 120 个城市中 12 400 家企业的调查数据,通过与中国工业企业数据匹配,本文保留了世界银行调查数据中全部的 120 个城市数据。^①

2. 企业全要素生产率测算

企业全要素生产率估算中,以 OP 法和 LP 法为代表的半参数方法,较好地解决了传统 OLS 回归估算索罗余值可能存在的内生性等问题。由于 OP 法估算全要素生产率采用投资作为可观测生产率的代理变量,而中国工业企业中仅有 42.81% 的样本企业可求解得到投资数据,采用 OP 法估算企业全要素生产率可能产生样本选择性偏误等问题,因此,本文采用 LP 法估算的企业全要素生产率作为本文的被解释变量,邱斌等 (2012)、孙少勤等 (2014) 也发现 LP 法估算的企业生产率更加稳健。LP 法估算企业全要素生产率过程中,分别采用企业工业增加值、年度平均从业人员、工业中间投入来衡量企业产出、劳动投入和中间品投入,

^①由于世界银行 (2006) 调查数据仅为 2005 年数据,我们借鉴陈德球等 (2011, 2012) 对数据区间的选择方法,假定政府质量在一定时间内保持稳定,同时兼顾金融危机的影响,将中国工业企业数据样本区间选为 2005–2007 年。

且分别采用以 2005 年为基期的价格指数对各名义变量进行平减。^①

3. 控制变量

结合本文基本模型和相关理论,我们在基础回归模型中加入政府补贴收入、企业所有制类型、企业是否出口、企业盈利状况、企业融资约束、企业管理水平、企业研发投入、企业规模、企业沉没成本、企业经营年限、市场化程度等企业和地区特征变量作为控制变量以确保模型回归结果的稳定性。

其中,政府补贴收入(*subsidy*)采用企业补贴收入与产品销售收入的比值进行衡量(孔东民等,2013);企业所有制类型采用国有企业(*domestic*)、民营企业(*private*)和外资企业(*foreign*)虚拟变量进行衡量,我们设定国有企业为 1,非国有企业为 0,民营企业和外资企业设定方法与之类似;企业是否出口(*export*)我们设定出口企业为 1,非出口企业为 0;企业盈利状况(*profit*)采用企业利润总额与资产总额的比值进行衡量;企业融资约束(*finance*)采用本年利息支出与企业总资产的比值进行衡量;企业管理水平(*manage*)采用企业财务费用与产品销售收入的比值进行衡量,数值越低说明企业管理水平越高;企业研发投入(*research*)采用企业研究开发费用与产品销售收入的比值进行衡量;企业规模(*scale*)与企业全要素生产率之间可能存在非线性关系,我们加入企业规模及其平方项来考察,采用企业年度平均员工人数进行衡量(张杰等,2010);企业沉没成本(*scost*)采用企业资本总额与企业年平均员工人数之比进行衡量(Sutton,1991);企业经营年限(*age*)采用本年年度与企业注册年份之差进行衡量;市场化程度(*market*)采用樊纲等(2011)市场化指数进行衡量。

表 1 报告了本文主要数据描述性特征。

表 1 主要变量描述性统计值(2005-2007 年)

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>lnTFP</i>	599 940	5.070	0.865	2.542	5.018	7.555
<i>gindex</i>	599 940	5.945	2.117	1.750	5.750	10
<i>subsidy</i>	599 940	0.00235	0.0129	0	0	0.400
<i>domestic</i>	599 940	0.231	0.421	0	0	1
<i>private</i>	599 940	0.524	0.499	0	1	1
<i>foreign</i>	599 940	0.245	0.430	0	0	1
<i>export</i>	599 940	0.309	0.462	0	0	1
<i>profit</i>	599 940	1.010	43.78	-3 736	0.174	26 129
<i>finance</i>	599 938	0.0105	0.0333	-1.584	0.00214	9.725
<i>manage</i>	599 940	0.0103	0.0581	-4.066	0.00394	25.60
<i>research</i>	599 940	0.00203	0.0262	0	0	16.80
<i>scale</i>	599 940	212.0	494.7	10	97	40 726
<i>scale</i> ²	599 940	289 656	5.444e+06	100	9 409	1.660e+09
<i>scost</i>	599 940	82.70	195.9	0.00114	39.51	26 818
<i>age</i>	599 940	8.247	8.590	0	6	107
<i>market</i>	599 940	3.208	0.587	1.211	3.306	4.335

^①依据现有文献一般做法,采用工业品出厂价格指数对企业工业增加值和中间投入进行平减,采用固定资产投资价格指数对资本存量进行平减,价格指数均来自中经网-中国经济统计数据库。LP 法估算企业全要素生产率之后,我们通过绘制直方图等方法选择双边截尾方式剔除了位于样本全要素生产率前后 1% 的异常样本。

四、政府质量、政府补贴与企业全要素生产率的实证检验

(一) 初步回归结果

在对基础模型进行回归时,首先需要确定模型形式,我们运用 LR 检验对该模型采用混合回归还是固定效应回归、随机效应回归分别进行检验,在此基础上,进一步使用 Hausman 检验来确定采用固定效应回归方法还是随机效应回归方法。为避免异方差对回归结果的影响,我们采用聚类稳健性标准差进行回归。回归结果见表 2:

表 2 政府质量、政府补贴与企业全要素生产率

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	全样本	全样本	全样本	全样本
<i>subsidy</i>	-1.20213 *** (-4.04)	-1.24908 *** (-4.12)	-1.20011 *** (-4.03)	-1.24694 *** (-4.11)
<i>gindex</i> × <i>subsidy</i>	0.15291 *** (3.19)	0.16848 *** (3.39)	0.15269 *** (3.19)	0.16824 *** (3.39)
<i>domestic</i>	-0.03040 ** (-2.35)	-0.03115 ** (-2.43)		
<i>private</i>	-0.04615 *** (-3.74)	-0.04591 *** (-3.76)		
<i>foreign</i>			0.04096 *** (3.36)	0.04108 *** (3.41)
<i>export</i>		0.02282 *** (5.33)		0.02286 *** (5.34)
<i>profit</i>		0.00034 ** (2.46)		0.00034 ** (2.46)
<i>finance</i>		0.50582 *** (6.42)		0.50581 *** (6.42)
<i>manage</i>		-0.79553 *** (-3.34)		-0.79536 *** (-3.34)
<i>research</i>		0.56365 ** (2.30)		0.56264 ** (2.20)
<i>scale</i>		0.00023 *** (11.60)		0.00023 *** (11.61)
<i>scale</i> ²		-6.9e-09 *** (-2.86)		-6.9e-09 *** (-2.86)
<i>scost</i>		0.00003 ** (2.16)		0.00003 ** (2.16)
<i>age</i>		0.00160 *** (3.08)		0.00164 *** (3.16)
<i>market</i>		-0.19753 *** (-24.97)		-0.19747 *** (-24.96)
常数项	5.31752 *** (72.31)	5.52408 *** (67.37)	5.27984 *** (72.58)	5.45130 *** (67.05)
Hausman	824.77 [0.0000]	6430.80 [0.0000]	545.80 [0.0000]	6332.95 [0.0000]
观测值	599 940	599 938	599 940	599 938

注:***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;()内数值为 *t* 统计值;[] 内为相应检验统计量的 *P* 值;上述各模型中我们均控制了年份、城市和行业固定效应。

表 2 回归结果显示,各模型中政府补贴的回归系数均在 1% 的显著性水平上显著为负,这一结果说明,政府补贴不利于企业的全要素生产率水平提升,这一结果与孔东民等(2013)

对中国国有企业的研究结论完全相同;表2回归结果同时显示,上述各模型中政府质量与政府补贴的交互项的回归系数均在1%的显著性水平上显著为正。这一结果表明,较高的政府质量确实可以有效提升政府补贴对企业全要素生产率的促进作用。

由表2结果可以看出,中国国有企业和民营企业虚拟变量的回归系数均显著为负,而外资企业虚拟变量的回归系数均显著为正,这一结果表明,相对于外资企业,国内企业主动提升企业全要素生产率的意愿相对缺乏。

由表2结果同时可以看出,企业出口的虚拟变量回归系数显著为正,企业出口促进企业全要素生产率的提升,企业通过“出口学习”效应促进了其自身全要素生产率的提高,这一结果与张杰等(2009)的发现是一致的;表2结果还显示,企业盈利状况和融资约束的回归系数均显著为正,这一结果表明,较好的盈利能力与较小的融资约束有利于企业全要素生产率的提升,这一结果的可能原因在于,较好的盈利能力与较小的融资约束可以保证企业产业转型升级和扩大规模时的资金需求,进而提升了企业的全要素生产率水平。

企业管理水平的回归系数均显著为负,由于本文设定企业管理水平指标数值越低其管理水平越高,这说明较高的企业管理水平有利于企业全要素生产率的提高;企业研发的回归系数在5%的显著性水平上显著为正,企业研发促进了企业全要素生产率的提升,这与传统政策理念是一致的;企业规模的回归系数为正,企业规模平方的回归系数为负,这一结果表明企业规模对企业的全要素生产率存在非线性影响,适当的企业规模可以实现企业的规模经济,有利于企业全要素生产率水平的提升,过度庞大的企业规模也容易导致企业管理上的效率低下,导致企业全要素生产率水平的下降;企业沉没成本的回归系数均显著为正,我们认为其原因在于,企业沉没成本对进入该行业的企业构成选择效应,低效率企业被阻挡在行业之外,提高了进入该行业企业的全要素生产率水平;企业年龄的回归系数为正,企业年龄越大企业全要素生产率水平越高,可能的原因在于随着企业年龄的增大,企业自身管理企业转型升级等经验丰富;而市场化程度的回归系数显著为负,这说明市场化程度提升整体上不利于企业全要素生产率的提升,可能的原因在于市场化程度提高增加了企业在技术升级和实现规模经济过程中面临的外部风险。

(二)不同要素密集类型企业回归

为了研究政府补贴对不同要素密集类型企业全要素生产率的影响,我们采用分行业样本回归。我们借鉴王德文等(2004)对企业行业的分类方法,将样本中制造业企业行业划分为资本密集型行业和劳动密集型行业两个行业类别^①,考察不同行业特征条件下本文研究假定是否成立。回归结果见表3。

由表3中回归结果我们可以发现:不管资本密集型还是劳动密集型企业,政府补贴的回归系数均显著为负,即政府补贴的确不利于企业全要素生产率的提升;而政府质量与政府补贴的交互项的回归系数在5%的显著性水平上均显著为正,即较高的政府质量确实可以有效提升政府补贴对企业全要素生产率的促进作用,这与表2回归结果是完全一致的。由表3结果同时可以看出:劳动密集型企业政府补贴的系数显著小于资本密集型企业,这说明政府补贴对劳动密集型企业全要素生产率提升的阻碍作用大于对资本密集型企业的阻碍作用;

^①具体来说:劳动密集型行业包括农副食品加工业、食品制造业等12个行业;资本密集型行业包括石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业等15个行业。

劳动密集型企业政府质量与政府补贴的交互项的回归系数显著大于资本密集型企业,这也说明相对于资本密集型企业,较高的政府质量作用下的政府补贴对企业全要素生产率的提升作用在劳动密集型企业中的作用更为显著。此外,表3结果显示,不管是资本密集型企业还是劳动密集型企业,国内企业虚拟变量的回归系数均为负,外资企业虚拟变量的回归系数均显著为正,虽然国有企业虚拟变量的回归系数不够显著,但这也进一步证实了表2结论:相对于外资企业,国内企业主动提升企业全要素生产率的意愿相对缺乏。

表3 政府质量、政府补贴与企业全要素生产率(不同要素密集类型企业)

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	资本密集型	劳动密集型	资本密集型	劳动密集型
<i>subsidy</i>	-1.26664 *** (-2.89)	-1.46837 *** (-2.97)	-1.26560 *** (-2.88)	-1.46604 *** (-2.97)
<i>gindex</i> × <i>subsidy</i>	0.17715 ** (2.60)	0.21353 ** (2.55)	0.17717 ** (2.60)	0.21311 ** (2.54)
<i>domestic</i>	-0.02862 (-1.48)	-0.02557 (-1.38)		
<i>private</i>	-0.03949 ** (-2.11)	-0.04523 *** (-2.61)		
<i>foreign</i>			0.03586 * (1.94)	0.03952 ** (2.30)
<i>export</i>	0.01917 *** (2.92)	0.02108 *** (3.51)	0.01917 *** (2.92)	0.02115 *** (3.53)
<i>profit</i>	0.00043 *** (2.66)	0.00021 (1.54)	0.00043 *** (2.66)	0.00021 (1.54)
<i>finance</i>	0.56569 *** (4.37)	0.47520 *** (4.43)	0.56569 *** (4.37)	0.47532 *** (4.43)
<i>manage</i>	-0.73100 * (-1.8)	-1.05822 ** (-2.52)	-0.73083 * (-1.80)	-1.05808 ** (-2.52)
<i>research</i>	-0.15126 (-1.30)	1.04093 ** (2.43)	-0.15192 (-1.30)	1.03965 ** (2.43)
<i>scale</i>	0.00035 *** (14.18)	0.00032 *** (15.13)	0.00035 *** (14.18)	0.00032 *** (15.14)
<i>scale</i> ²	-2.1e-08 *** (-8.88)	-2.1e-08 *** (-7.46)	-2.51e-08 *** (-8.87)	-2.1e-08 *** (-7.46)
<i>scost</i>	0.00005 *** (2.95)	0.00004 ** (2.00)	0.00005 *** (2.95)	0.00004 ** (2.01)
<i>age</i>	0.00121 * (1.80)	0.00243 *** (2.78)	0.00124 * (1.84)	0.00249 *** (2.85)
<i>market</i>	-0.18230 *** (-15.93)	-0.21106 *** (-17.88)	-0.18226 *** (-15.92)	-0.21093 *** (-17.87)
常数项	5.15434 *** (21.36)	5.58436 *** (47.36)	5.15054 *** (21.66)	5.54529 *** (47.37)
Hausman	3972.63 [0.0000]	3137.49 [0.0000]	3926.20 [0.0000]	3132.27 [0.0000]
观测值	284 812	270 631	284 812	270 631

注:同表2。

表3结果显示,不同要素密集类型企业的研发投入对企业的全要素生产率的影响也不相同,资本密集型企业研发投入的回归系数不显著,而劳动密集型企业研发系数显著为正,劳动密集型企业研发投入显著促进了企业全要素生产率的提升。我们认为可能的原因在于,与资本密集型企业相比,劳动密集型企业研发周期较短,短期内资本密集型企业的

研发活动难以较快产生对企业全要素生产率的促进作用,而劳动密集型企业恰恰相反。

(三)分所有制分位数回归结果

为避免可能存在的条件分布不对称和异常值对回归结果的影响,我们采用分位数回归来确定不同全要素生产率水平下回归结果的变化趋势。分位数回归(Koenker and Jr.Bassett, 1978)使用残差绝对值的加权平均作为最小化的目标函数,不易受极端值影响,分位数回归还能提供关于变量条件分布的全面信息,可对相关假定进行全面、有效的检验。为避免不同分位数水平上的回归残差不服从独立同分布,我们采用自助法进行解决(Kocherginsky et al., 2005),通过对原样本的不断抽样来获取更多的自助样本,在计算每个自助样本该分位数的基础上,得到原样本在该分位数上的分布,从而计算得到其自助标准差,最后在分位数回归中使用该分位数上的自助标准差进行估计,以避免回归残差不服从独立同分布可能构成的影响。回归结果见表4和表5:

表4 企业所有制分位数回归结果 I (内资企业)

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
<i>subsidy</i>	-2.68500 *** (-11.66)	-2.13593 *** (-11.75)	-1.64092 *** (-10.54)	-1.10319 *** (-6.98)	0.10591 (0.51)
<i>gindex</i> × <i>subsidy</i>	0.35264 *** (7.67)	0.32912 *** (9.45)	0.25025 *** (9.12)	0.16325 *** (6.16)	-0.01318 (-0.38)
<i>domestic</i>	-0.08094 *** (-15.98)	-0.11558 *** (-30.62)	-0.14332 *** (-37.97)	-0.15243 *** (-36.23)	-0.15039 *** (-24.63)
<i>private</i>	-0.02869 *** (-6.55)	-0.10695 *** (-33.42)	-0.17083 *** (-54.05)	-0.21264 *** (-60.86)	-0.25326 *** (-50.06)
<i>export</i>	0.05297 *** (13.65)	0.01495 *** (5.21)	-0.02108 *** (-7.35)	-0.06273 *** (-19.61)	-0.08704 *** (-18.60)
<i>profit</i>	0.00032 *** (3.22)	0.00154 *** (33.74)	0.00825 *** (307.57)	0.02024 *** (1038.1)	0.01813 *** (635.81)
<i>finance</i>	2.67599 *** (24.02)	3.78860 *** (70.3)	4.27513 *** (119.95)	3.69669 *** (121.97)	2.35115 *** (53.82)
<i>manage</i>	-3.45317 *** (-151.81)	-4.75554 *** (-293.53)	-5.87528 *** (-273.24)	-5.93829 *** (-155.76)	-4.42644 *** (-48.35)
<i>research</i>	1.09785 *** (16.54)	2.46226 *** (55.15)	4.27597 *** (90.05)	5.80466 *** (76.4)	5.22118 *** (69.49)
<i>scale</i>	0.00132 *** (232.54)	0.00134 *** (335.44)	0.00125 *** (346.31)	0.00113 *** (298.95)	0.00102 *** (147.16)
<i>scale</i> ²	-1.8e-07 *** (-570.73)	-1.8e-07 *** (-692.42)	-1.3e-07 *** (-425.72)	-7.7e-08 *** (-147.02)	-4.7e-08 *** (-42.07)
<i>scost</i>	0.00031 *** (20.88)	0.00068 *** (78.91)	0.00120 *** (198.39)	0.00162 *** (340.74)	0.00173 *** (320.52)
<i>age</i>	-0.00135 *** (-6.16)	-0.00033 ** (-2.15)	0.00008 (0.52)	0.00015 (0.98)	0.00014 (0.65)
<i>market</i>	0.13501 *** (43.92)	0.04974 *** (22.87)	-0.04337 *** (-20.95)	-0.09705 *** (-43.17)	-0.12219 *** (-37.36)
常数项	3.47367 *** (308.22)	4.19728 *** (526.8)	4.99379 *** (656.93)	5.68308 *** (690.52)	6.28501 *** (529.17)
观测值	599 938	599 938	599 938	599 938	599 938

注:***、**、*分别表示参数的估计值在1%、5%、10%的统计水平上显著;()内数值为t统计值;上述各模型中我们均控制了年份、城市和行业固定效应。

表 5 企业所有制分位数回归结果 II (外资企业)

	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
<i>subsidy</i>	-3.84518 *** (-11.47)	-2.73695 *** (-11.05)	-1.65574 *** (-6.81)	-0.88443 *** (-3.30)	0.80126 ** (2.10)
<i>gindex</i> × <i>subsidy</i>	0.55724 *** (9.37)	0.49710 *** (11.32)	0.32734 *** (7.59)	0.18067 *** (3.80)	-0.07614 (-1.12)
<i>foreign</i>	0.04111 *** (9.45)	0.10927 *** (34.00)	0.16427 *** (52.04)	0.19630 *** (56.39)	0.22266 *** (44.93)
<i>export</i>	0.05578 *** (13.64)	0.01547 *** (5.12)	-0.02179 *** (-7.35)	-0.06412 *** (-19.59)	-0.08830 *** (-18.95)
<i>profit</i>	0.00032 *** (8.37)	0.00153 *** (54.19)	0.00828 *** (298.03)	0.02041 *** (666.38)	0.01831 *** (419.71)
<i>finance</i>	2.71215 *** (53.35)	3.79320 *** (101.00)	4.25289 *** (115.29)	3.64770 *** (89.66)	2.29046 *** (39.54)
<i>manage</i>	-3.45643 *** (-112.34)	-4.78116 *** (-210.34)	-5.91077 *** (-264.75)	-5.98512 *** (-243.07)	-4.50538 *** (-128.52)
<i>research</i>	1.11980 *** (16.52)	2.44272 *** (48.77)	4.29431 *** (87.28)	5.85205 *** (107.85)	5.35953 *** (69.38)
<i>scale</i>	0.00131 *** (254.84)	0.00134 *** (354.34)	0.00125 *** (335.17)	0.00114 *** (278.18)	0.00103 *** (176.53)
<i>scale</i> ²	-1.7e-07 *** (-393.16)	-1.8e-07 *** (-527.39)	-1.3e-07 *** (-412.12)	-7.8e-08 *** (-216.39)	-4.7e-08 *** (-92.17)
<i>scost</i>	0.00032 *** (36.60)	0.00068 *** (106.88)	0.00120 *** (191.93)	0.00163 *** (236.06)	0.00175 *** (178.20)
<i>age</i>	-0.00198 *** (-9.89)	-0.00043 *** (-2.90)	0.00039 *** (2.71)	0.00085 *** (5.30)	0.00117 *** (5.10)
<i>market</i>	0.13982 *** (47.45)	0.05043 *** (23.17)	-0.04433 *** (-20.73)	-0.09920 *** (-42.07)	-0.12250 *** (-36.49)
常数项	3.42023 *** (350.88)	4.08587 *** (567.37)	4.83059 *** (682.95)	5.48778 *** (703.48)	6.05302 *** (545.01)
观测值	599 938	599 938	599 938	599 938	599 938

注:同表 4。

表 4 与表 5 显示:

(1) 在 10%、25%、50%、75%分位数水平下,政府补贴的回归系数均显著为负,政府补贴不利于企业全要素生产率的提升,但随着分位数水平的提高,政府补贴的回归系数显著增大,政府补贴对企业全要素生产率的阻碍作用在不断下降;由表 4、表 5 同时可以看出,在 10%、25%、50%、75%分位数水平下,政府质量与政府补贴的交互项的回归系数均在 1% 显著性水平下显著为正,这一结果表明,较高的政府质量确实可以有效提升政府补贴对企业全要素生产率的促进作用。由回归结果同时可以发现,随着分位数水平的提高,政府质量与政府补贴交互项的回归系数在逐渐下降,在 90%的分位数水平下,政府质量与政府补贴交互项的回归系数变得不显著,这一结果表明,随着企业全要素生产率分位数水平的提高,较高的政府质量对政府补贴效用的提升作用在逐渐降低,当企业全要素生产率处于 90%的分位数水

平下时,较高的政府质量对政府补贴效用的提升作用开始变得不明显。

(2)在表4与表5模型中,国有企业和民营企业虚拟变量的回归系数均显著为负,外资企业虚拟变量的回归系数显著为正,随着分位数水平的上升,国有企业虚拟变量的回归系数呈现“U”型变化,民营企业虚拟变量的回归系数逐渐降低,外资企业虚拟变量的回归系数逐渐上升。

(3)随着分位数水平的提高,企业出口虚拟变量的回归系数在中位数上由正转为负,这一结果表明,对于适中技术水平的企业而言,出口有利于企业全要素生产率的提高;企业沉没成本的回归系数显著为正,随着分位数水平的提高,企业沉没成本对企业全要素生产率的促进作用在不断提升;同时可以看出,随着分位数水平的提高,企业年龄的回归系数为由负变为正,这表明,企业全要素生产率水平较低时,企业年龄较大反而不利于其全要素生产率水平的提升,企业全要素生产率水平较高时,企业年龄增加对企业全要素生产率水平具有显著的提升作用;随着分位数水平的提高,市场化程度的回归系数由正变为负,这表明,当企业全要素生产率水平较低时,地方市场的市场化程度提高有利于企业全要素生产率的提升,而企业全要素生产率水平较高时,市场化程度提高不利于企业全要素生产率的提升。

五、结论与建议

本文采用2005-2007年中国制造业企业微观数据和世界银行(2006)中国120个城市调查数据构建的政府质量指标的匹配数据,对政府质量、政府补贴与企业全要素生产率的关系进行了实证检验,研究发现:样本期间政府补贴总体上不利于企业全要素生产率的提升,较高的政府质量可以提升政府补贴对企业全要素生产率的促进作用。随着企业全要素生产率水平的提高,政府补贴对企业全要素生产率的阻碍作用逐渐降低。本文研究结果同时显示,相对于外资企业,国内企业主动提升企业全要素生产率的意愿相对缺乏。

近年来,随着中国出口的持续增长,中国出口产品在全球遭遇越来越多的反倾销与反补贴调查,对于处于转轨经济时期的中国来说:一方面针对中国企业的反补贴调查日益增多,降低政府补贴强度势在必行;另一方面当前中国地方经济和企业面临竞争力缺失等困境,政府补贴对企业出口(施炳展等,2013)、地方经济增长(Harris and Robinson, 2004)等的重要性不言而喻。如何才能在WTO规则框架内实现合理补贴,有效避免反补贴调查的同时,促进企业全要素生产率水平的提升,进而实现提升经济增长质量和产业升级,这是当前中国政府亟待解决的一个问题。

虽然政府补贴总体层面未能促进企业全要素生产率的提升,但政府质量的改进可以提升政府补贴的资源配置水平,从根本上改变政府补贴不利于企业全要素生产率水平提升的“非健康”状态。本文的研究结论为政府补贴问题的解决提供了新的思路。首先,从补贴源头入手,选择合适的补贴对象,而不是一味地盲目提高政府补贴强度,同时完善政府补贴的分配机制,提升补贴企业甄选过程的信息透明度。其次,完善地方政府政绩考核机制,为地方政府补贴目标的转变提供动力,杜绝地方财政分权和政治晋升锦标赛情形下,地方政府对短期经济增长目标的不合理追逐。最后,对中国政府而言,需要强化监管机制,进而优化地方政府治理水平,为地方企业发展营造一个良好的制度环境。这样,才能以较小的政府补贴强度实现改善经济增长质量和产业升级的长远目标,同时避免日趋严重的国际反补贴调查。

参考文献:

- 1.安同良、周绍东、皮建才,2009:《R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应》,《经济研究》第 10 期。
- 2.陈德球、李思飞、王丛,2011:《政府质量、终极产权与公司现金持有》,《管理世界》第 11 期。
- 3.樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》,经济科学出版社。
- 4.孔东民、刘莎莎、王亚男,2013:《市场竞争、产权与政府补贴》,《经济研究》第 2 期。
- 5.林毅夫,2008:《经济发展与转型——思潮、战略与有生命力》,北京大学出版社。
- 6.邱斌、刘修岩、赵伟,2012:《出口学习抑或自选择:基于中国制造业微观企业的倍差匹配检验》,《世界经济》第 4 期。
- 7.施炳展、逯建、王有鑫,2013:《补贴对中国企业出口模式的影响:数量还是价格?》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 8.孙少勤、邱斌、唐保庆、赵伟,2014:《加工贸易存在“生产率悖论”吗?——一个经验分析与理论解释》,《世界经济与政治论坛》第 2 期。
- 9.王德文、王美艳、陈兰,2004:《中国工业的结构调整、效率与劳动配置》,《经济研究》第 4 期。
- 10.余明桂、回雅甫、潘红波,2010:《政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性》,《经济研究》第 3 期。
- 11.袁堂军,2009:《中国企业全要素生产率水平研究》,《经济研究》第 6 期。
- 12.张杰、李勇、刘志彪,2009:《出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999-2003》,《管理世界》第 12 期。
- 13.张杰、张培丽、黄泰岩,2010:《市场分割推动了中国企业出口吗?》,《经济研究》第 8 期。
- 14.Beason, R., and D.E. Weinstein. 1996. “Growth, Economies of Scale, and Targeting in Japan (1955-1990).” *The Review of Economics and Statistics* 78(2):286-295.
- 15.Brandt, L., J. van Biesebroeck, and Y. Zhang. 2012. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97(2):339-351.
- 16.Cai, H., and Q. Liu. 2009. “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms.” *The Economic Journal* 119(537):764-795.
- 17.Harris, R., and C. Robinson. 2004. “Industrial Policy in Great Britain and Its Effect on Total Factor Productivity in Manufacturing Plants, 1990-1998.” *Scottish Journal of Political Economy* 51(4):528-543.
- 18.Harris, R., M. Trainor. 2005. “Capital Subsidies and Their Impact on Total Factor Productivity: Firm-Level Evidence from Northern Ireland.” *Journal of Regional Science* 45(1):49-74.
- 19.Knack, S., and P. Keefer. 1995. “Institutions and Economic Performance: Cross-country Tests Using Alternative Institutional Measures.” *Economics & Politics* 7(3):207-227.
- 20.Koenker, R., and G. Jr Bassett. 1978. “Regression Quantiles.” *Econometrica* 46(1):33-50.
- 21.Kocherginsky, M., X. He, and Y. Mu. 2005. “Practical Confidence Intervals for Regression Quantiles.” *Journal of Computational and Graphical Statistics* 14(1):41-45.
- 22.La Porta, R., F. Lopez de Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny. 2002. “Investor Protection and Corporate Valuation.” *Journal of Finance* 57(3):1147-1170.
- 23.Lee, J.W. 1996. “Government Interventions and Productivity Growth.” *Journal of Economic Growth* 1(3):391-414.
- 24.North, Douglass. 1981. *Growth and Structure Change*. New York: W.W. Norton.
- 25.Obeng, K., and R. Sakano. 2000. “The Effects of Operating and Capital Subsidies on Total Factor Productivity: A Decomposition Approach.” *Southern Economic Journal* 67(2):381-397.
- 26.Skuras, D., K. Tsekouras, E. Dimara, and D. Tzelepis. 2006. “The Effects of Regional Capital Subsidies on Productivity Growth: A Case Study of the Greek Food and Beverage Manufacturing Industry.” *Journal of Regional Science* 46(2):355-381.

(下转第 69 页)

19. Garber, A. M., and J. Skinner. 2008. "Is American Health Care Uniquely Inefficient?" *Journal of Economic Perspectives* 22(4): 27–50.
20. Gravelle, H. 1999. "Capitation Contracts: Access and Quality." *Journal of Health Economics* 18(3): 315–340.
21. McClellan, M. 1997. "Hospital Reimbursement Incentives: An Empirical Analysis." *Journal of Economics & Management Strategy* 6(1): 91–128.
22. Montefiori, M. 2005. "Spatial Competition for Quality in the Market for Hospital Care." *European Journal of Health Economics* 6(2): 131–135.

Price Ceiling and Prospective Payment Systems: Global Budget and Capitation

Liu Xiaolu

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: This paper analyzes the effects of global budget and capitation under the price ceiling in Chinese medical market. The analysis shows that price ceiling does not only weaken the constraints of global budget and capitation on overtreatment, but also leads to dumping. Moreover, although the effects of these two payment schemes are certain and equivalent in a market without price regulation, the effects of global budget turn out to be influenced by fluctuations of the number of patients under price ceiling, implying that capitation would be a more steady and feasible option.

Keywords: Price Ceiling, Global Budget, Capitation

JEL Classification: G22, I13

(责任编辑:赵锐、彭爽)

(上接第 56 页)

27. Sutton, J. 1991. *Sunk Costs and Market Structure: Price Competition, Advertising and the Evolution of Concentration*. Cambridge MA: The MIT Press.

Government Quality, Government Subsidy and Total Factor Productivity

Xu Baochang and Xie Jianguo

(Department of International Economics and Trade, School of Economics, Nanjing University)

Abstract: This paper uses Chinese manufacturing firms data over the period 2005–2007 and the government quality index data from 120 Chinese cities constructed by World Bank (2006) to investigate the effects of government quality and government subsidy on firm total factor productivity. The results show that: (1) the current government subsidy has negative effects on firms' total factor productivity; (2) higher government quality can effectively enhance the improvement of government subsidies on firms' total factor productivity; (3) with the increase of firms' total factor productivity, the negative effects of government subsidies on firms' total factor productivity will decrease. The results of this paper show that, compared with foreign firms, domestic firms relatively lack the initiative to promote their TFP. The conclusions of this study prove that, improving the government quality can realize the targets of increasing the firms' TFP with smaller strength of government subsidy.

Keywords: Government Quality, Government Subsidy, Total Factor Productivity

JEL Classification: H11, H20, D24

(责任编辑:孙永平、陈永清)