

政府规模与资源配置效率

——基于异质性企业生产率的视角

朱 荃¹ 张天华²

(1. 广东省委党校 经济学教研部, 广东 广州 510000; 2. 华南师范大学 经济与管理学院, 广东 广州 511400)

摘要: 中国政府规模如何影响资源配置效率? 沿用 Hsieh and Klenow(2009) 的方法, 利用中国工业企业数据库和市级财政数据, 在对中国各地级市 1998—2007 年资源配置状况进行精确测算的基础上, 实证检验了地方政府规模与资源配置效率的关系。结果发现, 以政府规模衡量的政府经济干预恶化了中国的资源配置效率。进一步的研究表明, 政府规模对国有经济部门资源配置效率的影响比对非国有经济部门更大; 在时间上, 政府规模对资源配置效率影响在短期中断后会重现, 并将持续一个较长的时期。

关键词: 政府规模; 资源配置; 异质性企业; 生产率; 工业企业

中图分类号: F019.3 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2016)03-0041-10

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.03.005

一、引言

自 2008 年以来, 在国内外诸多因素的综合作用下, 中国经济下行压力凸显。中国政府实施了旨在扩大内需、促进经济平稳较快增长的积极财政政策, 并出台了包括四万亿支出计划在内的一揽子政策措施。伴随着这些政策的实施, 中国政府支出快速增长, 并由此导致政府规模显著攀升。在此背景下, 政府规模与经济增长的关系这一宏观经济研究中的基本问题吸引了学者们新一轮的关注。

学界对这一问题的研究由来已久却并没有一致的结论。一方面, 传统的宏观经济理论认为, 政府支出规模的增加有利于促进经济增长。改革开放以来中国经济在政府主导的资源配置模式下表现出的不俗增长业绩似乎也印证了这一结论。Qian and Weingast^[1] 认为, 中国政府采用的中央—地方财政分权机制使地方政府掌握了更多资源, 激发了地方政府优化资源配置的动力, 直接促进了中国经济长期持续增长。Ram^[2]、Kormendi^[3]、Ghali^[4] 等也使用世界其他国家的数据为这一结论提供了更丰富的经验证据。另一方面, 许多研究发现, 政府对经济的过度干预会恶化资源配置、降低资源利用效率从而不利于经济绩效的提升。比如 Restuccia and Rogerson^[5] 发现, 政府干预是一国总体生产率低于潜在水平的重要原因。Guseh^[6]、Folster and Henrekson^[7]、Roy^[8]、姜磊^[9] 等实证研究也表明, 政府规模对经济增长有着显著的负面影响。而近年来越来越多的学者发现, 政府规模与经济增长之间并不是一种单调的“非正即负”的线性关系, 而是一种非线性关系^[10-11]。其内在逻辑是, 当政府规模较小时, 公共物品与服务的供给往往相对不足, 此时政府通过扩大公共支出能有效地弥补市

收稿日期: 2015-10-14; 收回日期: 2016-04-20

作者简介: 朱荃(1987—), 男, 湖北天门人, 广东省委党校(广东行政学院) 经济学教研部讲师, 中山大学经济学博士, 研究方向为开放经济、异质性企业理论; 张天华(1985—), 男, 河南信阳人, 华南师范大学经济与管理学院博士后, 经济学博士, 研究方向为经济增长、企业效率理论。

场的“失灵”与“缺位”，从而促进经济增长。但随着政府规模的扩大，政府过度干预经济会导致资源的浪费与无效配置，从而对经济发展带来负面影响。

从以上文献可知，政府规模对经济增长可能产生负面影响的重要原因是政府对经济的过度干预会导致资源配置效率的低下，从而降低经济的增长绩效。那么，在中国，政府对经济的干预对资源配置效率产生了怎样的影响？纵观现有文献，并没有学者从这一视角来研究政府规模与经济绩效的关系，而对这一问题的回答不仅有助于明晰中国政府干预影响经济增长绩效的内在机制，从而正确评价中国现行财政政策的宏观经济效应；还有助于更好地界定经济新常态背景下“看得见的手”和“看不见的手”之间的关系，为我国政府职能转变的意义和方向提供参考依据。

参考 Hsieh and Klenow^[12]，本文试图基于企业异质性生产率的分布状况来对资源配置效率进行衡量。传统研究生产率的文献局限于对单个代表性企业的生产率水平进行研究，并且都以生产企业同质性假定为前提。事实上，该假定并不符合企业之间存在巨大生产率差异的事实，也忽略了企业间生产率差异所蕴含的意义^[13-15]。Hsieh and Klenow^[12]发现，在资源完全有效配置的情况下，企业之间的生产率水平没有差异；而企业之间的生产率水平差异越大，表明一国的资源误配越严重，因此可以使用企业生产率的分布状况来衡量资源错配程度。近年来，国内越来越多的文献开始使用这一方法来探讨中国的资源配置扭曲问题，如聂辉华和贾瑞雪^[16]、陈永伟和胡伟民^[17]、邵宜航等^[18]的研究。本文沿用这一方法，利用 1999—2007 年中国工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》建立以地市级地区^①为单位的的面板数据，在对资源配置效率进行精确测算的基础上实证检验地方政府规模与资源配置效率的关系。为排除政府规模以外的因素对资源配置状况的影响，我们也对地区区位、城市规模等因素进行了控制。此外，本文也通过对样本数据进行处理，分所有制和行业检验了结果的稳健性。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分介绍基于异质性企业生产率分布测算资源配置效率的方法，第三部分介绍本文实证使用的数据和主要指标的测算，第四部分实证分析政府规模和资源配置之间的关系，第五部分是结论。

二、资源配置效率的测算方法

Hsieh and Klenow^[12]曾在一个包含异质性企业的垄断竞争模型框架下，证明了企业生产率分布的离散程度可以反映资源配置效率，为说明资源错配对全要素生产率的影响，下面简单介绍其模型。

假设代表性企业生产一种最终产品，该产品处于完全竞争市场。企业以行业 s 的产出 Y_s 为原料，以 C-D 生产函数形式生产最终产品：

$$Y = \prod_{s=1}^S Y_s^{\zeta_s} \quad \text{其中，} \sum_{s=1}^S \zeta_s = 1 \quad (1)$$

企业的成本最小化问题为：

$$C(Y) = \min \sum_{s=1}^S P_s Y_s, \quad \text{s. t. : } \prod_{s=1}^S Y_s^{\zeta_s} \geq Y \quad (2)$$

上述问题的一阶条件为： $P_s Y_s = \zeta_s P Y$ ，其中 P_s 代表行业产出 Y_s 的价格， P 代表最终产品的价格， ζ_s 表示原料 Y_s 的产出弹性。行业产出 Y_s 是中间产品 M_s 的 CES 加总：

$$Y_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma_s-1}{\sigma_s}} \right)^{\frac{\sigma_s}{\sigma_s-1}} \quad (3)$$

不同产品有不同的生产率，即企业全要素率 (TFP) 不同。假定 s 个行业中所有产品生产工艺相同，则行业内企业的资本与劳动份额相同，企业按照规模报酬不变的 C-D 形式生产函数进行生产：

$$Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{1-\alpha_s} \quad (4)$$

(4) 式中 Y_{si} 表示第 s 个行业中第 i 种产品的产出， K_{si} 为第 s 个行业中第 i 种产品生产投入的资本， L_{si} 为第 s 个行业中第 i 种产品生产投入的劳动力， α_s 为资本产出弹性。不同行业企业的资本和劳动

份额可以不同,但同一行业企业的资本和劳动份额相同。

在 Hsieh and Klenow^[12] 研究的基础上,我们引入政府偏向性政策扭曲,则行业 s 中企业 i 的利润最大化问题为:

$$\max_{P_{si}, K_{si}, L_{si}} (1 - \tau Y_{si}) P_{si} Y_{si} - w L_{si} - (1 + \tau K_{si}) R K_{si}, \quad \text{s. t. : } Y_{si} = Y_s \left[\frac{P_{si}}{P_s} \right]^{-1} \quad (5)$$

求解上述最大化问题得:

$$L_{si} = \left(\frac{1 - \tau Y_{si}}{w} \right)^{-1} \left(\frac{R}{1} \right)^{1-s(1-\tau)} \left(\frac{W_{si}}{1 - \tau Y_{si}} \right)^{1-s(1-\tau)-1} Y_s \frac{A_{si}^{-1} (1 - \tau Y_{si})^{-1}}{(1 + \tau K_{si})^{1-s(1-\tau)-1}} \quad (6)$$

$$K_{si} = \left(\frac{1 - \tau Y_{si}}{R} \right)^{-1} \left(\frac{R}{1} \right)^{1-s(1-\tau)-1} \left(\frac{W_{si}}{1 - \tau Y_{si}} \right)^{1-s(1-\tau)-1} Y_s \frac{A_{si}^{-1} (1 - \tau Y_{si})^{-1}}{(1 + \tau K_{si})^{1-s(1-\tau)-1}} \quad (7)$$

为了将总的 TFP 表示为资本和劳动误配的方程,在资本和劳动的需求 K_{si} 和 L_{si} 已知的情况下,解出资源在各部门的均衡分布条件:

$$L_s = \sum_{i=1}^{M_s} L_{si} = L \frac{(1 - \tau Y_s) (C_s / \overline{\text{MRPL}}_s)}{\sum_s (1 - \tau Y_s) (C_s / \overline{\text{MRPL}}_s)} \quad (8)$$

$$K_s = \sum_{i=1}^{M_s} K_{si} = K \frac{1_s (C_s / \overline{\text{MRPK}}_s)}{\sum_s 1_s (C_s / \overline{\text{MRPK}}_s)} \quad (9)$$

其中 $\overline{\text{MRPL}}_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} \frac{1}{1 - \tau Y_{si}} \frac{P_{si} Y_{si}}{P_s Y_s} \right)$ 和 $\overline{\text{MRPK}}_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} \frac{1 + \tau K_{si}}{1 - \tau Y_{si}} \frac{P_{si} Y_{si}}{P_s Y_s} \right)$ 分别表示行业劳动和

资本的边际产品价值的加权值。 L 和 K 代表劳动和资本的总供应量,可以将总产品表示为 K_s 、 L_s 以及行业 TFP 的函数:

$$Y = \prod_{s=1}^S (\text{TFP}_s \cdot K_s^{1-s} L_s^{1-s})^{C_s} \quad (10)$$

为了区别物质生产率和收入生产率,定义如下两个函数:

$$\text{TFPQ}_{si} = A_{si} = \frac{Y_{si}}{K_{si}^{1-s} L_{si}^{1-s}}, \quad \text{TFPR}_{si} = P_{si} A_{si} = \frac{P_{si} Y_{si}}{K_{si}^{1-s} L_{si}^{1-s}}$$

有了 TFPR 的表达式,我们可以将行业 TFP 表示为:

$$\text{TFP}_s = \left[\sum_{i=1}^{M_s} \left(A_{si} \cdot \frac{\overline{\text{TFPR}}_s}{\text{TFPR}_{si}} \right)^{-1} \right]^{\frac{1}{1-s}} \quad (11)$$

其中 $\overline{\text{TFPR}}_s = (\overline{\text{MRPK}}_s)^{1-s} (\overline{\text{MRPL}}_s)^{1-s}$ 是行业资本和劳动平均产出价值的加权。如果不存在扭曲,则 TFP 为 $\bar{A}_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} A_{si}^{-1} \right)^{\frac{1}{1-s}}$, 此式是资源得到有效配置时的行业全要素生产率。

假定 $A (= \text{TFPQ})$ 和 TFPR 服从联合正态分布,则总的 TFP 有简单的闭式解:

$$\log \text{TFP}_s = \log \bar{A}_s - \frac{1}{2} \text{var}(\log \text{TFPR}_{si}) \quad (12)$$

从 (12) 式可以看出,资源误配对行业总的 TFP 的负效应可以由 TFPR_{si} 对数的方差描述,这意味着当企业的生产率离散程度较高时,资源的错配更严重,此时行业总的 TFP 会离资源有效配置时的该行业的全要素生产率更远;当不存在资源错配即方差为零时,行业总的 TFP 就等于资源有效配置时该行业的全要素生产率。

三、数据与衡量

(一) 数据说明

由于工业统计常常忽略没有城市户口的流动人口,导致宏观的工业就业数据一般都低估了工业部门的就业人数。因此,以宏观数据分析异质性企业生产率,常常会高估工业部门的劳动生产率水平及其增长率,直接利用企业数据则可以避免这一问题。因此,我们通过用微观企业数据估计的生产率来测算资源配置状况。具体而言,本文将使用国家统计局的中国工业企业数据库(1998—2007)样本进行实证分析。

根据企业数据的一般处理程序^[19-20],我们剔除了以下观测值:核心财务指标空缺或者为0的观测值;不符合一般会计准则的观测值,包括利润率大于1的观测值,流动资产多于总资产的观测值,固定资产多于总资产的观测值;职工人数少于10个的观测值等。此外,本文重点关注有时间间断的样本观测值,一般而言,这些时间间断的观测值产生的原因往往是企业在某些年份误填了企业代码。鉴于此,可以根据企业名称或其他关键词搜寻缺失的观测值,以尽可能纠正样本误配。删除了重复的同一观测值;对其他企业误填了该企业代码的情况,我们通过企业名称或其他关键词重新匹配该企业的观测数据^②。经过上述处理,最终获得了包含中国30个省级地区(西藏除外)的近180万个观测值。

(二) 生产率的衡量

本文采用OP方法对生产率进行估计,并将估计结果与用普通最小二乘法估计的结果进行对比,以观察纠正效果。在使用OLS和OP方法估计企业生产率的过程中,为尽可能保证结果的准确性,本文对样本数据还进行了以下处理:

其一,生产率分为实际生产率和名义生产率,二者所使用的价格平减因子不同。企业间资源误配的程度只能由企业名义生产率离散程度衡量,因此我们在估计TFP的过程中使用行业水平价格平减因子对名义变量进行价格平减^③。

其二,鉴于存货的存在会导致企业的产出与销售收入不一致,因此我们用工业总产值衡量产出。资本投入用企业的固定资本净值衡量,投资由永续盘存法计算得出,即 $K_{i,t} = K_{i,t-1}(1 - D_i) + I_{i,t}$,其中,折旧率设定为12%。劳动投入用企业职工人数衡量,中间产值采用企业的报告值。此外,为得到以上名义变量的实际值,我们也对其使用价格进行了平减。考虑到1986—2006年间,投入品的价格上涨了20.3%,远高于产成品价格上升的幅度,若使用同一工业品出厂价格指数对二者进行平减会高估投入品的实际值。因此,我们通过对工业产品价格^④进行加权,赋予工业原材料和能源价格更高的权重来求得投入品价格指数。

其三,由于我国的产业分类标准在2002年进行了调整,前后两种行业分类标准的差异主要体现在四位数行业分类上。本文的价格平减在四位数行业分类水平上进行,为使平减口径一致,我们参照Brandt *et al.*^[21]的做法,对2002年前后的行业分类进行了统一行业代码的处理。此外,由于本文的研究对象是制造业,我们也剔除了2002年之后被归为工业服务业的相关行业以及采矿业和电力能源行业。经过这一处理,我们共剔除95 614个样本,占整体样本的4.5%。在以上数据处理的基础上,使用OLS和OP方法估算的结果如表1所示。

(三) 政府规模的衡量

《中国城市统计年鉴》中的地区政府支出从2003年开始统计,而中国工业企业数据库从1998年开始收集数据,这就产生了数据年份不匹配的

表1 普通最小二乘法与OP法估计结果对比

	OLS		OP	
	系数	方差	系数	方差
AGE	-0.000 9	2.08E-05	-0.000 23	0.000 364
lnk	0.023 621	0.000 478	0.073 472	0.002 261
lnl	0.129 444	0.000 68	0.128 798	0.001 357
lnm	0.826 996	0.000 521	0.808 806	0.001 394
t	0.062 083	0.000 221	0.058 745	0.000 362

问题。为了解决该问题,我们以时间跨度较大的市区政府支出替代地区政府规模,但这种处理方式需要这二者具有高度的相关性。从图1可以看出,地区城市政府规模和地区政府规模发展趋势具有高度的一致性。我们对二者进行回归分析,普通最小二乘估计结果的R-square达到0.8974,固定效应模型的组间估计R-square达到0.9493,说明二者高度相关,所以用其中一个指标替代另一个指标是可行的。

四、计量分析结果与讨论

(一) 计量分析

根据引言部分的分析,我们建立如下实证模型:

$$\text{square}(\text{TFP}_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{FIN}_{it} + \alpha_2 \text{URB}_{it} + \alpha_3 \text{STR}_{it} + u_{it}$$

其中 $\text{square}(\text{TFP}_{it})$ 表示城市 i 在 t 期规模以上制造业企业 TFP 的方差, FIN_{it} 表示城市 i 在 t 期的预算内财政支出占 GDP 的比重, URB_{it} 和 STR_{it} 是控制变量,分别代表城市化程度和产业结构。 α_1 是我们关注的系数,当 α_1 为正时,政府的经济参与恶化了资源配置效率,当 α_1 为负时,政府的经济参与改善了资源配置效率。

国有经济是中国经济的重要组成部分,也是政府干预经济的重要渠道。政府可以通过行政命令和各种资源的调度直接有效地影响国有企业的经济行为,相比之下,政府对非国有经济的掌控比较弱,因为直接干预的途径较少,所以政府对非国有企业的影响要小一些。因此,分析微观企业资源配置效率时,必须考虑企业性质的差异,政府的经济干预行为对不同性质企业的资源配置效率的影响程度应该有所不同。为了验证这一点,我们分所有制检验政府规模与配置效率之间的关系,结果见表2。

表2为混合普通最小二乘估计结果,从中可以看出,政府规模对总的资源配置效率的影响系数为0.741, t 值为4.52,这表明政府规模降低了总体经济的资源配置效率。分经济类型来看,政府规模对非国有经济资源配置效率的影响系数为0.884,高于对国有经济资源配置效率的影响系数0.778。这意味着政府干预对非国有经济资源配置效率的影响更大,并不符合我们的预期。

实际上,中国地区差异较大,政府行为对资源配置效率的影响在不同的地区必定存在差异,因此,在进行实证分析时应考虑个体效应。为此,我们使用控制了个体效应的面板数据模型进行估计。因为我们使用的样本接近总体,所以应该采用固定效应模型进行估计。另外,对三个样本进行 Hausman 检验的卡方值为170.28、8.31、441.11,分别在1%、5%和10%的显著性水平上拒绝了使用随机效应模型的原假设,故采用固定效应模型比采用随机效应模型更为恰当。我们采用固定效应模型进行估计的结果见表3。

面板数据模型估计结果显示,政府规模对国有企业的资源配置效率没有显著的影响,但显著降低了非国有经济的资源配置效率。而事实上,政府的支出往往偏向与其具有密切关系的国有企业,一部分国有企业从政府支出中更容易得到资源,这种国企优先的政策在减轻其市场竞争压力的同时,也导致其生产率将随着政府规模的扩张而降低。表3的结果显示,政府规模对国有经济资源配置效率的影响并不显著,这与我们的直觉相悖。

造成这种结果的重要原因是,模型没有考虑政府支出对资源配置效率影响的中长期效应。政府

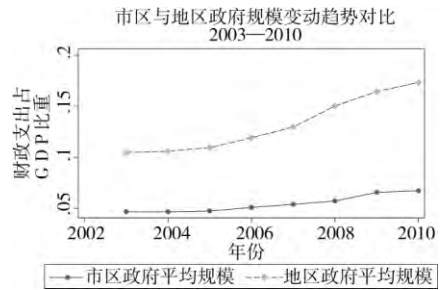


图1 地区城市政府规模与地区政府规模趋势对比
数据来源于《中国城市统计年鉴》

表2 基本回归结果

	总体经济	国有经济	非国有经济
FIN_{it}	0.741*** (4.52)	0.778*** (3.81)	0.844*** (5.20)
URB_{it}	-0.0624* (-2.49)	-0.0584 (-1.87)	-0.0661** (-2.66)
STR_{it}	791.4 (1.94)	-60.51 (-0.12)	-954.7* (-2.30)
cons	0.589*** (61.48)	0.648*** (53.96)	0.547*** (57.21)
观测值	2599	2583	2598

注:“*”“**”“***”分别表示1%、5%和10%的显著性水平。所有回归均采用1998—2007年样本。

干预造成的影响一般会持续较长时间,既有短期也有长期影响,所以估计模型时必须考虑政府干预的长期效应。为了识别政府干预对资源配置效率影响的长期效应,我们在面板数据模型中加入了政府规模的滞后期,以控制政府行为对资源配置效率的滞后影响。对比两个指标的趋势图(图1)可以发现,政府政策效应滞后期大约为8年,因此我们在自变量中加入政府规模的1~8期滞后,再对模型进行重新估计,估计结果如表4所示。

表4的结果显示,控制了政府规模对资源配置效率影响的滞后效应后,政府规模对国有经济与非国有经济的资源配置效率都有显著的恶化效应。并且,相对于非国有经济,政府规模对国有经济的资源配置效率的影响更大。在时间上,政府规模对资源配置效率的短期影响比较大,但随着时间推移慢慢消减,到第八期基本消失。

表3 固定效应模型回归结果

	总体经济	国有经济	非国有经济
FIN _{it}	0.553** (3.04)	0.387 (1.64)	0.827*** (4.57)
URB _{it}	0.146* (2.32)	0.0728 (0.89)	0.126* (2.00)
STR _{it}	-7768.8*** (-11.92)	-2147.2* (-2.41)	-13385.0*** (-20.24)
cons	0.612*** (25.69)	0.643*** (20.72)	0.603*** (25.37)
观测值	2599	2583	2598

注：“*”“**”“***”分别表示1%、5%和10%的显著性水平。模型均通过Hausman固定效应检验。所有回归均采用1998—2007年样本。

表4 具有滞后效应的估计结果

	混合普通最小二乘法			固定效应模型		
	总体经济	国有经济	非国有经济	总体经济	国有经济	非国有经济
FIN _{it}	2.170** (3.04)	1.929* (2.13)	2.442*** (3.44)	5.442*** (8.32)	5.566*** (5.85)	5.458*** (8.41)
FIN _{it-1}	-1.903** (-2.61)	-1.423 (-1.54)	-2.315** (-3.19)	2.274*** (3.54)	3.046** (3.26)	1.769** (2.78)
FIN _{it-2}	-0.214 (-0.85)	0.00825 (0.03)	-0.304 (-1.21)	0.530* (2.19)	0.647 (1.86)	0.521* (2.17)
FIN _{it-3}	0.595* (2.40)	-0.0935 (-0.30)	0.746** (3.03)	1.240*** (5.36)	0.473 (1.42)	1.470*** (6.40)
FIN _{it-4}	0.235 (1.03)	0.497 (1.74)	0.192 (0.85)	1.019*** (4.87)	1.240*** (4.12)	1.043*** (5.03)
FIN _{it-5}	0.332 (1.47)	0.438 (1.54)	0.336 (1.50)	0.926*** (4.47)	1.043*** (3.50)	0.997*** (4.85)
FIN _{it-6}	0.0714 (0.41)	-0.0198 (-0.09)	0.108 (0.62)	0.636*** (3.90)	0.584* (2.49)	0.706*** (4.37)
FIN _{it-7}	0.0879 (0.51)	0.168 (0.77)	0.103 (0.59)	0.587*** (3.60)	0.669** (2.86)	0.641*** (3.96)
FIN _{it-8}	-0.207 (-0.94)	-0.406 (-1.47)	-0.178 (-0.81)	0.183 (0.94)	0.150 (0.54)	0.233 (1.21)
URB _{it}	-0.000150** (-2.92)	0.0000495 (0.08)	-0.00017*** (-3.39)	0.000207 (0.88)	-0.000269 (-0.79)	0.000390 (1.67)
STR _{it}	-1529.9	-1253.0	-3163.8*	-27886.8***	-11031.3***	-33195.4***

响,我们分行业对各个地区的资源配置效率进行测算,重新检验政府经济参与对企业资源配置效率的影响(由于篇幅限制,实证结果从略)。分行业实证结果显示,有15个行业的资源配置效率受到政府规模的短期(1~2期)影响,绝大部分企业受政府规模的影响在3~4期以后显现,且影响系数显著为正。也就是说,政府规模对行业资源配置效率的负面影响具有3~4年的滞后期。部分行业所受影响将持续到5~7期,但到第8期,各个行业受政府参与的影响基本消失。这些结果都与前面结论一致,说明之前的实证结果对行业差异的分析是稳健的。

2. 异常值的处理 由于工业企业数据库样本量庞大,难免出现申报错误的情况,所以对异常值的处理至关重要。由于样本量过大,无法对观测值一一核对,很可能有些异常观测值未被发现和处理,导致测算出的全要素生产率过大或过小。为了规避极端值对实证结果的影响,我们去除全要素生产率中最大的1%和最小的1%,重新检验政府规模与资源配置效率之间的关系。检验结果如表5所示。

从表5中的结果可以看出,与没有排除极端值的实证结果相比,政府规模对资源配置效率的影响系数整体有所下降,中期影响系数下降尤其显著。但总体的结论并没有变化:政府规模对资源配置效率的短期影响系数较大且比较显著,从第二期开始,影响系数下降并且显著性降低,直到第四期开始反弹,反弹一直持续到第八期。这说明,上述结论对样本中的极端值是稳健的。

3. 剔除大型企业 当企业规模达到一定的程度时,地方政府很难对企业产生影响。而且,一些大型企业的分支机构往往分散在不同的地区,将这些分指标加总得到的企业指标与企业申报地的政府规模联系起来没有实际意义。因此,有必要排除规模较大的企业,重新检验政府规模对资源配置效率的影响。按照国家统计局工业企业划分标准,大型企业为从业人员数2000人以上、销售额30000万元以上并且资产总额在40000万元以上的企业。按此标准,样本中的大型企业数为28000家,占总样本数的1.43%。我们将这部分样本排除,重新进行实证检验,结果如表6所示。

由表6可以看出,排除了大型企业后的估计结果并没有发生太大的变化。在固定效应模型估计结果中,政府规模对资源配置效率影响的短期效应(1~2期)和长期效应(4期以后)仍然显著,中期

表5 稳健性检验二:排除全要素生产率极端值后的检验结果

	混合普通最小二乘模型			固定效应模型		
	总体经济	国有经济	非国有经济	总体经济	国有经济	非国有经济
FIN_{it}	0.534*** (3.42)	0.494* (2.33)	0.570*** (3.56)	1.098*** (7.46)	1.266*** (5.56)	1.130*** (7.38)
FIN_{it-1}	-0.473** (-2.96)	-0.376 (-1.74)	-0.504** (-3.08)	0.385** (2.67)	0.780*** (3.48)	0.350* (2.33)
FIN_{it-2}	-0.0544 (-0.99)	-0.0565 (-0.76)	-0.0612 (-1.08)	0.304*** (5.58)	0.404*** (4.85)	0.303*** (5.35)
FIN_{it-3}	0.0519 (0.96)	-0.0213 (-0.29)	0.0586 (1.06)	0.358*** (6.88)	0.387*** (4.86)	0.372*** (6.86)
FIN_{it-4}	0.0741 (1.49)	0.0767 (1.15)	0.0734 (1.44)	0.386*** (8.21)	0.492*** (6.81)	0.390*** (7.97)
FIN_{it-5}	0.177*** (3.58)	0.167* (2.51)	0.175*** (3.45)	0.447*** (9.60)	0.538*** (7.53)	0.451*** (9.29)
FIN_{it-6}	0.0440 (1.16)	0.0474 (0.93)	0.0430 (1.10)	0.288*** (7.85)	0.368*** (6.55)	0.289*** (7.59)
FIN_{it-7}	0.0248 (0.65)	0.0231 (0.45)	0.0254 (0.65)	0.254*** (6.92)	0.322*** (5.74)	0.257*** (6.73)
FIN_{it-8}	-0.0119 (-0.25)	-0.0191 (-0.30)	-0.0108 (-0.22)	0.127** (2.91)	0.196** (2.93)	0.130** (2.85)
URB_{it}	-0.0000** (-3.22)	-0.0000 (-1.21)	-0.0000*** (-3.32)	0.000*** (4.04)	0.000187* (2.30)	0.00028*** (4.13)
STR_{it}	-1.010*** (-3.67)	-1.909*** (-5.16)	-1.165*** (-4.13)	-7.531*** (-15.66)	-6.853*** (-9.20)	-7.771.7*** (-15.54)
$cons$	0.340*** (96.46)	0.351*** (73.65)	0.338*** (93.40)	0.179*** (12.24)	0.132*** (5.85)	0.175*** (11.47)
观测值	1264	1257	1264	1264	1257	1264

注:“*”“**”“***”分别表示1%、5%和10%的显著性水平。固定效应模型均通过Hausman的固定效应检验。所有回归均采用1998—2007年样本,剔除了全要素生产率最大1%和最小1%的部分。

效应仍不显著。而且,总体上看,政府规模对国有经济资源配置效率的影响仍然大于对非国有经济资源配置效率的影响。这说明我们之前的结论对企业规模的分析是稳健的。

4. 分地区检验 中国由东到西各个区域经济发展水平不同,并且政府在区域治理时采取了不同的策略,各区域市场化程度也具有较大差异。相应,政府干预经济的内在机制和效果也有所不同。因此,有理由相信政府规模对资源配置效率的影响存在着区域性的差别。为此,我们分地区进行实证检验,以对比二者关系的区位差异(实证结果从略)。

分地区检验结果显示,东部地区的政府对资源配置效率

具有较强的短期影响,长期影响虽然比短期影响小很多,但有一个比较长的持续期,从第四期到第七期的影响都比较显著。中部地区政府对资源配置效率的短期影响甚至超过东部地区,长期的影响也超过了东部地区,但持续时间较短,只对四期以后的资源配置效率有强烈的短暂影响。而在西部地区,政府规模对资源配置效率几乎没有影响。原因可能在于,西部地区的政府干预更多地采取直接的政策,政府规模无法反映出这些干预行为,因此实证检验无法检测出政府行为对资源配置效率的影响。

5. 内生性问题 本文的基本结论并不会受到内生性问题的太大影响,原因主要有两个方面:(1)政府规模的形成具有外生的特性。首先,政府人员编制由具体的法规决定,受企业资源配置效率的影响较小;其次,政府的投资行为主要体现了长官意志,更具有人为干预的特性,并不是根据一个地区的情况内生决定的,因此具有外生的特性;此外,为了平衡各个地区的发展状况,转移支付在政府支出中占据着相当大的比例,这也是形成政府规模外生性的重要原因。(2)即使资源配置效率以某种无法观测的途径影响了城市的规模,也主要体现在重要控制变量的遗漏上。面板数据估计方法会通过组内求均值的方式消除这些遗漏变量的影响,因此,在一定程度上规避了内生性问题。从两种估计方法结果的对比可以看出,面板数据估计方法并未改变本文的基本结论,因此,本文的分析并不会受到内生性问题的较大影响。

五、结论与启示

本文利用中国行政市 1998—2007 年的企业面板数据,对这期间政府规模对资源配置效率的影响进行分析后得到如下结论:(1)总体上看,政府的经济参与将恶化资源配置效率,短期的恶化效应非常强烈,这种效应在短暂的中断后会重新出现,程度有所减弱,但将持续较长时间;(2)政府规模对

表 6 稳健性检验三:排除大型企业后的检验结果

	混合普通最小二乘估计			固定效应模型估计		
	总体经济	国有经济	非国有经济	总体经济	国有经济	非国有经济
FIN _{it}	2.114** (2.95)	1.791 (1.93)	2.428*** (3.41)	5.391*** (8.18)	5.435*** (5.58)	5.447*** (8.36)
FIN _{it-1}	-1.855* (-2.53)	-1.152 (-1.22)	-2.316** (-3.18)	2.308*** (3.57)	3.499*** (3.66)	1.761** (2.75)
FIN _{it-2}	-0.211 (-0.83)	-0.00833 (-0.03)	-0.302 (-1.20)	0.517* (2.12)	0.635 (1.78)	0.516* (2.14)
FIN _{it-3}	0.595* (2.40)	-0.139 (-0.44)	0.747** (3.03)	1.225*** (5.25)	0.434 (1.27)	1.465*** (6.35)
FIN _{it-4}	0.236 (1.03)	0.476 (1.63)	0.193 (0.85)	1.005*** (4.77)	1.218*** (3.95)	1.037*** (4.98)
FIN _{it-5}	0.329 (1.45)	0.409 (1.41)	0.336 (1.49)	0.909*** (4.36)	1.015*** (3.33)	0.990*** (4.80)
FIN _{it-6}	0.0723 (0.42)	-0.0434 (-0.19)	0.110 (0.64)	0.625*** (3.81)	0.566* (2.36)	0.703*** (4.33)
FIN _{it-7}	0.0899 (0.52)	0.149 (0.67)	0.107 (0.62)	0.577*** (3.52)	0.655** (2.73)	0.639*** (3.94)
FIN _{it-8}	-0.201 (-0.91)	-0.447 (-1.58)	-0.171 (-0.78)	0.177 (0.90)	0.121 (0.42)	0.235 (1.21)
URB _{it}	-0.000150** (-2.90)	0.0000207 (0.31)	-0.000174*** (-3.40)	0.000199 (0.83)	-0.000353 (-1.01)	0.000387 (1.64)
STR _{it}	-1452.8 (-1.15)	-813.9 (-0.50)	-3161.1* (-2.52)	-27583*** (-12.82)	-9653.6** (-3.04)	-33110.2*** (-15.55)
cons	0.607*** (37.44)	0.625*** (29.99)	0.596*** (37.04)	0.113 (1.73)	0.0931 (0.97)	0.0917 (1.42)
观测值	1264	1257	1264	1264	1257	1264

注：“*”“**”“***”分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。固定效应模型均通过 Hausman 的固定效应检验。所有回归均采用 1998—2007 年样本。

国有经济和非国有经济的资源配置效率都会产生影响,且影响期限相近,但相对于非国有经济,政府规模对国有经济的资源配置效率影响更大;(3)东部地区政府规模对资源配置效率的短期影响较大,持续时间更长;中部地区政府规模对资源配置效率的影响在长短期内都短促而急剧;西部地区政府规模对资源配置效率影响不显著。

以上结论为我们正确认识政府在资源配置及经济增长中的角色提供了两个重要启示。首先,本文说明了政府规模的扩大并没有帮助市场提升资源配置的效率,地方政府掌握的资源越多,则辖区内资源配置的效率越低。因此,政府直接控制资源进行大规模投资以刺激经济的传统做法值得反省。特别是,通过财政扩张进行的反经济周期政策很可能挤出了私人投资,导致大量的资源配给了低效企业,市场的优胜劣汰机制失效,降低了资源配置的效率。长期来看,这不利于经济的增长绩效。未来,我们应更加审慎地实施大规模增加政府支出的扩张性财政性政策,着重通过优化政府收支结构、正确把握税赋资金的征收规模、逐步完善政府融资渠道等辅助措施来降低政府规模扩张可能产生的负效应,增强政府支出在宏观调控中的有效性。

其次,政府的经济参与对资源配置的影响具有滞后效应。在短期急促的影响后,政府干预对资源配置效率的恶化效应会在3~4期后重现。微观企业的配置效率波动体现在宏观经济中就是经济增长的波动,这就形成了政府干预引发经济波动的另一种机制:通过影响微观企业的资源配置效率,政府行为将对3~4期后的经济有负面的影响。因此,财政政策不但不能成为经济波动的缓冲器,反而可能成为经济波动的根源。

参考文献:

- [1] QIAN Y, WEINGAST B R. Federalism as a commitment to perserving market incentives [J]. The journal of economic perspectives, 1997, 11(4): 83-92.
- [2] RAM R. Government size and economic growth: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data [J]. The American economic review, 1986, 76(1): 191-203.
- [3] KORMENDI R C. Government debt, government spending, and private sector behavior [J]. The American economic review, 1983, 73(5): 994-1010.
- [4] GHALI K H. Public investment and private capital formation in a vector error-correction model of growth [J]. Applied economics, 1998, 30(6): 837-844.
- [5] RESTUCCIA D, ROGERSON R. Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments [J]. Review of economic dynamics, 2008, 11(4): 707-720.
- [6] GUSEH J S. Government size and economic growth in developing countries: a political-economy framework [J]. Journal of macroeconomics, 1997, 19(1): 175-192.
- [7] FOLSTER S, HENREKSON M. Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries [J]. European economic review, 2001, 45(8): 1501-1520.
- [8] ROY A G. Evidence on economic growth and government size [J]. Applied economics, 2009, 41(5): 607-614.
- [9] 姜磊. 政府规模与服务业发展——基于中国省级单位面板数据的分析 [J]. 产业经济研究, 2008(3): 1-6.
- [10] CHEN S T, LEE C C. Government size and economic growth in Taiwan: a threshold regression approach [J]. Journal of policy modeling, 2005, 27(9): 1051-1066.
- [11] 杨子晖. 政府规模, 政府支出增长与经济增长关系的非线性研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2011(6): 77-92.
- [12] HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [Z]. National bureau of economic research working paper No. 13290, 2007.
- [13] HOWITT P. Endogenous growth and cross-country income differences [J]. The American economic review, 2000, 90(4): 829-846.
- [14] KLENOW P J, RODRIGUEZ-CLARE A. Externalities and growth [J]. Handbook of economic growth, 2005, 1: 817-861.

- [15] CHARI V V, KEHOE P J, MCGRATTAN E R. Business cycle accounting [J]. *Econometrica*, 2007 75(3): 781-836.
- [16] 聂辉华, 贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置 [J]. *世界经济*, 2011(7): 27-42.
- [17] 陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲, 要素错配和效率损失: 理论和应用 [J]. *经济学(季刊)*, 2011(4): 1401-1422.
- [18] 邵宜航, 步晓宁, 张天华. 资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算 [J]. *中国工业经济*, 2013(12): 39-51.
- [19] 谢千里, 罗斯基, 张轶凡. 中国工业生产率的增长与收敛 [J]. *经济学(季刊)*, 2008(3): 809-826.
- [20] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. *The review of economic studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [21] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of development economics*, 2012, 97(2): 339-351.

注释:

- ①在中国的行政体制下, 市级行政单位是重要的行政层级。市级行政单位具有高度的政策自主权, 掌握了大量的经济资源, 具有通过干预经济谋求政治升迁的强烈的动机, 其行为将对经济运行产生重要影响。因此, 我们以地市级地区为单位建立样本进行实证检验。
- ②数据库还存在着企业代码与企业名称错配的现象^[16], 我们发现这种情况一般是企业经历改制或重组后, 更换了企业代码。改制与重组将使企业性质与规模发生根本的变化, 相当于新的企业产生, 我们将其视为正常样本。至于统计失误产生的不同企业共享企业代码的情况, 经过统计发现, 同一年出现两次的企业代码有 162 个, 占总样本的 0.0076%, 对实际结果的影响可以忽略, 我们直接删除这些重复的观测值。
- ③一些研究采用分省价格指数对固定资产投资、中间品投入和产出等名义变量进行价格平减^[16]。我们发现, 同一年内各省之间的价格平减指数相差并不大, 而不同行业之间的平减指数却有很大差别, 说明分行业的价格指数才能反映变量名义值的变化, 这也是我们采用行业价格平减指数对投入和产出进行价格平减的另一个重要原因。
- ④工业品出厂价格指数有不同的获得途径。第一, 根据企业申报的工业总产值的名义值和实际值推算; 第二, 采用两位数工业分类平减指数; 第三, 采用 14 个制造业行业平减指数。我们使用推算法得到的价格平减指数。

(责任编辑: 雨 珊)

Government Scale and Resource Allocation Efficiency

ZHU Quan¹, ZHANG Tianhua²

(1. Guangdong Institute of Public Administration, Guangzhou 510000, China;

2. South China Normal University, Guangzhou 511400, China)

Abstract: How the scale of Chinese government affects the resource allocation efficiency? Using the Hsieh and Klenow (2009) method and having worked on the Chinese industrial enterprises' database, together with municipal financial data, the authors test empirically relations between local governments scales and the resource allocation efficiency, basing on accurate calculations using statistics of Chinese cities' resource allocation between 1998—2007. It is found that the greater the government scale is, the lower the efficiency of resource allocation will be. Further studies show that the government regulation economy has greater impact on resource allocation compared to non-state-owned economy. Also, the government scale has significant effects on the efficiency of resource allocation, both in the short term and in the long run.

Key words: government scale; resource allocation; heterogeneous enterprise; productivity; industrial enterprises