

在政府规模膨胀中中国如何损失了效率?

卢盛峰

(武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉, 430072)

摘要 构建了一个政府规模传导和作用于社会生产效率的理论机制模型,并基于中国 1997—2010 年 30 个省区的面板数据,实证检验了政府支出规模在增进社会生产效率中的实际效应,并对其最优膨胀速度进行测度。研究表明:在市场均衡和最优化条件下,政府规模的增加将能够正向地促进社会生产的效率改进;中国政府规模的膨胀由于超过了其最优增长速度,而一定程度上抑制了社会生产的效率改进;在增进社会生产效率目标下,政府支出规模占 GDP 比重在年份间保持一种大致稳定规模是最优和有效的。文章政策含义在于,政府规模增长应保持在一个合理、渐进的路径上,盲目、非渐进的政府规模膨胀势必导致生产效率损失。分税制改革以来,中国政府收支规模增长速度大幅高于经济增长速度,其可持续性以及由此产生的经济社会影响,需要引起社会关注和反思。

关键词 政府支出; 生产效率; 最优规模; 效率损失; 面板数据模型

中图分类号:F 812.45 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2013)02-0125-08

“中国式分权”赋予了地方政府发展经济和扩大财政收支规模的内在激励,并构成中国过去 30 多年发展历程的一个显著特征。1996 年至今的大多数年份中,中国政府财政收支规模增长速度高于经济增长速度,政府规模在社会总产出中占比日益增大。那么,这种日益强调政府手段干预经济的制度变革模式,是否有效地促进了社会资源优化配置和生产效率改进,值得关注。

国外学者对政府支出效应和规模问题的关注由来已久。早在 20 世纪 80 年代末,就有研究指出美国 20 世纪 70、80 年代生产力和经济增长下降的一个重要潜在原因在于政府规模的动态增长^[1]。Edgar 利用美国 1928—1986 年的数据分析了政府公共支出相对规模对生产效率的影响,并测度出公共支出占 GNP 的 20% 时,社会实现最大化生产力增长^[2]。Par 等检验了不同类型的政府支出对私人部门社会生产率增长的影响,分析发现:政府的转移支付、消费和总收益具有连续的负效应,教育支出具有正效应,政府投资对私人生产率提高没有影响^[3]。也有研究集中于公共投资对特定行业或者领域生产效率的影响分析。Fan 等分析发现印度政府对最低收入阶层增加投资能够形成更高的生产率,同时增

加教育公共投入也具有积极作用^[4]。Jaume 采用美国 1970—1983 年 48 个州的经验数据研究发现,公共资本能够显著地促进技术生产效率进步,但是投资于公共道路建设的公共资本会显著地降低技术效率^[5]。Rinku 等研究发现扩大在教育、道路和研究方面的公共投资能够很好的促进农业生产效率提高^[6]。Arup 等研究发现增加公共投资对印度制造业生产效率提高具有很强的激励效应^[7]。Romeo 等基于 1974—2000 年菲律宾地区农业数据,研究公共设施对农业生产率的影响发现,公共设施有效地降低了生产成本并由此增进了农业生产技术增长^[8]。Pierre 等研究发现,公共资本投资特别是基础设施、教育健康等投资,能够极大地促进社会产出的生产效率^[9]。

近些年来,国内学者也逐渐关注于这一问题,并从实证角度对这种作用机制进行分析。陈迅等基于中国 1997—2003 年 31 个省区面板数据研究发现,公共支出在 GDP 中的相对规模显著地降低了社会生产的技术效率,但是该研究也发现诸如企业挖潜改造支出等项目的 GDP 占比对技术效率具有显著的促进作用^[10]。Chen 等分析发现,提高公共支出占 GDP 的比重会降低生产的技术效率,但是提高公

收稿日期:2012-10-15

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国城乡环境基本公共服务非均等程度评估及均等化路径研究”(11&ZD041)。

作者简介:卢盛峰(1985-),男,博士研究生;研究方向:财税政策与收入再分配。E-mail:lsfjinlin@yahoo.com.cn

共支出中某些部分占 GDP 的比重能够提高技术效率^[11]。成力为等基于中国省市 28 个制造业的面板数据分析了政府财政支出竞争对区域资本配置效率的影响,研究发现地方政府财政支出竞争所设置的诸如要素流动壁垒、引资竞争等行为导致了区域产业资本配置低效^[12]。冯宗宪等基于中国 2001—2007 年 30 个省区的面板数据分析发现,政府投入对大中型工业企业创新活动的技术效率存在不显著的负向影响,而对创新活动的规模效率存在显著负向影响^[13]。谢里等选取 2000—2008 年中国 29 个省市级面板数据研究表明,相对于政府研发经费以及交通基础设施投资而言,政府对教育、资源、通讯和环保的公共投资更能够显著地促进中国全要素生产率的提高^[14]。

相对于既有研究,本文拟将社会技术改进内生,并从理论机制上揭示政府规模对生产效率的内在传导机制,弥补现有实证研究中无法解释内在机理的不足;同时采用静态和动态面板实证技术对比较分析和解释中国政府支出规模膨胀未能有效激励社会生产技术改进的制度性根源,并剖析财政规模年年超经济增长的经济后果。

一、政府规模对生产效率的理论传导机制

本文考虑一个典型经济体,在经济活动中代表性个体,同时作为生产者和消费者进入模型系统。其效用函数受到消费水平 C_t 和闲暇 $1-N_t$ 的影响,同时使用劳动 N_t 和资本 K_t 从事生产,面临的不变规模报酬生产技术,由式(1)给出:

$$Y_t = A_t N_t^{1-\alpha} K_t^\alpha \quad (1)$$

其中, A_t 为生产技术, $N_t \in (0, 1)$, 同时参数满足 $0 < \alpha < 1$ 。

进一步对社会技术进步方程予以刻画:

$$A_{t+1} = a G_t^b A_t^{1-b} \quad (2)$$

这里同样将技术“生产”设定为规模报酬不变形式。式(2)表明当期生产技术将受到上一期技术水平,以及政府规模 G_t 的影响。这里 a 和 b 均为外生参数,并且有 $0 < b < 1$ 。

为了得到技术进步的显性表达式,我们进一步假定,政府资金全部用于促进社会技术创新,并受到预算平衡约束。在给定税率 τ 基础上,可以得到政府收支平衡方程:

$$G_t = \tau Y_t \quad (3)$$

至此,我们实现了对政府规模和技术进步的内生生化设定,并由此可以将技术演进方程(2)式改写为:

$$A_{t+1} = a \tau^b N_t^{(1-\alpha)b} K_t^{ab} A_t \quad (4)$$

设定当期资本 K_t 在生产中全部折损,那么代表性个体将面临着如下最优化决策问题:

$$\text{Max} \quad \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\eta} \cdot (1-N_t)^{\theta(1-\eta)}}{1-\eta} \quad (5)$$

$$\text{s. t. } K_{t+1} + C_t \leq A_t N_t^{1-\alpha} K_t^\alpha \quad (6)$$

$$A_{t+1} = a \tau^b N_t^{(1-\alpha)b} K_t^{ab} A_t \quad (7)$$

同时 $C_t \geq 0, K_{t+1} \geq 0$; 通过构建拉格朗日方程,并分别对 C_t, N_t 及 K_{t+1} 求一阶导数,可以得到:

$$C_t^{-\eta} (1-N_t)^{\theta(1-\eta)} - \lambda_t = 0$$

$$\theta C_t^{1-\eta} (1-N_t)^{\theta(1-\eta)-1} - \lambda_t (1-\alpha) A_t N_t^{-\alpha} K_t^\alpha = 0 \quad (8)$$

$$\lambda_t - \alpha \beta \lambda_{t+1} A_{t+1} N_{t+1}^{1-\alpha} K_{t+1}^{\alpha-1} = 0$$

进一步结合式(6)取等号下的预算约束方程,可以得到均衡状态下的增长率,并且在各期中消费、资本同步增长:

$$r_C^* = r_K^* = r_Y^* = \left[\frac{1}{\alpha \beta} \left(1 - \frac{1-\alpha}{\theta} \cdot \frac{1-N}{N} \right) \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (9)$$

并且各期消费 C 在当期收入 Y 中占比为常数 $\frac{1-\alpha}{\theta} \cdot \frac{1-N}{N}$, 同时 A 和 G 增长率之间存在如下关系:

$$r_A^* = a \tau^{b(1-\alpha)} N^{b(1-\alpha)} (r_G^*)^{ab} \quad (10)$$

通过式(10)两边取对数,可以得到政府行为作用于社会生产效率改进的传导方程线性关系:

$$\ln(r_A^*) = \Phi + ab \ln(r_G^*) \quad (11)$$

这里有 $\Phi = \ln[a \tau^{b(1-\alpha)} N^{b(1-\alpha)}]$ 。可见均衡状态下的社会生产效率增长指数将直接受到政府规模增长指数的影响,并且这种作用效应为正(由于 $\alpha b > 0$)。

理论分析结果表明,市场均衡路径上,合理有效的政府规模增长在一定程度上能够促进社会生产的效率改进,其作用强度将主要受到物质生产和技术生产投入要素结构的影响。中国政府规模膨胀是有效的吗,其对社会生产效率的作用效应如何。后续部分将进一步对这一问题进行实证研究。

二、实证方法和指标选取

1. 计量分析模型

采用中国的省级面板数据,考察政府规模与地区生产效率之间的关系,模型形式设定如下:

$$\ln tfpch_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln tfpch_{i,t-1} + \gamma'(L) \ln public_{it} + \sum_{k=1}^K \varphi_k x_{kit} + \lambda_i + \eta_t + \xi_{it} \quad (12)$$

$$\ln inefficiency_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln inefficiency_{i,t-1} + \rho'(L) \ln public_{it} + \sum_{k=1}^K \varphi_k x_{kit} + \lambda_t + \eta_i + \zeta_{it} \quad (13)$$

其中, $\ln tfpch_{it}$ 是第 i 个省份在 t 年的全要素生产率指数对数, $\ln inefficiency_{it}$ 是 2 种分项效率指数对数; $public_{it}$ 为该省份当年政府规模, 模型中将放入它的不同变量形式, $\gamma'(L)$ 和 $\rho'(L)$ 是其对应系数; x_{kit} 为系列控制变量组; λ_t 为年份效应, η_i 为地区效应, ξ_{it} 和 ζ_{it} 为方程随机扰动项。

在参数估计方法上, 本文同时在静态面板模型和动态面板模型设定下进行对比分析。需要指出的是, 由于滞后被解释变量的存在, 采用 OLS 和 GLS 方法来估计动态面板模型得到的估计量将是有偏和非一致的^[15], 而一般广义矩 (GMM) 估计方法将是解决这一问题的有效方法^[16]。此后, Arellano、Blundell 提出系统广义矩估计 (system-GMM) 估计量, 综合了一阶差分方程和水平方程, 并对额外的工具变量进行检验^[17-18]。与此同时在系统广义矩估计中, 两步法相对一步法更加不容易受到异方差干扰。在本文的动态面板分析模型中, 将采用系统广义矩中的两步法进行分析。

2. 数据来源与指标选取

由于在 1997 年, 重庆市才成为直辖市并单独于四川省进行统计, 为了保证前后数据口径的可比性, 本文的分析基于 1997—2010 年中国 30 个省(市、自治区, 由于数据大量缺失而未包含西藏自治区) 的省级面板数据, 原始数据来源于各年度《中国统计年鉴》, 部分缺失数据来源于相应年份地区年鉴资料。以美元计算的金额数据根据当年平均汇率值进行折算, 所有的金额数据均采用 1997 年为基期的 GDP 平减指数进行消胀处理。各指标选取说明如下:

(1) 效率生产改进测度。本文重点考察全要素

生产指数 ($tfpch$)、生产效率指数 ($effch$) 以及技术进步指数 ($techch$) 3 类效率指数, 其测度方法主要基于 DEA-Malmquist 非参数分析方法分解得到。在效率分解过程中, 投入指标包括地区年均劳动投入以及资本存量^[19], 产出指标为地区当年社会生产总值。在这 3 类指数中, $tfpch$ 能够很好地刻画综合生产效率状况; $effch$ 为各省份“投入—产出”匹配状况反映出来的生产效率水平; $techch$ 则是由社会技术进步所带来的省区生产效率改进。因此, 这 3 类效率指数, 恰好能够从 3 个方面较为全面地刻画地区的生产效率状况, 但是需要进一步说明的是, 效率指数均为各省份年度之间的环比效率改进指数, 而不是“真实”反映当年生产状况的指数。

(2) 政府支出行为。政府支出规模实际上代表着地区政府干预经济的程度, 并将对社会生产产生重要影响。伴随着地方政府财政收入增长和事权的扩大, 政府绝对支出规模始终处于一个不断膨胀过程中, 采用绝对支出规模刻画政府行为是不合适的; 同时本文实际关心的是社会资源总量视角的政府支出效应, 因此采用相对规模测度更加合适。据此计算得到各地区政府相对支出规模环比数据。

(3) 其他变量。在实证模型中还包括了人均地区生产总值 ($pergdp$)、第三产业比重 ($industry$)、社会负担率 ($burden$)、人力资本水平 ($hcapital$) 以及对外贸易规模 ($trade$) 等变量, 用于控制地区经济发展水平、产业结构状况、地区人口构成、人口受教育程度以及经济外向依赖程度等宏观因素对全社会生产效率的影响。

此外, 进一步采用地区效应和年份效应来控制各类不可观测因素影响。变量定义及统计性描述结果见表 1。

表 1 变量定义与统计性描述

变量	定义	均值	标准差	观测值
劳动投入 (Labor)	三次产业社会从业总人数, 年末与年初均值	2 163. 17	1 438. 80	420
资本存量 (Capital)	1997 年为基期的物质资本既有存储量	13 212. 4	14 825. 5	420
地区生产总值 (GDP)	以 1997 年为基期的不变价产出	5 600. 27	5562. 90	420
全社会生产率增长 ($tfpch$)	全要素生产率环比增长指数	1. 034 5	0. 059 0	390
技术效率 ($effch$)	生产改进带来的技术进步指数	0. 989 3	0. 046 5	390
技术进步 ($techch$)	生产前沿面的前移指数	1. 045 7	0. 031 0	390
政府规模膨胀 ($Expenditure$)	政府支出相对规模环比指数	1. 061 0	0. 077 6	390
人均 GDP ($pergdp$)	地区人均经济发展水平/元	13 672. 9	10 650. 9	420
产业结构 ($industry$)	第三产业产值在当年 GDP 中比重	38. 638 8	7. 436 6	420
社会负担率 ($burden$)	0~14 岁及 65 岁以上人口与中青年人口比	0. 403 6	0. 076 5	420
人力资本水平 ($hcapital$)	6 岁以上人口中大专以上学历所占比重	0. 064 1	0. 048 4	420
对外贸易规模 ($trade$)	境内目的地进出口总额与 GDP 比值	0. 304 6	0. 361 9	420

三、结果分析

1. 中国政府膨胀规模与地区生产效率改进

通过年份纵向视角和地区横向视角,来对比政府规模膨胀速度与地区生产效率改进之间的直观关系。各年份之间 30 个省区政府支出规模及 3 类效率指标的环比增长关系见图 1。从政府支出相对规模上来看,在 1998—2010 年 10 多年间,除少数年份以外政府支出相对规模始终处于不断膨胀过程中,同时增长速度在年度之间存在着较大的波动;从 3 类生产效率环比指数上来看,综合效率指数在大多

数年份保持着 2.5% 左右的增长速度,进一步从 2 种分项效率指数上看,生产效率指数在 1998—2004 年间以及 2007—2010 年间都呈现出一定程度的负增长,而生产前沿技术进步则在各个年份均保持着相对较高水平的正向增长。

可以看出,中国社会综合生产效率的提升更多依靠于生产技术进步驱动,而非生产单位本身生产效率的改善。从地区政府规模与生产效率的对比关系上来看,政府规模膨胀速度在大多数年份都要高于 3 类生产效率增长速度,同时波动幅度更大。

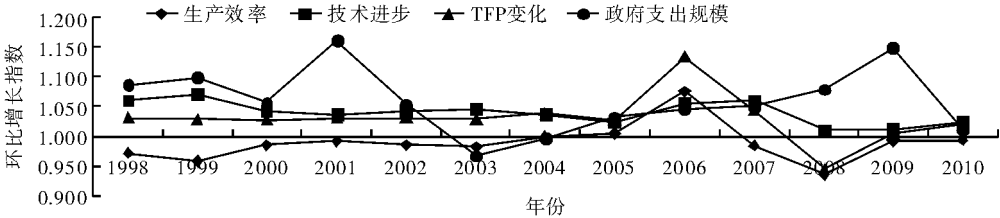


图 1 政府规模与生产效率:纵向视角

分地区政府规模及生产效率指数横向对比结果见表 2。从地区对比情况来看,东部地区和东北地区 3 类生产效率指数基本都高于全国平均水平,同时政府规模膨胀速度要低于全国平均水平;而中部地区和西部地区的情况刚好相反。从项目类别上来看,各地区全社会综合生产效率的改进主要来自于前沿技术进步水平的驱动;除东部地区技术进步均值略高于政府膨胀规模指数以外,其他地区的 3 项效率环比指数都要低于本地政府规模膨胀指数。

表 2 政府规模与生产效率:地区横向比较

地区	生产效率均值	技术进步均值	TFP 环比指数	政府规模膨胀指数
东部地区	0.990	1.053	1.042	1.048
东北地区	0.993	1.041	1.034	1.059
中部地区	0.989	1.034	1.023	1.063
西部地区	0.990	1.033	1.023	1.073
全国平均	0.990	1.041	1.030	1.061

2. 中国政府规模增长的效应检验

为了进一步识别政府规模增长的实际效应,分别从静态和动态视角对政府规模扩大对于增进地区生产效率改进的作用机制进行实证检验。采用固定效应和极大似然估计方法检验政府规模对 3 类生产效率指数的作用效应,结果见表 3。

从表 3 可以看出,政府支出规模在促进社会效

率改进中并未有效发挥正向激励作用,平均而言政府支出相对规模环比指数每增加 1.00%,将导致全社会综合效率环比指数降低 0.06%。从其他各控制变量上来看,经济发展水平更高的地区效率改进更难以得到快速提高,这意味着当存在着较高的存量技术水平下继续增进生产效率的难度将逐步增大;一地区经济发展外向型程度越高则越有利于促进本地区技术进步水平,体现出通过对外贸易引进外资和技术水平的重要性。有趣的是,社会负担率因素在促进生产效率提高和增进前沿技术进步中,凸显出 2 种不同的效应:社会负担率因素一方面抑制着生产效率进一步改进,另一方面有效地促进了社会技术进步。与人口结构效应一致,青壮年由于承受了更高的“育儿养老”压力,而降低其工作时间和精力投入,在一定程度上降低生产效率提高空间;社会阅历和技术经验更加丰富的 65 岁以上群体的存在,则能够在某种程度上带动全社会的前沿技术进步。

考虑到当期的效率改进在一定程度上将依赖于上一期的生产效率进步状况,进一步将效率进步指数滞后一期纳入方程进行对比检验。采用一阶差分广义矩和系统广义矩估计方法对动态面板模型进行参数估计,结果见表 4。

表 3 政府支出规模与地区生产效率(静态视角)

解释变量	ln $tfpch$ (FE)	ln $tfpch$ (MLE)	ln $effch$ (FE)	ln $effch$ (MLE)	ln $techch$ (FE)	ln $techch$ (MLE)
ln $expenditure$	−0.079 5** (−2.00)	−0.063 0* (−1.69)	−0.027 8 (−0.83)	−0.045 9 (−1.42)	−0.051 7** (−2.56)	−0.043 9** (−2.17)
$burden$	−0.013 4 (−0.14)	−0.125 3* (−1.82)	−0.211 0** (−2.54)	−0.070 3 (−1.49)	0.197 1*** (3.92)	0.162 5*** (3.36)
$industry$	0.000 39 (0.65)	0.000 33 (0.61)	0.000 50 (1.01)	0.000 06 (0.14)	−0.000 10 (−0.35)	0.000 03 (0.11)
$pergdp$	−2.09e ^{−6} ** (−2.22)	−2.03e ^{−6} *** (−2.99)	−2.17e ^{−6} *** (−2.75)	−3.95e ^{−7} (−0.78)	6.85e ^{−8} (0.14)	−3.43e ^{−7} (−0.76)
$hcapital$	0.156 5 (0.61)	0.162 4 (1.13)	0.307 2 (1.43)	−0.043 2 (−0.43)	−0.147 2 (−1.13)	−0.033 0 (−0.28)
$trade$	0.304 6 (1.11)	0.037 3*** (2.71)	0.040 7* (1.76)	0.011 3 (1.17)	−0.010 3 (−0.73)	0.004 0 (0.34)
$_{cons}$	0.034 1 (0.66)	0.076 7** (2.22)	0.053 5 (1.23)	0.023 0 (0.97)	−0.019 6 (−0.74)	−0.018 0 (−0.72)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	—	Yes	—	Yes	—	Yes
R^2	0.043	—	0.053	—	0.159	—
F 值	2.63**	—	3.32***	—	11.19***	—
Log likelihood	—	587.37	—	663.48	—	816.14
$LR\ chi2$	—	17.36***	—	9.24*	—	39.12***
obs	390	390	390	390	390	390

注:***、**以及*分别表示 1%、5%和 10%程度下显著(下同)。

表 4 政府支出规模与地区生产效率(动态视角)

解释变量	ln $tfpch$ (Df-GMM)	ln $tfpch$ (Sys-GMM)	ln $effch$ (Df-GMM)	ln $effch$ (Sys-GMM)	ln $techch$ (Df-GMM)	滞后一期 ln $techch$ (Sys-GMM)
ln $tfpch$	0.061 5*** (9.94)	0.030 0*** (2.66)	0.093 7*** (15.82)	0.057 3*** (5.48)	0.047 3*** (8.28)	0.273 3*** (38.51)
ln $expenditure$	−0.069 7** (−6.69)	−0.120 7*** (−7.60)	−0.023 8*** (−2.96)	−0.040 0*** (−6.15)	−0.065 3*** (−16.92)	−0.033 6*** (−8.44)
$burden$	0.015 0 (0.39)	0.205 0*** (4.60)	−0.249 9*** (−9.17)	−0.130 1*** (−2.97)	0.251 1*** (15.33)	0.235 1*** (11.50)
$industry$	0.000 76*** (2.75)	0.001 60*** (4.92)	0.001 10*** (6.43)	0.001 70*** (5.03)	0.000 17*** (3.51)	0.000 77*** (6.63)
$pergdp$	−2.86e ^{−6} *** (−6.09)	−1.96e ^{−6} *** (−3.81)	−2.55e ^{−6} *** (−8.36)	−1.70e ^{−6} *** (−3.88)	−1.63e ^{−7} (−0.87)	−3.58e ^{−7} * (−2.04)
$hcapital$	0.256 6** (2.08)	0.151 0 (1.33)	0.376 9*** (4.13)	0.400 2*** (5.06)	−0.057 1 (−0.81)	0.126 6** (2.30)
$trade$	0.024 8*** (3.01)	0.087 6*** (5.79)	0.042 3*** (2.59)	0.085 4*** (4.67)	−0.005 9 (−0.68)	0.085 8*** (17.08)
$_{cons}$	0.009 6 (0.60)	−0.119 8*** (−7.47)	0.045 5** (2.51)	−0.150 4*** (−7.92)	−0.057 2*** (−5.28)	−0.124 6*** (−11.93)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald chi2	464.77***	416.93***	1 407.02***	1 151.26***	1 4 535***	2 557.35***
Sargan test	1.000 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0	1.000 0
obs	330	360	330	360	330	360

注:Sargan 检验对矩条件进行过度识别检验,原假设为工具变量的选择是有效的,这里只给出了其对应 P 值。

从表 4 可以看出,效率指数滞后项都显著为正,表明确实存在着效率改进的路径依赖性;政府支出相对规模环比指数依然显著地通过检验,且符号为负,表明中国政府支出规模的膨胀在一定程度上抑制了社会生产的效率改进程度。在控制变量方面,与表 3 结果一致,地区经济发展水平越高则效率改进更难以得到快速提高,经济发展外向型程度越高则越有利于促进本地区技术进步水平;社会负担率一方面抑制了生产效率的改进,另一方面有效地促进了社会技术进步。此外,第三产业以及大专以上学历人口比重越高的地区效率改进的发展速度将更快,表明高新技术性产业在促进技术进步和生产效率提高中的激励作用,而且凸显出社会人力资本状况在全社会技术和生产改进中的积极作用。

3. 增进社会效率目标下的政府最优规模分析

理论分析表明,在最优化的市场均衡路径上,政府规模的膨胀将在一定程度促进社会生产的效率改进状况。但是实证结果表明,不论是采用静态模型还是在动态模型下,中国政府支出规模的膨胀都未能正向地增进生产效率或者技术进步状况。为了进

一步分析政府规模增长非有效性的深层次原因,引入了政府支出相对规模环比指数变量,并分别从静态和动态视角对最优政府支出规模予以测度,结果见表 5、表 6。

从表 5、表 6 可以发现,政府规模变量及其对数变量在模型估计结果中分别呈现一负一正,这意味着,伴随着政府规模环比指数的增长,社会效率改进程度将经历一个先上升后下降的过程,表明在社会效率改进目标下,政府支出规模膨胀指数的最优规模是存在的。与此同时各变量的符号特征也与前文分析中完全一致。从最优规模测度结果上来看,表 5 表 6 表明:能够最优增进社会效率的政府相对规模环比指数应该处于 1.000 左右;低于这一环比增长指数,则不能充分发挥增进社会效率改进的作用,而超过这一环比指数则会导致负向激励效应。

实际上在 1998—2010 年这段时期的大部分年份,中国政府支出的环比增长规模始终处于 5% 以上,部分年份更是超过 15%,意味着年份之间的政府膨胀幅度远远高于能够最优增进效率改进的最优

表 5 效率目标下最优政府支出规模测度(静态视角)

解释变量	ln $tfpch$ (FE)	ln $tfpch$ (MLE)	ln $effch$ (FE)	ln $effch$ (MLE)	ln $techch$ (FE)	ln $techch$ (MLE)
ln $expenditure$	0.731 1 (1.15)	0.873 0 (1.43)	0.165 2 (0.31)	-0.155 4 (-0.31)	0.568 2* (1.75)	0.691 0** (2.14)
$expenditure$	-0.756 3 (-1.27)	-0.873 6 (-1.54)	-0.180 0 (-0.36)	0.102 1 (0.22)	-0.578 4* (-1.92)	-0.685 6** (-2.29)
$burden$	-0.024 7 (-0.25)	-0.129 0* (-1.88)	-0.213 7** (-2.56)	-0.070 3 (-1.49)	0.188 5*** (3.75)	0.151 9*** (3.14)
$industry$	0.000 44 (0.74)	0.000 36 (0.65)	0.000 52 (1.03)	0.000 062 (0.14)	-0.000 068 (-0.22)	0.000 077 (0.26)
$pergdp$	-2.22e-6** (-2.35)	-2.13e-6*** (-3.14)	-2.20e-6*** (-2.77)	-3.83e-7 (-0.75)	-3.75e-8 (-0.08)	-4.69e-7 (-1.04)
$hcapital$	0.177 3 (0.69)	0.174 9 (1.22)	0.312 1 (1.44)	-0.044 8 (-0.44)	-0.131 3 (-1.01)	-0.014 3 (-0.12)
$trade$	0.031 9 (1.16)	0.037 3*** (2.72)	0.041 0* (1.77)	0.011 3 (1.17)	-0.009 2 (-0.66)	0.005 1 (0.43)
$_cons$	0.793 2 (1.32)	0.951 8* (1.67)	0.234 2 (0.46)	-0.079 2 (-0.17)	0.561 0* (1.84)	0.670 6** (2.22)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	—	Yes	—	Yes	—	Yes
R^2	0.047 0	—	0.053 6	—	0.168 1	—
F 值	2.49**	—	2.86***	—	10.19***	—
Log likelihood	—	588.54	—	663.51	—	818.75
LR chi 2	—	19.71***	—	9.29*	—	44.32***
obs	390	390	390	390	390	390
最优政府规模指数	0.966 7	0.999 3	—	—	0.982 4	1.007 9

表 6 效率目标下最优政府支出规模测度(动态视角)

解释变量	ln $tfpch$ (Df-GMM)	ln $tfpch$ (Sys-GMM)	ln $effch$ (Df-GMM)	ln $effch$ (Sys-GMM)	ln $techch$ (Df-GMM)	ln $techch$ (Sys-GMM)
滞后一期 ln $tfpch$	0.060 3*** (7.05)	0.027 8* (1.81)	0.092 2*** (9.08)	0.058 8*** (5.56)	0.039 4*** (4.35)	0.271 0*** (29.55)
ln $expenditure$	0.203 9 (1.38)	0.080 9 (0.10)	0.452 8*** (4.29)	0.037 8 (0.41)	0.664 0*** (7.80)	0.399 0*** (5.08)
$expenditure$	-0.253 5* (-1.88)	-0.188 8 (-0.26)	-0.447 8*** (-4.48)	-0.073 6 (-0.82)	-0.682 4*** (-8.15)	-0.404 7*** (-5.38)
$burden$	-0.016 6 (-0.43)	0.200 7*** (4.47)	-0.266 4*** (-8.41)	-0.120 7*** (-2.83)	0.227 1*** (10.70)	0.222 4*** (11.71)
$industry$	0.000 97*** (3.32)	0.001 60*** (3.90)	0.001 10*** (2.42)	0.001 90*** (5.07)	0.000 19*** (4.55)	0.000 72*** (3.39)
$pergdp$	-3.24e-6*** (-8.99)	-1.98e-6*** (-3.60)	-2.56e-6*** (-5.29)	-1.68e-6*** (-3.99)	-2.40e-7 (-1.52)	-4.31e-7 (-1.59)
$hcapital$	0.331 8*** (2.96)	0.150 3 (1.32)	0.377 7*** (3.37)	0.399 3*** (5.55)	-0.070 9 (-1.03)	0.129 6* (1.81)
$trade$	0.028 3*** (3.22)	0.087 5*** (5.61)	0.031 2 (1.37)	0.079 9*** (3.79)	-0.008 8 (-0.98)	0.084 8*** (18.66)
$_cons$	0.268 3** (2.01)	0.070 8 (0.10)	0.505 5*** (4.91)	-0.080 0 (-0.90)	0.636 6*** (7.17)	0.288 3*** (3.79)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald chi2	397.82***	417.72***	1 011.34***	910.93	1 264.43***	2 935.50***
Sargan test	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
obs	330	360	330	360	330	360
最优政府规模指数	0.804 3	—	1.011 2	—	0.973 0	0.985 9

注：Sargan 检验对矩条件进行过度识别检验，原假设为工具变量的选择是有效的，这里只给出了其对应 P 值。

值(环比指数 1.000 即意味着政府相对规模基本与上年度持平)。从地区层面横向对比分析也不难发现,东部、东北、中部及西部四大地区政府支出环比指数也都处于 1.05 左右,在这些年间西部地区相对规模增长规模更是超过 7%。因此,不论是在年份还是地区层面上看,中国政府支出规模膨胀速度都已经超过了其能够正向增进生产效率改进的最优规模,而进入到一个效应递减的区间中,而这也解释了中国政府相对支出占比未能有效促进社会生产效率改进的制度原因。从增进资源配置效率角度上来说,中国政府支出占比在年份之间保持一种大致不变的规模是最优和有效的,而现行的政府相对规模日益膨胀的现象,在一定程度上将会损害到全社会生产效率的改进程度。

四、结论与政策含义

本文构建了一个政府支出规模传导和作用于社会生产效率的理论机制模型,并进一步基于 1997—2010 年 30 个省(自治区、直辖市)的省级面板数据,实证检验了中国政府支出规模在增进社会生产效率中的实际效应,并对其最优膨胀规模进行测度。研究结果表明:①最优化条件下的地区生产效率改进

指数将直接受到政府规模增长状况的影响,并且这种作用效应为正;②中国政府支出规模的膨胀在一定程度上抑制了社会生产的效率改进程度,即并未有效地发挥正向激励作用;③能够最优增进社会效率改进的政府支出规模环比指数处于 1.000 左右,即政府支出在 GDP 中所占比重在年度之间应保持基本稳定,低于这一环比增长指数,则不能充分发挥增进社会效率改进的作用,而超过这一环比指数则会导致负向激励效应。在当前中国不论是在年份还是地区层面上,政府支出规模膨胀速度都已经超过了其能够正向增进生产效率改进的最优规模,而进入到一个效应递减的区间中,而这也解释了中国政府相对支出占比未能有效促进社会生产效率改进的制度原因。

本文的政策含义在于,财政规模增长应保持在合理、渐进的路径上,盲目、非渐进的增长势必导致地区生产效率的损失。自 1994 年分税制改革以来,中国政府财政支出规模年年大幅度地超经济增长,这种增长的可持续性状况以及由此产生的社会经济效应、经济效率以及社会福利影响等,都是值得进一步研究的问题。

参 考 文 献

- [1] EDGAR A P, MICHAEL D B. Government size, productivity and economic growth: the post-war experience [J]. *Public Choice*, 1989, 61(3): 229-245.
- [2] EDGAR A P. Productivity in the United States and its relationship to government activity: an analysis of 57 years 1929-1986 [J]. *Public Choice*, 1991, 69(6): 153-173.
- [3] PAR H, MAGNUS H. A new framework for testing the effect of government spending on growth and productivity [J]. *Public Choice*, 1994, 81(3): 381-401.
- [4] FAN S G, PETER H, SUKHADEO T. Government spending, growth and poverty in rural India [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2000, 82(4): 1038-1051.
- [5] JAUMEP J. Technical inefficiency and public capital in US states: a stochastic frontier approach [J]. *Journal of Regional Science*, 2001, 41(1): 75-96.
- [6] RINKU M, MUBARIK A, DEREK B. Productivity growth and sustainability in post-green revolution agriculture: the case of the Indian and Pakistan Punjabs [J]. *The World Bank Research Observer*, 2001, 16(2): 199-218.
- [7] ARUP M, ARISTOMENE V, MARIE V. Productivity and technical efficiency in Indian States' manufacturing: the role of infrastructure [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2002, 50(2): 395-426.
- [8] ROMEO GT, YOSHIMI K. Public infrastructure and productivity growth in Philippine agriculture 1974-2000 [J]. *Journal of Asian Economics*, 2005, 16(3): 555-576.
- [9] PIERRE R A, BLANCA M. Public infrastructure and growth: new channels and policy implications [R]. *The World Bank Policy Research Working Paper series* 4064, 2006.
- [10] 陈迅, 余杰. 公共支出对我国技术效率的影响分析 [J]. *财经研究*, 2005(12): 5-17.
- [11] CHEN X, YU J. The influence analysis on public expenditure to the technique efficiency of China [J]. *Frontiers of Economics in China*, 2006, 1(2): 296-310.
- [12] 成力为, 孙玮, 孙雁泽. 地方政府财政支出竞争与区域资本配置效率——区域制造业产业资本配置效率视角 [J]. *公共管理学报*, 2009(2): 29-36.
- [13] 冯宗宪, 王青, 侯晓辉. 政府投入、市场化程度与中国工业企业的技术创新效率 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011(4): 3-17.
- [14] 谢里, 曹清峰, 隋杨. 公共投资与全要素生产率: 基于中国省际数据的经验研究 [J]. *财经理论与实践*, 2011(4): 99-103.
- [15] BOND S. Dynamic panel data models, a guide to micro data methods and practice [J]. *Portuguese Economic Journal*, 2002(1): 141-162.
- [16] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations [J]. *The Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277-297.
- [17] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-component models [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1): 29-51.
- [18] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [19] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000 [J]. *经济研究*, 2004(10): 35-44.

Does China Lose Efficiency during Scale Expansion of Government?

LU Sheng-feng

(School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan, Hubei, 430072)

Abstract This paper constructs the theoretical mechanism of government scale on the production efficiency, then it makes the empirical analysis on dynamic effects of fiscal scale on production efficiency and its optimal size based on Chinese provincial data from 1997 to 2010. The result shows that: under the conditions of market equilibrium and optimization, the scale expansion of government will be able to promote the improvement of production efficiency; since the expansion of government spending over the optimal one, it hinders the production efficiency improvements; it also doesn't play a positive role in China; it's optimal and effective that the share of government spending in GDP maintains broadly stable scale between years for promoting efficiency improvements. The policy implication is that the growth of government size should be kept in a progressive procedure, and a blind growth will bring a loss to the production efficiency. Since the tax system reform in China, the relative scale of fiscal expenditure sharply increased, its sustainability and the economic and social impact should draw attention from the whole society.

Key words government expenditure; production efficiency; optimal size; efficiency loss; the dynamic panel data model

(责任编辑: 金会平)