

财政支出、辖区人口规模与经济增长

郭玉清 姜磊*

摘要：辖区人口规模决定了集聚和拥挤两种外部性对财政支出的边际影响，而财政支出对辖区人口规模又具有“用脚投票”引发的反向激励效应。中国省际数据的实证结果表明，财政基建、科技、文教医卫三类生产性支出均显著推进了经济增长。但是，财政生产性支出的边际收益表现出从东到西的渐进递增趋势。可见，财政支出增加对基础设施、科技、教育等领域的投入有助于经济增长；政府在缓解区域发展差距时，采取东、中、西部地区的差异化扶持政策也是可行的。

关键词：财政支出 辖区人口规模 区域增长差距

一、问题的提出

自中国实施渐进性市场化改革以来，伴随着财政分权程度的不断攀升，地方政府在财政资源总量中攫取了越来越多的分成份额（周文兴、章铮，2006；张军、周黎安，2008），一些伴生问题也引起了学术界越来越多的思考：中国的地方财政支出是否持续推进了经济稳定增长？如果将地方财政支出分解为生产性支出和消耗性支出，那么是否诚如 Devarajan、Swaroop 和 Zou (1996) 对发展中国家的实证研究，生产性支出配置比例越高反而越不利于经济增长？进一步分析，不同区域的财政支出模式和公共融资方式对“地区经济差距扩散”这一典型事实是否具有增进或改善效应？由于经验方法、样本范围、分析时段和数据处理的差异，学术界对上述问题仍存在比较大的争议，而新近涌现的空间经济学、新经济地理、地方公共物品等理论的相互融合，对传统观点形成了比较大的挑战。

既往研究主要在新古典增长和条件收敛理论框架下，研究财政支出对经济增长最优路径的影响，大多忽略了辖区人口规模的内生决定作用。Barro 和 Sala-i-Martin (1995) 指出，劳动力在追逐高工资率的迁徙和流动过程中，本身就是经济增长的决定因素，像资本流动一样会加速区域经济向其稳态位置的收敛速度。本文中我们提出一个先验性假说：地方财政支出取决于辖区人口规模，后者将影响到政府提供公共物品和服务从而改善辖区居民生活质量的能力。按照 Tiebout (1956) 的财政分权理论，居民将在“用脚投票”机制下不断向公共设施齐全、经济环境优越的地区流动，这是地方政府竞争从而抢夺人才和资源的核心动力；但人口增多也将加深公共产品的拥挤程度，迫使地方政府不得不根据自身条件采取一些因地制宜的限制性措施，延缓辖区人口数量的急剧扩张。由此从乡村到城市和城市之间持续发生的移民流，以及户籍制度、安居费、辖区管制等人口限制政策，将决定一个地区的财政支出和经济规模，单纯考证财政支出、公共融资等因素与经济增长的关系，必然遗漏辖区人口规模同财政支出的相互内生影响，导致估计系数是有偏的（Intriligator, Bodkin and Hsiao, 1996）。

* 郭玉清，南开大学经济学院财政学系，邮编编码：300071，电子信箱：guoyq@nankai.edu.cn；姜磊，邮编编码：300071，南开大学经济学院经济系，邮编编码：300071。

本文获国家社会科学基金重大项目“中国财政金融安全”（项目号：05&ZD008）、南开大学 2008 年度人文社会科学校内青年项目（项目号：NKQ08011）资助。感谢匿名评审人提出的富有建设性的点评和修改意见，当然文责自负。

另一种分类方法将财政支出划分为经济性、社会性和维持性支出（贾俊雪、郭庆旺，2008），其中社会性支出包括科教文卫等支出，维持性支出相当于本文提到的消耗性支出。本文沿循了内生增长理论认为社会性支出具有长期增长效应的观点，将经济性和社会性支出统归入“生产性”支出范畴。

现有文献侧重于在全国总量视角下研究财政支出对经济增长的促进效应 (Zhang and Zou, 1998; Kolluri, Panik and Wanab, 2000; Loizides and Vamvoukas, 2005), 或从财政支出结构角度分析不同支出类别与实际产生的对应关系 (Devarajan, et al, 1996; Gupta, et al, 2002; Shelton, 2007), 似乎尚缺乏向跨省研究的进一步延伸。中国广袤的国土面积、多样的自然条件和巨大的区域间差距 (陆铭、陈钊, 2006), 为融入辖区人口规模后的增长理论研究提供了客观基础; 而财政分权程度的不断加深、公共融资手段的多样性以及省对下财政管理与控制能力的相对权威性, 也为由国家视角至省域视角的研究模式转换提供了难以替代的条件 (Hulten and Schwab, 1997; Melb, 2002)。跨省研究能突破宏观静态分析模式的局限, 动态捕捉到财政支出、人口规模、公共融资、发展环境等因素同经济增长的关系, 在此基础上进一步考察生产性支出, 同时又能实现空间经济学、公共产品供给理论与内生增长理论的有效衔接, 不致因泛化研究对象导致基础理论支撑的薄弱和缺失。

这样本文将在辖区人口规模和财政支出具有相互内生决定作用的实证框架下, 重点研究财政支出 (特别是生产性支出) 对经济增长的影响。基础数据集取自 1999 - 2006 年各省 (市) 面板数据, 是考虑到样本期间中国首度实施积极财政政策, 财政支出理念经历了“扩张 - 淡出 - 中性”的阶段性调整; 而在当前面临实施新一轮积极财政政策的宏观背景下, 回顾和总结上一轮经济周期内扩张性财政政策的实施效果也具有现实的指导意义。

二、基于省域视角的简单增长理论模型

既有内生增长模型大多基于国家视角研究财政支出与经济增长, 其中财政支出被设定为公共部门的生产性投入 (Barro and Sala-i-Martin, 1995; Tanzi and Zee, 1996), 本文则将研究范围缩小到省域。设定 $c(t)$ 和 $k(t)$ 为人均消费和投资, 政府提供一种公共产品或服务 $g(t)$, 作为对市场投资的补充。为简化起见, 假定各省征收一次性总赋税为公共产品融资, 即 $g(t) = \tau f[k(t), g(t)]$ 其中 τ 为税率并且满足 $0 < \tau < 1$, 则资本增量或投资为:

$$\dot{k}(t) = (1 - \tau) f[k(t), g(t)] - c(t) \quad (1)$$

其中 $\dot{k} = dk(t)/dt$, 生产函数具有规模报酬递减特性, 即 ($f' > 0, f'' < 0$), 并且 $f(0, 0) = 0$ 。如果以省域常居人口数衡量辖区规模, 辖区规模对经济总量的影响将是一把“双刃剑”: 更大的辖区规模能容纳诸多经济、社会、文化活动, 从而创造出更多的消费、就业机会和正的外溢性影响, 有利于省域经济增长; 但随着辖区人口数量的扩张, 由拥挤性产生的环境污染、暴力犯罪、时间消耗等负的外溢性影响也会愈益严重。人口聚集 (Agglomeration) 的正外部性和拥挤 (Congestion) 负外部性所带来的边际收益、成本交汇点, 内生决定了最优经济规模。可用如下形式的生产函数描述人均产出:

$$f[k(t), g(t)] = Ak(t)^\alpha g(t) \quad (2)$$

其中 $\alpha < 1$, 表示资本边际收益递减, A 为产出效率。设定最优辖区人口规模为 $\bar{L}$, 人口数超出此规模时, 拥挤的负外部性将高于聚集的正外部性。财政支出可表述为:

$$G(t) = K(t)^\eta \bar{L}^{1-\eta} \quad (3)$$

当 $L < \bar{L}$ 时, $0 < \eta < 1$; 当 $L > \bar{L}$ 时, $\eta < 0$ 。用人均支出规模衡量, (3) 式可转化为 $g(t) = k(t)^\eta$, 以便动态捕捉到辖区人口规模的两种反向效应。以此替换 (2) 式中的相应项, 可得:

$$f[k(t), g(t)] = Ak(t)^{\alpha+\eta} \quad (4)$$

(4) 式说明, 如果省级辖区人口低于最优规模, 财政支出将提高 η 单位的私人资本产出份额; 但当省级辖区人口超过最优规模时, 人口集聚所产生的正外部性被拥挤造成的负外部性完全抵消, 财政支出将降低 η 单位的资本产出份额, 延缓省区经济增长。在此基础上做进一步考虑, 如果允许地方政府发行利率为 r 的债券 $b(t)$ 以平衡财政预算开支, 省略时间标量, 并以小写字母代表人均值, 则标准的拉姆齐模型 (Ramsey Model) 将转换为如下形式:

$$\text{Max}_0 \int_0^\infty (c) e^{-\rho t} dt$$

尽管中国目前尚未赋予地方政府发债权, 但中央政府统一发行国债后, 又以“国债转贷”的形式转包给各省级政府, 因此本文将国债转贷纳入地方提供公共产品的融资手段, 作为地方发债的替代指标予以考察。

$$s.t.: \dot{k} + \dot{b} = (1 - \tau)Ak^{\alpha+\eta} + rb - c \quad (5)$$

其中 $k(0) \geq 0$, $u(c) = (c^{1-\sigma} - 1) / (1 - \sigma)$, ρ 为最大化效用者的时间偏好率 (Rate of Time Preference), r 为市场利率。利用汉密尔顿函数求解 (5) 式给出的动态最优化问题, 可得省区人均产出增长率为 $\zeta = (1/\sigma) [(1 - \tau)f_k - \rho]$, 其中 $f_k = A(\alpha + \eta)k^{\alpha+\eta-1}$ 。当 $\alpha + \eta < 1$ 时, 融入的财政参数不能抵消资本边际收益递减趋势, 仅当资本边际收益高于消费者的时间偏好率时, 人均产出增长才能维持; 当资本持续积累到边际收益与时间偏好率相等时, 经济增长将处于新古典停滞状态。由于辖区人口规模低于最优值时, 财政支出提高了 η 单位的资本边际收益, 短期人均产出将位于更高的变动路径, 但长期仍趋于零增长, 因此财政支出仅具有水平效应, 并无增长效应。当 $\alpha + \eta = 1$ 时, 与新古典增长理论不同, 当资本边际收益递减完全被财政参数抵消时, 资本边际回报保持恒定 ($f_k = A$), 长期增长率稳定在 $\zeta = (1/\sigma) [(1 - \tau)A - \rho]$ 。尽管财政支出需要以一次性总赋税的形式占用经济资源 ($g = \tau f(k, g)$), 但所提供公共产品的正外部性扩增了资本边际收益, 因此当辖区人口规模低于最优值时, 财政支出能提高产出平衡增长路径和长期增长率。

三、计量模型和内生性处理

(一) 计量模型

基于省域视角的增长理论分析结果表明, 如果从集约函数视角转化为总量函数视角, 并且考虑政府提供的公共产品对资本边际效益的外溢性影响, 产出的平衡增长路径将取决于财政支出和辖区人口规模的内生互动影响。控制可能导致区域差异性的外生变量后, 可得将各种因素综合纳入后的经济增长计量方程为:

$$Y_h(t) - Y_h(t-1) = \vartheta_0 + \vartheta_1 Y_h(t-1) + \vartheta_2 L_h(t) + \vartheta_3 G_h(t) + \vartheta_4 C_h + u_h(t) \quad (6)$$

其中 Y 代表省域产出, L 为常居人口, G 为财政支出, C 是一组外生控制向量, h 代表面板中的不同省(市), u 为随机误差项。在生产性支出和消耗性支出中, 我们主要考察三种类型的生产性支出: 基建支出 ($INFR$)、科技支出 ($TECH$) 和文教医卫支出 ($CEMH$), 其中基本建设支出促进物质资本积累, 科技支出为提升创新能力和知识水平提供政府资金支持, 文教医卫支出有助于提高劳动者的学习、工作技能和人力资本。运用简单的代数运算, (6) 式可转化为如下更便于计量的方程形式:

$$Y_h(t) = \vartheta_0 + \vartheta Y_h(t-1) + \vartheta_2 L_h(t) + \vartheta_3 G_h(t) + \vartheta_4 C_h + u_h(t) \quad (7)$$

其中 $\vartheta = 1 + \vartheta_1$ 。向量 C 包含公共融资向量和控制向量, 其中公共融资变量应囊括各省为提供地方性公共产品而进行融资的所有方式, 但在考察样本期间, 中国各省财政收支预算中基本未发生“政府对外借款”。因此公共融资向量组主要包括税收 (TAX)、中央补助 ($TRANS$) 和国债转贷 ($DEBT$), 其中税收是融资方式主体, 中央补助包含税收返还、体制补助、专项补助、财力性转移支付等全部中央对省转移支付项目, 国债转贷作为替代指标衡量地方借债规模。控制向量选取了一组能反映地方差距的常用外生变量, 包括贸易开放度 ($TRADE$)、政府干预规模 (GOV)、辖区居民受教育程度 (EDU), 以综合反映不同省区的市场环境和居民素质。按照内生增长理论的阐释, 外生变量影响到各省区在转移动态中的位置差异, 在决定经济向稳态收敛速度的同时也是形成区域差距扩散现象的关键诱因, 控制住这些指标后, 计量模型的回归系数才能更精确反映出财政支出、公共融资、人口规模等实体变量对经济增长的影响。实证方法上, 既有文献大多以线性或非线性均值数据集为基础, 进行跨国(地区)截面实证分析; 本文则进行同时考虑省域个体维度和时间序列维度的面板数据分析, 其优势在于经济增长过程经常会受到一些难以观测或度量的因素困扰, 如政策、制度、风险等, 面板数据模型中的协方差变换恰与这些异变因素相容 (Melb, 2002)。

(二) 内生性及其处理

研究区域外溢性的文献特别指出了财政支出的内生性问题: 随着辖区人口规模的扩张, 居民对交通、通讯、公用设施、文娱场馆等公共产品的需求呈累进式扩增, 而拥挤负外部性所带来的一系列经济、社会问题也要求相应提高政府管理成本, 因此辖区人口规模将内生决定财政支出, 公式表示为:

$$G_h(t) = \bar{\omega}_0 + \bar{\omega}_1 L_h(t) + \bar{\omega}_2 C_h + \varepsilon_h(t) \quad (8)$$

财政投资引导全社会固定资产投资的规模、投向和力度。积极财政政策实施以来, 中国政府为缓解国内外需求不足所带来的通货紧缩压力, 以发行国债方式集中社会资源, 对中西部进行了大规模的财政性基本建设投资, 加速了中西部资本深化进程。

更进一步的理论阐释可参阅 Barro 和 Sala-i-Martin (1995)、Agion 和 Howitt (1998) 以及 Henderson 和 Russell (2005)。

空间经济学和财政分权理论广泛关注另一种可能的内生影响:地方财政支出和提供的公共产品将吸引居民跨省流动 (Gordon, 1983; Wildasin, 1991; Imman and Rubinfeld, 1996)。由于公共投资、税收征管和财政支出影响到劳动供求,诱使就业人口向公共产品丰富、发展环境优越的地区流动,从而财政支出又反向决定了辖区人口规模,两者间形成一种互为因果的双向反馈效应。财政支出对辖区人口规模的内生影响可表述为:

$$L_h(t) = \beta_0 + \beta_1 G_h(t) + \beta_2 C_h + e_h(t) \tag{9}$$

按照通常的实证处理方法,应以工具变量法作面板两阶段最小二乘估计 (PILS),否则严重的内生性将使直接以面板最小二乘法估计 (7)式所得出的回归参数是有偏的和非一致的。在应用跨省面板数据模型时,我们做了两点补充考虑:第一,由于所考察的省级个体单元基本涵盖了中国全部省区,分析侧重点在于以样本效应为条件进行统计推断,因此应构建固定效应模型,其优点在于能够减少由未被观测到的不变效应与所包涵解释变量之间的相关性所引起的变差,否则估计结果仍是有偏的。第二,由于滞后一期因变量将影响面板模型中估计参数的精度和置信区间 (Hsiao, 1986),应采取滞后二期和三期因变量作为工具变量,以期降低滞后变量同误差项相关所引致的回归偏差,这是处理模型内生性的另一个关键环节。

四、数据来源及其描述性统计

本文基础数据集中的各省区生产总值、总人口、财政支出、税收、中央补助、国债转贷面板数据取自 2000 - 2007 年《中国统计年鉴》和《中国财政年鉴》,该数据集不包含西藏、香港和澳门特别行政区以及我国台湾省,这样空间上我们共有 30 个省区样本。为剔除通货膨胀因素影响,上述变量除总人口外均用各省 GDP 减缩指数调整为 1999 年真实值,其中省区生产总值以“十亿元”为单位,辖区总人口规模以“百万人”衡量,其余变量单位均为“亿元”。外生控制变量全部无量纲,根据各样本滞后年度《中国区域统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》以及“中国经济信息网”(www.cei.gov.cn)公布的宏观经济年报数据整理得出。贸易开放度以“进出口额占地区生产总值比重”度量,其中进出口额为各省区按境内目的地和货源地分商品进出口总额,并按样本期每年美元兑人民币汇率的平均值换算成人民币单位;政府干预规模的衡量指标为“政府消费占地区生产总值比重”;以起止年份界定时间段集合,辖区居民受教育程度的测算公式为:

$$EDU(t) = \begin{cases} 6d_1 + 9d_2 + 12d_3 + 16d_4, & t \quad [1999, 2000] \\ 6d_1 + 9d_2 + 12d_3 + 15d_4 + 16d_5 + 19d_6, & t \quad [2001, 2006] \end{cases} \tag{10}$$

其中 1999 - 2000 年的 $d_i (i=1, 2, 3, 4)$ 分别表示小学、初中、高中及大专以上文化程度人口占总人数比重;自 2001 年开始《中国劳动统计年鉴》将“大专以上文化程度”分为“大专”、“大本”和“研究生以上”三个细目,测算公式也进行了相应调整,指标解释类同。

表 1 报告了各省区人口规模及其增长率、公共融资变量和生产性财政支出变量的简要描述性统计结果,显著的数据差异既表明不同省域间经济发展水平、政府干预程度和居民生活条件存在巨大差别,又为基于这些原始数据所进行的面板模型分析提供了良好的统计基础。表 2 是根据变量协方差测算出的相关系数矩阵,其中税收同三种类型的财政生产性支出具有相对较高的相关性,表明各省区财政生产性支出主要靠税收融资。同理论预期存在一定出入的是,国债转贷与地方财政基建支出的相关系数为微弱的负值。从宏观经济走势来看,自 2002 年通货紧缩形势逐步得到缓解以来,国债总发行规模稳步下滑,但各地为满足发展经济需求并迎合地方官员升迁激励,只是缓慢调减了基本建设投资增速,基建投资总量仍是逐年提升的,即投资来源不一定依赖于债务发行,税收、中央专项转移支付或财政性补助等多种融资渠道综合保证了地方财政基建投资规模。

表 1		描述性统计				
变量	均值	中值	最大值	最小值	标准差	样本数
L	42.403	38.120	97.170	5.100	25.661	240
GL	0.008	0.007	0.113	-0.104	0.020	210
TAX	315.162	223.315	1831.308	14.170	301.803	240
TRANS	245.020	230.542	678.970	22.180	127.410	240
DEBT	7.976	5.974	33.010	0.057	7.078	240
NFR	57.462	43.515	348.216	6.060	49.812	240
TECH	9.394	6.478	66.943	0.533	9.987	240
CEMH	117.730	100.059	466.479	10.490	78.239	240

注:其中 GL 为常居人口的年增长率,由于居民在“用脚投票”机制作用下的迁徙流动和长期以来实行的计划生育国策,某些省区的年人口增长率可能降为负值。

表 2 相关系数矩阵 (1999 - 2006)

	<i>L</i>	<i>GL</i>	<i>NFR</i>	<i>TECH</i>	<i>CEMH</i>	<i>TAX</i>	<i>TRANS</i>	<i>DEBT</i>
<i>L</i>	1.000							
<i>GL</i>	-0.156	1.000						
<i>NFR</i>	0.199	0.209	1.000					
<i>TECH</i>	0.450	0.237	0.652	1.000				
<i>CEMH</i>	0.660	0.088	0.662	0.883	1.000			
<i>TAX</i>	0.459	0.220	0.802	0.918	0.927	1.000		
<i>TRANS</i>	0.599	-0.234	0.437	0.429	0.670	0.467	1.000	
<i>DEBT</i>	0.360	0.122	-0.075	0.088	0.005	0.032	-0.156	1.000

图 1 分别给出各省按人均计三种形式的生产性支出:基建支出、科技支出和文教医卫支出同产出增长率的散点趋势图。从对经济增长的干预途径来看,物质资本主要影响经济短期增长速度和赶超能力,人力资本和科技水平则主要决定经济内生增长能力和长期增长率。由图 1 可见,以总人口集约后的财政基建、科技和文教医卫支出与产出增长率均表现出显著的正相关,简单最小二乘回归 (OLS)系数分别为 0.001、0.022 和 0.002,说明从省域视角观察融合辖区人口规模因素后的财政生产性支出变量时,各类支出对经济增长都产生稳健而积极的促进效应,特别是财政科技支出对经济增长的影响更为突出。这使我们有理由初步怀疑 Devarajan 等 (1996)的研究结论在中国的适用性,而在控制外生变量后作更深入的实证考察是十分必要的。

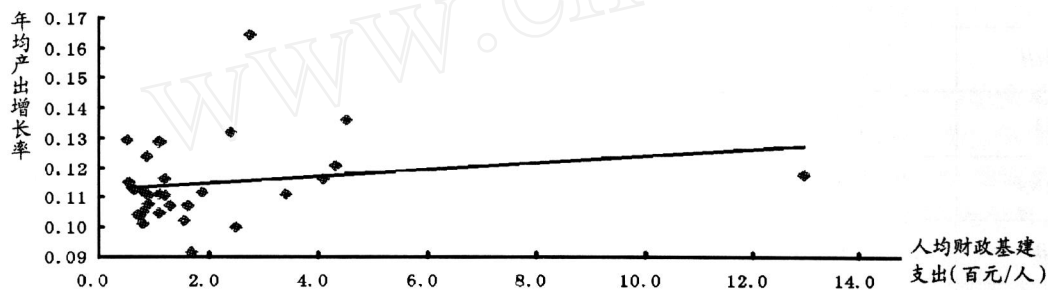


图1-1 人均财政基建支出: 1992-2006年均值

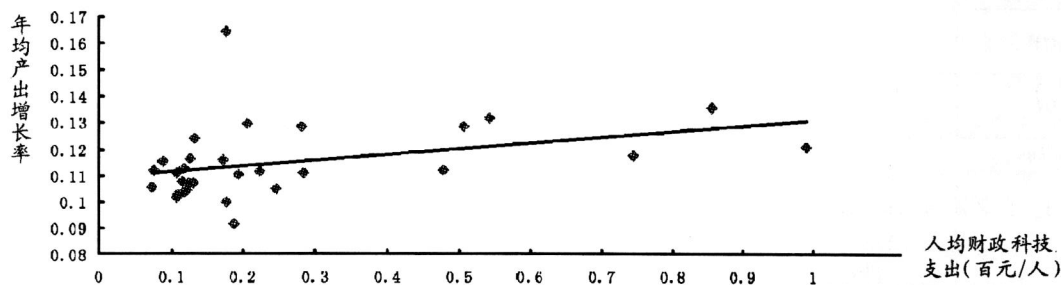


图1-2 人均财政科技支出: 1992-2006年均值

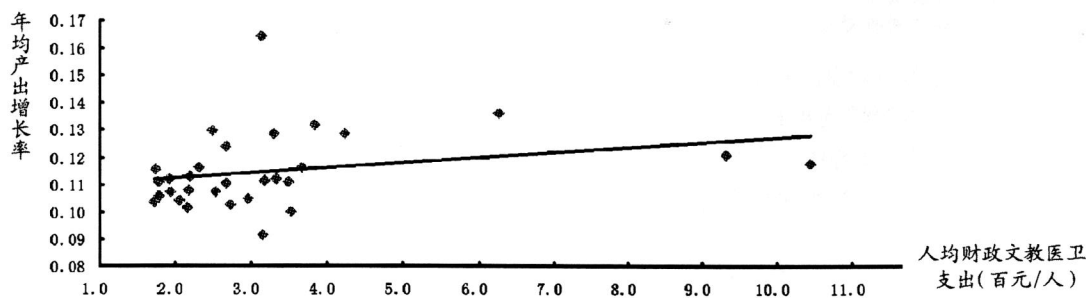


图1-3 人均财政文教医卫支出: 1992-2006年均值

图 1 省级人均财政生产性支出与产出增长率的散点趋势图

五、实证结果分析

(一)全国总体计量分析

表 3以三种形式报告了财政支出对经济增长的面板模型估计结果,其中模型 1沿袭了主流文献的分析

思路,将辖区人口规模和财政支出设定为外生变量;模型 2 将财政支出设定为内生变量后估计方程 (7);模型 3 则将辖区人口规模设定为内生变量。与设定模型时考虑的基本要点一致,豪斯曼检验 (Hausman Test) 在固定效应和随机效应模型的取舍间排除了后者。为了控制政策、制度等因素引起的不同子时间段间的动态差异,我们进一步选择时期固定效应模型。考虑到京、津、沪、渝在辖区辐射范围、中央支持力度、行政干预领域、产业配置结构等方面同其他省相比存在比较大的异质性,每种模型均分 A、B 两种情况分析,其中 A 包含了所有省(市),B 则剔除了四个直辖市。

表 3 面板两阶段最小二乘估计结果

模型	模型 1		模型 2		模型 3	
	A	B	A	B	A	B
常数项	1.133 (0.052)	-9.925 (-0.408)	5.953 (0.269)	-0.401 (-0.016)	114.451** (2.083)	116.64** (2.030)
$Y(-1)$	1.249** (76.346)	1.228** (71.378)	1.243** (76.633)	1.224** (70.314)	1.296** (41.816)	1.275** (41.795)
L	-0.889** (-1.937)	-0.690* (-1.635)	-1.176** (-3.054)	-1.066** (-2.703)	-3.978** (-3.003)	-3.653** (-3.071)
NFR	0.095** (2.203)	0.209** (3.835)	0.088** (2.017)	0.210** (3.766)	0.037 (0.633)	0.134* (1.794)
$TECH$	0.499* (1.479)	1.313** (3.364)	0.612* (1.813)	1.405** (3.552)	0.858* (2.015)	1.367** (2.852)
$CEMH$	0.078 (1.032)	0.053 (0.686)	0.077 (1.003)	0.050 (0.629)	0.030 (0.308)	-0.009 (-0.009)
TAX	-0.025 (-0.933)	0.024 (0.792)	-0.065** (-3.638)	-0.023 (-1.078)	-0.068** (-3.078)	-0.032 (-1.246)
$TRANS$	0.034* (1.085)	0.031 (0.971)	-0.014 (-0.734)	-0.025 (-1.274)	-0.073** (-2.070)	-0.079** (-2.406)
$DEBT$	-0.189 (-0.645)	-0.185 (-0.619)	-0.244 (-0.826)	-0.208 (-0.680)	-0.321 (-0.885)	-0.239 (-0.647)
$TRADE$	0.078 (0.861)	0.161 (1.049)	0.062 (0.678)	0.071 (0.468)	0.070 (0.629)	0.025 (0.136)
GOV	-0.227 (-0.592)	-0.119 (-0.309)	-0.070 (-0.183)	-0.297 (-0.774)	-0.068 (-0.147)	-0.161 (-0.342)
EDU	0.736 (0.451)	0.818 (0.502)	1.355 (0.833)	1.527 (0.936)	3.524* (1.599)	3.312* (1.565)
H - Test	31.176	46.960	26.163	39.902	25.013	26.132
Adj - R^2	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
S.E.	4.310	1.098	4.372	4.186	5.330	5.069
D.W.	2.223	2.315	2.193	2.246	2.231	2.237
样本数	240	208	240	208	240	208

注:我们用 Eviews 6.0 软件完成了所有计量模型的估计。其中 $Y(-1)$ 为滞后一期因变量,以滞后二期和三期总产出作为工具变量降低其与误差项相关导致可能存在的有偏估计;括号内数据为回归系数的 t 统计值,**、* 分别代表 5% 和 10% 的显著性水平;H - Test 为豪斯曼检验结果;S.E. 为回归方程的标准差;D.W. 为序列相关的德宾 - 沃森检验。

由回归系数显著性可见,融合了财政支出与辖区人口规模内生性后的模型 2 与模型 3 整体优于模型 1 的估计结果。三类生产性支出在所有模型中保持了稳健的正值估计系数,从而生产性支出配置比例越大,省区经济增长率也越高,这与图 1 中显示的关系是吻合的。财政科技支出对经济增长的影响明显高于基建支出和文教医卫支出,并且随着对模型内生性的考虑,科技支出回归系数呈阶梯式提升,说明样本期间科技支出取得了最优增长绩效。但我们也注意到另外一个典型事实:在三种形式的生产性支出中,地方财政对科技支出的资金配置比例最低,因此如果说中国也存在着某种形式的财政资源错配 (Fiscal Resource Misallocation),那么这种错配首先体现在地方生产性支出的分配比例结构上,特别是对财政科技支出的资金拨付规模和力度明显偏低;其次体现在中央与省级财政支出责任的划分上,即地方承担了过多的科技、教育等公共支出事务的支出责任,相应获得的中央财政资金支持力度不足,政府职能定位与财力保障的错位和非对称性矛盾突出 (贾俊雪、郭庆旺, 2008)。剔除作为区域研发中心的四个直辖市后,财政科技支出回归系数大幅提高,表明四直辖市普遍存在着一定规模的区域技术外溢,即京、津、沪、渝四市的高等院校、科研院所、科技园区、高新技术企业等研发创新出的新技术并非仅服务于本地,很多科技项目是同国内其他省市联合开

展、甚至完全为外省市服务的。在科技市场化、产业化有助于技术外溢的同时,外省区在模仿、学习过程中对新技术的引进消化也促进了技术扩散进程,从而技术区域外溢有利于相对落后地区的经济增长。

在公共融资变量中,税收回归系数为基本稳健的负值,说明增税不利于经济增长,这与凯恩斯宏观税负理论观点相容(Salani 2003),也为配合新一轮积极财政政策的“结构性减税”提供了经验证据。考虑财政支出与辖区人口规模内生性后中央补助回归系数降为显著的负值,即中央财政转移支付目标首先定位在公共服务均等化和平衡各地区财力水平上,经济发展相对落后的省份更依赖于转移支付资金的攫取和运用,发达省份未必主要靠中央补助资金提高生产性支出配置比例。国债转贷的回归系数同样为显著性较低的负值,是由于样本期间债务发行规模经历了先扩张后紧缩的倒“U”型变动路径,国债转贷的短期增长效应并不显著;但由于国债转贷资金一般被投放到中长期项目领域,国债转贷对经济增长的影响效果也许应作更长时期的动态考察。常居人口的回归系数为显著的负值,说明样本期间辖区人口规模普遍高于其与政府所提供的“公共产品”在互动过程中所决定的最优值,从而使拥挤负效应超出集聚的正外部性,对增长带来不利影响。与理论预期一致,控制变量回归结果显示贸易开放度、居民受教育程度与经济增长正相关,特别是居民受教育程度对经济增长的影响效果更加突出。由于高素质人才更倾向于流动到经济发达地区就业定居,相对落后地区应采取鼓励高等教育人才培养和发展的策略,避免落入低人力资本禀赋所内生决定的“贫困陷阱”(Redding, 1996),持续拉大与发达地区的差距。政府消费比重的估计系数为稳健的负值,是由于政府干预会扭曲市场机制并诱发各种寻租行为,损害经济效率(黄玖立、李坤望, 2006),从而降低非生产性支出中的政府消费比重也就成为优化支出结构、提高资金效益的必然要求。

(二)分区域计量分析

为深入观察东、中、西部三大区域财政支出对经济增长的影响,在将财政支出设定为内生变量的计量框架中,采用两种形式分别予以检验:一种直接用面板两阶段最小二乘法(PTLS)估计消除滞后因变量内生性后的时期固定效应模型;另一种则考虑到省域个体数量削减可能导致的无法识别的异方差,用面板两阶段广义最小二乘法(EGLS)对估计系数进行跨截面标准差和协方差调整。表4报告了分区域估计结果。

消除异方差后的面板模型估计结果显示,财政科技支出回归系数从东到西呈阶梯式递增分布,东部地区财政科技支出的边际效益低于中西部地区。这说明中西部地区技术水平提升更加依赖于财政资金推动,而东部地区则依靠市场竞争所推动的研发创新实现了技术水平的持续领先,财政资金应注重培育中西部地区技术市场发展、科技产业化并实现与东部地区的有效衔接。中西部地区财政基建支出对经济增长的影响高于东部地区,这既是积极财政政策实施以来中央国债投资项目更多投向中西部地区的实证反映,也表明东部地区经济增长正逐步摆脱财政资金所主导的投资驱动模式,投资来源渠道随市场日臻成熟而趋于多样化。在基建支出和文教医卫支出的比较中,有助于促进物质资本和人力资本积累的两类支出回归系数非常相近,有效保障了经济增长的物质和人力资源基础。公共融资的回归系数与全国总体计量分析结果类似,税收、中央补助和国债转贷对经济增长均为负效应,其中国债转贷的回归系数更加显著。与相关系数矩阵的分析结果一致,国债转贷并未成为地方投资的主要资金来源,总体规模随中央控制国债发行数量而边际递减,其与经济增长的负相关在东、中部地区得到了更充分的体现。中部地区税收回归系数的绝对值最高,或许在东部沿海优先发展、西部开发重点支持的总体发展格局下,中部地区相对承担了更高的税制成本,“中部崛起”战略实施应隐含着优化税制结构、降低宏观税负的政策要义。

控制变量回归结果反映了一些特征事实。贸易开放度的回归系数显示,东部地区的贸易开放有助于促进经济增长,中西部地区则不尽然,或许这是由于中西部地区发展更依赖于内生驱动和创新技术从东到西的内部转移与扩散,外商投资对中西部地区尚未达到对东部地区的影响规模。改革开放以来,东部地区以其独特的地理区位优势 and 中央优惠政策率先向市场化迈进,在规模报酬递增效应下形成产业集聚现象。外资和民间投资出于逐利动机大量涌向东部沿海发达省区,国内高素质人才也在户籍政策松动和“用脚投票”的双重激励下流向东部。资本和人才的涌入使东部省区在市场竞争和逐利动力推动下实现了研发创新能力的持续提升,在劳动、资本要素集聚的过程中完成了“技术”要素的集聚,诱发地区经济差距扩散现象。对中西部

1998年积极财政政策在扩大支出的同时税收也相应增加,而本轮积极财政政策强调实行“有保有压”的结构性减税政策,这是两轮积极财政政策的主要区别。

样本包含的东、中、西部省(市)如下:东部为沿海12个省(市),包括京、津、冀、辽、沪、苏、浙、闽、鲁、粤、桂、琼;西部为西北和西南9个省(市),包括川、渝、黔、滇、陕、甘、青、宁、新;中部为东、西部以外9个省,包括晋、蒙、吉、黑、皖、赣、豫、湘、鄂。

地区而言,支撑其经济持续增长的核心动力仍在于稀缺资源开采输出和物质资本投资,这使之长期束缚于同东部地区相比的低端产业链条,难以在提高资源利用效率的同时降低资本产出比率。从而我们认为,地区经济差距扩散是市场利益机制驱动下由要素流动所内生决定的现象,如果政府不采取干预调节措施,资本、人才和技术的集聚过程仍将长期持续;但由于三类财政生产性资本的边际收益表现出从东到西的渐进递增趋势,政府利用财政支出手段达到缓解区域差距的“公平”目标是可行的,其政策着力点不仅应放在中央财政所一贯支持的基础设施建设上,还应考虑扩大中西部地区贸易开放度、提高其人力资本禀赋,并在资本深化过程中改善其自主研发和引进创新能力。

表 4 分区域估计结果

地区	东部地区		中部地区		西部地区	
	PLS	EGLS	PLS	EGLS	PLS	EGLS
常数项	86.126 (1.322)	29.213 (0.566)	-64.701 (-0.803)	-83.364* (-1.751)	7.073 (0.422)	2.058 (0.240)
$Y(-1)$	1.235** (41.706)	1.234** (48.189)	1.213** (16.492)	1.191** (27.332)	1.205** (31.259)	1.180** (56.036)
L	-2.085** (-2.788)	-1.687* (-2.084)	-0.555 (-0.435)	-0.056 (-0.075)	-0.328 (-0.841)	-0.011 (-0.050)
NFR	0.007 (0.083)	0.031 (0.413)	0.216 (1.542)	0.177* (2.021)	0.087* (1.668)	0.086** (3.745)
$TECH$	0.998* (1.730)	0.271 (0.504)	0.216 (0.096)	1.517 (0.908)	0.742 (0.914)	1.699** (2.652)
$CEMH$	0.076 (0.504)	0.003 (0.025)	0.117 (0.562)	0.102 (0.752)	0.059 (1.002)	0.022 (0.583)
TAX	-0.038 (-0.892)	-0.056* (-1.606)	-0.060* (-1.772)	-0.081** (-3.046)	-0.037 (-0.859)	0.004 (0.210)
$TRANS$	-0.002 (-0.061)	0.006 (0.182)	-0.005 (-0.856)	-0.022 (-0.625)	-0.010 (-0.548)	0.006 (0.768)
$DEBT$	-0.867* (-1.448)	-0.779* (-1.850)	0.475 (0.844)	-0.919** (-2.833)	-0.739* (-1.853)	-0.165* (-1.704)
$TRADE$	0.187 (1.276)	0.067 (0.728)	-1.116 (-1.373)	-0.716 (-1.479)	0.034 (0.201)	-0.041 (-0.523)
GOV	-1.404 (-1.065)	-0.183 (-0.182)	-0.082 (-0.058)	0.287 (0.407)	0.046 (0.232)	-0.031 (-0.274)
EDU	2.376 (0.441)	1.674 (0.505)	7.631 (1.784)	7.796** (3.488)	-0.303 (-0.403)	-0.676 (-2.058)
$Adj-R^2$	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
SE	5.345	5.450	4.399	4.034	1.381	1.289
$D.W.$	2.125	2.522	2.377	2.109	2.535	2.337
样本数	96	96	72	72	72	72

注:括号内数据为回归系数的 t 统计值, **、* 分别代表 5% 和 10% 的显著性水平。

人才迁移使模型中教育年限对经济增长的回归结果很不稳定,西部地区甚至出现一定程度的负相关,表明某些西部省区的高素质人才难以同当地的产业结构和增长方式相适应,财政人力资本支出的增长效应在全部三大区域中也是最低的。人口流动现象更直观的实证反映是,辖区人口的回归系数绝对值从东到西是依次累退的,“用脚投票”引发的人才迁徙使东部地区拥挤程度最高。这意味着为缓解拥挤成本所造成的一系列不利影响,东部地区财政所要付出的管制、疏导、维护、治理等消耗性支出成本将逐步增加,而财政生产性支出与消耗性支出的最优配置比例问题也将随之成为东、中部地区日益关注的焦点。

(三)生产性支出影响因素分析

为考察财政基建、科技和文教医卫三种生产性支出的影响因素及其作用效果,我们在 (8) 式基础上做两点考虑: (1) 由于辖区人口规模对财政支出的影响未必是线性的, 应将人口平方项引入模型做非线性检验, 同时也可分析人口增长率对财政支出的边际影响; (2) 相关系数矩阵表明中央补助和国债转贷收入同当期地方生产性支出的相关性都较弱, 考虑到地方运用非税资金可能存在的认知、行政、决策、执行等政策性时滞, 可考察滞后一年的中央补助和国债转贷对财政支出的影响。在计量方法上, 我们采取三种模型形式分别予以检验: 第一种直接用面板最小二乘法 (PLS) 估计固定效应或随机效应模型; 第二种采用不包含个体差异的混合估计模型 (PLS G D.); 第三种则用面板两阶段广义最小二乘法 (EGLS) 对估计系数进行了异方差修正。表 5 报告了检验结果。

表 5 财政生产性支出的影响因素估计结果

财政支出	基建支出			科技支出			文教医卫支出		
	PLS	PLS G.D.	EGLS	PLS	PLS G.D.	EGLS	PLS	PLS G.D.	EGLS
常数项	19.887 (0.218)	-	66.587 (1.090)	4.603 (0.370)	-	-0.935 (-0.226)	-78.130 (-1.188)	-	-48.209 (-1.244)
<i>L</i>	-1.476 (-0.446)	-0.577* (-1.687)	-1.910 (-0.851)	-0.118 (-0.261)	0.095* (1.867)	0.008 (0.053)	4.602* (1.908)	1.653** (8.384)	3.030* (1.919)
<i>GL</i>	-38.733 (-0.542)	-76.255 (-0.676)	-10.464 (-0.218)	14.638 (1.498)	15.704 (0.936)	1.345 (0.372)	11.589 (0.224)	111.490* (1.715)	31.590 (0.859)
<i>L</i> ²	-0.005 (-0.245)	0.001 (0.301)	-0.001 (-0.066)	0.002 (1.071)	-0.001* (-1.827)	0.001 (0.874)	-0.026* (-1.877)	-0.006** (-4.110)	-0.019* (-1.664)
<i>TAX</i>	0.087** (5.682)	0.081** (4.829)	0.067** (6.134)	0.026** (12.567)	0.029** (11.978)	0.025** (26.554)	0.180** (16.305)	0.183** (19.081)	0.191** (21.085)
<i>TRANS</i> (-1)	0.043* (1.784)	0.186** (4.829)	0.036** (2.193)	-0.005* (-1.772)	0.001 (0.441)	-0.001* (-1.725)	0.178** (10.262)	0.093** (5.624)	0.176** (14.959)
<i>DEBT</i> (-1)	0.318 (0.964)	0.726** (2.032)	-0.146 (-0.714)	-0.123** (-2.734)	0.069 (1.302)	-0.024 (-1.569)	-0.933** (-3.903)	-1.298** (-6.299)	-0.552** (-3.884)
<i>TRADE</i>	0.716** (4.389)	0.419** (3.638)	0.447** (4.288)	-0.025 (-1.123)	0.021 (1.236)	0.003 (0.526)	-0.345** (-2.927)	0.069 (1.046)	-0.195** (-2.468)
<i>GOV</i>	0.957 (1.306)	0.928* (1.940)	0.879** (2.129)	-0.027 (-0.273)	0.230** (3.229)	0.036* (1.734)	0.746 (1.409)	0.907** (0.275)	0.531** (2.392)
<i>EDU</i>	4.198* (1.827)	-2.506* (-1.740)	2.355* (1.783)	-0.235 (-0.748)	-0.907** (-4.236)	-0.040 (-0.462)	-2.242 (-1.350)	-2.041** (-2.458)	-1.097 (-1.310)
<i>Adj-R</i> ²	0.936	0.726	0.934	0.971	0.854	0.991	0.986	0.962	0.993
<i>S.E.</i>	12.915	26.761	12.039	1.766	3.981	1.425	9.333	15.429	8.870
<i>H-Test</i>	53.398	-	-	36.935	-	-	47.140	-	-
<i>Akaike crit</i>	8.121	9.454	-	4.147	5.643	-	7.471	8.352	-
<i>Schwarz crit</i>	8.742	9.597	-	4.763	5.786	-	8.092	8.495	-
样本数	240	240	240	240	240	240	240	240	240

注：Akaike crit 和 Schwarz crit 为评价模型优劣度的赤池信息准则和施瓦茨准则，其余数据解释同表 3、表 4。

回归结果显示豪斯曼检验同样排除了随机效应模型的适用性，因此面板最小二乘法和广义最小二乘法的运用全部基于固定效应模型。辖区人口在三种模型形式下均同财政基建支出负相关，同文教医卫支出显著正相关；在混合估计和广义最小二乘估计模型中同财政科技支出正相关。人口规模与文教医卫支出的正向关联是显然的，随着辖区人口数目的不断扩张及其生活条件的不断改善，居民对教育、文化、医疗、卫生等公共事业的消费需求也将持续增长，而财政文教医卫支出有助于通过提高工作能力、培养精神风貌、提供健康保障等方式改善人力资本禀赋。财政科技支出与人口规模没有形成稳健的正向或负向关联，也许是由于地方政府的科技投入更多考虑的是本地经济实力和科技事业发展需要，科技从业人员并未同辖区人口形成稳定的比例关系。但随着科技水平对地方经济发展的瓶颈制约力度逐步扩大，以及地方培育、引进高素质人才意识的增强，辖区人口规模对财政科技支出的正向冲击效应将趋于稳定化。财政基建支出与辖区人口规模呈现出稳健的负相关，是由于人口规模较大的东部沿海省份所获得的中央支持力度放缓，落后省区财政对基本建设投入较大；同时也表明超越辖区人口最优规模后的拥挤负效应已经对财政基建支出带来了不利影响，基建项目难以迎合同高人口规模相伴生的公共产品与服务需求。

在公共融资变量中，税收与三种类型的生产性支出均表现出正的强关联，即各省区生产性支出的融资方式主要依赖地方税，这与相关系数矩阵的分析结果保持一致。由于样本期间各地生产性支出同地方税保持了基本稳定的配置比例，有理由相信消耗性支出与地方税的比例关系也是趋近稳定的。但随着人口规模的增长，消耗性支出压力必将对地方财政带来更严峻的考验。滞后一期的中央补助同财政基建、文教医卫支出具备稳健的正相关，表明地方更注重将中央补助资金用于广义资本积累，较少用于科技能力的提升。从以往补助政策的适用方向来看，地方科技水平和研发创新能力并未成为中央拨付资金时首要考虑的因素，即中央调控区域平衡发展的政策重点并未放在缓解区域技术差距的不断扩散上。滞后一期国债转贷对基建支出的影响仍是不稳定的，甚至对科技支出和文教医卫支出形成了负向冲击，从而再次印证了样本期间积极财政

这一结论是针对全国总体而言的。如果做分区域考察，我们获取的数据显示东部地区由于人口规模扩增带来的消耗性支出压力逐步显现，生产性支出同地方税收的比例关系已经普遍下调；而中西部地区在积极财政政策扶持下则维持了微弱的提升幅度。

政策从实施到淡出的阶段性调整。

六、结论与政策涵义

本文用融合财政支出与辖区人口规模相互内生性的实证框架,考察了财政支出、公共融资、人口迁移、市场环境等因素对经济增长的影响。实证结果表明,融合辖区人口规模因素后的三类财政生产性支出均显著推进了经济增长,其中财政科技支出取得最优增长绩效,但相比而言所获得的资金配置比例最低;以筹资、调节、分配为主要目的的公共融资手段同经济增长基本不存在稳健正向关联;非生产性支出中的政府消费则显著阻滞了经济增长。分区域来看,中西部地区的资本积累与技术进步更依赖于财政资金支持,三种生产性支出的边际影响均高于东部地区;但东部地区凭借优越的投融资环境、对人才的吸引和接纳以及市场竞争所推动的研发创新能力提升,赢得了更高的增长速度。劳动、资本、技术要素从西到东的集聚过程有利于增进资源配置效率,但同时也诱发了地区经济差距扩散现象,使东、中、西部三大区域形成异质性显著的“发展俱乐部”。

本文的政策涵义是显然的。为促进各地经济增长,财政应考虑通过优化支出结构的途径,将显著阻滞增长的政府消费支出优先配置于生产性财政支出,从而继续支持基础设施建设、文教医卫事业发展、创新能力培育和产业结构调整。其中地方财政基建投资应避免重复建设导致隐性债务风险不断累积扩张的局面,而是注重提供与辖区规模相适应的区域性公共产品,在投资项目合理化论证的前提下满足公共需求;财政对科技与人力资本的支持力度应有所提高,以便完成从单纯强调增长事实到兼顾增长绩效的调控理念的转换。如果政府致力于缓解区域发展差距,那么通过财政支出手段进行调控是可行的,但政策着力点不能停留在以往所长期坚持的基础设施建设上,扶持中西部地区技术水平提升的财政政策取向也非常必要。中西部地区在资本深化进程中,需依赖财政政策支持加速吸收同自身要素禀赋相适应的“适宜技术”,并辅助采取一些鼓励人才培育、发展和流动的政策,改善其资源利用效率;由于京、津、沪、渝均存在比较明显的技术外溢,完善区域科技中心城市技术市场、促进二级市场交易是加快技术转移与扩散的有效途径。整体看来,如果说民间资本在追逐高边际收益的过程中形成从西到东的流转趋势,那么公共资本似应形成从东到西渐进递增的逆向配置格局,这既符合效率原则,又能促成公平目标;而以财政生产性支出平衡公共产品供给规模、构建中央对地方考虑技术差距因素后的转移支付制度、促进人力资本培育和技术区域外溢的政策举措,能够为缓解区域差距、促进长期持续增长奠定坚实基础。

参考文献:

- 1 黄玖立、李坤望:《出口开放、地区市场规模与经济增长》,载《经济研究》,2006(6),第27~37页。
- 2 贾俊雪、郭庆旺:《政府间财政收支责任安排的地区经济增长效应》,载《经济研究》,2008(6),第37~49页。
- 3 陆铭、陈钊:《中国区域经济发展中的市场整合与工业集聚》,上海,上海人民出版社,2006。
- 4 周文兴、章铮:《中国财政分权对经济增长的影响:一个假说及检验》,载《制度经济研究》,2006(2),第135~144页。
- 5 张军、周黎安:《为增长而竞争——中国增长的政治经济学》,上海,上海人民出版社,2008。
- 6 Agion, P. and Howitt, P., 1998. *Endogenous Growth Theory*. Cambridge MA: MIT Press
- 7 Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X., 1995. *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill
- 8 Devarajan, S.; Swaroop, V. and Zou, H. E., 1996. "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth" *Journal of Monetary Economics*, Vol 37, pp. 313 - 344
- 9 Gordon, R., 1983. "An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism." *Quarterly Journal of Economics*, Vol 95, pp. 567 - 586
- 10 Gupta, S.; Clements B. and Baldacci, E., 2002. "Expenditure Composition, Fiscal Adjustment and Growth in Low-Income Countries" *IMF Working Paper*, WP/02/77.
- 11 Henderson, D. J. and Russell, R. R., 2005. "Human Capital and Convergence: A Production-Frontier Approach" *International Economic Review*, Vol 46(4), pp. 1167 - 1205
- 12 Hsiao, C., 1986. *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press
- 13 Hulten, C. R. and Schwab, R. M., 1997. "A Fiscal Federalism Approach to Infrastructure Policy" *Regional Science and Urban Economics*, Vol 27, pp. 139 - 160
- 14 Imman, R. P. and Rubinfeld, D. L., 1996. "Design Tax Policy in Federalist Economies: An Overview." *Journal of Public*

在国际金融危机冲击下,东部沿海众多劳动密集型企业一度出现“倒闭潮”,其长期处于国际产业链条低端、产品科技附加值低、国际竞争力低下、研发创新能力薄弱应是深层次诱因。这表明,尽管东部地区通过要素集聚在国内引领了技术前沿,但同国际资本密集型、科技密集型产业基地相比仍难具竞争优势。中国目前已进入一个面临增长、转型和结构优化调整多重压力的关键时期,以财政手段激励企业技术改造、兼并重组和结构调整的政策取向将是非常必要的。

Economics, Vol 60, pp 307 - 334

15. Intriligator, M. D.; Bodkin, R. G. and Hsiao, C., 1996 *Econometric Models, Techniques and Applications* Prentice Hall, Inc.
16. Kolluri, B. R.; Panik, M. J. and Wahab, M. S., 2000 "Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from G7 Countries" *Journal of Applied Economics*, Vol 32, pp. 1059 - 1068
17. Loizides, J. and Vamvoukas, G., 2005 "Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from Trivariate Causality Testing" *Journal of Applied Economics*, No 1, pp. 125 - 152
18. Melb, L. D., 2002 "Public Finance, Government Spending and Economic Growth: The Case of Local Governments in Brazil" *Journal of Applied Economics*, Vol 34, pp. 1871 - 1883
19. Redding, 1996 "The Low - skill, Low - quality Trap: Strategic Complementarities between Human Capital and R&D." *The Economic Journal*, Vol 106, pp. 458 - 470
20. Salani  , 2003 *The Economics of Taxation* Cambridge MA: MIT Press
21. Shelton, C. A., 2007 "The Size and Composition of Government Expenditure" *Journal of Public Economics*, Vol 91, pp. 125 - 146
22. Tanzi, V. and Zee, H. H., 1996 "Fiscal Policy and Long - run Growth" MF Working Paper, WP/96/119
23. Tiebout, C. M., 1956 "The Pure Theory of Local Expenditure" *Journal of Political Economy*, Vol 64, pp. 416 - 424
24. Wildasin, D., 1991 "Some Rudimentary 'Duopoly' Theory" *Regional Science and Urban Economics*, Vol 21, pp. 393 - 421
25. Zhang, T. and Zou, H. F., 1998 "Fiscal Decentralization, Public Spending and Economic Growth in China" *Journal of Public Economics*, Vol 67, pp. 221 - 240

(责任编辑:孙永平)

(上接第 26 页)

2. 毕玉江、朱钟棣:《人民币汇率变动与出口价格:一个分析框架与实证检验》,载《世界经济研究》,2007(1)。
3. 陈学彬、李世刚、芦东:《中国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究》,载《经济研究》,2007(12)。
4. 鞠荣华、李小龙:《中国农产品出口价格汇率传递研究》,载《中国农业观察》,2006(2)。
5. 马红霞、张朋:《人民币汇率变动对中欧出口价格的传递效应》,载《世界经济研究》,2008(7)。
6. Bernhofen, D. M. and Xu, P., 2000 "Exchange Rates and Market Power: Evidence from the Petrochemical Industry" *Journal of International Economics*, Vol 52(2), pp. 283 - 297.
7. Betts, C. and Devereux, M., 1996 "The Exchange Rate in a Model of Pricing - to - Market" *European Economics*, Vol 50(1), pp. 215 - 244
8. Campa, J. and Goldberg, L., 2002 "Exchange Rate Pass - through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?" NBER Working Paper, No 8934
9. Dornbusch, R., 1987. "Exchange Rates and Prices" *American Economic Review*, Vol 77, pp. 93 - 106
10. Feinberg, R. M., 1989. "The Effects of Foreign Exchange Movements on U. S Domestic Prices" *Review of Economics*, Vol 71, pp. 505 - 511.
11. Feinberg, R. M., 1991. "The Choice of Exchange - rate Index and Domestic Price Passthrough" *Journal of Industrial Economics*, Vol 39(4), pp. 409 - 420
12. Flood, M. and Wilander, F., 2006 "State Dependent Pricing, Invoicing Currency, and Exchange Rate Pass - through" *Journal of International Economics*, Vol 70, pp. 178 - 196
13. Goldberg, P. and Knetter, M., 1997. "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?" *Journal of Economic Literature*, Vol 35, pp. 1243 - 1292
14. Hooper, P. and Mann, C. L., 1989. "Exchange Rate Pass - through in the 1980s: The Case of U. S Imports of Manufactures" *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol 20(1), pp. 297 - 337.
15. Khundrakpan, J. K., 2007. "Economic Reforms and Exchange Rate Pass - through to Domestic Prices in India" BIS Working Paper, No 225
16. Krugman, P., 1987. "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes," in S. Amdt and J. Richardson, eds, *Real - Financial Linkages among Open Economies* Cambridge, MA: MIT Press
17. Mahdavi, S., 2002 "The Response of the U. S Export Prices to Changes in the Dollar's Effective Exchange Rate: Further Evidence from Industry Level Data" *Applied Economics*, Vol 34(17), pp. 2115 - 2125
18. Marston, R. C., 1990 "Price Behavior in Japanese and U. S Manufacturing" NBER Working Paper, No 3364
19. Menon, J., 1995 "Exchange Rate Pass - through" *Journal of Economic Surveys*, Vol 9, pp. 197 - 231
20. Obstfeld, M., 2002 "Exchange Rates and Adjustment: Perspectives from the New Open - economy Macroeconomics" *Monetary and Economic Studies, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan*, Vol 20(S1), pp. 23 - 46
21. Ohno, K., 1989. "Export Pricing Behavior of Manufacturing: A U. S - Japan Comparison" MF Staff Paper, Vol 36(3), pp. 550 - 579
22. Olivei, G. P., 2002 "Exchange Rates and the Prices of Manufacturing Products Imported into the United States" *New England Economic Review*, First Quarter, pp. 3 - 18
23. Pollard, P. S. and Coughlin, C., 2004 "Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass - through at the Industry Level" *University of Nottingham Research Paper*, No 13
24. Yang, J., 1998 "Pricing - to - market in U. S Imports and Exports: A Time Series and Cross - sectional Study" *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol 38(4), pp. 843 - 861

(责任编辑:邢宏洋、陈永清)