

# 研发投入、地方政府财政干预与省际经济增长

李政通<sup>1,2</sup>, 姚成胜<sup>1,2</sup>, 万 珍<sup>2</sup>

(1. 南昌大学 中国中部经济社会发展研究中心, 江西 南昌 330047; 2. 南昌大学 经济管理学院, 江西 南昌 330031)

**摘要:** 我国未来经济增长需要更多地依靠技术进步和制度创新, 研发投入(R&D)是技术进步的物质基础, 财政分权体制改革赋予地方政府利用财政干预经济的权利, 是我国重要的制度创新之一。在传统生产函数中引入研发投入和地方政府财政干预两个要素, 提出经济增长对其自身具有惯性、政府财政干预对经济增长具有滞后效应以及政府财政干预在研发投入对经济增长的影响中存在门槛效应三个假说, 采用2000—2014年我国31个省级面板数据, 利用面板计量经济模型验证上述三个假说。研究认为: 资本对我国省际经济增长具有显著和稳定的推动作用, 而研发投入带来的技术进步对经济增长的作用十分有限, 经济增长的“增长惯性”效应明显, 总体表明我国省际经济增长具有要素投入粗放的特征; 在特有政治晋升制度下, 地方政府财政干预对经济总体产生负向作用且表现出显著的空间门槛效应, 东中部地区“自由主义”比“干涉主义”更能刺激技术进步对经济增长的作用, 而西部地区则可以通过强化政府财政干预、带动研发投入对经济增长发挥更显著的推进作用。

**关键词:** 研发投入; 地方政府财政干预; 经济增长; 增长惯性

**中图分类号:** F061.2      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1672-6049(2017)03-0041-12

## 一、引言与文献综述

1979—2015年《中国统计年鉴》的数据显示, 1978—2014年我国实际国民生产总值由3 293.38亿元上升至20 400.60亿元(以1978年为基期采用GDP折算指数进行平减), 年实际平均增长率为5.17%。可见, 改革开放以来, 中国经济持续高速增长已是不争的事实。那么, 近40年来, 中国经济增长动力源自何处? 现有研究从资本、劳动力、土地、研发投入以及外商直接投资等多个方面, 解释了过去中国经济长期增长的原因: 张璟和沈坤荣<sup>[1]</sup>、Chow<sup>[2]</sup>、Young<sup>[3]</sup>等研究认为, 近40年我国经济增长主要是依靠资本和劳动要素的投入来拉动的, 技术进步发挥的作用很小, 因而总体上是粗放的。一方面, 农民进城是我国人口城镇化最为重要的组成部分, 庞大且廉价的劳动力给我国经济发展带来了显著的“人口红利”, 构成了我国经济增长的基础<sup>[4]</sup>。与此同时, 城市建设用地面积的大幅扩张是土地城镇化最为明显的表现方式, 扩张后的建设用地成为吸纳农村人口和新增资本的主要阵地, 形成了我国经济增长的“土地红利”<sup>[5]</sup>。然而, 劳动力的增长和土地的横向扩张不是永无止境的, 在中国城镇化逐步饱和的情况下, 经济增长依赖于人口数量增加和土地要素投入的部分将不断削减, 会产生诸如劳动力密集型企业面临严重的“用工荒”和“生产力困境”等问题<sup>[6]</sup>。另一方面, 中国“粗放型”经济增长还表现为投资率的快速上升(近年甚至超过40%), 远高于世界其他主要国家和地区, 因而引发了

收稿日期: 2017-03-27; 修回日期: 2017-04-24

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(2015AZD070)

作者简介: 李政通(1993—)男, 湖北咸宁人, 硕士研究生, 研究方向为计量经济; 姚成胜(1977—)男, 江西上饶人, 博士, 副教授, 硕士生导师, 研究方向为农业资源经济与经济地理; 万珍(1992—)女, 江西南昌人, 硕士研究生, 研究方向为计量经济。

对中国投资是否有效率的担忧<sup>[7]</sup>。研究显示,中国的资本回报率以金融危机为分界点,危机之前投资回报率呈现上升趋势,原因在于劳动力转移与技术溢出效应的双重作用<sup>[7]</sup>;而危机之后,投资回报率不断下降,原因在于投资率持续大幅攀升和政府规模持续扩大<sup>[8]</sup>。可见,在投资回报率逐步下降的情况下,中国经济增长不能也没法依靠继续扩大投资来维持。综合已有研究可知,近40年来我国经济增长的动力总体上可以总结为“人口红利”、“土地红利”、“资本红利”等各种因素<sup>[9]</sup>,但这些因素已无法继续推进中国经济高速增长。

大多数研究结果表明,未来中国经济增长必须转向依靠技术进步、人力资本积累和制度创新等要素拉动。例如,厉以宁<sup>[9]</sup>研究认为,中国经济增长将由新的“人口红利”、“资源红利”和“改革红利”来推动,其中新的“人口红利”和“资源红利”分别是指由技术进步带来的人口素质和生产效率的提升,而“改革红利”则是制度变革对经济增长的促进作用。然而,过去中国数十年的经济发展经验表明,科技进步、人力资本与制度改革虽然对中国经济增长具有一定程度的促进作用,但贡献明显不足<sup>[10-11]</sup>。综上分析可知,现有研究对过去近40年和未来中国经济增长的影响因素已形成了比较完善的系统,大多研究表明1978—2014年中国经济增长是粗放型的,未来更加需要依靠科技进步和制度创新。

从科技进步角度看,现有研究主要解释各种不同的技术进步形式带来的全要素生产率提升对经济增长的影响,且主要表现为两种形式:其一,采用相对效率评价模型,对纯技术效率、规模效率和技术进步3个因素进行衡量;其二,更多地将技术进步进行内生化的,在生产函数模型中引入研发投入(R&D)要素进行研究。研发投入包括研发资本与研发人员两个要素,它是构成技术进步的物质基础。而在制度创新方面,现有研究则多集中分析家庭联产承包责任制、市场经济体制改革对我国经济增长的影响。然而,1978年以来实施的诸多经济制度创新中,财政分权体制也是最重要的体制设计之一,它赋予了地方政府充分的财税自主权。财政分权体制改革经历了“分权让利”和“分税制”两个时期,它改变了建国初期我国政府高度集中的计划经济体制,充分的财税自主权促使地方政府在地区经济增长中发挥出更大的作用。从干涉主义的角度来看,财政支出作为地方政府干预经济的重要手段,对我国省际经济理应有着显著的促进作用<sup>[12]</sup>。综上可知,从理论上讲科技进步和政府干预都应对经济有显著的促进作用,那么如何推动两者协同地对经济增长发挥交互式作用,以使研发投入和政府干预在经济增长中发挥更大作用,是需要进一步探讨的命题。

本文基于传统的经济增长函数,引入技术进步与地方政府财政干预两个要素,其中技术进步采用研发投入(R&D)要素来衡量,分别研究研发资本和研发人员对经济增长的影响;而政府财政干预则采用地方政府财政支出与地区生产总值之比来衡量,采用该指标可以很好地解释我国财政分权体制改革所赋予的政府财政支配权利对经济增长产生的影响。首先从理论层面揭示研发投入、政府财政干预与经济增长的内在作用机理,并从实证角度验证我国经济增长的“增长惯性”现象,以全面分析研发投入与地方政府财政干预对经济增长的影响。

## 二、理论框架

### (一) 研发投入与经济增长

传统生产函数仅考虑了资本和劳动要素的作用,因而无法解释在资本报酬率下降和劳动人口增长率减小的情况下,经济仍然能够保持快速增长的现象。为此,“知识”要素被引进了生产函数,并根据假设条件的不同,形成了劳动增加型、资本增加型和希克斯中性3种情况。随着知识要素在经济增长中作用的进一步提升,中性进步并不能代表技术进步的全部,采用该方法对我国经济增长进行研究,得到中国经济发展质量不断下降的结论也与现实相悖。中国技术进步对经济增长的影响更多是资本体现式的<sup>[13]</sup>,它主要表现为设备的更新换代,其主要动力来源于技术创新。另一方面,技术进步还表现为资本深化,而资本深化又更多地表现为技术效率的提升。技术创新与技术效率构成了技术进步的主要部分,在中国经济增长过程中,理论上讲技术创新对技术进步发挥着主要驱动作用,技术效率则是技术创新的替代和补充<sup>[14]</sup>。

改革开放近40年的发展经验表明,技术引进与创新在我国技术进步中发挥着重要的作用,且表

现出先引进后创新的特征。技术引进促进中国经济增长的方式主要表现在外资技术的溢出和简单的技术模仿,因而从理论上讲,技术创新理应在推动我国经济增长中发挥着更为重要的作用。然而,现有研究表明,技术创新对我国全要素生产率的提升作用不太明显,甚至产生了一定的负作用<sup>[15]</sup>。从理论和世界各国发展的实际来看,研发投入(R&D)是技术创新的主要动力,技术创新对我国经济增长作用并不显著,其可能原因在于我国研发投入的结构不合理,过度注重应用研究和试验发展而忽视基础研究,使得我国技术创新缺乏动力<sup>[16]</sup>,导致其对生产效率提高的收益低于技术成本<sup>[15]</sup>,从而使依靠资金“买”入的技术比自身努力研发的技术更能推动经济增长。也就是说,由于用于基础研发的投入严重不足,我国技术创新虽然有一定程度发展,但尚未达到“创造性破坏”的程度。因此,从我国经济发展的可持续性角度考虑,需要改变“重引进、轻创新”的技术发展模式,在实际中不断优化研发投入结构以推动技术创新。

技术效率是指生产过程中效率的提高,它同技术创新一道成为技术进步的主要构成。技术创新和技术进步的最终结果是提高生产过程中的全要素生产率,两者具有实质上的一致性。苏治和徐淑丹<sup>[14]</sup>将技术创新解释为生产前沿面的技术改进,而技术效率提升则是向前沿面的靠近。因而技术创新可以看作是技术进步的外在变化,而技术效率提升则可以看作是技术进步的内在修正。进一步的研究表明,就研发投入结构和主体对全要素生产率的改善方面来看,用于试验发展的研发投入对全要素生产率改善的作用较基础研究和应用研究更大,且大中型工业企业的研发投入产生的效率要高于科研机构 and 高校<sup>[17]</sup>。根据前文的分析,我国的研发投入主要是以应用研究和试验发展为主,因而更多地表现为技术效率进步。在此情况下,如何平衡研发投入的内在结构从而同步推动技术创新与技术效率改善,对于推动我国经济增长具有重要意义。

由此可见,以技术创新和技术效率提升为主要构成的技术进步在推动我国经济增长过程中发挥着重要作用,而推动技术创新与技术效率需要加大研发投入,并对其结构进行优化。其实,研发投入并不是直接对经济增长产生影响,而是通过推动技术进步来影响经济增长。当研发投入产生溢出效应时,将会推动人力资本提升和生产技术改善,从而形成我国经济增长过程中新的“人口红利”和“资源红利”<sup>[9]</sup>,这种新的“人口红利”和“资源红利”就包含在研发投入带来的“知识红利”之中。

## (二) 地方政府干预与经济增长

财政分权对经济增长的促进作用已经在理论上得到肯定,然而不同于中央政府,地方政府干预经济的程度只能由财政支出的多寡来决定(土地与税收政策也可以量化为财政政策)。因而,在中国特殊的政治集权与经济分权的发展模式下,财政分权带来的财政支配权益,成为地方政府充分发挥财政干预以拉动地区经济增长,从而实现政治晋升的利器<sup>[12]</sup>;这种基于政治晋升的政府干预,虽然带动了我国基础设施建设快速发展,营造出良好的投资环境,一定程度上为经济发展提供了良好的条件,然而它对经济的影响仍然是粗放的,而且形成了政府之间的横向竞争<sup>[18-19]</sup>。因而,关于政府干预到底能否促进经济增长尚未达成共识,且越来越多的研究持较为悲观的观点,与理论存在严重出入。例如,王文甫等<sup>[20]</sup>认为地方政府干预在推动产量增加的同时,也造成了产能过剩等问题;陆铭、欧海军<sup>[21]</sup>则认为政府干预抑制了经济增长的就业吸纳能力。总体来看,在我国政治集权与经济分权的模式下,政府干预短期内能够促进经济数量增长,但长期不利于经济发展质量的提升。

不管政府干预到底对经济增长有怎样的影响,从现实方面看,政府作为经济活动的参与者,对其进行干预是必然的,因而政府干预不是有或无的问题,而是多与寡的问题。“干涉主义”认为,政府应该对经济进行强有力的干预,而“自由主义”则持相反的态度。由于这两种主义都不是绝对的,因而在不同的历史时期发挥着交替的作用。当经济发展出现危机的时候,失业会大幅增加,此时政府不能坐视不管,应该采取强有力的措施来刺激经济<sup>[22]</sup>。例如,经济危机时,政府可以通过加大固定资产投资来推动基础设施建设,拉动就业,最终刺激经济增长。这种干预政策在短期内保证了经济稳定发展,但长期来看也会损害经济增长质量<sup>[23]</sup>。而当经济正常运行时,政府过多的干预又会抑制市场活力,不利于经济增长,此时需要更多地发挥市场化的作用机制。因而,在一般情况下,政府应更多地投资

于科技创新、教育等方面,这些投入虽然短期内难以有明显的经济成效,但却能显著提升经济增长质量。

综合考虑技术进步与财政分权体制对经济增长的影响可知,研发投入通过推动技术进步来促进经济增长,财政分权体制给了地方政府支配财政的权利,通过地方政府干预影响经济增长。一般来讲,政府的研发投入占研发经费投入总额的比例一般都在95%左右(企业一般只有5%左右)。由于地方政府干预经济的内容相当广泛,除研发投入外,还包括基础设施建设、扶持主导产业、医疗等多个方面。因此相对于研发投入来讲,政府干预对经济增长具有更大的不确定性,主要表现为如下两个方面:(1)干预程度对经济增长影响的不确定性。不同学派关于政府干预对经济增长有不同的认识,凯恩斯主义学派认为政府干预有利于维护经济增长,而自由主义学派则认为政府干预干涉了市场在推动经济增长过程中的作用,也即基于财政支出的政府干预对经济增长并非表现出一致性,政府支出或促进经济增长或抑制经济增长<sup>[24-26]</sup>。(2)干预方向对经济增长影响的不确定性。正如前文所述,研发投入的经费支出很大一部分是由地方政府财政支付,而城镇基础设施建设等多项支出也是由地方政府的财政支付,虽然研发投入与基础设施建设等投资都对经济增长有促进作用,但作用的机制和产生效果的时间不一样<sup>[18 23]</sup>,因而促进经济更好发展仍需要在多种投入之间取得最佳平衡。

综合现有研究可以发现,从理论上讲,研发投入(R&D)通过影响技术创新和技术效率提升来影响技术进步,地方政府通过财政来对经济实施干预,最终会形成有利于经济持续增长的“知识红利”和“制度红利”,但理论上这两种红利并没有得到中国经济发展实际的验证。从实际来看,财政分权体制改革赋予了地方政府相当的财政支配权利,使其拥有了干预经济的强有力手段,但地方政府干预经济的目的更多地表现为,在短期内实现GDP快速增长,进而实现政治晋升,因而这种经济干预方式,不利于实现地区经济的持续健康发展。由于知识的研发和向生产力转化需要较长的时间,依托技术进步对经济增长产生影响应该具有比较长的滞后期。因此,在中国特殊的政治集权与经济分权相结合的背景下,地方政府会更加倾向于投资一些短期能够产生显著经济效益的项目,而不是研发投入。原因在于,研发投入可能存在一定的门槛作用,政府对研发投入的加强在短期内并不一定能使其在经济增长中发挥应有的作用,甚至可能由于削减了对其他领域的投资,进而对经济增长产生抑制作用,不利于政治晋升。那么,研发投入、地方政府财政干预与经济增长之间到底存在怎样的互动与均衡关系,其作用机理是怎样的?揭示这种作用机理,有助于更清楚地认识当前中国经济发展的现状,也有助于推进研发投入与地方政府财政干预协同地服务于地方经济增长。

### 三、研究设计

根据前文的理论分析,中国经济需要加大对科技研发的投入力度,以推动技术进步从而更好地促进经济增长;同时也需要更好地把握政府财政干预的力度和方向,以增强经济持续发展的动力。为此,本文在传统的经济增长模型中,引入研发投入(R&D)与地方政府财政干预两个指标,建立中国省际经济增长的面板数据模型(其中,研发投入变量包括研发资本和研发人员,同时以财政支出在地区生产总值中的比重作为政府的财政干预程度):

$$\ln gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln cap_{it} + \beta_2 \ln lab_{it} + \beta_3 \ln rd_{it}^{und} + \beta_4 \ln rd_{it}^{labor} + \beta_5 \ln gov_{it} + \mu_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中  $gdp_{it}$  表示第  $i$  个省份  $t$  年的地区生产总值,  $\ln gdp_{it}$  则表示取对数后的地区生产总值。同理,  $\ln cap_{it}$ 、 $\ln lab_{it}$ 、 $\ln rd_{it}^{und}$ 、 $\ln rd_{it}^{labor}$  和  $\ln gov_{it}$  分别表示第  $i$  个省份  $t$  年取对数后的资本存量、劳动力、研发投入的资本支出、研发投入人员以及政府财政干预程度;  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$  和  $\beta_5$  则分别表示对应的参数,研究的是各个变量对经济增长的弹性系数,  $\beta_0$  表示模型的常数项;  $\mu_i$  表示省份差异的影响;  $\varepsilon_i$  则表示随机扰动项。从前文的理论分析可知,财政干预是地方政府干预地方经济最为重要的手段,它并不一定会直接促进经济增长,而是具有一个滞后期。因此,为了更加深入地探究研发投入和政府财政干预程度对经济增长的影响,本文提出如下假说:

假说一:经济增长表现出惯性特征,过去的经济增长对当期经济增长具有显著作用。

在式(1)所表达的面板数据模型中,由于要素投入存在惯性,也即诸如资本存量、研发投入资本以及政府干预程度等要素的当前行为在一定程度上取决于其过去行为,将导致模型的估计不能反映其真实的经济含义。在此基础上,本文将地区生产总值的滞后项作为解释变量,构建包含研发投入与政府财政干预要素在内的我国省际动态面板数据模型:

$$\ln gdp_{it} = \beta_0 + \rho_1 \ln gdp_{it-1} + \rho_2 \ln gdp_{it-2} + \dots + \rho_p \ln gdp_{it-p} + x'_{it} \beta + u_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

式(2)在式(1)的基础上加入了被解释变量的滞后项作为模型的解释变量,  $p$  为被解释变量的滞后阶数;  $\rho_1$  至  $\rho_p$  为滞后  $p$  阶解释变量对应的估计参数;  $x'_{it} \beta$  则表示式(1)中的解释变量及其参数,  $x'_{it} = (\ln cap_{it}, \ln lab_{it}, \ln rd_{it}^{fund}, \ln rd_{it}^{labour}, \ln gov_{it})$ ,  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_5)'$ 。

假说二:政府干预表现出滞后性的特征,也即经济增长受到前期政府干预的影响。

为对假说二进行验证,本文在式(2)中加入政府干预滞后项作为解释变量,也即政府财政干预程度与当期误差项无关,但与滞后期误差项有关。在此情况下,取政府财政干预滞后项  $\ln gov_{it-q}$  作为解释变量,  $q$  表示政府财政干预的滞后阶数,得到扩展的动态面板数据模型:

$$\ln gdp_{it} = \beta_0 + \sum_{m=1}^p \rho_m \ln gdp_{it-m} + x'_{it} \beta + \sum_{n=6}^q \beta_n \ln gov_{it-n} + u_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

式(3)中  $\beta_n$  表示滞后  $n$  期的政府财政干预对被解释变量的影响,其余参数含义不变。因而  $\beta_n$  表示政府对经济的反应程度,也即政府对前期干预经济所产生效果的变化,实质是政府对自身宏观政策的调控。

假说三:政府财政干预通过影响研发投入从而对经济增长具有门槛作用。

由于地方政府财政干预表示的是当地政府的财政支出占地区生产总值的比重,政府支出的多少也影响着研发投入的总量。从政府财政干预的直接影响来看,当干预力度加大时,政府的财政支出也随之加大,此时获得的研发投入相应增多,从而增大了技术进步在推动经济增长中的作用;从政府干预的间接影响来看,政府的财政支出将会带动社会的经济发展,产生乘数效应,这在一定程度上会刺激企业增大研发投入以适应市场的变化。假说三认为,政府对经济的财政干预不是越多越好(或者越少越好),而是随着干预程度的变化,研发投入对经济增长的影响也发生着变化。为此,在公式(1)的基础上建立面板门槛模型,以政府财政干预程度为门槛变量,而以研发投入为主要研究变量。具体的模型如下:

$$\ln gdp_{it} = \beta_0 + x \beta_1 \times l(gov \leq \gamma) + x \beta_2 \times l(\gamma > gov) + u_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

在本文搜集的数据中,时间长度  $t = 4$ , 样本长度  $n = 31 (i = 1, 2, 3, \dots, n)$ , 样本长度大于时间尺度,因而是一个短面板。在短面板的情况下,大样本的渐进理论基于“ $n \rightarrow \infty$ ”展开。在此情况下,令:

$$x_{it}(\gamma) = \begin{cases} x_{it} \times l(gov \leq \gamma) \\ x_{it} \times l(gov > \gamma) \end{cases} \quad (5)$$

依据式(5),并令  $\beta' = (\beta_1, \beta_2)$ ,可以对式(4)进行简化如下:

$$y_{it} = u_i + \beta x_{it}(\gamma) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在面板数据模型中,扰动项为复合扰动项,不满足球形扰动的条件。对于随机效应面板模型的参数估计,本文运用广义最小二乘法(即通过建立广义离差模型,运用 OLS 进行估计)。所建立的广义离差模型如下:

$$y_{it} - \hat{\theta} y_i = \beta (x_{it}(\gamma) - \hat{\theta} \bar{x}_i(\gamma)) + (1 - \hat{\theta}) u_i + (\varepsilon_{it} - \hat{\theta} \bar{\varepsilon}_i) \quad (7)$$

在式(7)中  $\hat{\theta}$  是  $\theta = 1 - \sigma_{\varepsilon} / (T\sigma_u^2 + \sigma_{\varepsilon}^2)^{1/2}$  的一致估计量。在此前提下,如果  $\hat{\theta} = 0$ , 则为混合回归;若  $\hat{\theta} = 1$ , 则为组内估计量。因而在门槛模型估计中,依据残差平方和最小原则,首先假定一个  $\hat{\gamma}$ , 计算其残差平方和  $SSR(\hat{\gamma})$ , 形成一个关于  $\hat{\gamma}$  的函数。在  $SSR(\hat{\gamma})$  最小的情况下,可以得到关于门槛模型的最佳估计值。对于一个回归模型的门槛效应是否存在, Hansen<sup>[27]</sup> 给出了 LR 估计量。LR 估计量的表达式为:

$$LR = [SSR' - SSR(\hat{\gamma})] / \sigma^2 \quad (8)$$

其中,  $SSR'$  表示在无约束条件下的残差平方和, 也即在不存在门槛效应时 OLS 估计的残差平方和。由于 OLS 是基于残差平方和的最小估计, 所以  $SSR'$  表示的是在无约束情况下的最小化残差平方和。LR 统计量服从卡方分布, 当其统计值在 5% 水平下显著时, 就表明模型具有门槛效应。

#### 四、数据与变量

本文以中国大陆地区 31 个省级行政区为研究对象, 选取 2000—2014 年的数据进行研究, 样本量为 465。其中, 地区经济增长选用地区生产总值来衡量; 而采用固定资产投资计算得到的资本存量和劳动人口总数作为资本和劳动力的指标; 研发投入作为技术进步变量; 地方政府财政支出占生产总值比重作为政府财政干预变量。地区生产总值、固定资产投资和地区财政支出等指标来源于国家统计局网站; 劳动人口总数则来源于各省市 2001—2015 年统计年鉴; 研发投入(研发资本和研发人员)的数据则来自《中国科技统计年鉴》(2001—2015)。

由于在生产函数模型中, 资本变量表示的是资本存量, 而中国所公布的统计数据并没有资本存量的指标。根据现有研究, 本文依据固定资产投资数据, 参考张军等<sup>[28]</sup>对我国省际的资本存量以 2000 年为基期进行估计。本文选取的变量及其描述性统计见表 1 所示。

表 1 变量及其描述性统计

| 变量                        | 变量名  | 指标          | 单位 | 样本量 | 最小值       | 最大值       | 平均值       |
|---------------------------|------|-------------|----|-----|-----------|-----------|-----------|
| <i>gdp</i>                | 经济增长 | 地区生产总值      | 亿元 | 465 | 106.702 9 | 13 141.57 | 3 588.209 |
| <i>cap</i>                | 资本   | 资本存量        | 亿元 | 465 | 218.008 9 | 125 111.7 | 18 293.32 |
| <i>lab</i>                | 劳动   | 就业总人数       | 万人 | 465 | 124.18    | 6 606.5   | 2 450.576 |
| <i>rd<sup>fund</sup></i>  | 研发资本 | 研发资金当量      | 万元 | 465 | 1 411     | 6 687 094 | 287 921.4 |
| <i>rd<sup>labor</sup></i> | 研发人员 | 研发人员当量      | 人  | 465 | 150       | 102 464   | 8 467.761 |
| <i>gov</i>                | 政府干预 | 财政支出/地区生产总值 |    | 465 | 0.069 1   | 1.291 4   | 0.209 4   |

#### 五、实证分析

##### (一) 模型参数估计

式(1)、式(2)、式(3)和式(4)分别从一般情况、考虑解释变量滞后项、将政府干预作为前定解释变量和将政府干预作为门槛变量建立面板数据模型。在对式(1)进行估计时, 需要考虑面板数据的固定效应和随机效应, Hausman 检验结果显著拒绝了模型为固定效应的原假设, 因而应该建立随机效应模型。在对动态面板模型进行估计时, 需要运用 GMM 方法, 为此, 本文在选用 GMM 的方法对式(2)和式(3)进行估计时, 综合对比了差分 GMM 和系统 GMM 的估计结果。当对式(2)进行估计时, 选择被解释变量的滞后阶  $p=2$ , 解释变量最多 3 阶滞后作为工具变量, 差分 GMM 估计得到的扰动项存在一阶自相关, 但不存在二阶自相关, 没有拒绝“扰动项无自相关”的原假设; 由于差分 GMM 方法共使用了 41 个工具变量, 然而过度识别检验得到的卡方值为 30.497, 对应的  $P$  值为 0.592 3, 检验结果没有拒绝“所有工具变量都有效”的原假设。与此相反, 在运用系统 GMM 对式(2)进行估计时则显著拒绝“扰动项无自相关”的原假设。为此, 本文选用式(2)被解释变量滞后阶  $p=2$  的差分 GMM 估计结果。在对式(2)进行估计的基础上, 进一步运用差分 GMM 和系统 GMM 方法对式(3)进行估计。研究发现, 当选择被解释变量的滞后阶  $p=3$ 、解释变量最多 3 阶滞后作为工具变量、政府干预的 2 期滞后为前定解释变量时, 差分 GMM 和系统 GMM 均没有拒绝“扰动项无自相关”和“所有工具变量都有效”的原假设, 且系统 GMM 比差分 GMM 的估计结果表现得更为理想, 为此本文选择系统 GMM 方法对式(3)进行估计。

最后以政府财政干预为门槛变量, 逐个研究财政干预程度处于不同门槛值时研发资本和研发人员对经济增长的影响。采用面板门槛模型对式(4)进行估计, 分别研究政府财政干预对研发资本和研发人员的门槛效应。在研究政府财政干预对研发资本的门槛效应时, 单一门槛和双重门槛的检验  $F$

值分别为 73.649 和 18.762 均在 5% 水平下显著;而当研究其对研发人员的门槛效应时,单一门槛和双重门槛的检验  $F$  值则分别为 72.727 和 16.993,也均在 5% 水平下显著;政府干预对研发资本和研发人员的门槛效应所产生的两个门槛值相等,第一门槛值为 0.319,第二门槛值为 0.134,均通过单一门槛和双重门槛的 LR 检验。

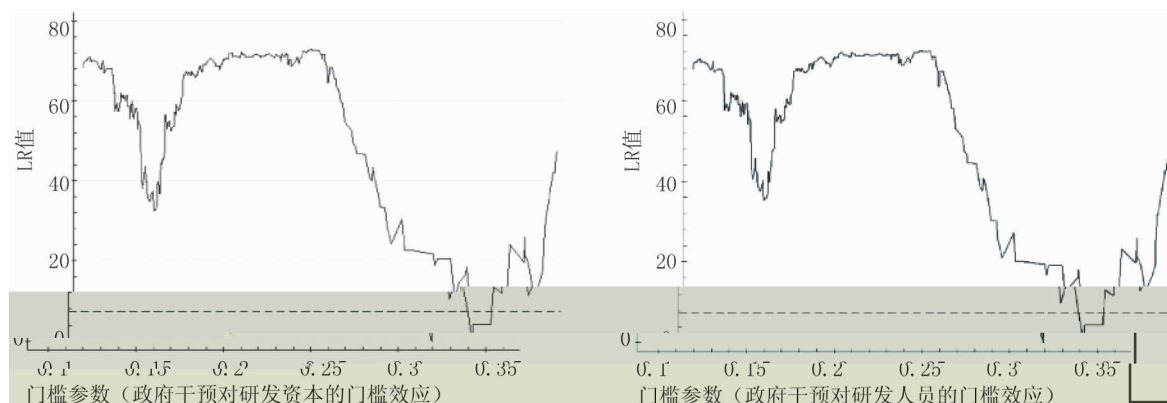


图1 以政府财政干预为门槛变量的研发投入门槛效应

从图1可以看出,政府干预对研发资本和研发人员具有相同的门槛特征,研究结果也证实了存在相同的门槛值,而且双重门槛估计比单一门槛估计更能解释政府财政干预对研发投入的门槛效应。根据上述研究,本文得到式(1)、式(2)和式(3)的参数估计值以及式(4)双重门槛的估计值(表2)。

## (二) 经济增长的要素投入作用

式(1)采用随机效应模型进行估计,结果显示,资本和劳动对经济增长的弹性系数分别为 0.188 和 0.369,且均在 1% 水平下显著。这表明,当我国省际资本存量和劳动力总量增加 1% 时,经济增长分别增加 0.188% 和 0.369%。研发资本和研发人员变量对经济增长影响的弹性系数分别是 0.014 和 0.134,且分别在 10% 和 1% 水平下显著。对比发现,研发资本和研发人员对经济增长的促进作用要远低于资本存量和劳动力总量对经济增长的促进作用,这进一步验证了我国研发投入推动技术进步带来的“知识红利”效应并不显著。结果还显示,政府财政干预对经济增长的影响是 -0.344,即地方政府干预程度变动 1%,经济增长负向变动 0.344%,且在 1% 水平下显著。表明从我国省际 2000—2014 年的经济发展实际来看,政府财政干预不利于经济增长,国家财政分权体制改革对经济增长的影响与理论存在出入,给予市场更大的自由空间比对市场进行强有力的掌控更能促进经济发展。

式(2)在式(1)的基础上加入被解释变量的两期滞后项作为解释变量,采用差分 GMM 方法进行估计。被解释变量的两期滞后对其自身的影响分别是 0.471 和 -0.211,且均通过了 1% 的显著性检验。可以看出,被解释变量对其自身具有显著的影响,且滞后一期的影响为正,滞后两期的影响为负。这表明我国省际经济增长表现出“增长惯性”且作用显著,但这种惯性作用在滞后二期时为负。同式(1)结果相类似,采用差分 GMM 估计的资本存量对经济增长表现出显著的促进作用,当资本存量变动 1% 时,地区经济总量增加 0.142%。与式(1)进行对比可以看出,考虑被解释变量滞后作用的资本存量估计参数比不考虑被解释变量滞后作用的要小 0.046,被解释变量的滞后项削平了资本存量对经济增长的影响。然而与此形成鲜明对比的是,在考虑被解释变量的滞后项后,劳动力总量、研发资本、研发人员和政府干预对经济增长的弹性影响分别为 0.062、-0.009、0.004 和 -0.004,其中劳动力总量和研发资本对经济增长的影响分别在 5% 和 1% 水平下显著。由此可以看出,劳动力总量、研发资本和研发人员对经济增长的影响大幅下降,研发资本甚至从显著正向影响变为显著负向影响;研发资本对经济增长的影响内化在经济增长惯性作用当中,其原因在于用于研发的资本产生效益需要较长的时间,而当期用于研发的资本减少了用于投资的资本,从而对当期经济增长有一定抑制作用。在式(2)中,政府财政干预对经济增长的负向作用大大减弱,由最初的 -0.344 下降至 -0.004,也即财政



干预虽然对经济增长有负作用,但这种负作用较小且不显著,其原因也是在于当期财政支出干预并不能带来实际效益,前期财政干预被经济增长滞后项解释。

综合式(1)和式(2)的估计结果可以得出如下结论:①资本对经济增长有显著正向促进作用,在加入被解释变量滞后项后,其对经济增长的影响仍表现出稳定性,且其重要性显著大于其他要素;与此对应,研发投入对我国经济增长的影响并不显著,在加入被解释变量滞后项后,其对经济增长的作用由正转为负。②中国省际经济增长的“增长惯性”作用明显,也即被解释变量的滞后项对其自身有显著的影响,且这种影响会极大地削平劳动力总量、研发资本、研发人员和政府财政干预对经济增长的作用。滞后一期与滞后二期对经济增长的影响系数分别为0.471和-0.211,表明被解释变量对其自身的影响为正,也即具有明显的惯性促进作用。③政府财政干预对经济增长表现出负向影响,说明减少宏观调控有利于经济增长。式(1)显示政府财政干预对经济增长有显著的负向影响,式(2)在加入被解释变量滞后项

表2 模型参数估计

| 变量                                        | 式(1)                 | 式(2)                 | 式(3)                 | 式(4)资本              | 式(4)人员              |
|-------------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| $\ln gdp_{-1}$                            |                      | 0.471***<br>(0.014)  | 0.954***<br>(0.023)  |                     |                     |
| $\ln gdp_{-2}$                            |                      | -0.211***<br>(0.015) | -0.471***<br>(0.028) |                     |                     |
| $\ln gdp_{-3}$                            |                      |                      | 0.331***<br>(0.016)  |                     |                     |
| $\ln cap$                                 | 0.188***<br>(0.010)  | 0.142***<br>(0.004)  | 0.043***<br>(0.005)  | 0.175***<br>(0.007) | 0.174***<br>(0.007) |
| $\ln lab$                                 | 0.369***<br>(0.033)  | 0.062**<br>(0.032)   | 0.024<br>(0.048)     | 0.031<br>(0.033)    | 0.035<br>(0.034)    |
| $\ln rd^{fund}$                           | 0.014*<br>(0.008)    | -0.009***<br>(0.001) | -0.004*<br>(0.003)   |                     | 0.001<br>(0.005)    |
| $\ln rd^{fund} (gov \leq 0.134)$          |                      |                      |                      | 0.003<br>(0.005)    |                     |
| $\ln rd^{fund} (0.134 < gov \leq 0.319)$  |                      |                      |                      | 0.000<br>(0.005)    |                     |
| $\ln rd^{fund} (gov > 0.319)$             |                      |                      |                      | 0.008<br>(0.005)    |                     |
| $\ln rd^{labor}$                          | 0.134***<br>(0.020)  | 0.004<br>(0.010)     | 0.061***<br>(0.010)  | 0.023<br>(0.015)    |                     |
| $\ln rd^{labor} (gov \leq 0.134)$         |                      |                      |                      |                     | 0.024<br>(0.015)    |
| $\ln rd^{labor} (0.134 < gov \leq 0.319)$ |                      |                      |                      |                     | 0.020<br>(0.015)    |
| $\ln rd^{labor} (gov > 0.319)$            |                      |                      |                      |                     | 0.031**<br>(0.015)  |
| $\ln gov$                                 | -0.344***<br>(0.032) | -0.004<br>(0.010)    | -0.188***<br>(0.018) | 0.003<br>(0.028)    | 0.004<br>(0.028)    |
| $\ln gov_{-1}$                            |                      |                      | 0.234***<br>(0.021)  |                     |                     |
| $\ln gov_{-2}$                            |                      |                      | -1.89***<br>(0.014)  |                     |                     |
| $cons$                                    | 1.447***<br>(0.198)  | 4.064***<br>(0.231)  | 0.203<br>(0.181)     | 5.767***<br>(0.255) | 5.759***<br>(0.257) |
| Wald $\chi^2$                             | 2 739.65***          | 55 604***            | 62 256***            |                     |                     |
| $F(30, 427)$                              |                      |                      |                      | 197.51***           | 197.05***           |

注:括号内为变量参数估计对应的标准误;\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

后,政府财政干预的负向作用被显著削平,但仍然对经济增长有负向作用。这表明政府对经济的宏观调控不利于地方经济增长,需要减少财政支出在地区生产总值中所占的比重。



### (三) 政府干预对经济增长的滞后效应

与式(2)估计结果不同的是,式(3)选择被解释变量的三期滞后项作为解释变量,同时选择政府财政干预的两期滞后项作为解释变量。研究结果显示,被解释变量的三期滞后项对其自身的影响系数分别为0.954、-0.471和0.331,所有参数均在1%水平下显著。对比式(2)的检验结果可以看出,式(3)中被解释变量滞后一期对其自身的正向促进作用更为明显,滞后两期的负向作用也更为突出;不仅如此,式(3)中被解释变量滞后三期对其自身也有着显著的正向作用,总体上被解释变量的滞后项对其自身的影响为正。这再次验证了我国省际经济增长总体表现出“增长惯性”的作用,且随着滞后期的不同表现出正负交替的特征。

在考虑了政府财政干预三期滞后项对经济增长的影响之后,政府财政干预当期原值对经济增长的弹性系数为-0.188,且在1%水平下显著。这就验证了地方政府财政干预对经济增长具有显著的负向促进作用,但这种负向作用较式(1)小而较式(2)大。结果还显示,滞后一期的政府财政干预对经济增长的影响弹性系数为0.234,在1%的水平下显著。其原因可能在于政府财政干预当年,政府投资挤占私人投资,且不利于维护正常的市场经济秩序,因而产生了明显的负向作用;但在滞后一期后,这种作用明显减弱,且政府投资的乘数作用开始显现,因而产生了实际的经济效益。但是,滞后两期的政府干预对经济增长的影响系数为-1.89,在1%水平下显著,这表明滞后两期的政府干预对经济增长的负向作用要远大于当期。其可能原因在于,滞后两期后,各种建设项目已经基本落地,产业同质且恶性竞争、基础设施重复投资建设等问题开始凸显,因而对经济增长的负面影响大大加强。由此可见,本研究结果有效地验证了假说二,也即政府财政干预会在其滞后期对经济增长产生显著的影响,其中滞后一期的影响为正,滞后两期的影响显著为负,其负向作用显著大于政府财政干预对当期经济的影响。本文实证结果表明,地方政府财政干预对地区经济增长的影响与财政分权的理论效益相违背。

### (四) 政府干预对研发投入的门槛效应

由于研发投入绝大部分是由政府财政支付,因此政府财政干预在很大程度上会影响研发投入,而且不同省份的财政干预程度是不一样的。数据显示,在2000—2014年中国大陆31个省级行政区当中,干预程度最小的是2000年的江苏省,仅为0.0691,也即政府财政支出仅为地区生产总值的6.91%;最大的为2012年的西藏自治区,高达1.2914,也即政府财政支出超过地区生产总值29.14个百分点,说明中国省际之间的政府干预程度差异明显。式(4)是考虑了政府干预作为门槛变量的研发投入对经济增长的影响效应模型,且政府干预对研发资本和研发人员都存在两个门槛值,分别为0.134和0.319,原因在于我国地方政府财政干预程度具有显著的空间差异,总体表现为东部<中部<西部的特征(图2)。对比式(1)、式(2)和式(3)的研究结果,进一步表明我国研发投入对经济增长的作用不明显,技术进步带来的“知识红利”对经济增长的促进作用尚处于初级阶段。

在以研发资本为主要变量的回归模型中,当政府干预满足 $gov \leq 0.134$ 时,研发资本对经济增长影响的弹性系数为0.003,而研发人员对经济增长的影响系数为0.024;2000年满足这一条件的有21个省(市、区),主要分布于我国东部沿海和中部地区,2014年满足这一条件的仅有山东、浙江和江苏3个省,全部分布于我国东部沿海地区(图2)。而当政府干预程度满足 $0.134 < gov \leq 0.319$ ,研发资本对省际经济增长影响的弹性系数接近于0,也即研发投入对经济增长几乎没有影响,但研发人员对经济增长影响的弹性系数为0.020(表2);2000年满足这一条件的仅有新疆、北京、陕西、内蒙古、甘肃、贵州、云南、宁夏和青海共9个省(市、区),2014年则增加到21个省份,且主要分布于我国东中部和东北地区。当政府干预满足 $gov > 0.319$ 时,研发资本对经济增长影响的弹性系数为0.008,而研发人员对经济增长影响的弹性系数为0.031,且在5%的显著性水平下是显著的;2000年政府干预程度超过0.319的省份仅有西藏自治区,2014年则有云南、新疆、宁夏、甘肃、贵州、青海和西藏等7个省(市、区),主要分布于我国西南和西北等经济发展较落后的地区。由此可见,通过对式(4)的方程进行估计,假说三得到了证实,即政府干预对研发投入有着显著的门槛作用。而此时政府干预对经济增长的

...模式  
...方政府以  
...了在我国  
...影响,且存  
...度

“自由主义”比“干涉主义”更能刺激技术进步从而促进经济增长;而在我国西部地区,政府财政干预已经跨过第二个门槛,“干涉主义”更能刺激技术进步对经济增长的作用。自1994年全面推进市场化改革以来,我国东中部地区经济总量快速提升,市场化程度不断提高,因而地方政府难以实现过多干预。为此,在东中部地区需要进一步简政放权,加快行政管理体制改革,改变传统以GDP为核心的政治晋升机制,加快建立和完善市场机制,进一步提升市场化水平。而对于我国西部落后地区,则需要进一步加大地方财政支出对研发投入的扶持力度,充分发挥政府财政支出的乘数效应,推动其在经济增长过程中发挥更大的作用。

(3) 研发投入(R&D)带来的技术进步并没有显著推动我国省际经济增长。本文实证研究也证明,2000—2014年我国研发投入并没有对省际经济增长带来显著的促进作用。在加入被解释变量滞后项和政府财政干预的滞后项后,研发资本对经济增长甚至具有显著的负向作用。然而,理论和发达国家发展实践表明,技术进步对经济增长应当具有显著的促进作用。因此,我国迫切需要加快推进技术创新,以增强经济发展的内生动力。根据前文的研究,技术进步包括技术创新和技术效率两个方面,我国研发投入主要注重应用研究和试验发展,不注重基础研发,这种不合理的研发结构导致我国技术进步主要表现为效率推动,缺少“创造性破坏”的技术创新;同时,我国研发投入占地区生产总值的比重也比较低,导致“买”进的技术比研发的技术更能促进经济增长。为此,2016年中央经济工作会议提出必须加快补技术、人才的短板,强化经济增长新动能,加快产业转型升级。在此情况下,我国东中部地区需要更加注重发挥市场力量,注重研发投入结构性调整,不断加大对基础研发的投入;而西部地区则应进一步依托地方政府发挥经济的宏观调控作用,加大政府投资以形成乘数效应,同时加大研发投入力度,更快地推动技术进步对经济增长发挥积极作用。

#### 参考文献:

- [1]张璟,沈坤荣.地方政府干预、区域金融发展与中国经济增长方式转型——基于财政分权背景的实证研究[J].南开经济研究,2008(6):122-141.
- [2]CHOW G C. Capital formation and economic growth in China [J]. The quarterly journal of economics, 1993:809-842.
- [3]YOUNG A. Gold into base metals: productivity growth in the People's Republic of China during the reform period [J]. Journal of political economy, 2003, 111(5):1220-1261.
- [4]MASON A, LEE R, JIANG J X. Demographic dividends, human capital, and saving [J]. The journal of the economics of ageing, 2016(7):106-122.
- [5]辜胜阻,刘江日.城镇化要从“要素驱动”走向“创新驱动”[J].人口研究,2012(6):3-12.
- [6]李祥进,杨东宁,徐敏亚,等.中国劳动密集型制造业的生产力困境——企业社会责任的视角[J].南开管理评论,2012,15(3):122-130.
- [7]刘晓光,卢锋.中国资本回报率上升之谜[J].经济学(季刊),2014(3):817-836.
- [8]白重恩,张琼.中国的资本回报率及其影响因素分析[J].世界经济,2014(10):3-30.
- [9]厉以宁.经济发展的优势[J].中国流通经济,2012,26(12):65-68.
- [10]BORENSZTEIN E, OSTRY J D. Accounting for China's growth performance [J]. American economic review, 1996, 86(2):224-28.
- [11]KUO C C, YANG C H. Knowledge capital and spillover on regional economic growth: evidence from China [J]. China economic review, 2008, 19(4):594-604.
- [12]谢贞发,张玮.中国财政分权与经济增长——一个荟萃回归分析[J].经济学(季刊),2015(2):435-452.
- [13]宋冬林,王林辉,董直庆.资本体现式技术进步及其对经济增长的贡献率(1981—2007)[J].中国社会科学,2011(2):91-106.
- [14]苏治,徐淑丹.中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角[J].中国社会科学,2015(7):4-25.

- [15]唐未兵,傅元海,王展祥.技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J].经济研究,2014(7):31-43.
- [16]李平,李蕾蕾.基础研究对后发国家技术进步的影响——基于技术创新和技术引进的视角[J].科学学研究,2014,32(5):677-686.
- [17]蒋殿春,王晓娆.中国R&D结构对生产率影响的比较分析[J].南开经济研究,2015(2):59-73.
- [18]DEMURGER S. Infrastructure development and economic growth: an explanation for regional disparities in China [J]. Journal of comparative economics, 2001, 29(1):95-117.
- [19]张军,高远,傅勇,等.中国为什么拥有了良好的基础设施[J].经济研究,2007(3):4-19.
- [20]王文甫,明娟,岳超云.企业规模、地方政府干预与产能过剩[J].管理世界,2014(10):17-36.
- [21]陆铭,欧海军.高增长与低就业:政府干预与就业弹性的经验研究[J].世界经济,2011(12):3-31.
- [22]姜士伟.金融危机、政府干预与政府扩张[J].湖北行政学院学报,2009(5):33-38.
- [23]TIAN L, MA W. Government intervention in city development of China: a tool of land supply [J]. Land use policy, 2009, 26(3):599-609.
- [24]BARRO R J. Government spending in a simple model of endogenous growth [J]. Journal of political economy, 1990, 98(5):103-125.
- [25]BARRO R J, SALAIMARTIN X. Public finance in models of economic growth [J]. Review of economic studies, 1992, 59(4):645-661.
- [26]KNELLER R, BLEANEY M F, GEMMELL N. Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries [J]. Journal of public economics, 1999, 74(2):171-190.
- [27]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference [J]. Journal of econometrics, 1997, 93(2):345-368.
- [28]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.

(责任编辑:康兰媛)

## R&D, local government fiscal intervention and provincial economic growth

LI Zhengtong<sup>1,2</sup>, YAO Chengsheng<sup>1,2</sup>, WAN Zhen<sup>2</sup>

(1. Center of Central China Economic and Social Development Research, Nanchang University, Nanchang 330047, China;

2. School of Economics and Management, Nanchang University, Nanchang 330031, China)

**Abstract:** China's economic growth should depend more on technical progress and institutional innovation in the future. R&D is the material basis for the technical progress. Fiscal decentralization is one of the most essential institutional innovations, which gives the local government considerable domination on fiscal and tax to adjust the economy. In this paper, the two factors of R&D and local government fiscal intervention were added to the traditional production function, and the 31 provincial panel data from 2000 to 2014 and panel econometric models were used to test these three hypotheses, which were "the economic growth had a growing inertia", "the local government fiscal intervention in the economy had a lagged effect" and "the threshold effect existed in the influence of R&D on the economy growth". The results showed that the capital had a significant and stable effect on promoting the provincial economic growth and the economic growth had a significant "growing inertia" effect, however the technical progress provided by R&D only had a limited effect on promoting economic growth, which meant provincial economic growth in China had obvious extensive characteristics. Under the typical political promotion systems in China, the local government fiscal intervention showed a negative effect and a significant spatial threshold effect on the economic growth. In order to stimulate the technical progress in promoting the economic growth, local governments should reduce the fiscal interference in eastern and central China, however more fiscal expenditure should be paid to R&D in western China.

**Key words:** investment of R&D; local government fiscal intervention; economic growth; growing inertia