

# 研究和试验经费投入对经济增长的影响

## ——基于2004~2016年泛珠三角地区面板数据模型的实证分析

杨玉忠<sup>1</sup> 王瑾<sup>2</sup>

(1.中国石化吐哈油田公司 物资管理部,新疆 吐鲁番 838202;2.北京金茂绿建科技有限公司,北京 100012)

**摘要:**研究泛珠三角地区 R&D(研究和试验经费)投入对经济增长的影响,对于改革 R&D 投入意义重大。基于泛珠三角地区 9 省 R&D 投入和经济增长(GDP)的统计数据,采取面板数据模型研究。结果显示,R&D 经费投入显著地促进了经济发展,贵州省 R&D 经费投入相对不足;从 R&D 人员全时当量投入对经济增长的影响来看,海南省、四川省有正向影响,云南有显著负向影响,其他省份为负向影响但不显著。为此,应当加强 R&D 经费投入规划,注重 R&D 的长期效果;加强 R&D 人员投入优化,注重 R&D 的人员质量;加强 R&D 管理机制创新,注重 R&D 的绩效管理。

**关键词:**泛珠三角地区;面板数据模型;R&D 投入;经济增长

**分类号:**G322.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2018)06-0068-06

我国经济发展进入新常态,需要从要素驱动、投资驱动转向创新驱动。<sup>[1]</sup>而科技研发是创新的源泉,是创新的坚定支撑。我国各级政府长期重视科技研发工作,注重科技研发人员的培养,加大科技研发经费的投入,为促进经济建设的发展发挥了巨大作用。面对经济新常态,实现供给侧结构性改革,既要力足国内市场,更要拓展国际市场。泛珠三角地区地处我国华南、东南和西南地区,对全国经济的发展具有重要带动作用。因此,研究泛珠三角地区科研经费和科研人力投入对经济增长的影响,对于改进和完善科技研发投入政策,发挥科技研发对经济发展的促进作用具有重要意义。

研究和试验经费(R&D)投入对经济增长的影响中外学者都很关注。早在 1773 年市场经济的鼻祖亚当·斯密就研究指出,一个国家财富的来源主要依靠社会劳动生产率的提高,而社会劳动生产率的提高主要依靠技术进步和创新。<sup>[2]</sup>已有研究证明,R&D 投入在不同发展阶段对经济发展的影响也不相同。阿根替诺(Argentino)研究发现,不同国家的

R&D 投入与经济增长关系存在差异性。<sup>[3]</sup>当经济发展到产能过剩阶段时,科研的投入可能更多地影响到企业的销售。麦克莱恩(Mclean)等以制造业为例,研究了 R&D 投入与新产品销售之间的关系,认为 R&D 投入与销售之间存在显著的正相关关系。<sup>[4]</sup>国内关于 R&D 投入对经济发展的影响研究较早的要数李雪峰(2005),他研究认为中国人力资本投资对经济增长的贡献有显著性,而 R&D 投入对经济增长的贡献不显著,主要是我国的技术进步源自对国外先进技术的引进和吸收。<sup>[5]</sup>同年,范乡等(2005)的研究,也得出了类似的结论,科研投入对 GDP 增长的贡献影响不显著,反而是 GDP 的增长对科研投入产生了正向影响。<sup>[6]</sup>当然,随着我国经济逐步从劳动密集型向技术密集型转变,R&D 投入对经济发展的作用也越来越明显。程龙(2016)研究认为,增加 R&D 投入不仅能够持续性地促进经济增长,而且还有利于提高资本利用率和资本使用效率。<sup>[7]</sup>但并不是投入到所有领域对经济增长的影响都一样,李燕萍等(2011)研究认为,科研活动中科技

收稿日期:2018-10-12

基金项目:湖北省教育厅人文社会科学研究项目(18Q044)

第一作者简介:杨玉忠(1984—),男,新疆哈密人,经济师,主要从事经济与企业管理研究。

人员投入当量、基础研究经费投入强度、科技发展的市场化程度、产学研结合程度对科研投入产出效率都有显著的正向影响,其中科技人员是关键要素。<sup>[8]</sup>当然,R&D 投入对经济增长的影响在不同产业表现结果也有很大差异。李涛等(2008)研究认为,科研投入对信息业与制造业的成长能力影响显著,但对企业盈利影响不显著。<sup>[9]</sup>科研投入并不是简单地影响经济增长,关键是直接促进产业结构的优化。王海涛等(2014)以中美科研投入为例进行研究,结果显示研发强度的加大可以促进产业结构的高级化。<sup>[10]</sup>而产业结构的高级化正是提升经济质量的关键。为此,马宇等(2015)研究认为增加科研投入是促进经济增长质量提升的重要路径。<sup>[11]</sup>

以上研究处在不同的科技创新时期,经济发展的特点、动力、方式都有差异,也就得出了不同的结果,但 R&D 投入与经济发展之间确实存在着复杂的关系,泛珠三角地区具有特殊的地理位置,对全国经济的发展意义重大。研究泛珠三角地区 R&D 投入对经济增长的影响,对于制定相应的科研投入和管理政策,促进供给侧结构改革具有重要意义。

一、理论分析、模型构建与假设

(一)理论分析

亚当·斯密认为,经济增长的影响因素很多,社会生产的专业化和技术的积累是经济增长的持续动力,生产劳动是经济发展的源泉,资本积累推动经济发展,对外贸易对经济增长有促进作用。<sup>[12]</sup>亚当·斯密的思想里模糊地包含了 R&D 投入对经济发展的影响。熊彼特从技术创新的角度分析经济增长,认为科技创新使经济从原有的均衡向新的均衡移动,建立新的经济增长函数。罗伯特·索罗认为,在经济增长模型中,应当包含技术进步和规模经济。早在改革开放初期,邓小平同志曾经指出,科学技术是第一生产力。世界经济的发展史也证明,科技投入对经济发展的作用越来越巨大。党的十八大以来,国家更加重视 R&D 对经济发展的影响,并要求把创新摆在国家发展全局的核心位置,不断推进理论创新、制度创新、科技创新、文化创新等各方面创新。中央要求在大力推动科技创新的同时,必须丰富对外开放内涵,提高对外开放水平,协同推进战略互信、经贸合作、人文交流,努力形成深度融合的互

利合作格局。<sup>[13]</sup>以上充分说明 R&D 投入对经济增长具有重要的影响。

(二)变量说明及模型构建

第一,变量说明。R&D 即研究与试验发展,是指在科学技术领域,为增加知识总量以及运用这些知识去创造新的应用进行系统的创造性活动,包括基础研究、应用研究、试验发展三类活动。国际上通常采用 R&D 活动的规模和强度指标反映一国的科技实力和核心竞争力。本研究以 R&D 经费投入(*inf*)和研究与试验人员全时当量投入(*inp*)<sup>①</sup>作为自变量,以经济增长(*gdp*)作为因变量,以泛珠三角地区福建、江西、湖南、广东、广西、海南、四川、贵州、云南等 9 省作为研究范围。

第二,模型构建。模型设定的目的是为了研究 R&D 投入对经济增长的作用,根据本文的研究内容,建立面板数据模型如下。

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 w_{it} + \mu_{it} \tag{1}$$

式(1)中,*y* 为经济增长,用 *gdp* 表示;*x* 为 R&D 经费投入变量,用 *inf* 表示;*w* 表示 R&D 研究与试验人员全时当量变量,用 *inp* 表示;*i* 表示省份,*t* 表示时间。

面板数据参数估计的有效性依赖于正确的模型设定形式,面板数据模型设定形式主要有:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{it} + \beta_2 w_{it} + \mu_{it} \tag{2}$$

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 w_{it} + \mu_{it} \tag{3}$$

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 w_{it} + \mu_{it} \tag{4}$$

模型(2)为混合回归模型,表示各省因变量的自发程度和自变量对因变量的影响程度无明显的差异。模型(3)为变截距模型,表示各省自变量对因变量在方向、大小的影响程度上都没有明显的差异,但因变量的自发量存在明显的差异。模型(4)为变系数模型,表示各省自变量对因变量在方向、大小的影响程度上存在明显的差异。

二、实证分析

(一)数据来源与趋势分析

为了保证数据的权威性,本研究从国家统计局网站、中国科技统计年鉴、R&D 统计公报上获得了 2004 ~ 2016 年泛珠三角地区 R&D 投入和 *gdp* 的数据,*gdp* 数据剔除了价格因素。数据基本特征值如表 1:

① 研究与试验人员全时当量是指全时人员数加非全时人员按工作量折算为全时人员数的总和,文中用 *inp* 表示。

表 1 变量描述性统计分析

变量	经济增长 的对数值 ( $\ln gdp$ )	R&D 经费投 入的对数值 ( $\ln inf$ )	R&D 人员全 时当量的对 数值( $\ln inp$ )
均值	4.4004	13.4476	10.0249
最大值	5.1354	14.1456	10.7089
最小值	3.5420	11.7656	8.0247
标准差	0.5485	0.6582	0.8013

为了研究泛珠三角地区 R&D 投入对  $gdp$  的影响,先应用作图法进行简单的趋势分析。从数据初步可以判断 2004~2016 年泛珠三角地区九省经济增长和 R&D 经费投入、R&D 人员全时当量都有随时间增长的趋势。

(二)研究方法说明

笔者采用 *eviews6.0* 软件,运用面板数据的单位根检验、协整检验和误差修正模型,考察各省  $gdp$  增长与 R&D 投入的长期和短期的因果关系。若序列之间是平稳且协整的,则将协整分析产生的长期均衡关系构成误差修正项,并将其作为一个解释变量连同其他影响短期波动的解释变量一起,建立误差修正模型,提高模型的精度。

根据以上分析,在协整关系成立的前提下,建立如下面板数据模型。

1.长期趋势模型

$$\ln gdp_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} \ln inf + \beta_{2i} \ln inp_{it} + \mu_{it}$$

(5)

式(5)中的  $\beta_{1i}$ 、 $\beta_{2i}$  如果显著异于 0,表示 R&D 经

费投入、R&D 人员全时当量是经济增长的长期原因。

2.短期波动模型

$$\begin{aligned} \Delta \ln gdp_{it} = & \alpha_i + \sum_{j=1}^m C_{1i1j} \Delta \ln gdp_{it-j} \\ & + \sum_{j=1}^m C_{2i2j} \Delta \ln inf_{it-j} \\ & + \sum_{j=1}^m C_{3i3j} \Delta \ln inp_{it-j} + \gamma ec_{m1-i} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)中的  $\Delta$  表示采用一阶差分运算, $j$  表示滞后期, $ec_{m1-i}$  表示长期均衡误差,系数  $\gamma$  反映了从非均衡状态调整到长期均衡状态的力度。系数  $C_{2i2j}$ 、 $C_{3i3j}$  如果显著异于 0,表示 R&D 经费投入、R&D 人员全时当量是经济增长的短期原因。反之,如果  $C_{2i2j}$ 、 $C_{3i3j}$  显著等于 0,表示 R&D 经费投入、R&D 人员全时当量不是经济增长的短期原因。该模型也反映出经济增长的短期变动不仅与 R&D 经费投入、R&D 人员全时当量有关,还受到前一期的经济增长偏离长期均衡关系的影响。

(三)检验结果及分析

1.面板数据单位根检验

对经济增长的对数( $\ln gdp$ )和 R&D 经费投入的对数( $\ln inf$ )、R&D 人员全时当量的对数( $\ln inp$ )变量的水平值及一阶差分值分别进行 LLC 检验、Breitung 检验、IPS 检验、Fisher—ADF 检验、Fisher—PP 检验,检验结果如表 2 所示。

表 2 面板单位根检验结果

变量 / level	LLC 检验	Breitung 检验	IPS 检验	Fisher—ADF 检验	Fisher—PP 检验
$\ln gdp$	1.4276(0.9233)	3.3889(0.9996)	3.3345(0.9996)	5.1799(0.9986)	4.1372(0.9997)
$\ln inf$	-19.6591 *** (0.0008)	-1.2892 *** (0.0087)	-8.5519(0.1587)	29.5054(0.1212)	24.0339(0.1108)
$\ln inp$	-8.4366 * (0.0501)	-7.4859 * * (0.0119)	-2.2612(0.1191)	36.7346(0.1557)	44.4930(0.2301)
$\Delta \ln inf$	-23.7471 *** (0.0000)	/	-16.4301 *** (0.0000)	89.6349 *** (0.0000)	73.1647 *** (0.0000)
$\Delta \ln inp$	-11.5385 *** (0.0000)	/	-6.6591 *** (0.0000)	77.1466 *** (0.0000)	97.1440 *** (0.0000)
$\Delta \ln gdp$	-3.5719 *** (0.0002)	/	-1.4722 * (0.0705)	21.2411(0.1356)	22.8711 * (0.0746)

注:括号内为估计量的伴随概率,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的检验水平下显著; $\Delta$  表示对变量一阶差分值进行检验;水平值检验时有截距项和趋势项,一阶差分值检验时只有截距项。

由表 1 可知, $\ln gdp$  的水平值经 5 种方法检验,均说明存在单位根,而其一阶差分值经 4 种方法检验,其中三种结果说明不存在单位根,即该变量为一阶单整 I(1)。 $\ln inf$  和  $\ln inp$  经 5 种方法检验,其中三种结果说明存在单位根,而其一阶差分值经 4 种方法检验,均说明不存在单位根;因此变量  $\ln inf$  和变量  $\ln inp$  均为一阶单整 I(1)。

2.面板数据协整检验

协整检验的前提是各变量同阶单整,因此笔者研究所选用的变量可以进行协整检验。

笔者采用了从推广 *Johansen* 的 *trace* 检验方法方向发展的面板数据协整检验方法 *Fisher* (*combind Johansen*)检验,检查变量  $\ln gdp$ 、 $\ln inf$ 、 $\ln inp$  之间的协整关系。协整检验结果见表 3。

表 3 面板数据协整检验结果

协整检验个数	Fisher 联合迹统计量	Prob.	Fisher 联合入一max 统计量	Prob.
None	309.3***	0.0000	279.8***	0.0000
At most 1	84.01***	0.0000	81.47***	0.0000
At most 2	22.66	0.2040	22.66	0.2040

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的检验水平下显著。检验时有截距项。

从表 2 中可以看出,  $\ln gdp$ 、 $\ln inf$ 、 $\ln inp$  这 3 个统计量在 1% 的显著水平下拒绝了“不存在协整关系”的原假设。迹统计量结果表明,在 1% 的检验水平上至少存在 1 个协整关系。最大值统计量检验结果也表明,在 1% 的检验水平上至少存在 1 个协整关系。因此这三个变量之间至少存在 1 个协整关系。

3. 协整方程估计

变截距模型是采用随机效应还是固定效应模型通过 Hausman 检验决定, Hausman 检验统计量的值为 4.8972, 概率为 0.1864, 拒绝随机效应模型的原假设, 因此应采用固定效应模型。再根据变系数模

型、变截距模型、混合回归模型回归所得的残差平方和进行 F 检验, 得  $F_2 = 2.4142 > F_{0.01} = 1.4778$ , 拒绝模型为混合回归模型的原假设; 继续检验  $F_1$ ,  $F_1 = 1.9013 > F_{0.01} = 1.5583$ , 也拒绝模型为变截距模型的原假设, 故应建立变系数模型。因此选择固定效应变系数模型拟合本样本。

因截面数据容易产生异方差, 时间序列数据容易存在自相关, 如果直接运用 OLS 进行估计, 可能造成模型估计结果的失真。为避免模型的异方差和同期相关, 我们采用截面加权的 SUR 方法对固定效应变系数模型进行估计, 估计结果如表 4 所示。

表 4 泛珠三角地区面板协整回归的估计结果

变量	省份	系数	t 检验值	P 值	变量	系数	t 检验值	P 值
R&D 经费投入  $\ln inf$	福建	0.5944	13.0578***	0.0087	R&D 人员全时当量投入  $\ln inp$	-0.0116	-0.4223	0.6739
	江西	0.5927	10.1809***	0.0000		-0.0195	-0.4693	0.6401
	湖南	0.4545	10.5468***	0.0000		-0.0084	-0.2439	0.8079
	广东	0.5942	17.3273***	0.0000		-0.0139	-0.7906	0.4315
	广西	0.4504	7.8312**	0.0133		-0.0768	-1.8356*	0.0701
	海南	0.1512	2.7278***	0.0078		0.2219	4.7443***	0.0000
	四川	0.1592	2.0807**	0.0491		0.0199	0.2818	0.7788
	贵州	0.6551	8.3952**	0.0406		-0.0548	-0.9690	0.3354
	云南	0.2906	5.0023***	0.0000		-0.0786	-1.8029*	0.0751
$R^2 = 0.9997$				$DW$ 统计量=1.9412				

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的检验水平下显著。

由表 4 面板数据的估计结果可以得到如下结论。

第一, 泛珠三角地区 9 省 R&D 经费投入对经济增长的影响。在 5% 的显著性水平下, 泛珠三角地区 9 省的 R&D 经费投入弹性都十分显著, 且系数估计值都为正。因此从长期来看, 泛珠三角地区 9 省的 R&D 经费投入都显著地促进了当地经济的发展, 弹性系数都在 0.15 以上。其中贵州的弹性系数最大, 说明贵州省 R&D 经费投入对经济增长的贡献程度要大于其他省份; 系数估计值为 0.6551, 表明贵州省 R&D 经费投入增加 1%, 该省的  $gdp$  将增长约 0.66%。这说明在泛珠三角地区 9 省中, 贵州省处于 R&D 经费投入相对不足的状况, 增加

R&D 经费投入, 将会更好地促进贵州经济的发展。

第二, 泛珠三角地区 9 省 R&D 人员全时当量投入对经济增长的影响。在 10% 的显著性水平下, 泛珠三角地区九省的 R&D 人员全时当量弹性系数只有广西壮族自治区、海南省和云南省显著, 除海南省和四川省外, 其余省份弹性系数估计值都为负。其中海南省的弹性系数最大且显著, 说明海南 R&D 人员全时当量对当地经济增长的贡献较大, 系数估计值为 0.2219, 表明海南省 R&D 人员全时当量投入增加 1%, 该省的  $gdp$  将增长约 0.22%。广西壮族自治区和云南省的系数分别为 -0.0768、-0.0786, 表明这两省 R&D 人员全时当量投入增加 1%, 该省的  $gdp$  增长为负, 约为 0.08%。福建、



江西、湖南、广东、四川、贵州六省的系数均不显著,表明 R&D 人员全时当量不是当地 *gdp* 增长的长期原因。

以上结果说明,泛珠三角地区 9 省的 R&D 人员全时当量除海南省、四川省外,其他省份已经饱和,大部分处于人浮于事的相互掣肘状况,广西省、云南省已经对经济增长造成负向影响,其他省份对经济增长的影响尚不显著。

#### 4. 面板数据误差修正模型

通过面板数据的协整回归检验与估计结果,说明泛珠三角地区九省的经济增长与 R&D 经费投入有长期均衡关系,大部分省份的经济增长与 R&D 人员全时当量没有长期均衡关系。由于本研究所选择的样本时间跨度不够长,需要通过短期因果关系分析来检验长期均衡关系的可靠性,确认 R&D 经费投入、R&D 人员全时当量是否是经济增长的短期原因。作为满足误差项经典假设的要求,将滞后项 *m* 定为 2。误差修正模型的估计结果见表 5。

表 5 泛珠三角地区面板数据误差修正模型检验结果		
变量	系数估计值	<i>P</i> 值
$\Delta \ln gdp_{t-1}$	0.3489***	0.0038
$\Delta \ln inf_{t-1}$	0.0023	0.9131
$\Delta \ln inp_{t-1}$	-0.0065	0.3041
$\Delta \ln gdp_{t-2}$	-0.1294	0.2204
$\Delta \ln inf_{t-2}$	0.0140*	0.0866
$\Delta \ln inp_{t-2}$	0.0222***	0.0002
<i>ecm</i>	-0.0664***	0.0002
调整的 $R^2=0.5057$		$DW=2.50$

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的检验水平下显著。

误差修正模型的检验结果表明,R&D 经费投入的一阶滞后变量系数为正,R&D 人员全时当量的一阶滞后变量系数为负,*gdp* 的二阶滞后变量系数为负,都没有通过显著性检验,说明它们不是泛珠三角地区经济增长的短期原因。R&D 经费投入的二阶滞后变量系数仍然为正(为 0.0140,通过 10% 显著性水平检验),R&D 人员全时当量的二阶滞后变量系数为正(为 0.0222,通过 1% 显著性水平检验),*gdp* 的一阶滞后变量系数为正(为 0.3489,通过 1% 显著性水平检验),说明它们是泛珠三角地区经济增长的短期原因。这充分说明 R&D 投入对经济增长的影响具有滞后性,在投入的安排上需要提前规划,在对投入效果的考核上具要着眼于未来。

对泛珠三角地区而言,*ecm* 的回归系数在 1%

的显著性水平下通过检验,且其符号为负,符合误差修正的原理,说明经济增长与 R&D 经费投入、R&D 人员全时当量存在长期稳定的关系。误差修正项 *ecm* 反映了 R&D 经费投入、R&D 人员全时当量与 *gdp* 在短期波动中偏离其长期均衡关系的程度,系数的大小表示了对其偏离长期均衡状态的调整力度,文中的调整力度为 0.0664,*DW* 统计量为 2.50,说明误差项不存在自相关。因此,该模型可取,结果具有可信度。

### 三、结论与建议

在泛珠三角地区九省,R&D 经费投入对经济增长有显著的正向影响,从长期来看,泛珠三角地区九省的 R&D 经费投入都显著地促进了当地经济的发展,特别是贵州省 R&D 经费投入相对不足;从 R&D 人员全时当量投入对经济增长的影响来看,海南、四川是正向影响,海南正向影响在 1% 的水平上显著,四川虽然也是正向影响但尚不显著;云南 R&D 人员全时当量投入对经济增长具有负向影响,在 10% 的水平上显著。福建、江西、湖南、广东、贵州 R&D 人员全时当量投入显示为负向影响但不显著。误差修正模型结果显示,R&D 投入对于经济增长而言,具有滞后性,且在不同滞后期经费和人员投入对经济增长的影响不一样。这进一步证明科研资金要素和人员要素投入存在时空差异。<sup>[14]</sup> 为此,提出以下三点建议。

第一,加强 R&D 经费投入规划,注重 R&D 的长期效果。泛珠三角地区具有经济发展的区位优势,需要不断提高合作水平,形成合作协调、互利共赢的良好格局。为了泛珠三角地区经济的长期稳定发展,应当加强 R&D 经费投入规划,加强 R&D 经费投入对出口企业及其产品研发的支持,注重产品的市场前景和生命力。对于国际市场前景广阔,能支持国家“一带一路”战略的外贸企业,无论在经费支持力度上还是研发人员的配置上,都应当给予高度重视和加强。

第二,加强 R&D 人员投入优化,注重 R&D 的人员质量。改革开放以来,国家加强了对科研工作的重视,R&D 经费投入不断增加,科研队伍不断壮大,有力地促进了经济的发展。但随着 R&D 人员投入的不断增加,R&D 人员全时当量投入对经济增长的影响基本上处于不显著的状况。虽然海南、四川、云南,R&D 人员投入对经济增长影响显著,但影响的方向各不相同。因此,应当根据各省情况,

分别采取不同措施,优化 R&D 人员投入,注重 R&D 人员质量。

第三,加强 R&D 管理机制创新,注重 R&D 的绩效管理。鉴于泛珠三角地区中福建、江西、湖南、广东、贵州 R&D 人员全时当量投入显示为负向影响但不显著,而广西、云南 R&D 人员全时当量投入已经对经济增长造成负向影响,说明这些地区 R&D 系统已经出现相互掣肘问题,应当加强 R&D 管理机制创新,注重 R&D 系统人员的绩效管理,实行 R&D 系统人员的优胜劣汰。特别是要加强 R&D 投入知识产权的转化和保护,<sup>[15]</sup>加强成果转化服务工作,发挥科技成果转化服务中介机构的作用<sup>[16]</sup>注重 R&D 投入的产出效应,提升技术创新投入要素配置效率<sup>[17]</sup>,促进对 R&D 投入创新成果的转化考核。

#### 参考文献:

- [1]国务院.关于大力推进大众创业万众创新若干政策措施的意见[OL]. [http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-06/16/content\\_9855.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-06/16/content_9855.htm).
- [2](英)亚当·斯密.国民财富的性质和原因研究[M].郭大力,王亚南,译.北京:商务印书馆,1996.
- [3]Argentino P.R&D and Economic Growth: How Strong is the Link? [J].Economics Letters,2010 (2).
- [4]McLean I, Round D. Research and Product Innovation in Australian Manufacturing Industries[J].Journal of Industrial E-

conomics,1978(27).

- [5]李雪峰.人力资本、R&D 投入与中国内生经济增长[J].中国科技论坛,2005(6).
- [6]范乡,骆峤嵘.我国科研投入与经济增长之间关联性分析[J].税务与经济,2005(3).
- [7]程龙.R&D 投入对吉林省经济内生增长的作用机制研究[J].当代经济研究,2016(1).
- [8]李燕萍,许颖,吴绍棠.不同省域科研投入产出效率及其影响因素的实证研究[J].经济管理,2011(2).
- [9]李涛,黄晓蓓,王超.企业科研投入与经营绩效的实证研究[J].科学学与科学技术管理,2008(7).
- [10]王海涛,谭宗颖.科研投入与产业结构的影响关系研究[J].科技管理研究,2014(24).
- [11]马宇,程道金,张卉.科研投入对经济增长质量影响的实证分析[J].云南财经大学学报,2015(2).
- [12]高国顺.亚当·斯密的经济增长因素分析[J].湖北大学学报(哲学社会科学版),2004(1).
- [13]中国共产党第十八届中央委员会第五次全体会议公报[EB/OL].<http://www.yjbys.com/news/389856.html>.
- [14]李兆亮,罗小锋,张俊飏,等.农业科研要素投入的时空差异及其影响因素[J].中国科技论坛,2016(2).
- [15]李伟,余翔,蔡立胜.政府科技投入、知识产权保护与企业研发投入[J].科学学研究,2016(3).
- [16]汪发元,郑军,周中林,等.科技创新、金融发展对区域出口贸易技术水平的影响[J].科技进步与对策,2018(18).
- [17]吴传清,黄磊,文传浩.长江经济带技术创新效率及其影响因素研究[J].中国软科学,2017(15).

责任编辑 胡号寰 E-mail:huhaohuan2@126.com

## Analysis on the Influence of R&D Input on Economy Increase

### ——Based on Empirical Analysis of 2004 to 2016

### Years' Panel Data Model in Pan-pearl River Delta Area

Yang Yuzhong<sup>1</sup> Wang Jin<sup>2</sup>

(1.Material Management Department,China Petroleum Tuha Oil Field Company,Turpan 838202;

2.Beijing Jinmao Green Construction Technology Co.,Ltd.,Beijing 100012)

**Abstract:** It is of great significance of reforming the R&D input to study the influence of R&D input on economic increase in pan-pearl river delta area. Based on the statistical data of R&D input and GDP in 9 provinces of pan-pearl river delta area, panel data model is adopted for the study. The results show that R&D fund input greatly promotes the economic development, and the R&D fund input is relatively deficient in Guizhou province. Besides, from the influence of full-time equivalent input of R&D personnel on economic increase, Hainan and Sichuan have positive influence, Yunan has significant negative influence, and other provinces have no significant negative influence. Therefore, it should strengthen R&D fund input planning and pay attention to the R&D long-term effect, strengthen R&D personnel input optimization and pay attention to R&D personnel quality, strengthen R&D management mechanism's innovation and pay attention to R&D performance management.

**Key words:** pan-pearl river delta area; panel data model; R&D input; economic increase