

文章编号:1674-8107(2019)06-0069-08

基于 FMOLS 方法的 R&D 投入与经济增长的 协整关系研究

刘升学,康利机,陈 鸣

(南华大学经济管理与法学学院,湖南 衡阳 421001)

摘 要: 为了考察 R&D 投入与经济增长的关系,采用我国 30 个省市区 2000-2016 年的省际面板数据,并运用 FMOLS 方法对 R&D 投入产出弹性进行面板协整估计。研究发现,从全国面板协整估计结果来看,R&D 经费投入和 R&D 人员投入都能够促进经济增长,但前者对经济增长的推动作用大于后者;从各省市区面板协整估计结果来看,R&D 经费投入和 R&D 人员投入表现出明显的区域特性,也有部分省市区出现不显著甚至抑制经济增长的现象。

关键词: R&D 投入;经济增长;FMOLS;面板协整估计

中图分类号: F293.3

文献标识码: A

DOI:10.3969/j.issn.1674-8107.2019.06.010

一、引言

改革开放迄今 40 多年来,我国经济社会各个领域均取得了长足的进步,尤其是在经济增长方面。数据显示,以 1978 年为基期来计算的话,我国经济增长由 1978 年的 3678.7 亿元增加至 2017 年的 126992.4 亿元,增速 34.52 倍。值得一提的是,尽管我国经济发展取得了前所未有的奇迹,但其增长的本质却是以大量的资源消耗和环境为代价,用子孙后代的福祉换取当下经济增长,具有不可持续性。因此,在当前环保力度逐年加强的背景下,为了改变以往依赖于资源消耗的粗放型经济增长方式,党的十八大首次提出了“创新驱动发展战略”,并把科技创新摆在国家发展的首要位置,引导我国经济发展转向科技创新驱动增长轨道。科技创新能够提升社会生产力,加快产业升级步

伐,带动经济平稳增长,而 R&D 投入是科技创新的重要前提,是实现技术进步的主要路径。为此,探寻 R&D 投入与经济增长之间的关系对于破解我国当前经济增速下行、创新效率低下以及区域发展不平衡等问题具有重要启示意义。

二、文献梳理与总结

以索洛为代表的传统新古典经济增长理论认为,经济增长可以由资本和劳动力来解释,而对于技术进步,则是将其视为外生变量。但自 Romer (1990)将技术进步内生后,学术界的聚焦点开始从传统的新古典经济增长理论转向内生经济增长理论^{[1](971-102)}。由于技术进步需要通过 R&D 投入才能得以实现,因此国内外诸多学者围绕 R&D 投入与经济增长之间的关系进行了广泛深入的研究,迄今为止,研究成果汗牛充栋。

收稿日期:2019-06-18

基金项目:湖南省教育厅重点项目“湖南参与长江经济带建设背景下跨区域创新网络研究”(项目编号:14A122)

作者简介:1.刘升学(1963-),男,湖南衡阳人,教授,博士,硕士生导师,主要从事技术经济与产业转移研究;

2.康利机(1992-),男,江西吉安人,硕士研究生,主要从事技术经济与城市化研究;

3.陈 鸣(1977-),男,湖南常德人,讲师,博士,主要从事经济增长与城市化研究。

Griliches (1986) 对美国 1957-1977 年 1000 家最大制造企业的数据进行研究, 得出 R&D 投入会促进生产力提高的结论^{[2](P141-154)}。Akca (2011) 运用协整方法对美国 1960-2007 年的经济增长与 R&D 投入之间的历史数据进行检验, 研究发现 R&D 投入与经济增长存在双向因果关系^{[3](P79-92)}。另外, R&D 投入也会导致溢出效应, 有学者从这一角度阐述了 R&D 投入对经济增长具有显著的正向影响, 如 Keller(2002)和 Falvey et al(2007)等学者^{[4](P5-24), [5](P230-234)}。鉴于我国数据的完备性较差, 国内学术界早前对 R&D 投入与经济增长关系的探讨主要侧重于定性研究, 所得结论也大多是基于经济理论和逻辑推导而来的, 无法将它们之间的关系进行具体量化。随着研究的不断深入, 近年来主要从实证分析角度进行考察, 得出的结论也基本保持一致。具体而言, 目前学术界对 R&D 投入与经济增长之间关系进行探讨的切入点有所不同, 有学者从溢出效应^{[6](P749-753), [7](P64-72)}、门槛效应^{[8](P51-59), [9](P33-40)}和研发投入类型^{[10](P3-19)}等角度进行分析, 也有学者通过构建计量经济模型或运用灰色关联度分析方法进行研究, 虽然学者们的研究范式有所差异, 但都认为 R&D 投入能够促进经济增长, R&D 投入活动是科技进步的主要途径。需要特别说明的是, 尽管 R&D 投入能够带动经济增长这一观点目前已成为学术界的普遍共识, 但学者们在对 R&D 投入要素方面却持有不同的观点。从国家或地区层面出发, 张明喜(2009)运用灰色关联度分析方法探讨了我国 R&D 经费投入和 R&D 人员投入分别与经济增长的贡献率, 得出 R&D 人员投入对经济增长的贡献率更大的研判^{[11](P66-71)}; 王锦生(2013)运用同样的方法考察了辽宁省的 R&D 投入要素状况, 但却认为 R&D 经费投入对经济增长的贡献率大于 R&D 人员投入^{[12](P93-96)}。从区域角度出发, 卢方元、靳丹丹(2011)和曹贤忠等(2016)采用面板数据实证检验了 R&D 投入与经济增长的关系, 研究表明 R&D 人员投入对经济增长的拉动作用大于 R&D 经费投入^{[13](P149-157), [14](P208-218)}。

综上所述, 不难发现, 现有文献普遍认为 R&D 投入能够促进经济增长, 但在 R&D 经费投入和 R&D 人员投入方面却尚有分歧, 究其原因可能有以下两点: 第一, 各省市之间经济发展状

况、科技水平以及各项科技成果转化所必须的软硬基础设施条件等方面存在差异, 这可能导致 R&D 经费投入和 R&D 人员投入对经济增长的影响效果出现区域特性; 第二, 学者们在分析 R&D 经费投入和 R&D 人员投入对经济增长的影响时, 往往忽略了各省市之间可能存在截面相关的事实, 普遍采用 OLS 方法进行回归估计, 最终带来估计的偏误。鉴于此, 本文将采用我国 30 个省市 2000-2016 年的省际面板数据(因数据缺失, 未将西藏地区纳入样本容量中), 并在考虑到地区差异与截面相关的基础上运用 FMOLS 方法考察 R&D 经费投入和 R&D 人员投入分别与经济增长的协整关系, 以期能够较为准确地揭示 R&D 投入活动与经济增长之间的关系, 并为地方政府在制定科技创新政策方面提供一定的理论参考。

三、模型设定、变量说明和数据来源

(一)模型设定

自 Griliches(1979)首次将除资本、劳动之外的生产要素——技术引入到 C-D 生产函数以来, 诸多学者开始在此基础上开展 R&D 投入对经济增长贡献的研究^{[15](P92-116)}。在此, 同大多数学者^{[16](P37-47), [17](P139-153)}的做法一致, 将 R&D 投入引入到 C-D 生产函数建立模型, 得到如下扩展后的 C-D 生产函数:

$$Y=F(K, L, RD) \quad (1)$$

将(1)式展开为如下具体形式:

$$Y=AK^{\alpha}L^{\beta}RD^{\gamma} \quad (2)$$

(2)式中 A、K、L 和 RD 分别表示技术进步系数(一个常数)、资本投入、劳动投入和研发投入; α 、 β 和 γ 分别表示资本投入的产出弹性、劳动投入的产出弹性和 R&D 投入的产出弹性。为了消除异方差的影响并估算变量之间的弹性经济含义, 对(2)式两边取对数得到如下形式:

$$\ln Y=\ln A+\alpha \ln K+\beta \ln L+\gamma \ln RD \quad (3)$$

由于技术进步系数是一个常数, 所以令 $\ln A=\alpha$, 那么各地区扩展的 C-D 生产函数为:

$$\ln Y_{it}=a+\alpha \ln K_{it}+\beta \ln L_{it}+\gamma \ln RD_{it} \quad (4)$$

其中 i 表示地区, $i=1, 2, 3, \dots, 30$; t 表示时间, $t=2000, 2001, \dots, 2016$ 。

将(4)式转化为如下计量经济模型:

$$\ln Y_{it} = \beta_{10} + \beta_{11} \ln K_{it} + \beta_{12} \ln L_{it} + \beta_{13} \ln RD_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

其中 μ_{it} 为随机干扰项。

与前人做法有所不同的是,由于本文要分别考察 R&D 经费投入和 R&D 人员投入对经济增长的影响,因此建立如下两个模型:

R&D 经费投入模型:

$$\ln Y_{it} = \alpha_{10} + \alpha_{11} \ln K_{it} + \alpha_{12} \ln L_{it} + \alpha_{13} \ln RM_{it} + \mu_{it}$$

R&D 人员投入模型:

$$\ln Y_{it} = \beta_{20} + \beta_{21} \ln K_{it} + \beta_{22} \ln L_{it} + \beta_{23} \ln RL_{it} + \varepsilon_{it}$$

(二) 变量说明

上述 R&D 经费投入模型和 R&D 人员投入模型中各变量的说明如表 1:

表 1 各变量的说明

变量	含义	单位
$\ln Y$	折算成以 2000 年为基期的实际 GDP 的对数	亿元
$\ln K$	各省市区资本的对数	亿元
$\ln L$	各省市区当年的就业人员的对数	万人
$\ln RM$	各省市区当年 R&D 经费内部支出的对数	万元
$\ln RL$	各省市区当年 R&D 人员全时当量的对数	人

考虑到我国尚未对资本进行统计,因此本文采用目前比较普遍使用的由 Goldsmith 在 1951 年开创的永续盘存法。具体计算公式如下:

$$K_{it} = K_{it-1}(1-\delta) + I_{it}$$

上式 i 指代地区, t 表示时间。变量 K 表示资本; δ 表示资本折旧率; I 表示实际投资。

关于资本折旧率 δ , 不同的学者在该指标的选取方面各有不同,本文参照谢兰云(2013)的选取方法,假定资本折旧率 $\delta=7\%$ ^{[16](P37-47)};对于基期资本存量的选取,本文借鉴张军等(2004)的做法,将各省市区 2000 年的固定资本形成总额除以 10% 作为其 2000 年基期的资本存量^{[18](P35-44)};在实际投资的处理方面,本文同样参照张军等(2004)的做法,首先将各年度的固定资产投资价格指数折算成以 2000 年为基期的价格指数,然后分别乘以 2000 年的固定资本形成总额作为各年度的实际固定资本形成总额,最后将实际固定资本形成总额代替实际投资^{[18](P35-44)}。

(三) 数据来源

本文选取全国除西藏外 30 个省市区 2000-2016 年的面板数据。地区生产总值和劳动均来源

于各省市区对应的统计年鉴,资本则通过《中国统计年鉴》相应指标计算得来的,而 R&D 经费投入和 R&D 人员投入则来自《中国科技统计年鉴》。

四、实证分析

(一) 面板单位根检验

由于面板数据结合了时间序列数据和截面数据的特点,直接进行实证分析时可能会出现“伪回归”的问题,因此,对面板数据进行实证分析之前首先需要对各变量的平稳性进行单位根检验,以验证变量是否平稳。根据各截面是否含有相同单位根,可将面板数据单位根检验分为两类:一类是同质单位根检验,即检验各截面是否含有相同的单位根,代表的检验方法有 LLC 检验、Hadri 检验和 Breitung 检验;另一类是异质单位根检验,即各个截面含有不同的单位根,代表的检验方法有 IPS 检验、Fisher-PP 检验和 Fisher-ADF 检验。上述 6 种单位根检验方法在原假设方面有所不同,其中 LLC 检验、IPS 检验、Breitung 检验、Fisher-PP 检验和 Fisher-ADF 检验的原假设为含有单位根,而 Hadri 检验的原假设则为不含有单位根。另外,在对面板数据要求方面,LLC 检验、Hadri 检验和 Breitung 检验均强烈要求面板数据为平衡的面板数据,IPS 检验和 Fisher 检验则对面板数据无严格要求。值得说明的是,前面所提的面板单位根检验方法都是第一代面板单位根检验,其假定截面之间严格独立,不存在相关性。但在现实经济世界里往往无法满足第一代面板单位根的假定。

为了更好地拟合现实中截面相关的客观事实,由 Pesaran(2007)提出的 CADF 检验则很好解决了截面相关和异质性问题,该检验的原假设为“序列非平稳”^{[19](P265-312)}。为了准确科学选用面板单位根检验方法,本文将对截面进行相关性检验。在截面相关性检验方面,目前大多数学者选用 Pesaran(2004)提出的 CD 检验方法,其原假设为“不存在截面相关”^{[20](P1240)}。具体检验结果从表 2 中可看出各个变量均在 1% 的显著性水平下强烈拒绝原假设,即本文采用的面板数据存在强烈的截面相关性。鉴于本文面板数据属于平衡面板数据以及截面存在相关性问题的,本文将重点关注第二代面板单位根 CADF 检验,同时为了减少单一检验带来的局限性,把 LLC 检验、IPS 检验和

Fisher-ADF 检验纳入参考范围。

表2 CD 检验结果

变量	CD 检验统计量	P 值
InY	85.78	0.000
InK	85.96	0.000
InL	66.47	0.000
InRM	85.02	0.000
InRL	79.70	0.000

表3 面板单位根检验结果

变量	单位根检验方法			
	LLC	IPS	Fisher-ADF	CADF
InY	-1.2586 (0.1041)	-0.1365 (0.4457)	104.2207*** (0.0004)	-2.244 (0.598)
Δ InY	-4.2671*** (0.0000)	-2.6288*** (0.0043)	76.7616* (0.0712)	-1.985* (0.094)
InK	2.3684 (0.9911)	5.7375 (1.0000)	33.1520 (0.9981)	-1.636 (0.711)
Δ InK	-4.1647*** (0.0000)	-3.1603*** (0.0008)	97.5554*** (0.0016)	-2.949*** (0.000)
InL	-0.6019 (0.2736)	1.2168 (0.8882)	72.1549 (0.1352)	-1.630 (0.723)
Δ InL	-6.4638*** (0.0000)	-6.3822*** (0.0000)	135.1626*** (0.0000)	-2.541*** (0.000)
InRM	-3.9427*** (0.0000)	-0.2218 (0.4122)	73.3890 (0.1148)	-2.147 (0.781)
Δ InRM	-13.9880*** (0.0000)	-11.7410*** (0.0000)	86.1180** (0.0152)	-2.716*** (0.000)
InRL	-5.6846*** (0.0000)	-2.6553*** (0.0040)	46.5206 (0.8988)	-1.958 (0.121)
Δ InRL	-9.9491*** (0.0000)	-16.7390*** (0.0000)	264.1519*** (0.0000)	-2.105** (0.025)

注:1) Δ 表示一阶差分;2)括号内数值为检验统计量的伴随概率;3)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表3的面板单位根检验结果显示,各变量水平值在 CADF 检验下均不显著,但一阶差分在 10%显著水平下表现出平稳状态;在 IPS 检验、LLC 检验和 Fisher-ADF 检验下,多数变量水平值不显著,但一阶差分均表现出平稳的现象。因此,通过对面板单位根检验结果的分析,可以得出各变量存在一阶差分平稳的结论。这也表明变量之间的线性组合可能存在长期稳定的关系,进而需要进行面板协整检验来加以验证这种可能存在的长期关系。

(二)面板协整检验

就目前面板协整检验而言,主要的检验方法有两种:一种是基于序列平稳回归所得残差构造的统计量对同质和异质面板数据的检验,代表性检验有 Kao 检验和 Pedroni 检验,它们的原假设为“不存在协整关系”,备选假设为“所有面板都是协整的”^{[21](P1-44)、[22](P653-670)、[23](P597-629)};另一种是基于回归残差构造的 LM 检验,代表性检验有 Westerlund 检验,其原假设为“存在协整关系”,备选假设为“一部分面板存在协整关系”^{[24](P297-316)}。需要强调的是,上述的面板协整检验方法只能对截面独立的面板数据进行检验,而无法对截面相关的面板数据进行检验,这是其一大缺陷。因此,为了在截面存在相关性时能够对面板协整进行检验,Westerlund(2007)通过 Bootstrap 自举法构造了误差修正项的检验^{[25](P709-748)}。Westerlund 构造了 4 个统计量,分别为组统计量 G_t 、 G_a 和面板统计量 P_t 、 P_a 。这 4 个统计量的零假设都为“不存在协整关系”,组统计量的备选假设为“至少存在一组协整关系”,面板统计量备选假设为“面板整体上存在协整关系”。在对面板单位根进行检验时,本文通过 CD 检验法已经得出截面存在相关的结论。因此,为了减少单一检验的局限性和保证检验的稳健性,本文同时采用截面相关的 Westerlund 检验和 Kao 检验来对 InY 与 InK、InL、InRM 和 InRL 之间的面板协整关系进行检验^{[21](P1-44)、[25](P709-748)}。

表4 与 InY、InL、InRM 和 InRL 之间的协整检验

检验方法	统计量	InY	InL	InRM	InRL
Westerlund 检验	G_t	-2.485 (0.149)	-0.955 (0.726)	-1.736 (0.282)	-0.551 (0.813)
	G_a	-2.110* (0.094)	-0.074* (0.079)	-2.312*** (0.008)	-2.165** (0.028)
	P_t	-7.629*** (0.000)	-1.686*** (0.006)	-3.008** (0.013)	-2.107** (0.015)
	P_a	-2.192** (0.037)	-0.362* (0.060)	-1.749*** (0.008)	-2.799*** (0.006)
Kao 检验	ADF	-6.1399*** (0.0000)	-1.5920* (0.0557)	-6.3130*** (0.0000)	-1.6991** (0.0446)

注:1)Westerlund 检验采用 Bootstrap1000 次抽样;2)括号内表示统计量的伴随概率;3)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表4的检验结果显示,Kao 检验表明 InK 与 InY、InL、InRM 和 InRL 在 10%水平下显著,拒绝不存在协整关系的零假设,即 InY 与各变量存在长

期稳定的关系;Westerlund 检验^{[25](P709-748)}表明除了 G_i 统计量之外,其余 3 个统计量均拒绝不存在协整关系的零假设,因此有足够的证据表明 $\ln Y$ 与各变量存在长期稳定的关系。综上判断,基本可以认为 $\ln Y$ 与各变量存在长期稳定的关系。

(三)面板协整估计

通过对面板数据的协整检验,发现 $\ln Y$ 与各变量存在长期稳定的关系,但要在这种关系具体量化考察,目前学者普遍使用普通最小二乘法(OLS)估计模型参数,这种估计方法可能导致结论的失真。因为,在现实的复杂经济活动中,生产活动的各投入要素之间联系紧密,宏观经济波动必然引发要素活动的变化,因此基本很难避免各投入要素的内生性和序列相关问题。针对这一问题,Philips 和 Hansen(1990)首次提出针对时间序列协整方程的完全修正最小二乘估计(FMOLS),在此基础上,Pedroni(2000)对其进行完善并扩展到异质性面板协整中^{[26](P99-125)、[27](P93-130)}。面板协整 FMOLS 运用半参数估计方法能够有效的消除因变量内生性和扰动项自相关带来的估计偏误以及克服“伪回归”问题。需要强调的是,面板 FMOLS 包括了组间(between-dimension)面板估计和组内(within-dimension)面板估计,并且 Pedroni(2000)对这两种估计方法进行了对比分析,认为组间估计在小样本和操作灵活性方面更优于组内估计^{[27](P93-130)}。基于本文选取样本的时间跨度 $T=17$ 属于小样本的事实,因而采用组间面板 FMOLS 分别对 R&D 经费投入模型和 R&D 人员投入模型进行协整估计。

表 5 R&D 经费投入和 R&D 人员投入分别对经济增长的 FMOLS 估计结果

地区	省份	lnRM	lnRL
	全国	0.11***(124.35)	0.08***(29.17)
	北京	0.15***(7.39)	-0.15***(-5.01)
	天津	0.01(0.64)	-0.04***(-4.92)
	河北	0.23*** (12.73)	-0.07*(-2.30)
	辽宁	0.19*** (10.89)	0.21*** (4.78)
	上海	0.56*** (63.42)	0.04(1.59)
东部	江苏	0.05*** (20.11)	-0.03*** (-19.01)
	浙江	0.19*** (205.85)	0.39*** (19.50)
	福建	0.07** (3.23)	0.13*** (6.84)
	山东	0.13*** (21.09)	-0.02*** (-3.35)
	广东	0.09*** (14.51)	0.08*** (18.84)
	海南	0.01(0.34)	-0.01(-1.18)

地区	省份	lnRM	lnRL
	全国	0.11***(124.35)	0.08***(29.17)
	吉林	-0.13***(-3.90)	0.03(0.99)
	安徽	0.03(1.81)	0.01*(2.31)
	黑龙江	0.14***(36.29)	0.34***(29.22)
中部	江西	-0.02**(-3.17)	0.09*** (10.29)
	河南	0.17***(33.32)	0.07*** (3.70)
	湖北	0.17***(22.24)	0.10*** (6.83)
	湖南	0.16***(58.44)	0.19*** (12.95)
	山西	0.30*** (75.92)	0.24*** (42.75)
	广西	0.12***(25.98)	0.12*** (4.58)
	内蒙古	0.30***(27.99)	0.33*** (8.28)
	重庆	0.17***(16.79)	-0.10*** (-14.68)
	四川	0.07** (3.15)	-0.09*** (-7.44)
	贵州	-0.13*** (-9.57)	0.11*** (17.65)
西部	云南	-0.09*** (-5.49)	0.11** (3.09)
	陕西	0.16*** (5.49)	0.07*** (4.00)
	甘肃	-0.04*** (-6.07)	-0.01(-1.43)
	青海	0.07*** (14.36)	0.09*** (16.54)
	宁夏	0.15*** (24.84)	0.13*** (11.26)
	新疆	0.03*(2.47)	-0.06*** (-6.87)

注:1)由于本文重点关注研发经费投入和研发人员投入分别对经济增长的影响,故资本 K 和劳动 L 均未列出;2)括号内为 t 统计值;3)***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 水平下显著。

通过表 5 的 FMOLS 回归结果可以得出:

1.从全国范围来看

R&D 经费投入和 R&D 人员投入都能够促进经济增长。其中 R&D 经费投入对经济增长的弹性为 0.11,高于 R&D 人员投入产出弹性 0.08,表明 R&D 经费投入对经济增长的拉动作用大于 R&D 人员投入,这一现象可由我国对 R&D 投入要素的非均衡化得到一些证实。在 2000-2016 年期间,我国对 R&D 经费投入年均增长率为 20.45%,R&D 人员投入年均增长 9.67%,R&D 经费投入年均增长率是 R&D 人员投入的 2.12 倍。这一差异化的投入导致 R&D 经费投入较之于 R&D 人员投入而言,其对经济增长的贡献度更大。

2.从各省市范围来看

(1)在 R&D 经费投入方面,天津、安徽和海南在 10%水平下不显著,表明这三个省份 R&D 经费投入未促进地区经济增长。数据显示,天津、安徽和海南在 2000-2016 年的 R&D 经费投入平均为 2129404 万元、1683038 万元和 72452 万元,

在全国30个省市自治区中分别排第10、13和29名,这说明除了海南的R&D经费投入较低外,天津和安徽的R&D经费投入处于中上游水平。因此,导致天津、安徽和海南的R&D经费投入未能拉动经济增长原因可能是由于R&D经费投入不足以及R&D经费使用不合理造成的。吉林、江西、贵州、云南和甘肃在10%水平下显著,但R&D经费产出弹性为负值,表明这些省市自治区在R&D经费使用方面出现效率低下问题,R&D经费不但未能促进经济增长,反而成为了经济增长的“负担”;另外,从区域角度来看,R&D经费对经济增长出现抑制作用的省市自治区都集中在中西部地区,造成这种状况的原因除了经费使用效率低下的原因外,可能还与中西部地区的地方软硬件基础设施无法及时匹配科研成果转化有关,从而造成经济“负增长”。其余省市自治区的R&D经费投入对经济增长在10%水平下显著且产出弹性为正数,其中表现最突出的是上海,其产出弹性为0.56(R&D经费每增加1%,经济增长就会提高0.56%),表明R&D经费投入对经济增长具有正向的影响作用,更进一步体现了各省市自治区近年来加大对R&D经费投入力度产生了较好的经济效益。

(2)在R&D人员投入方面,上海、海南、吉林和甘肃R&D人员投入在10%水平下不显著,说明这些地区的R&D人员未能发挥好促进经济增长的作用。数据显示,上海、海南、吉林和甘肃在2000-2016年的R&D人员投入平均为110198人、3654人、35077人和20372人,在全国30个省市自治区中分别排第6、29、20和25名,表明除了上海排名较高外,其余省份均处在全国下游水平。因此,抑制经济增长的原因可能是R&D人员投入不足以及R&D人员的科技成果转化成为社会经济效益较差导致的。北京、天津、河北、江苏、山东、重庆、四川和新疆R&D投入人员在10%水平下显著,但对经济增长出现抑制作用。原因可能正如苏朝晖和吴晓晓(2014)所认为的:R&D人员的投入过多造成冗余以及R&D人员技术水平较低等现象,这不但不会促进经济增长,反而会因R&D人员成本的增加造成对经济增长产生“负担”^{[28](997-1007)}。其余省市自治区R&D人员投入在10%水平下显著且对经济增长发挥正向影响作用,其中浙江R&D人员投入对经济增长的促进作用最大,其产出弹性为0.39

(R&D人员投入每增加1%,经济增长就会提高0.39%),说明这些省市自治区的R&D人员发挥着科技创新的引领作用,能够较好的对后期成果及时产业化。

五、结论与政策建议

本文采用我国除西藏之外30个省市自治区2000-2016年的面板数据,将R&D投入的两种要素——R&D经费投入和R&D人员投入——引入到C-D生产函数中,经过面板单位根和协整检验,发现R&D经费投入和R&D人员投入与经济增长之间存在长期协整关系。为了准确估计这一关系,本文运用组间面板FMOLS方法分别考察了R&D经费投入和R&D人员投入对经济增长的产出弹性,研究得出:从全国范围来看,R&D经费投入和R&D人员投入都能够促进经济增长,但前者对经济增长的促进作用大于后者;从各省市自治区范围来看,R&D经费投入和R&D人员投入对经济增长都存在区域特性,不同省市自治区表现出显著差异,有些省市自治区甚至出现抑制经济增长的现象。基于此,本文针对这些论断给出以下几点建议:

(一)加大对中西部R&D投入的力度,缩小区域经济发展差距。数据表明,2000-2016年东部与中西部R&D投入强度(研发投入经费占GDP比重)相差较大,其中东部R&D投入强度年均均为2.30%,中西部仅为1.33%,较大的R&D投入强度差异将导致中西部与东部经济发展态势进一步扩大,不利于区域协调发展和缩小区域发展差距。因此,加大对中西部R&D投入强度将有利于其追赶东部经济发展步伐,缩小区域发展差距,同时也将提高居民收入。

(二)建立与健全对R&D资金流向全方位监控以及对R&D人员绩效考核体系。本文研究表明,R&D经费投入使用效率低下以及R&D人员技术水平较低是制约经济增长的原因之一。因此,建立与健全对R&D资金流向的全方位监控体系将有利于实时把控资金流向动向,确保R&D资金能够有效的分配到研发活动中;同时,健全的R&D人员绩效考核体系将有利于充分挖掘R&D人员的科研潜力。

(三)加快对中西部软硬基础设施建设步伐。由于我国实施的非均衡发展战略,导致中西部与

东部经济发展出现较大差距,进而在软硬基础设施方面也出现扩大趋势。另外,不管是在科技市场信息披露、专利审批程序和相关法律法规完善程度等软环境建设方面,还是在物流运输、通讯电缆等硬环境建设方面,中西部较之于东部而言显现出较大差距,而这些软硬基础设施却是科技成果转化成为市场经济效应的根本保证。

(四)精简研发人员队伍,提升R&D人员技术水平。首先,研发机构、企业和高校应该把精简R&D人员队伍建设目标摆在首位,避免因R&D人员过多而产生冗余现象;其次,对R&D人员再培训时,应更加注重R&D人员的科研实践能力,避免教条式的照本宣科;最后,提高R&D人员的

待遇,解决物质生活问题才能激发R&D人员的创新潜力和提升研发能力。

(五)注重科技成果转化、产业化以及解决科技信息不对称问题。首先,各省市区的地方政府应该积极引导研发机构、企业和高校的科技成果转化成为现实产品和实现产业化,避免出现“产学研”脱节的现象;其次,政府应该搭建畅通的科技信息传输通道,帮助研发机构、企业和高校及时掌握目前科技市场的最新动态,解决信息不对称问题;最后,政府在科技成果转化和产业化方面应给与一定的免税政策支持,以此来增强科技从业者的科技成果转化动力。

参 考 文 献

- [1] ROMER P M. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*,1990,(5).
- [2] Griliches Z. Productivity, R and D, and Basic Research at the Firm Level in the 1970's[J].*American Economic Review*,1986,(1).
- [3] Akçay D D S. Causality Relationship Between Total R&D Investment And Economic Growth: Evidence From United States[J].*Suleyman Demirel University Journal Of Faculty Of Economics & Administrative Sciences*,2011,(1).
- [4] Keller W. Trade and the Transmission of Technology[J]. *Journal of Economic Growth*,2002,(1).
- [5] Falvey R, Foster N, Greenaway D. Relative backwardness, absorptive capacity and knowledge spillovers[J]. *Economics Letters*,2007,(3).
- [6] 黄苹.中国省域R&D溢出与地区经济增长空间面板数据模型分析[J].*科学学研究*,2008,(4).
- [7] 钟祖昌.研发投入及其溢出效应对省区经济增长的影响[J].*科研管理*,2013,(5).
- [8] 谢兰云.创新、产业结构与经济增长的门槛效应分析[J].*经济理论与经济管理*,2015,(2).
- [9] 刘耀彬,杨靖旭,蔡梦云.人力资本视角下R&D投入对经济增长的门槛效应[J].*河北经贸大学学报*,2017,(4).
- [10] 严成樑,龚六堂.R&D规模、R&D结构与经济增长[J].*南开经济研究*,2013,(2).
- [11] 张明喜.区域科技投入与经济增长关系的实证分析[J].*经济理论与经济管理*,2009,(12).
- [12] 王锦生.辽宁省R&D投入与经济增长的灰色关联分析[J].*科学管理研究*,2013,(3).
- [13] 卢方元,靳丹丹.我国R&D投入对经济增长的影响——基于面板数据的实证分析[J].*中国工业经济*,2011,(3).
- [14] 曹贤忠,曾刚,邹琳,刘刚.基于面板数据的研发投入对区域经济增长影响分析[J].*长江流域资源与环境*,2016,(2).
- [15] Griliches Z. Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth[J]. *Bell Journal of Economics*,1979,(1).
- [16] 谢兰云.中国省域R&D投入对经济增长作用途径的空间计量分析[J].*中国软科学*,2013,(9).
- [17] 刘婷婷.R&D投入、创新机制与经济增长——新技术指标体系下的理论分析与实证检验[J].*南开经济研究*,2017,(3).
- [18] 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).
- [19] Pesaran M H. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence[J]. *Journal of Applied Econometrics*,2007,(2).
- [20] Pesaran M H. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels[J]. *Cambridge Working Papers in Economics*,2004,(7).
- [21] Kao C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data[J]. *Journal of Econometrics*, 1999,(1).
- [22] Pedroni P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors[J]. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*,1999,(S1).

- [23] Pedroni P. Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests With an Application to the PPP hypothesis[J]. Department of Economics Working Papers,2004,(3).
- [24] Joakim Westerlund. New Simple Tests for Panel Cointegration[J]. Working Papers,2005,(8).
- [25] Westerlund J. Testing for Error Correction in Panel Data[J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics,2007,(6).
- [26] Phillips P C B, Hansen B E. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes[J]. Review of Economic Studies,1990,(1).
- [27] Pedroni P. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels[J]. Advances in Econometrics,2000,(15).
- [28] 苏朝晖,吴晓晓.研发投入、科技成果对经济增长的影响——基于 2003–2012 年省际面板数据的实证研究[J].华侨大学学报:哲学社会科学版,2014,(4).

Research on Co-integration Relationship between R&D Investment and Economic Growth through FMOLS Method

LIU Sheng-xue, KANG Li-ji, CHEN Ming

(School of Economic Management and Law, University of South China, Hengyang 421001, China)

Abstract: In order to investigate the relationship between R & D investment and economic growth, the article, taking the inter-provincial panel data of 30 provinces and municipalities in China from 2000 to 2016, performs panel co-integration estimation on R&D input-output elasticity with FMOLS method. The study showed that both R&D expenditures and R&D personnel input can promote economic growth from the national panel co-integration estimation results, but the former promotes economic growth more than the latter. Judging from the results of the panel co-integration estimates of various provinces and cities, R&D expenditures and R&D personnel inputs show obvious regional characteristics with some provinces and municipalities showing insignificant or even inhibiting economic growth.

Key words: R&D investment; economic growth; FMOLS; panel co-integration estimation

(责任编辑:庄暨军)