

文章编号:1000-5862(2020)05-0544-08

江西省科技进步贡献率测算及其影响因素分析

舒志伟,刘朋承,徐 晔*

(江西财经大学统计学院,江西 南昌 330013)

摘要:采用LP方法对中国30个省份以及江西省11个地级市的科技进步贡献率进行测算,从外部与内部2个层次分别比较分析江西省与外部其他省份以及江西省内部地级市“十三五”期间科技进步贡献率,并运用2013—2017年江西省11个地级市数据构建动态面板数据模型对江西省科技进步影响因素进行实证分析,结果显示:江西省科技进步贡献率“十三五”期间呈现稳中有进、趋势向好的局面;江西省内各地级市总体而言呈现良好增长态势,但各地级市科技发展存在不平衡、不充分的问题;江西省研发人员数量以及研发经费投入的提升是江西省近年来科技进步贡献率增长的关键因素,同时信息化程度也对江西省科技进步具有显著正向影响作用。

关键词:江西省;科技进步贡献率;影响因素

中图分类号:F 062.4 **文献标志码:**A **DOI:**10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2020.05.16

0 引言

随着经济的发展,中国已成为创新驱动型经济体。仅仅以劳动、资本等传统要素作为经济增长驱动力的经济理论难以现代经济体运行提供合理理论支撑,而科技进步贡献率是衡量除劳动、资本等传统要素外经济增长贡献的重要指标。近年来江西省委省政府高度重视创新型省份建设,在《江西省“十三五”科技创新升级规划》中提出:江西省在2020年力争科技进步贡献率达到60%,基本形成具有江西特色的区域创新体系,初步实现创新型江西建设目标。“十三五”规划以来,江西省R&D经费投入平均增长率达21.5%,高于其他中部省份。然而江西省与较发达省份在经济发展水平上仍然存在较大差距,在科技创新发展过程中仍暴露出增长潜力挖掘不充分、产业结构布局不合理、科技发展不平衡等问题。在此背景下,对江西省科技进步贡献率进行测算,并对江西省科技进步贡献率的影响因素进行分析,这对于全面推进江西省科技创新发展,合理调配创新资源,探索具有江西特色的发展路径,建设创新型省份具有重要意义。

关于科技进步贡献率的测算,自C. W. Cobb

等^[1]提出描述要素投入与产出函数关系的科布-道格拉斯(Cobb-Douglas, C-D)生产函数以来,国内外学者以此作为理论基础对科技进步贡献率测算方法不断演进深化。科技进步贡献率最早由R. M. Solow^[2]提出,其采用在C-D生产函数中经济增长不能被投入要素所解释的“余值”部分作为科技进步产出。E. F. Denison^[3]采用全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)对科技进步概念进行拓展。根据何锦义^[4]的观点,广义科技进步就是全要素生产率的增长。而对于全要素生产率的测算,大致可分为参数法、非参数法以及半参数法3类。参数法主要包括索罗余值法。索罗余值法由于其计算方便受到广泛应用,但具有很强的局限性。很多学者对索罗余值提出了质疑。徐士元等^[5]认为在通过传统的索罗余值法计算科技进步贡献率时由于在劳动以及资本弹性系数的确定方式上存在较大误差,导致结果不够准确。非参数法主要为数据包络分析法(DEA)及其衍生方法。DEA方法具有不需要考虑生产函数的设定、不受人为主观因素影响的优点,但具有容易受到随机因素干扰以及技术进步常导致技术效率降低等缺陷。吕冰洋等^[6]采用DEA方法对中国不同省市技术效率进行测算,结果显示不少东部发达省市技术效率低于中西部地区欠发达地区,与当时实际的情况

收稿日期:2020-01-10

基金项目:国家社会科学基金(18BYJ001),江西省自然科学基金(20192BAA208010)和江西省教育厅科技课题(GJJ190248)资助项目。

通信作者:徐 晔(1962-),女,江西南昌人,教授,博士生导师,主要从事数量经济学研究。E-mail: xuye_525@163.com

存在较大出入,而产生这一结果原因在很大程度上是由于 DEA 方法存在较大误差. 半参数法主要包括 Olley-Pakes 方法(OP 方法)、Levinsohn-Petrin 方法(LP 方法). 半参数法将参数法与非参数法有机结合,针对生产函数的同步偏差问题和选择偏差问题进行有效处理. OP 方法代理变量的选取不具灵活性,因此很大程度受数据获取性约束,而 J. Levinsohn 等^[7]在 OP 方法基础上进行改进,将中间投入指标代替以投资额作为代理变量的 OP 方法,使数据的选取更加灵活. 张丽娜^[8]对中国全要素生产率进行估计,测算结果表明 LP 方法比 OP 方法更好地克服了内生性问题.

对科技进步贡献率进行测算能够在整体上了解地区科技驱动经济增长的能力,但需要具体了解影响地区科技发展内在驱动力还需要对影响因素进行分析. 陈向武^[9]认为科技进步贡献率的影响因素可被分为 R&D 支出、贸易、政府治理等方面;张煜等^[10]认为研发人员投入数量对区域科技进步贡献率具有显著提升作用;董旭等^[11]指出加强信息化网络建设,对提升城市科技进步具有积极影响,但过度地政府干预则起到负面影响;张骞等^[12]同样验证了信息化对促进中国不同省份区域创新能力均具有推动效果,且对中西部地区的推动作用大于东部地区;徐圣等^[13]、张宽等^[14]认为贸易开放可通过加剧竞争导致技术进步提高,并使用进出口总额/GDP 衡量贸易开放程度.

经过文献梳理,大多数学者采用参数法以及非参数法对全要素生产率进行测算,近年来学者开始采用 OP、LP 方法对区域全要素生产率进行测算,但运用 LP 方法来测算具体某个地区科技贡献率的研究较少. 众多学者的研究表明,公认能够影响广义科技进步的因素分为科技经费、科研人员、研究机构、贸易开放、信息化程度. 本文基于 LP 方法对“十三五”期间江西省及其他省份的科技进步贡献率进行测算;并对江西省内部 11 个地级市的科技进步贡献率进行测算,从内外 2 个层次比较分析江西省近年来科技发展状况;针对江西省内部地市级数据构建动态面板模型,并结合模型对江西省全要素生产率影响因素进行分析,探索江西省科技进步贡献率提升路径,为政府制定科技发展政策提供参考.

1 科技进步贡献率的测算

1.1 LP 方法测算科技进步贡献率原理

科技进步贡献率被用来反映科技创新对国民经

济发展的促进效果,由在国家统计局中的定义知它为广义技术进步对经济增长的贡献份额,计算公式为

$$E_a = a/y \times 100\% = (y - \beta_k k - \beta_l l)/y, \quad (1)$$

其中 E_a 为科技进步贡献率, a 为广义科技进步率, y 为产出的年均增长率, β_k 为资本的产出弹性系数, k 为资本的年均增长率, β_l 为劳动的产出弹性系数, l 为劳动的年均增长率.

由(1)式可知,科技进步贡献率的主体部分为广义科技进步率,也就是全要素生产率的增长率. 综合考虑经济意义和估计结果准确性,本文拟采用半参数方法中的 LP 方法对科技进步贡献率进行测算. 该方法是在索罗余值法的基础上改进的一种半参数估计方法,保留了索罗余值法的经济含义,并使得估计所得资本与劳动的系数更准确.

该方法的核心思想是认为生产单位根据当前生产率状况做出生产决策,并使用中间投入品作为代理变量. 由于生产单位只要进行生产就会使用中间投入品,因此中间投入品的使用情况在一定程度上能够反映生产率的变动. 通过 LP 法估计得到资本和劳动的系数后,结合产出、劳动以及资本的年均增长率,由(1)式中科技进步贡献率的定义可得科技进步贡献率.

LP 方法对资本、劳动等要素弹性系数估计^[15]的具体过程如下:

首先,设定对数形式的科布-道格拉斯生产函数

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_e E_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中 i 为省或市, t 为年份, y_{it} 为 GDP 的对数值, l_{it} 为年末就业人数的对数值, k_{it} 为资本存量的对数值, E_{it} 为能源消费量的对数值, ω_{it} 为随时间变化地区生产率, ε_{it} 为残差项. 这里状态变量为 k_{it} , 代理变量为 E_{it} , 即能源消费量作为中间投入.

假定中间投入品使用量 E_{it} 是生产率 ω_{it} 以及资本存量 k_{it} 的函数即 $E_{it} = f_i(k_{it}, \omega_{it})$, 给定 k_{it} , E_{it} 关于 ω_{it} 严格单调, 则有 ω_{it} 关于 k_{it} 和 E_{it} 的反函数

$$\omega_{it} = f_i^{-1}(k_{it}, E_{it}). \quad (3)$$

将(3)式代入(2)式可得

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_e E_{it} + f_i^{-1}(k_{it}, E_{it}) + \varepsilon_{it} = \beta_l l_{it} + \varphi_i(k_{it}, E_{it}) + \varepsilon_{it}.$$

其次,采用资本以及中间投入的多项式对全要素生产进行拟合,对相关系数进行估算,从而得到第 1 阶段广义矩估计

$$E(\varepsilon_{it} | I_{it}) = E(y_{it} - \beta_l l_{it} - \varphi_i(k_{it}, E_{it}) | I_{it}) = 0. \quad (4)$$

由(4)式可得估计 $\tilde{\beta}_l$ 和 $\tilde{\varphi}_i(k_{it}, E_{it})$, 将其代入矩条件中,可得 LP 方法第 2 阶段广义矩条件

$$E(\xi_{it} + \varepsilon_{it} | I_{it-1}) = E(y_{it} - \beta_0 - \beta_k k_{it-1} - \beta_l l_{it} -$$

$$\beta_e E_{it} - g(\varphi_{t-1}(k_{it-1}, E_{it-1})) - \beta_0 - \beta_k k_{it-1} - \beta_e E_{it} | I_{it-1} = 0. \quad (5)$$

最后,据矩条件(4)~(5)采用 GMM 方法估计(1)式中变量系数得到估计值,将估计值代入(1)式可得科技进步贡献率。

1.2 数据来源及处理

受限于数据的可获取性,采用 2000—2018 年数据,基于 LP 方法对除西藏、港、澳、台之外的中国 30 个省份科技进步贡献率进行测算,在对江西省 11 个地级市科技进步贡献率测算时采用的数据时段为 2010—2018 年,测算涉及到的核心变量以及数据来源如表 1 所示。

表 1 核心变量及数据来源

核心变量	数据来源
地区产出水平(Y)	各省市统计年鉴、统计公报
劳动投入量(L)	国家统计局、各省市统计年鉴、统计公报
物质资本存量(K)	国家统计局、各省市统计年鉴、统计公报
能源消费量(E)	各省市统计年鉴、统计公报、中国能源数据库

各省市产出水平 Y 采用地区实际 GDP 表示,通过地区的 GDP 指数以 2000 年为基期进行折算以消除通货膨胀的影响。地区名义 GDP、GDP 指数等数据来源于各省市统计年鉴及统计公报。

劳动投入 L 在省级层面上采用年末全社会从业数量表示,鉴于数据的可获取性,在江西省地级市层面上采用年末 3 大产业劳动人口数量之和表示。数据来源于国家统计局、各省市统计年鉴、统计公报等。

物质资本存量 K 作为资本投入。物质资本存量的核算通过固定资产投资价格指数对固定资产投资完成额进行折算后,利用永续盘存法求得各期物质资本

存量,永续盘存法公式为

$$K_t = I_t + (1 - \delta_t) K_{t-1},$$

其中 K_t 为第 t 年的资本存量, I_t 为第 t 年的固定资产投资完成额, δ_t 为第 t 年的折旧率。本文借鉴张军等^[16]的方法采用基期固定资产投资完成额除以 10% 计算基期的资本存量,折旧率按 9.6% 进行计算。计算资本存量所需的固定资产投资价格指数及固定资产投资完成额数据源自各省市统计年鉴、统计公报、国家统计局。

能源消费量 E 作为中间投入为本文 LP 方法测算的代理变量。能源是生产活动所必须的要素,能够有效衡量生产活动现状,以能源消费量作为中间投入代理变量是 LP 法所特有的方式,也是该方法测算结果更为合理的关键。能源消费量数据来源于中国能源数据库、各省市统计年鉴、统计公报等。

1.3 科技进步贡献率测算结果分析

1.3.1 江西省与全国其他省份科技进步贡献率测算结果比较 本文采用 LP 法进行测算,以除西藏、港、澳、台之外的 30 个省份作为面板,时间跨度为 2000—2018 年。

表 2 给出了采用 LP 法估计后的结果。其中资本弹性系数 β_l 为 0.239,劳动弹性系数 β_k 为 0.281。在此基础上,表 3 给出除西藏、港、澳、台之外的 30 个省份 2016—2018 年的科技进步贡献率。

表 2 省级层面 LP 法系数显著性检验

资本	系数	劳动	系数
k_u	0.239*** (1.82)	l_u	0.281*** (2.50)

注:括号内的数据为 z 值;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的置信水平上显著,下同。

表 3 2016—2018 年各省科技进步贡献率

省份	2016 年	位次	省份	2017 年	位次	省份	2018 年	位次	省份	增幅	位次
上海	73.71	1	上海	74.23	1	上海	74.19	1	山西	11.60	1
北京	65.20	2	北京	65.58	2	北京	66.68	2	辽宁	8.94	2
江苏	65.14	3	江苏	64.13	3	四川	64.44	3	河北	5.83	3
浙江	64.83	4	四川	63.93	4	江苏	64.23	4	河南	5.18	4
四川	64.79	5	重庆	63.81	5	浙江	63.27	5	福建	4.38	5
重庆	64.22	6	浙江	63.80	6	重庆	62.07	6	海南	4.30	6
广东	64.04	7	广东	62.74	7	广东	61.91	7	安徽	3.49	7
湖南	61.70	8	山东	61.36	8	山东	60.84	8	甘肃	2.90	8
山东	61.39	9	湖南	60.69	9	辽宁	60.57	9	江西	1.82	9
陕西	60.48	10	陕西	58.92	10	湖南	59.62	10	北京	1.48	10
青海	60.31	11	湖北	58.53	11	湖北	59.54	11	天津	1.05	11
贵州	59.05	12	黑龙江	58.05	12	陕西	58.87	12	内蒙古	0.91	12
黑龙江	58.32	13	云南	57.90	13	安徽	58.51	13	上海	0.48	13

表 3(续)

省份	2016 年	位次	省份	2017 年	位次	省份	2018 年	位次	省份	增幅	位次
云南	58.10	14	青海	56.87	14	甘肃	58.50	14	宁夏	0.42	14
湖北	58.08	15	贵州	56.57	15	天津	58.45	15	新疆	0.07	15
天津	57.40	16	天津	56.45	16	江西	58.24	16	四川	-0.35	16
江西	56.42	17	江西	56.27	17	河北	57.87	17	山东	-0.55	17
吉林	55.95	18	安徽	55.90	18	黑龙江	57.77	18	黑龙江	-0.55	18
广西	55.63	19	吉林	55.51	19	云南	57.44	19	云南	-0.66	19
安徽	55.02	20	辽宁	55.00	20	河南	57.43	20	江苏	-0.91	20
宁夏	55.02	21	广西	54.29	21	福建	56.34	21	吉林	-1.01	21
内蒙古	54.64	22	内蒙古	54.12	22	青海	55.77	22	广西	-1.54	22
甘肃	53.63	23	甘肃	53.45	23	内蒙古	55.55	23	浙江	-1.56	23
河南	52.25	24	宁夏	52.46	24	宁夏	55.44	24	陕西	-1.61	24
河北	52.04	25	河北	51.92	25	吉林	54.94	25	湖南	-2.08	25
福建	51.96	26	河南	51.79	26	贵州	54.75	26	广东	-2.12	26
辽宁	51.64	27	福建	50.76	27	广西	54.08	27	重庆	-2.15	27
新疆	49.22	28	新疆	45.78	28	海南	53.20	28	湖北	-3.06	28
海南	48.90	29	海南	45.63	29	山西	52.05	29	贵州	-4.30	29
山西	40.45	30	山西	45.24	30	新疆	49.29	30	青海	-4.54	30
均值	57.65		均值	57.06		均值	58.73				

由表 3 可知,“十三五”规划以来,相较于全国其他省份,江西省科技进步贡献率稳中向好,增长幅度靠前。全国科技进步贡献率总体呈现上升态势,全国科技进步贡献率平均值由 57.65% 上升至 58.73%,提升 1.08%,而江西省由 56.42% 上升至 58.24%,提升 1.82%,排名位次由第 17 位上升至

第 16 位。北京、上海、广东等东部发达省份呈现较高水平,但增长趋势减缓;西部地区整体水平较低,但部分省份如四川省、陕西省水平较高;中部地区整体增幅明显,其中江西省呈现稳中有进、趋势向好的局面。江西省与中部其他省份“十三五”以来科技进步贡献率情况如表 4 所示。

表 4 中部 6 省科技进步贡献率 %

省份	2016 年	位次	省份	2017 年	位次	省份	2018 年	位次	省份	增幅	位次
湖南	61.70	1	湖南	60.69	1	湖南	59.62	1	山西	11.60	1
湖北	58.08	2	湖北	58.53	2	湖北	59.54	2	河南	5.18	2
江西	56.42	3	江西	56.27	3	安徽	58.51	3	安徽	3.49	3
安徽	55.02	4	安徽	55.90	4	江西	58.24	4	江西	1.82	4
河南	52.25	5	河南	51.79	5	河南	57.43	5	湖北	1.46	5
山西	40.45	6	山西	45.24	6	山西	52.05	6	湖南	-2.08	6
均值	53.99		均值	54.74		均值	57.56		均值	3.58	

相较于中部其他省份,江西省科技进步贡献率排位保持稳定,位次与增幅相符。“十三五”期间,中部地区科技进步贡献率总体保持增长。其中湖南、湖北省水平最高,但增长趋势减缓;江西、安徽省紧随其后,排名保持稳定;山西、河南省水平较低,但增长幅度较大。与全国其他地区类似,中部地区同样存在强势省份增速放缓的现象。近年来,中部 6 省通过承接发达省份产业转移,科技进步贡献率整体提升。其中湖南、湖北省基础条件相对优越,科技经费投入在数量上存在优势,但投入增长速率相对放缓,科技成果成功转化为经济增长需要时间。2 省现状反映其以“时间”换“增长空间”的举措,是推进高质量发展的蓄力之举。而江西、安徽、河南、山西省近年来基础

设施逐步完善,生产成本降低,后发优势凸显,积极推进创新型省份建设,发展具有本省特色的高新技术产业,展现出良好的增长势头。

1.3.2 江西省各地级市科技进步贡献率测算结果比较 鉴于数据的可获取性,本文采用江西省 11 个地级市 2010—2018 年面板数据基于 LP 法对江西省各地级市科技进步贡献率进行测算。

由表 5 可得 LP 法估计结果。其中,资本的弹性系数为 0.328,劳动的弹性系数为 0.364。在此基础

表 5 市级层面 LP 法系数显著性检验

资本	系数	劳动	系数
k_{it}	0.328*** (4.54)	l_{it}	0.364*** (2.49)

上可得江西省内各地级市 2016—2018 年的科技进步贡献率(见表 6).

表 6 江西省 11 地市科技进步贡献率

%

城市	2016 年	位次	城市	2017 年	位次	城市	2018 年	位次	城市	增幅	位次
九江	60.54	1	九江	59.06	1	新余	65.96	1	新余	14.97	1
景德镇	59.05	2	景德镇	58.13	2	上饶	62.86	2	赣州	9.58	2
吉安	56.38	3	南昌	58.10	3	九江	62.39	3	上饶	9.24	3
抚州	55.58	4	上饶	57.18	4	南昌	61.12	4	南昌	6.89	4
萍乡	54.71	5	新余	56.90	5	景德镇	60.18	5	宜春	5.96	5
南昌	54.23	6	吉安	55.11	6	萍乡	60.17	6	萍乡	5.46	6
鹰潭	53.91	7	鹰潭	54.37	7	吉安	58.79	7	鹰潭	4.41	7
上饶	53.62	8	萍乡	54.33	8	鹰潭	58.32	8	吉安	2.41	8
宜春	51.55	9	抚州	53.27	9	宜春	57.51	9	九江	1.85	9
新余	50.99	10	宜春	52.20	10	赣州	57.51	10	景德镇	1.13	10
赣州	47.93	11	赣州	52.00	11	抚州	55.41	11	抚州	-0.18	11

“十三五”期间,江西省各地市科技进步贡献率整体提升,欠发达地市表现突出.由表 6 可知,南昌、九江市保持增长趋势,南昌市科技进步贡献率由 54.23% 增长至 61.12%,位列省内第 4 位;九江市由 60.54% 增长至 62.39,位列省内第 3.而新余、上

饶、景德镇市表现突出,新余市由 50.99% 上升至 65.96%,位列省内第 1 位;上饶市由 53.62% 上升至 62.86%,位列省内第 2 位;景德镇市由 59.05% 上升至 60.18%,位列省内第 5 位.各地级市增长幅度如图 1 所示.

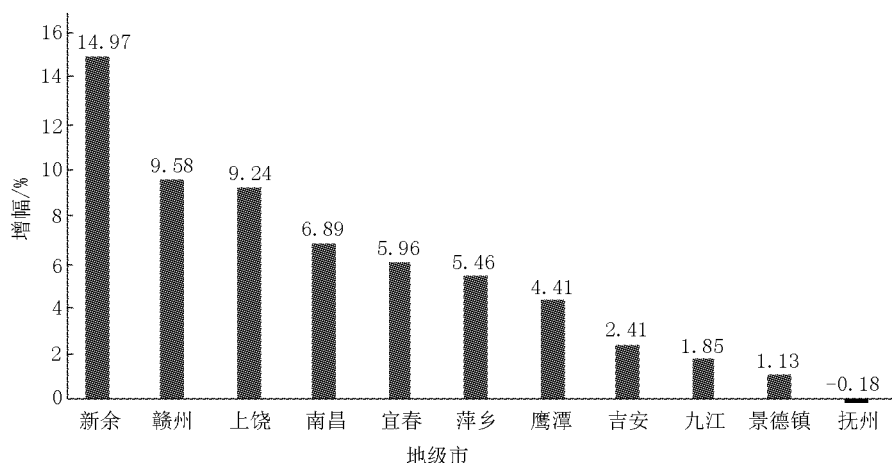


图 1 2016—2018 年江西省各地级市科技进步贡献率平均增幅

由图 1 可知,“十三五”期间江西省各地市科技进步贡献率增长势头迅猛,发展潜力十足.就增幅而言,江西省各地市科技进步贡献率总体保持增长.其中新余市增幅位列省内第 1,达 14.97%;赣州市增幅位列省内第 2,达 9.58%;上饶市增幅位列省内第 3,达 9.24%;南昌、宜春、萍乡市增幅皆超过 5.00%,除抚州市大体保持平稳外,其他地市皆有不同程度的上升.需要注意的是,江西省内新余、景德镇等欠发达地市表现突出.南昌、九江等发达地市,作为江西抓机遇、谋发展的第 1 梯队力量,在产业承接的过程中起到先锋作用.而欠发达地市,能够起到深化江西产业布局纵深,提高省内生产承载能力的作用,作为第 2 梯队力量为江西省经济社会持续高质量发展提供有效保障.

但江西省及辖下地市也存在一些问题.(i)增长潜力未得到充分挖掘.“十三五”期间各地市较快的增速,正是“起步晚、起点低”的反映,江西省内仍存在广阔的增长潜力.(ii)产业结构布局不合理.目前,仅南昌市形成了以航空制造、电子信息为支柱,以生物医药、新型材料为特色,以软件服务、智能穿戴为补充的高新技术产业布局,其他地市尚未形成结构合理全面的产业布局.(iii)各地市科技创新发展不平衡、不充分.江西省高新技术产业主要集中于南昌市、九江市等发达区域,欠发达地市近年来虽然增速较快,但若无有效的产业支撑,其增长持续性存疑.为确保江西省科技进步可持续性提高,省内各区域协调发展,实现经济的高质量发展,探究推动科技进步的影响因素具有重要意义.

2 江西省科技进步影响因素的实证分析

2.1 变量说明和模型设定

由国家统计局公布的科技进步贡献率定义可知,科技进步贡献率是广义科技进步对经济增长的贡献份额,推动江西省广义科技进步是江西省提高科技进步贡献率,实现经济高质量发展的关键。经过文献梳理可知,广义科技进步可采用全要素生产率表征,影响全要素生产率的因素主要有科研人员、科研经费、研发机构、贸易开放度以及信息化程度。本文所涉及的变量说明如表7所示。

表7 变量名称及说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量表达式
因变量	广义科技进步	$T_{FP_{it}}$	LP法测算所得全要素生产率
考察变量	科研人员	H_{it}	R&D人员数量
	科研经费	$R_{D_{it}}$	R&D内部经费支出
	信息化程度	$I_{nter_{it}}$	互联网宽带接入用户数/就业人口
控制变量	研发机构	J_{it}	使用有R&D活动单位数
	贸易开放度	$O_{PEN_{it}}$	使用进出口贸易总额/GDP

基于本文所选取的变量,可构建基础静态面板模型如下:

$$\ln T_{FP_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \ln H_{it} + \beta_2 \ln R_{D_{it}} + \beta_3 I_{nter_{it}} + \beta_4 \ln J_{it} + \beta_5 \ln O_{PEN_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

由于研发人员是科技创新活动的载体,而研发

经费提供了科技创新所必备的物质条件,2者具有一定的协同关系,因此,在(6)式的基础上引入研发人员与研发经费的交互项后,模型为

$$\ln T_{FP_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \ln H_{it} + \beta_2 \ln R_{D_{it}} + \beta_3 I_{nter_{it}} + \beta_4 \ln J_{it} + \beta_5 \ln O_{PEN_{it}} + \beta_6 H_{RD_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中 $H_{RD_{it}}$ 为研发人员与研发经费的交互项。

考虑到上一期的全要素生产率往往会对当期全要素生产率产生较大影响^[17],因此,进一步将全要素生产率的1阶滞后项引入(7)式中,构建如下动态面板模型:

$$\ln T_{FP_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \ln H_{it} + \beta_2 \ln R_{D_{it}} + \beta_3 I_{nter_{it}} + \beta_4 \ln J_{it} + \beta_5 \ln O_{PEN_{it}} + \beta_6 H_{RD_{it}} + \beta_7 \ln T_{FP_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

2.2 实证分析

鉴于影响因素相关指标数据的可获取性,本文采用江西省11个地级市2013—2017年相关指标,并利用STATA14对江西省科技进步的影响因素进行实证分析,数据来源于ESP数据平台、国家统计局、各省市统计年鉴、统计公报。在动态面板模型中由于引入了被解释变量的1阶滞后项,模型将存在内生性问题,可通过广义矩估计GMM方法以确保回归系数的无偏性。由于本文样本数量较小,参照R. Blundell等^[18]指出在样本量有限情况下,采用系统GMM方法进行差分GMM方法更具有效性,因此本文采用系统GMM方法对动态面板模型(8)进行估计,同时对模型(7)进行静态面板数据回归作为对照。回归结果如表8所示。

表8 影响因素回归结果

变量	静态面板数据模型		动态面板数据模型	
	系数	T检验值	系数	Z检验值
$T_{FP_{it}}$			0.934 318 2***	16.20
H	1.017 916 0***	3.31	0.020 195 5***	2.81
R_D	1.146 014 0**	2.06	0.028 026 6**	2.50
I_{nter}	0.400 992 2*	1.77	0.049 924 5***	2.99
H_{RD}	0.122 834 7*	1.80	0.003 424 4**	2.26
J	-0.023 594 4	-0.49	0.004 058 0*	1.76
O_{PEN}	-0.050 999 1	-1.07	0.010 730 5***	2.78
常数	-7.221 454 0***	-2.87	0.325 227 2**	2.25
AR(2)				0.751 3
Sargan 检验概率P值				0.480 8
N		55		44

注:AR(2)检验的零假设为回归方程误差项不存在2阶序列相关,Sargan检验的零假设为工具变量是有效的。

由表8可知,在动态面板模型中全要素生产率前1期滞后项对当期全要素生产率具有显著影响,AR(2)检验P值大于0.1,因此,接受动态面板模型

误差项不存在2阶序列相关的原假设,Sargan检验结果P值大于0.1,显示接受工具变量有效的原假设,因此,所设定的动态面板模型具备一定的合理

性^[19]. 结合静态面板模型以及动态面板模型显示, 本文主要考察变量研发人员、研发经费以及信息化程度回归系数虽然显著性水平存在差异, 但至少在 10% 的显著性水平下通过检验. 由此可得, 提高江西省研发人员数量、加大研发经费投入以及增强信息化水平均对江西省科技进步具有显著提升作用.

研发人员数量以及研发经费投入的回归系数在静态面板模型以及动态面板模型中均较为接近, 且其交互项系数均至少在 10% 显著性水平下表现出对全要素生产率具有影响作用. 由此可知, 研发人员数量以及研发经费投入具有协同作用, 地方政府在加大科研经费投入的同时也需加大对研发人员培养以及引进从而更好地发挥其协同匹配效果, 更有效地促进地方科技发展. 在“十三五”期间, 江西省研发人员以及研发经费投入的平均增长率在中部六省中均处中上游水平, 这也是江西省“十三五”规划以来科技进步贡献率显著提升的关键因素.

从回归结果来看, 信息化程度对江西省科技进步同样具有显著促进作用. 近年来, 随着经济活动数字化转型不断加快, 区域之间的知识溢出效应逐渐增强, 信息化程度有助于提升地区知识溢出的吸收能力, 进而促进地区科技进步发展. 江西省作为相对欠发达地区, 信息化基础设施建设对于促进地区科技发展, 缩小与北京、上海等东部发达省份差距具有重要支撑作用.

研发机构以及对外贸易水平作为控制变量在静态面板回归中未显示出显著性, 而在动态面板模型回归中具有一定显著性, 但回归系数较小. 从长期而言, 研发机构的成长能够为科研活动的开展提供支持, 短期内科研机构的增长未必能有效转化为科技生产力; 对外贸易水平在一定程度上可促进地区与国外交流, 促进国外知识资本溢出吸收作用, 但结合江西省近年来对外贸易水平现状可知, 在短期内对外贸易增长较为平缓, 对江西省近期全要素生产率提升作用影响较小.

3 结论与政策建议

本文基于 LP 方法对全国 30 个省份以及江西省 11 个地级市“十三五”规划以来科技进步贡献率进行测算, 从外部与内部 2 个层次比较分析江西省科技进步贡献率增长情况, 并在此基础上对江西省科技进步影响因素进行分析, 得到如下结论:

1) 2016—2018 年, 与全国其他 29 个省份比较,

江西省科技进步贡献率位次有所提升, 在中部 6 省中科技进步贡献率水平以及增幅均处于中游水平, 总体而言呈现稳中有进、趋势向好的局面;

2) 2016—2018 年江西省内部 11 个地级市科技进步贡献率除抚州大体保持平稳外, 其他地市皆有不同程度的上升, 总体而言呈现良好增长态势, 但各地级市科技进步贡献率水平区域差异性明显, 省内各地市存在科技创新发展不平衡、不充分的问题;

3) 江西省研发人员数量以及研发经费投入的提升是江西省近年来科技进步贡献率增长的关键因素, 同时江西省信息化基础设施建设对科技进步具有显著正向影响作用, 而研发机构以及对外贸易水平短期内对江西省科技进步提升作用不太显著.

针对本文研究所得结论, 对于江西省科技进步发展提出如下政策建议:

1) 保持科研经费投入与研发人员数量的增长趋势, 促进 2 者的协调匹配效果确保科技创新发展可持续性. 以江西省内高校以及科研机构为载体, 加大科研经费投入力度的同时, 深化“放管服”改革, 提高行政审批效率, 使得研发经费迅速落实到位, 完善以科研成果为标准的薪酬奖励制度, 加强对高层次人才吸引力, 激发研发人员创新积极性, 打造多层次人才队伍, 进而提升科研整体水平;

2) 加强完善信息网络基础设施建设, 提高创新资源流通速度. 江西省“十三五”规划以来, 科技发展水平取得了一定发展, 但与发达省份的科技发展水平之间依旧存在较大差距. 应加大移动互联网普及率, 加快第五代通信技术(5G)普及程度, 充分发挥数据这一新型生产要素对区域科技发展以及经济增长的贡献, 促进与其他省份以及其他国家的信息交流, 提高知识溢出吸收能力, 促进创新资源配置效率, 进而缩小与发达省份之间的差距;

3) 合理调配全省创新资源, 以江西省内发达地市为主体, 突出科技创新内生动力; 以欠发达地市为后盾, 拓宽省内发展战略纵深. 针对各地特色挖掘创新潜力, 力争做到“一市一产业, 市市有特点”. 坚持“昌九”双核主体地位, 构建“第 1 梯队”, 充分发挥其基础好、结构全、政策多的优势, 主动融入上下游产业链. 统筹欠发达地市特有资源, 构建“第 2 梯队”, 利用其成本低、潜力足的优势, 依托农作物、矿产等特色资源, 拓宽发展道路. 通过多梯队发展模式, 发挥各市自然禀赋, 加强各市产业分工合作, 从而解决江西省内发展不平衡、不充分的问题.

4 参考文献

- [1] Cobb C W, Douglas P H. A theory of production [J]. The American Economic Review, 1928, 18(1): 139-165.
- [2] Solow R M. Technical change and the aggregate production function [J]. The Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3): 312-320.
- [3] Denison E F. The sources of economic growth in the US and the alternatives before US [M]. New York: Committee for Economic Development, 1962.
- [4] 何锦义. 关于科技进步贡献率的几点认识 [J]. 统计研究, 2012, 29(8): 91-98.
- [5] 徐士元, 何宽, 樊在虎. 对科技进步贡献率测算索罗模型的重新审视 [J]. 统计与决策, 2014(4): 10-14.
- [6] 吕冰洋, 于永达. 要素积累、效率提高还是技术进步?: 经济增长的动力分析 [J]. 经济科学, 2008(1): 16-27.
- [7] Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [8] 张丽娜. 我国全要素生产率的估计问题研究方法及其影响因素分析 [D]. 厦门: 厦门大学, 2014: 21-33.
- [9] 陈向武. 科技进步贡献率与全要素生产率: 测算方法与统计现状辨析 [J]. 西南民族大学学报: 人文社会科学版, 2019, 40(7): 107-115.
- [10] 张煜, 孙慧. 科技进步对经济增长贡献影响因素的理论研究 [J]. 科技进步与对策, 2015, 32(5): 25-30.
- [11] 董旭, 吴传清. 中国城市全要素生产率的时空演变与影响因素研究: 来自 35 个主要城市 2000—2014 年的经验证据 [J]. 学习与实践, 2017(5): 5-16.
- [12] 张骞, 吴晓飞. 信息化对区域创新能力的影响: 马太效应存在吗? [J]. 科学决策, 2018(7): 1-21.
- [13] 徐圣, 黄先海. 中国背离斯托尔珀-萨缪尔森定理的解释: 基于要素偏向型技术进步的视角 [J]. 经济与管理研究, 2017, 38(11): 39-49.
- [14] 张宽, 黄凌云. 贸易开放、人力资本与自主创新能力 [J]. 财贸经济, 2019, 40(12): 112-127.
- [15] 王蛟龙, 代智慧. 中国制造业生产率增长研究 [J]. 统计与决策, 2018(20): 118-121.
- [16] 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.
- [17] 孙向伟, 丁成日. 高校科研产出对城市全要素生产率的影响研究 [J]. 城市发展研究, 2020, 27(3): 132-140.
- [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] 尹雷, 沈毅. 农村金融发展对中国农业全要素生产率的影响: 是技术进步还是技术效率: 基于省级动态面板数据的 GMM 估计 [J]. 财贸研究, 2014, 25(2): 32-40.

The Estimating and Influencing Factors of Contribution Rate of Scientific and Technological Progress in Jiangxi Province

SHU Zhiwei, LIU Pengcheng, XU Ye *

(College of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi 330013, China)

Abstract: With the LP method, the contribution rate of scientific and technological progress in 30 provinces and 11 prefecture-level cities of Jiangxi province are estimated. The contribution rate of scientific and technological progress between Jiangxi province and other external provinces and prefecture-level cities in Jiangxi province during the 13th five-year plan period is analyzed from the external and internal levels. And then a dynamic panel data model is established to measure the impact of factors on the contribution rate of scientific and technological progress, using the data 2013—2017 from 11 prefecture-level cities in Jiangxi province. The conclusion shows that Jiangxi province scientific and technological progress contribution rate during the 13th five-year period presents positive trend. On the whole, prefecture-level cities in Jiangxi province show a good growth trend, but the development of science and technology in prefecture-level cities is unbalanced and insufficient. The growth of R&D personnel and R&D expenditure are the key factors contributing to the increase of scientific and technological progress in Jiangxi province in recent years. Similarly, the degree of informatization also has a significant positive effect on the progress of science and technology in Jiangxi province.

Key words: Jiangxi province; contribution rate of scientific and technological progress; influencing factors

(责任编辑: 曾剑锋)