·新药述评与论坛·

我国区域医药经济发展水平与医药制造业研发资金投入关系研究

李宛亭,王　素,陈玉文
(沈阳药科大学工商管理学院,沈阳 110016)

[摘要] 本文通过实证分析我国东、中、西部医药经济发展水平与医药制造业研发资金投入之间的关系,为提高我国区域医药制造业创新水平和经济发展水平提供参考。选取1995—2016年的相关数据,基于协整理论,并进行格兰杰因果关系检验分析二者之间的关系。研究结果发现我国东、中、西部医药经济发展水平对医药制造业研发资金投入均为正向的影响,影响程度从大到小排序依次为西部地区、东部地区、中部地区。最后建议政府应当根据区域差异给予适当政策引导、资源合理配置以及资金支持,各个地区也应利用自身的优势促进区域医药经济发展,从而提升医药制造业创新水平。

[关键词] 医药制造业;区域医药经济发展水平;研发资金投入;协整理论
[中图分类号] R95　[文献标志码] A　[文章编号] 1003-3734(2021)01-0006-07

Relationship between regional level of pharmaceutical economic development and R&D capital investment in pharmaceutical manufacturing industry in China

LI Wan-ting, WANG Su, CHEN Yu-wen
(*College of Business Administration, Shenyang Pharmaceutical University, Shenyang* 110016, *China*)

[**Abstract**] This paper gives an empirical research on the relationship between the regional level of pharmaceutical economic development and R&D investment of the pharmaceutical manufacturing industry in the eastern, central and western regions of China to provide reference for improving the innovation level of pharmaceutical manufacturing industry and the development level of regional economy. The relevant data from 1995 to 2016 were selected based on the co-integration theory, and the Granger causality test was conducted to analyze the influence between the two. The result indicates that the level of pharmaceutical economic development in eastern, central and western regions of China has a positive impact on the R&D input intensity of the pharmaceutical manufacturing industry. The degree of the impact in western region is higher than in eastern region, and the central region is the lowest. Finally, this paper suggests the government should provide policy guidance, rational allocation of resources and financial support according to regional differences, and each region should utilize its own advantages to promote regional pharmaceutical economic development, so as to improve the innovation level of pharmaceutical manufacturing industry.

[**Key words**] pharmaceutical manufacturing industry; the regional level of regional economic development; R&D investment; cointegration theory

医药制造业被称之为21世纪的“朝阳产业”[1]。随着人们生活水平的提高以及各种新型疾病的出现,全球医药市场需求越来越强劲,医药制造业发展速度也愈加迅猛。我国医药制造业当年价总产值从1995年的961.26亿元增长到2016年的28 789.11

[基金项目] 辽宁省医药产业创新发展战略研究(2020lslktyb-095)
[作者简介] 李宛亭,女,硕士研究生,主要从事医药制造业R&D效率研究、研发投入与风险研究。E-mail:1053923048@qq.com。
[通讯作者] 陈玉文,男,教授,博士生导师,主要从事医药制造业R&D效率研究、研发投入与风险研究。联系电话:(024)23986552,E-mail:cywwyc@163.com。

亿元,增长了接近 30 倍。医药制造业当年价总产值占国内生产总值的比重也在不断增大,从 1995 年的 1.57%增至 2016 年的 3.89%,说明医药经济对国民经济的贡献愈发显著[2]。我国医药制造业产业规模和利润增长较快,产业集中度不断在上升,但是市场竞争能力仍然较弱,技术投入相对不足[3]。高水平的研发资金投入是提高医药制造业技术创新能力的重要影响因素[4],在提升研发资金投入水平方面,医药经济健康稳定发展所带来的经济效益为研发资金能够持续不断地投入提供了重要的资金来保障。同时,当投入大量的研发资金使科技成果较好地转换成经济产出时,又能够极大地促进医药经济的增长。可以看出,两者之间是相辅相成、相互影响的关系。由于我国区域发展不平衡问题的存在,所以不同区域之间医药经济发展水平与医药制造业研发资金投入之间的关系可能也不尽相同,因此,研究两者之间的关系对提高区域医药制造业技术创新水平和促进区域医药经济快速发展有着尤为重要的意义。

1 文献综述

国内外学者对经济发展水平与研发投入之间的关系进行了诸多深入的研究,运用了不同的方法对两者关系进行了实证分析。

1.1 经济发展对研发投入的影响研究

Grande 等[5]提出经济的繁荣程度是 R&D 投入持续增长的重要因素。Ledeman 等[6]利用 40 个国家 1960—2000 年的数据分析 R&D 强度的潜在影响因素,发现人均 GDP 对 R&D 强度有正向影响且影响最显著。刘建华等[7]通过建立空间面板模型,发现各省经济发展程度对各省的 R&D 投入有明显的促进作用。

1.2 研发投入对经济发展的影响研究

钟小容[8]基于 1998—2011 年长株潭地区 R&D 投入数据和湖南省 GDP 数据,基于 VAR 模型对两者进行动态计量分析,发现该地区 R&D 强度是经济增长的格兰杰原因并对湖南省 GDP 有着持续的正效应影响。袁卫新[9]基于计量经济建模的方法发现 R&D 投入对医药制造业的发展具有正向促进作用,但 R&D 经费投入的弹性系数比 R&D 人员投入小。

1.3 研发投入与经济发展的双向研究

朱强[10]以 1999—2007 年的统计数据为基础,运用脉冲法和面板法进行实证分析,发现 R&D 投入与地区经济增长之间存在双向效应。李琳[11]通过研究发现科技投入、科技创新与区域经济之间存在因果关系,提高科技投入能够持续正向地促进科技创新和经济发展,经济发展也能对科技投入产生正向影响。

虽然研究经济增长和研发投入之间关系的文献较多,但是以医药制造业为研究对象以及进行区域比较的相关研究较少。本文借鉴前人相关研究的经验,以医药制造业为对象,研究我国东、中、西部医药经济发展水平与医药制造业研发资金投入之间的关系,并做出假设:我国东、中、西部医药经济发展水平对其医药制造业研发资金投入均为正向的影响。

2 研究设计

2.1 研究方法

2 个变量虽然各自有着随时间波动的规律,但是如果符合同阶单整,则它们之间可能存在一个长期稳定的比例关系,这种长期稳定的比例关系称为协整关系[12]。在对经济性数据的研究过程中,遇到的多数变量都是非平稳的趋势变量,随着时间的变化有上升或者下降的趋势。若直接对非平稳时间序列变量直接进行回归分析,容易出现虚假回归的问题,而对其进行协整分析可以很好地避免虚假回归问题的出现。

本文采用协整分析,并进行格兰杰因果关系检验来分析我国区域医药经济发展水平和医药制造业的研发资金投入之间的关系。

2.2 数据来源与指标选取

本文按《中国高技术产业统计年鉴》中的分类,将医药制造业分为东、中、西部地区的医药制造业,从行业和地区的角度对我国区域医药经济发展水平和医药制造业的研发资金投入之间的关系进行相关的实证分析。考虑到数据的可得性,本文选取 1995—2016 年的相关指标数据进行实证研究,所有数据均来源于《中国高技术产业统计年鉴》[2]。

本文的解释变量为区域医药经济发展水平,用医药经济占地区经济的比重(BZ)来衡量,通过医药制造业工业总产值/地区生产总值 ×100% 计算得出,其中,由于《中国高技术产业统计年鉴》不再统计 2012 年以后的医药制造业工业总产值,故在考察 2012 年以后的医药经济发展水平这一指标时,用医药制造业主营业务收入代替工业总产值[13];本文的被解释变量为医药制造业 R&D 资金投入,用医药制造业的 R&D 投入强度(RDI)来衡量,通过医药制造业 R&D 内部经费支出/主营业务收入 ×100% 计算得出。具体数据见表 1,相关指标说明见表 2。

表 1 1995—2016 年我国东、中、西部医药制造业 R&D 投入强度和当年价总产值占 GDP 比重的相关数据

%

年份	R&D 投入强度 RDI			医药经济占地区经济比重 BZ		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
1995	0.54	0.24	0.59	1.75	0.74	0.32
1996	0.64	0.31	0.40	1.84	0.71	0.33
1997	0.62	0.54	0.29	1.73	0.69	0.38
1998	0.78	0.32	0.19	1.74	0.67	0.40
1999	0.85	0.37	0.25	1.75	0.67	0.42
2000	0.97	0.58	0.55	1.84	0.72	0.43
2001	1.14	0.71	0.80	1.92	0.72	0.45
2002	1.13	0.59	0.62	2.00	0.76	0.46
2003	1.13	0.80	0.70	2.13	0.79	0.45
2004	1.03	0.78	0.64	2.02	0.70	0.43
2005	1.18	0.67	0.55	2.21	0.79	0.46
2006	1.36	0.64	0.71	2.19	0.85	0.46
2007	1.34	0.69	0.68	2.29	0.95	0.49
2008	1.29	0.70	0.73	2.35	1.05	0.52
2009	1.75	1.11	1.00	2.52	1.10	0.68
2010	1.33	0.64	0.82	2.66	1.29	0.56
2011	1.90	0.86	0.87	2.75	1.51	0.64
2012	2.09	0.94	1.18	2.99	1.50	0.71
2013	1.98	1.05	1.32	3.37	1.69	0.79
2014	2.07	1.05	1.41	3.29	1.80	0.83
2015	2.18	1.04	1.43	3.36	1.92	0.86
2016	2.23	1.03	1.43	3.35	2.00	0.91

数据根据《中国高技术产业统计年鉴 1996～2017 版》中数据整理计算得出，根据《中国高技术产业统计年鉴》中的分类标准，东部地区包括：北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、辽宁、广东、广西、海南；中部地区包括：山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括：四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、西藏、新疆。

表 2 相关指标说明

衡量指标	符号表示	指标说明
R&D 投入强度 RDI/%	东部地区 E-RDI	衡量一个地区的医药制造业在技术创新方面的资金投入力度
	中部地区 M-RDI	
	西部地区 W-RDI	
医药经济占地区经济的比重 BZ/%	东部地区 E-BZ	衡量一个地区的医药经济发展水平或一个地区医药经济对该地区经济的贡献程度
	中部地区 M-BZ	
	西部地区 W-BZ	

本文使用 Eviews 10.0 进行后续的数据处理与检验。

3 实证研究

3.1 单位根检验

在进行变量的协整检验之前，需要对时间序列变量进行平稳性检验，从而判断是否满足协整检验的前提条件。本文采用 ADF（augmented dickey-fuller）法对各变量进行单位根检验，单位根最佳滞后阶数的确定依据 AIC（Akaike Information Criterion）准则，ADF 单位根检验结果见表 3。

表 3 时间序列变量的 ADF 检验结果

变量	检验类型 (C,T,K)[b]	ADF 检验值	各显著性水平下的临界值 1%	5%	10%	概率	检验结果
E-RDI	(C,T,0)	-4.206 8	-4.467 9	-3.645 0	-3.261 5	0.016 9	非平稳
E-BZ	(C,T,0)	-2.003 1	-4.467 9	-3.645 0	-3.261 5	0.566 2	非平稳
ΔE-RDI	(C,0,1)	-5.568 6	-3.831 5	-3.030 0	-2.655 2	0.000 3[c]	平稳
ΔE-BZ	(C,0,0)	-4.455 0	-3.808 5	-3.020 7	-2.650 4	0.002 5[c]	平稳
M-RDI	(C,T,1)	-1.531 5	-3.808 5	-3.020 7	-2.650 4	0.497 6	非平稳
M-BZ	(C,T,0)	-1.218 5	-4.467 9	-3.645 0	-3.261 5	0.879 9	非平稳
ΔM-RDI[a]	(C,0,0)	-7.538 7	-3.808 5	-3.020 7	-2.650 4	0.000 0[c]	平稳
ΔM-BZ	(C,T,0)	-5.370 1	-4.498 3	-3.658 4	-3.269 0	0.001 8[c]	平稳
W-RDI	(C,T,0)	-3.077 7	-4.467 9	-3.645 0	-3.261 5	0.136 6	非平稳
W-BZ	(C,T,0)	-1.608 5	-4.467 9	-3.645 0	-3.261 5	0.754 6	非平稳
ΔW-RDI	(C,0,0)	-4.260 2	-3.808 5	-3.020 7	-2.650 4	0.003 8[c]	平稳
ΔW-BZ	(C,0,0)	-6.216 5	-3.808 5	-3.020 7	-2.650 4	0.000 1[c]	平稳

a:一阶差分;b:检验形式,C,T,K 分别代表单位根检验包括的截距项,时间趋势项以及滞后阶数;c:在 1% 显著性水平上拒绝原假设(下同)

由表 3 可知,E-BZ,M-RDI,lnM-BZ,W-RDI,W-BZ 的原序列在 1% 以及 5% 的置信水平下都存在单位根,E-RDI 在 1% 的置信水平下存在单位根,说明它们的原序列在 1% 的置信水平下均为非平稳时间序列。对所有时间序列变量的原序列进行一阶差分,再进行 ADF 单位根检验。结果显示,序列 ΔE-RDI,ΔE-BZ,ΔM-RDI,ΔlnM-BZ,ΔW-RDI,ΔW-BZ 在 5% 和 1% 的置信水平下,其 ADF 统计量的绝对值均大于临界值,说明它们都拒绝了存在单位根的原假设,为平稳时间序列,并且全部为 1 阶同阶单整。虽然选取的水平序列是非平稳的或是非同阶单整的,但只要满足其一阶差分序列为同阶单整,就可以认为两两之间的线性组合可能平稳,具备了协整检验的条件[14]。

3.2 协整检验

由于本文所研究的是 2 个变量之间的关系,故采用协整检验中常用的 E-G 两步法来检验变量之间的协整关系。首先对 E-BZ 和 E-RDI,M-BZ 和 M-RDI,W-BZ 和 W-RDI 进行 OLS 回归,得到回归方程式。

$$E\text{-}RDI = 0.880\,6E\text{-}BZ - 0.007\,4 \quad (1)$$

$$R^2 = 0.909\,7, F = 201.473\,4$$

$$M\text{-}RDI = 0.440\,8M\text{-}BZ - 0.002\,4 \quad (2)$$

$$R^2 = 0.794\,9, F = 29.368\,1$$

$$W\text{-}RDI = 1.994\,4W\text{-}BZ + 0.003\,1 \quad (3)$$

$$R^2 = 0.879\,8, F = 146.403\,1$$

从以上回归结果可以看出,回归方程式(1)、(3)的 R^2 均接近于 1,回归方程式(2)的 R^2 相比下较小一点,3 个方程式的 F 值都较大,表明方程拟合程度良好。接着对 3 个回归方程式得到的残差项 e_E,e_M,e_W 进行单位根检验,检验结果见表 4。

表 4 残差项单位根检验结果

变量	检验类型 (C,T,K)	ADF 值	概率	结果
e_E	(C,0,0)	-3.436 8	0.001 6[c]	平稳
e_M	(C,0,0)	-3.821 1	0.000 6[c]	平稳
e_W	(C,0,0)	-2.848 9	0.006 7[c]	平稳

从表 4 的结果可以看出,这 3 个回归方程式的残差项在 1% 的置信水平下均拒绝了存在单位根的原假设,为平稳时间序列,这进一步说明 E-BZ 和 E-RDI,M-BZ 和 M-RDI,W-BZ 和 W-RDI 之间通过了协整关系的检验,存在着长期稳定的协整关系。

由协整方程式可以得到东、中、西部医药制造业 R&D 投入强度与医药经济占地区经济比重之间的弹性系数,分别为 0.880 6,0.440 8,1.994 4,即 E-BZZ 每增加 1 个单位,会引起 E-RDI 同方向变动 0.880 6 个单位;M-BZ 每增加 1 个单位,会引起 M-RDI 同向变动 0.440 8 个单位;W-BZ 变动 1 个单位,会引起 W-RDI 变动 1.994 4 个单位。这表明我国东、中、西部医药经济占地区经济的比重对其医药制造业 R&D 投入强度均为正向的促进作用,且这种促进

作用从大到小排序依次为西部地区、东部地区、中部地区。

在对变量进行了协整检验得出变量间存在长期稳定的协整关系后,可接着建立误差修正模型来检验反向误差修正机制是否成立以及得到变量之间的短期影响情况。令误差修正项 $ecm_E = e_E$, $ecm_M = e_M$, $ecm_W = e_W$,从建立误差修正模型后的结果来看,3 个误差修正项的系数分别为 -0.925 8, -0.710 6 和 -0.623 4,说明当变量之间的短期波动偏离长期均衡状态时,分别会以 0.925 8,0.710 6 和 0.623 4 的力度将前一期的非均衡状态纠回到均衡状态。此外,3 个模型中的误差修正项系数均 <0,说明反向误差修正机制成立。

3.3 格兰杰因果关系检验

3.3.1 东部地区 将滞后期设置为 5,观察滞后 1~5 期东部地区医药经济占地区经济比重与医药制造业研发投入强度之间的格兰杰因果关系,检验结果见表 5。

表 5 东部地区格兰杰因果关系检验结果

滞后期	原假设	*F* 统计量	概率	判断结果
1	E-BZ 不是 E-RDI 的格兰杰原因	5.947 0	0.025 3	拒绝
	E-RDI 不是 E-BZ 的格兰杰原因	8.643 3	0.008 8	拒绝
2	E-BZ 不是 E-RDI 的格兰杰原因	0.739 9	0.493 8	接受
	E-RDI 不是 E-BZ 的格兰杰原因	7.379 3	0.005 9	拒绝
3	E-BZ 不是 E-RDI 的格兰杰原因	0.204 3	0.891 4	接受
	E-RDI 不是 E-BZ 的格兰杰原因	3.854 1	0.038 9	拒绝
4	E-BZ 不是 E-RDI 的格兰杰原因	0.582 0	0.683 6	接受
	E-RDI 不是 E-BZ 的格兰杰原因	2.071 8	0.167 4	接受
5	E-BZ 不是 E-RDI 的格兰杰原因	0.326 8	0.879 9	接受
	E-RDI 不是 E-BZ 的格兰杰原因	1.163 7	0.422 3	接受

可以看出,滞后 1 期时,在 5% 的置信水平下可认为两者互为彼此的格兰杰原因;滞后 2,3 期时,在 5% 的置信水平下认为 E-RDI 是 E-BZ 的格兰杰原因,反之不成立,说明 R&D 投入强度能够显著解释或是预测医药经济占地区经济的比重,反之不成立;滞后 4,5 期时,均接受原假设,即认为 E-RDI 和 E-BZ 之间不存在任何的格兰杰因果关系。

3.3.2 中部地区 中部地区格兰杰因果关系检验结果见表 6。

表 6 中部地区格兰杰因果关系检验结果

滞后期	原假设	*F* 统计量	概率	判断结果
1	M-BZ 不是 M-RDI 的格兰杰原因	6.619 9	0.019 2	拒绝
	M-RDI 不是 M-BZ 的格兰杰原因	1.333 3	0.263 3	接受
2	M-BZ 不是 M-RDI 的格兰杰原因	2.711 3	0.098 8	拒绝
	M-RDI 不是 M-BZ 的格兰杰原因	3.461 0	0.058 1	拒绝
3	M-BZ 不是 M-RDI 的格兰杰原因	1.168 8	0.362 2	接受
	M-RDI 不是 M-BZ 的格兰杰原因	2.506 7	0.108 5	接受
4	M-BZ 不是 M-RDI 的格兰杰原因	0.995 8	0.457 7	接受
	M-RDI 不是 M-BZ 的格兰杰原因	1.278 2	0.347 4	接受
5	M-BZ 不是 M-RDI 的格兰杰原因	1.968 8	0.216 7	接受
	M-RDI 不是 M-BZ 的格兰杰原因	0.712 8	0.636 3	接受

可以看出,滞后 1 期时,在 5% 的置信水平下认为 M-BZ 是 M-RDI 的格兰杰原因,反之不成立,说明医药经济占地区经济的比重能够显著解释或是预测 R&D 投入强度,反之不成立;滞后 2 期时,在 10% 的置信水平下认为两者互为彼此的格兰杰原因;滞后 3,4,5 期时,均接受原假设,即认为两者之间不存在任何的格兰杰因果关系。

3.3.3 西部地区 西部地区格兰杰因果关系检验结果见表 7。

表 7 西部地区格兰杰因果关系检验结果

滞后期	原假设	*F* 统计量	概率	判断结果
1	W-BZ 不是 W-RDI 的格兰杰原因	7.208 0	0.015 1	拒绝
	W-RDI 不是 W-BZ 的格兰杰原因	0.035 5	0.852 6	接受
2	W-BZ 不是 W-RDI 的格兰杰原因	3.139 1	0.072 6	拒绝
	W-RDI 不是 W-BZ 的格兰杰原因	0.008 4	0.991 6	接受
3	W-BZ 不是 W-RDI 的格兰杰原因	2.714 5	0.091 5	拒绝
	W-RDI 不是 W-BZ 的格兰杰原因	0.145 6	0.930 6	接受
4	W-BZ 不是 W-RDI 的格兰杰原因	3.152 4	0.070 4	拒绝
	W-RDI 不是 W-BZ 的格兰杰原因	0.283 1	0.881 7	接受
5	W-BZ 不是 W-RDI 的格兰杰原因	2.335 7	0.165 6	接受
	W-RDI 不是 W-BZ 的格兰杰原因	0.698 5	0.644 6	接受

滞后 1,2,3,4 期时,均在 10% 的置信水平下认为 W-BZ 是 W-RDI 的格兰杰原因,而 W-RDI 不是 W-BZ 的格兰杰原因。而滞后 5 期时,在 5% 的置信水平下均接受原假设,表明 W-RDI 和 W-BZ 之间不存在任何的格兰杰因果关系。

4 结果与讨论

4.1 东部地区

东部地区医药经济占地区经济比重每增加 1 个单位,其医药制造业 R&D 投入强度增加 0.880 6 个单位,说明东部地区医药经济占地区经济比重与其医药制造业 R&D 投入强度之间存在长期稳定的均衡关系且对研发资金投入有正向的促进作用。从弹性系数上看,东部地区医药经济占地区经济比重对医药制造业 R&D 投入强度的影响程度相较于西部地区来说更小,原因可能是东部地区经济发达,医药企业有多样的融资渠道,能够得到较多的外界资金支持,因此对自身经济产出所带来的财富依赖较小。从格兰杰因果关系检验结果来看,在滞后 1 期时,东部地区医药制造业 R&D 投入强度与其医药经济占地区经济比重互为彼此的格兰杰原因。滞后 2,3 期时,东部地区医药制造业 R&D 投入强度是其医药经济占地区经济比重的格兰杰原因。东部地区医药制造业企业资金实力和技术基础较为雄厚,研发人才聚集,且拥有较好的科技创新成果转化的环境和机制,使其易于将创新成果转化为经济产出,从而带动经济的发展[15]。

4.2 中部地区

中部地区医药经济占地区经济比重每增加 1 个单位,其医药制造业 R&D 投入强度增加 0.440 8 个单位,说明中部地区医药经济占地区经济比重与其医药制造业 R&D 投入强度之间存在长期稳定的均衡关系且对研发资金投入有显著正向拉动作用,但这种促进作用在 3 个地区中是最小的,说明中部地区医药经济的发展对提高医药制造业研发资金投入的力度还不够。从格兰杰因果关系来看,滞后 1 期时,中部地区医药经济增长所带来的资金一定程度上为企业研发投入提供了支持。滞后 2 期时,中部地区医药制造业 R&D 投入强度与医药经济发展水平互为彼此的格兰杰原因,说明在一定时期内,两者的增加都有利于促进彼此的良好发展。

4.3 西部地区

西部地区医药经济占地区经济的比重每增加 1 个单位,其医药制造业 R&D 投入强度增加 1.994 4 个单位,说明西部地区医药经济占地区经济比重与其医药制造业 R&D 投入强度之间存在长期稳定的均衡关系且对其医药制造业 R&D 投入强度具有显著的正向促进作用。这种正向促进作用具有一定的滞后性,在滞后 1,2,3,4 期均对医药制造业研发资金投入有显著促进作用。从弹性系数上看,西部地区最大,这说明在西部地区,医药产业越能够成为地区经济的重要支柱,越有助于提高医药企业研发的积极性,使其加大研发资金投入的力度。这可能是因为西部地区经济欠发达,医药企业融资渠道有限,政府财政拨款不足,西部地区医药企业对研发活动投入的资金更多是依靠自身经济产出所带来的资金支持。但是西部地区由于技术的落后、创新水平较低,未能将科研成果很好地转为经济产出带动医药经济的发展。

5 结论与建议

我国东中西部地区医药经济发展水平对医药制造业研发资金投入均存在显著的正向影响,即区域医药经济发展水平的提高有利于促进医药制造业的研发资金投入。我国东中西部医药经济发展水平对医药制造业研发资金投入的影响程度不同,从大到小依次为西部地区、东部地区、中部地区。建议:① 加强医药产业集群建设,促进区域之间协调发展。政府应给予适当的政策引导,制订正确的医药产业发展规划,加快传统医药产业的转型升级,鼓励企业之间兼并重组,打造出具有强竞争力和创新能力的医药产业集群,发挥出集群产生明显并且巨大的经济效益的作用,促进医药产业经济的健康稳定发展。政府还应当注重区域之间资源和资金的有效流动和合理配置[16],对经济欠发达地区给予一定程度的资金支持和政策倾斜,缩小区域间的差距,促进区域医药经济协调发展。② 东部地区应继续加大研发投入,加快传统医药产业转型。东部地区应当继续加大研发资金投入力度,提升科技创新能力,培育具有强竞争力的龙头企业。同时,还可以顺应信息时代的潮流,借助互联网平台,提高传统医药行业转型的速度,在现有的基础上寻求新的创新点[17],使医药经济发展水平和研发水平协调地发展。③ 中部地区应当大力发展中药产业,将其做大做强。中部地区应当充分利用国家推崇的中部崛起政策和推动中医药发展政策,优化医药产业规划,利用自己的中医药资源优势,大力发展中药产业,加快传统中药行业的升级和中药材生产基地的建设,将中医药的生产、加工做强做深,保持自身医药经济的稳定增长,使其带来的财富带动研发资金投入的增加,提高该地区的创新水平。同时,医药企业也应当继续增加研发资金的投入,加强对研发投入的管理,使科技成果能够更好地转化成经济产出,促进医药经

济稳定快速地发展。④ 西部地区应抓住机遇,加快民族药产业化的进程。西部地区应当抓住“一带一路”政策带来的良好机遇,积极学习新技术、新工艺,提升医药产品的质量和竞争力;加强对医药产业园的管理和优化,对于能够带来良好经济效益的项目进行重点扶植;利用民族药资源丰富的优势,可以对民族药工业的工艺技术进行改善,加快民族药产业化的进程[18];提高研发人才的薪酬待遇,引进高层次的人才,保证医药经济的快速发展,从而促进医药制造业研发资金投入水平的提高。同时,西部地区医药企业应加强自主创新意识,加大研发资金投入,提高将科技成果转化为经济产出的能力,保证医药经济稳定发展,从而形成医药经济发展水平和医药制造业研发水平之间相互促进的良好局面。

[参 考 文 献]

[1] 赵晓冉. 医药制造业技术创新效率研究[D]. 山东财经大学, 2016.

[2] 国家统计局. 中国统计年鉴:1995—2016[M]. 北京:中国统计出版社, 1996 – 2017.

[3] 曲婉,蔺洁. 中国医药制造业国际竞争力评价[J]. 科技中国, 2018(4):43 – 52.

[4] 陈海静. 中国医药制造业技术创新效率研究[D]. 暨南大学, 2011.

[5] GRANDE E, PESCHKE A. Transnational cooperation and policy networks in European science policy-making[J]. *Res Policy*, 1999, 28(1):43 – 61.

[6] LEDERMAN D, MALONEY WF. R&D and development[M]. The World Bank, 2003.

[7] 刘建华,陈颖,乔红芳. 我国 R&D 投入空间集群效应及影响因素研究:1998—2012[J]. 牡丹江师范学院学报(自然科学版),2017(3):11 – 16.

[8] 钟小容. 长株潭地区 R&D 投入对经济增长影响的实证研究[D]. 沈阳师范大学,2013.

[9] 袁卫新. R&D 投入对我国医药制造业增长影响的实证分析[D]. 长沙理工大学,2012.

[10] 朱强. 我国 R&D 投入对经济增长贡献率研究[J]. 科学管理研究,2009,27(5):95 – 100,116.

[11] 李琳. 科技投入、科技创新与区域经济作用机理及实证研究[D]. 吉林大学,2013.

[12] 李子奈,潘文卿. 计量经济学[M]. 北京:高等教育出版社, 2016:182 – 183.

[13] 季良玉. 技术创新影响中国制造业转型升级的路径研究[D]. 东南大学,2016.

[14] 江雯雯,张雅静,陈玉文. 中国医药制造业出口与研发资金投入关系的区域比较研究[J]. 中国现代应用药学,2018,35(8):1258 – 1264.

[15] 张荣权. 我国研发投入对经济发展作用研究[D]. 中央财经大学,2015.

[16] 布仁门德. 经济转型下的区域经济发展及金融创新问题探讨[J]. 市场论坛,2016(12):10 – 13.

[17] 王素,苏昱霖,陈玉文. 我国东中西部地区医药制造业技术创新效率比较[J]. 医药导报,2016,35(11):1276 – 1280.

[18] 庄倩,马莹,褚淑贞. 我国西部地区在医药产业转移中的发展定位思考[J]. 西藏大学学报(社会科学版),2018,33(3):171 – 175.

编辑:王宇梅/接受日期:2020 – 05 – 10