·新药述评与论坛·

中国医药制造业经济发展水平与研发资金投入的关系研究

李宛亭,王　素,杨　莉,陈玉文
(沈阳药科大学工商管理学院,沈阳 110016)

[摘要]　**目的**:实证分析我国医药制造业经济发展水平与研发资金投入之间的关系,旨在为提升我国医药制造业经济发展水平和研发投入水平提供参考。**方法**:选取1995—2016年我国医药制造业的相关数据,运用协整理论和格兰杰因果关系检验,以探求其经济发展水平与研发资金投入之间的关系。**结果**:我国医药制造业工业总产值/GDP与研发投入强度之间存在长期稳定的均衡关系,长期弹性系数为0.515 1。格兰杰因果关系检验结果表明滞后阶数为1,5和6时,仅医药制造业工业总产值/GDP是研发投入强度的格兰杰原因。**结论**:我国医药制造业经济发展水平对研发资金投入具有显著的正向影响,且这种正向影响具有滞后性,短期内医药制造业研发资金投入的增加还不能显著提升其经济发展水平。

[关键词]　医药制造业;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)15－1367－07

Research on the relationship between the economic development level of Chinese pharmaceutical manufacturing industry and R&D capital investment

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

[**Abstract**]　**Objective**: To empirically analyze the relationship between the level of economic development of China's pharmaceutical manufacturing industry and R&D capital investment in order to provide reference for improving the level of economic development and R&D investment of China's pharmaceutical manufacturing industry. **Methods**: The relevant data from 1995 to 2016 were selected and the VEC model was constructed and the Granger causality test was conducted based on the co-integration theory to analyze the influence between the two factors. **Results**: There was a long-term stable equilibrium relationship between the total industrial output value/GDP and r&d investment intensity of China's pharmaceutical manufacturing industry, and the long-term elastic coefficient was 0.515 1. The results of Granger causality test show that when the lag order is 1, 5 and 6, only the total industrial output value/GDP of pharmaceutical manufacturing industry is the Granger cause of R&D investment intensity. **Conclusion**: The economic development level of the pharmaceutical manufacturing industry in China has a significant positive impact on the R&D capital investment, and the positive impact has a lag. The increase of R&D capital investment in the pharmaceutical manufacturing industry in the short term can not significantly improve the economic development level.

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

---

[基金项目]　辽宁省医药产业创新发展战略研究资助项目(2020 lslktyb-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。杨莉,女,副教授,博士,主要从事药事法规与药物政策。E-mail:yang-lishanxi@126.com。

医药制造业作为新兴战略产业之一,在改善人民身体状况、联动相关产业发展、促进国民经济增长等方面发挥着关键的作用。我国成为全球第二大医药市场之后,许多跨国企业纷纷进军中国,力争占据一席之地,随着竞争愈发地激烈,技术创新能力成为企业长期稳定发展的重要影响因素之一。近年来,我国医药制造业发展迅猛,在创新驱动发展的战略指导下,医药企业也逐渐意识到研发活动与自身的经济发展有着密切的联系,开始积极投身于研发与创新当中。1995—2016 年,我国医药制造业 R&D 经费内部支出从 4.28 亿元增长到 488.47 亿元,增长了 114.17 倍[1]。但是我国医药制造业的研发资金投入水平仍然与国外有较大差距。据欧盟委员会发布的"2016 年全球企业研发投入排行榜"数据统计,医药企业研发费用投入最多的前 5 家药企分别为诺华、罗氏、强生、辉瑞和默沙东公司,其中排名第 5 的默沙东公司研发费用折合为人民币约为 503.55 亿元[2],比 2016 年我国医药制造业 R&D 经费内部支出的总额还多。根据欧盟统计标准,研发投入强度(RDI)达到 5% 以上才属于高研发强度水平[3],美国和日本等发达国家医药制造业的研发投入强度已远远高于 5%,而我国医药制造业的研发投入强度还不足 2%,由此可见我国医药制造业的研发资金投入水平还需进一步提高。医药企业想要促进自身的经济发展,必然离不开对研发活动的资金投入,开发新产品以获得经济效益,同时研发资金的持续投入也需要有充足的预算和良好的经济发展环境。因此本文将对中国医药制造业经济发展水平与研发资金投入之间的关系进行实证分析,力求为提升我国医药制造业经济发展水平和创新能力提供建议和参考。

1 文献综述

William 等[4]指出,18 世纪以来所有的经济增长都离不开创新这一重要推动力。研发投入水平是衡量创新能力的重要指标之一,研发投入水平的提高离不开充盈的资金和稳定的经济环境。因此关于经济发展与研发投入之间关系的研究得到了越来越多学者的关注,目前主要从区域和产业 2 个层面上对其经济发展水平与研发投入的关系进行了相关研究。

1.1 区域经济发展水平与研发投入的关系研究

刘笑霞等[5]利用我国 2009 年 3 831 家制造型企业的截面数据,研究了企业研发投入的影响因素,发现地区经济发展水平与研发投入以及研发投入强度之间存在显著的正向关系。王颖莉等[6]利用 2006—2015 年济南市的面板数据,通过灰色关联度法对济南市 R&D 经费投入的影响因素进行了实证分析,发现济南市生产总值与 R&D 经费投入的灰色关联度最强。王莎莎[7]采用格兰杰因果关系检验和协整检验,从区域差异的角度研究了辽宁省 R&D 投入对经济增长的影响,发现辽宁省 R&D 人员投入对该省经济增长的正向促进作用比 R&D 经费投入更大,3 个经济区中,辽西北地区 R&D 经费投入的产出弹性最大,沈阳经济区的 R&D 人员投入的产出弹性最大。樊维[8]运用 Malmquist 指数对我国东、中、西部地区的投入产出效率进行了实证分析,发现地区经济发展水平不同,R&D 投资的力度也不同,总的来说东部地区的 R&D 投资活动优于中、西部。

1.2 产业经济发展水平与研发投入的关系研究

翟琼等[9]通过建立柯布-道格拉斯生产函数模型,研究了 R&D 投入对区域高新技术产业发展的影响,发现 R&D 投入对高新技术产业发展水平具有很大贡献,且在东部地区尤为显著。李平等[10]选取了 1997—2009 年的面板数据,用高技术产业的当年价总产值衡量高技术产业的发展水平,通过协整分析、建立误差修正模型等对高技术产业 R&D 资源投入与产业发展水平之间的关系进行了实证研究,发现两者之间存在长期的稳定关系,其中产业 R&D 经费支出对产业发展有正向促进作用。史磊[11]基于 DEA 模型,用当年价总产值、新产品产值、专利申请数等作为高技术产出指标,用企业数、科技机构数、经费内部支出等作为投入指标,围绕上海高技术产业的技术效率展开研究,研究结果表明高技术产业的 R&D 活动对高技术产业技术的进步以及管理水平的提高有着重要的推动作用。

通过梳理相关文献发现,目前学者多是从国家、区域以及高技术产业的角度对经济发展水平与 R&D 投入之间的关系进行研究,较少以具体的行业作为研究对象进行相关分析。医药制造业作为 21 世纪发展前景广阔、影响极为深远的行业,其经济发展水平与研发资金投入之间具有密切的联系,因此本文以我国医药制造业作为研究对象,对其经济发展水平与研发资金投入之间的关系进行实证分析,旨在为进一步提升我国医药制造业创新能力提供针对性的建议和措施。

2 研究设计

2.1 研究方法

2.1.1 协整理论　协整是指符合同阶单整的变量

之间虽然存在着随时间变化的趋势不尽相同的问题,但它们之间仍然可能存在的一种长期稳定的均衡比例关系,即协整关系[12]。在对经济性变量进行计量分析时,因为多数变量存在不平稳的变化趋势,在建立计量模型之后,如果对不平稳的时间序列变量直接进行最小二乘回归,很可能造成虚假回归。虽然这些变量不能够直接进行回归,但可以通过检验其平稳性,用协整分析这样一种较好的计量方法来对变量之间关系进行分析。

2.1.2 协整分析的主要步骤 对时间序列变量进行协整分析主要可以分为以下 4 个步骤:① 平稳性检验。通过对时间序列变量进行平稳性检验,能够判断变量是否满足进行协整检验的前提条件。对于变量的平稳性检验,本文采用目前学术界常用的一种方法,即 Augmented Dickey-Fuller(ADF)单位根检验。② 协整关系检验。检验变量之间是否存在协整关系,即是否存在一种长期稳定的均衡关系,常用的方法有 Engle-Granger(E-G)两步法和 Johansen 协整检验,由于本文研究的是 2 个变量之间的协整关系,故采用 E-G 两步法。先对变量进行最小二乘回归(OLS),再对回归方程产生的残差序列的水平序列进行平稳性检验,如果平稳,即证明变量之间存在协整关系,反之则不存在协整关系。③ 建立误差修正模型。如果 2 个变量之间存在协整关系,则可以进一步建立误差修正模型。误差修正模型中误差修正项的系数一方面可反映变量短期偏离长期均衡时被修正的情况,另一方面可以检验模型是否有误,即是否满足反向修正机制[13]。④ 格兰杰因果关系检验。在设定好滞后期后,可使用格兰杰因果关系检验来判断某变量的滞后值是否可以预测或者解释另一变量的变化。

2.2 变量选取与数据来源

本文的解释变量为医药制造业经济发展水平。张玄[14]认为经济规模或经济总量对于一个国家来说通常用国内生产总值(GDP)表示,而对于企业而言通常用产量或产值来表示。吴威[15]在构建创意产业和区域经济增长互动关系评价指标时,用创意产业商品销售总额、创意产业产值占 GDP 比重、创意产业利润等评价指标来组成创意产业经济发展子系统。所以本文用医药制造业工业总产值/GDP 衡量医药制造业经济发展水平,记为 BZ。由于在 2012 年以后不再公布医药制造业的工业总产值,故 2012 年以后的医药制造业工业总产值用主营业务收入来替代[16]。

本文的被解释变量为研发资金投入,用研发投入强度这一指标来衡量。在国内外现有研究中,研发投入强度的表示有许多种,如研发投入/主营业务收入、研发投入/GDP、研发投入/总资产等[17],对于医药制造业研发资金投入强度这一变量,本文使用 R&D 经费内部支出/主营业务收入来表示,记为 RDI,具体数据见表 1。本文将使用 Eviews 10.0 软件对原始数据进行处理和分析。

表 1 1995—2016 年医药制造业工业总产值占 GDP 比重与 RDI 的相关数据

年份	工业总产值/亿元	GDP/亿元	R&D 经费内部支出/万元	主营业务收入/亿元	工业总产值/GDP(BZ)/%	RDI/%
1995 年	961.26	61 339.90	42 784.60	902.68	1.57	0.47
1996 年	1 151.10	71 813.60	56 471.00	1 043.34	1.60	0.54
1997 年	1 262.24	79 715.00	66 161.00	1 177.58	1.58	0.56
1998 年	1 372.73	85 195.50	76 448.00	1 264.10	1.61	0.60
1999 年	1 497.22	90 564.40	92 592.00	1 378.96	1.65	0.67
2000 年	1 781.37	100 280.10	134 668.50	1 682.80	1.78	0.80
2001 年	2 040.86	110 863.10	192 544.00	1 924.39	1.84	1.00
2002 年	2 378.44	121 717.40	216 359.00	2 279.98	1.95	0.95
2003 年	2 889.90	137 422.00	276 684.00	2 750.73	2.10	1.01
2004 年	3 241.30	161 840.20	281 812.40	3 033.00	2.00	0.93
2005 年	4 250.45	187 318.90	399 510.20	4 019.83	2.27	0.99
2006 年	5 018.94	219 438.50	525 856.40	4 718.82	2.29	1.11
2007 年	6 361.90	270 092.30	658 836.20	5 967.13	2.36	1.10

续表 1

年份	工业总产值/亿元	GDP/亿元	R&D 经费内部支出/万元	主营业务收入/亿元	工业总产值/GDP(BZ)/%	R&D 投入强度(RDI)/%
2008 年	7 874.98	319 244.60	790 878.70	7 402.34	2.47	1.07
2009 年	9 443.30	348 517.70	1 345 385.00	9 086.99	2.71	1.48
2010 年	11 741.30	412 119.30	1 226 262.00	11 417.30	2.85	1.07
2011 年	14 941.99	487 940.20	2 112 461.80	14 484.38	3.06	1.46
2012 年	17 337.70	538 580.00	2 833 055.00	17 337.60	3.22	1.63
2013 年	21 429.30	592 963.20	3 476 553.00	20 484.00	3.61	1.70
2014 年	23 350.33	641 280.60	3 903 161.10	23 350.33	3.64	1.67
2015 年	25 729.53	685 992.90	4 414 576.00	25 729.53	3.75	1.72
2016 年	28 206.11	740 060.80	4 884 712.00	28 206.11	3.81	1.73

鉴于相关指标数据的可获得性与客观性,本文选取 1995—2016 年医药制造业的相关数据进行分析,其中所有医药制造业的相关数据均来源于《中国高技术产业统计年鉴》[1],国内生产总值数据来源于《中国统计年鉴》[18]。

3 实证研究

3.1 平稳性检验

首先对所有的时间序列变量进行 ADF 单位根检验,判断各变量是否平稳。采用 Akaike Information Criterion(AIC)准则来确定不同检验类型的滞后阶数,检验结果见表 2。由表 2 可知,BZ 和 RDI 时间序列的 ADF 检验值均大于在 1%,5% 以及 10% 的显著性水平下的临界值,说明均接受了“存在单位根”的原假设,即 BZ 和 RDI 这 2 个序列均为不平稳的时间序列。继续对这 2 个变量的一阶差分序列变量进行 ADF 单位根检验,此时 BZ 和 RDI 的一阶差分序列变量 ΔBZ 和 ΔRDI 的 ADF 检验值均小于在 1%,5% 以及 10% 的显著性水平下的临界值,均拒绝了“存在单位根”的原假设,为平稳的时间序列变量,可进一步进行协整检验。

表 2 ADF 单位根检验结果

变量	检验类型(C,T,K)	ADF 检验值	各显著性水平下的临界值			概率	检验结果
			1%	5%	10%		
BZ	(C,T,0)	-1.930 5	-4.467 9	-3.645 0	-3.261 5	0.603 4	非平稳
RDI	(C,T,0)	-0.408 4	4.467 9	-3.6450	-3.261 5	0.889 9	非平稳
ΔBZ	(C,0,0)	-4.760 4	-3.808 5	-3.0207	-2.650 4	0.001 3[a]	平稳
ΔRDI	(C,0,0)	-8.140 8	-3.808 5	-3.0207	-2.650 4	0.000 0[a]	平稳

Δ 表示一阶差分;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;a:在 1% 的显著性水平上拒绝原假设(下同)

3.2 协整检验

E-G 两步法协整检验要求先对变量进行最小二乘回归,回归结果见表 3。

表 3 基于最小二乘法估计的回归分析

变量	系数	标准差	t 统计值	P 值
C	-0.001 5	0.000 8	-1.792 6	0.088 2
BZ	0.515 1	0.033 7	15.299 4	0.000 0

由表 3 可得到回归方程式如下,括号内为 t 统计值:

$$RDI = 0.515\,1BZ - 0.001\,5 \quad 式(1)$$

从回归结果来看,该回归方程式的可决系数 R^2 为 0.921 3,非常接近于 1,方程的 F 检验值(234.072 8)也较大,说明该方程的拟合程度良好。从式(1)可以得出 BZ 对于 RDI 的弹性系数为 0.515 1,即 BZ 对 RDI 存在着正向影响。为了检验 BZ 与 RDI 之间是否有协整关系,需对回归方程产生的残差序列进行平稳性检验,令残差序列变量为 e,检验结果见表 4。

表 4 残差序列平稳性检验结果

变量	检验类型 (C,T,K)	ADF 检验值	各显著性水平下的临界值			概率	检验结果
			1%	5%	10%		
e	(0,0,0)	-4.417 0	-2.479 7	-1.958 1	-1.607 8	0.000 1[a]	平稳

由表 4 的检验结果可知,残差序列在 1% 的显著性水平下的临界值,拒绝了“存在单位根”的原假设,为平稳的时间序列变量,这说明 BZ 与 RDI 之间存在着长期稳定的均衡关系,即存在协整关系。从式(1)可知 BZ 对于 RDI 的长期弹性系数为 0.515 1,说明长期来看我国医药制造业工业总产值/GDP 每增加 1 个单位,将拉动 R&D 投入强度增加 0.515 1 个单位。

3.3 建立误差修正模型

2 个变量存在协整关系,可以进一步建立误差修正模型来分析变量之间的短期动态变化情况,令 ECM = e,建立误差模型的结果见表 5。

表 5 建立误差修正模型结果

变量	系数	标准差	*t* 统计值	*P* 值
C	-9.01×10^{-5}	0.000 363	-0.248 1	0.806 9
D(BZ)	0.678 2	0.244 34	2.775 7	0.012 5
ECM(-1)	-0.972 5	0.225 8	-4.307 2	0.000 4

从表 5 可得出 BZ 和 RDI 的误差修正方程:

$$\Delta RDI = -9.01\times10^{-5} C + 0.678\ 2\Delta BZ - 0.972\ 5\ ECM(-1) \quad 式(2)$$

由式(2)可知,误差修正项 ECM(-1)的系数为 -0.972 5 < 0,符合反向修正机制。系数的绝对值意义为,当 BZ 与 RDI 的短期非均衡动态变化偏离了它们之间的长期均衡关系时,RDI 在第 *t* 期的变化可以消除前面一期 97.25% 的非均衡误差使其回到均衡水平上,说明 BZ 对 RDI 的拉动作用在短期内波动比较大。BZ 对 RDI 的短期弹性系数为 0.678 2,即在短期内,当 BZ 每变动 1 个单位,RDI 会同方向变动 0.678 2 个单位将其拉回均衡状态。RDI 关于 BZ 的长期弹性系数 0.515 1 小于短期弹性系数 0.678 2,说明 BZ 对于 RDI 的短期影响要大于长期影响。

3.4 格兰杰因果关系检验

在协整检验中证明了 BZ 与 RDI 之间存在长期稳定的协整关系,但两者在短期内是否存在因果关系还需进行格兰杰因果关系的检验。本文将对滞后 1 ~6 期的 2 个变量进行格兰杰因果关系检验,结果见表 6。

表 6 格兰杰因果关系检验结果

滞后期	原假设	F 统计量	*P* 值	检验结果
1	BZ 不是 RDI 的格兰杰原因	8.941 3	0.007 9	拒绝
	RDI 不是 BZ 的格兰杰原因	0.763 6	0.393 7	接受
2	BZ 不是 RDI 的格兰杰原因	1.476 6	0.259 8	接受
	RDI 不是 BZ 的格兰杰原因	1.066 0	0.369 1	接受
3	BZ 不是 RDI 的格兰杰原因	0.898 3	0.470 4	接受
	RDI 不是 BZ 的格兰杰原因	0.959 7	0.443 2	接受
4	BZ 不是 RDI 的格兰杰原因	0.924 4	0.490 9	接受
	RDI 不是 BZ 的格兰杰原因	1.078 9	0.421 8	接受
5	BZ 不是 RDI 的格兰杰原因	3.462 6	0.081 2	拒绝
	RDI 不是 BZ 的格兰杰原因	0.822 2	0.575 8	接受
6	BZ 不是 RDI 的格兰杰原因	6.016 5	0.084 7	拒绝
	RDI 不是 BZ 的格兰杰原因	0.516 0	0.775 2	接受

从表 6 的检验结果来看,滞后 1,5,6 期时,分别在 1%,10%,10% 的置信水平上认为 BZ 是 RDI 的格兰杰原因,而 RDI 并非 BZ 的格兰杰原因,这也与上述短期内 BZ 对 RDI 有较大影响符合。在滞后 2,3,4 期时,无论是在 1%,5% 还是 10% 的置信水平上均认为两者互不为格兰杰原因。这说明短期内 BZ 对 RDI 未来的变化情况有一定的解释或者预测能力,但是两者之间没有形成互动反馈的机制。

4 结果与讨论

协整检验表明:中国医药制造业工业总产值/GDP 与研发投入强度之间存在长期稳定的均衡关系,长期弹性系数为 0.515 1,即医药制造业工业总产值/GDP 每提升 1 个单位,其研发投入强度同方向将增加 0.515 1 个单位。

误差修正模型结果表明:中国医药制造业工业总产值/GDP 与研发资金投入强度之间的短期非均衡变动偏离长期均衡时,会以 0.972 5 的力度被拉回均衡水平,短期系数为 0.678 2,短期影响大于长期影响。一方面,可能是由于短期内的新药研发成本较易估算,当医药企业发展较好,有充盈的资金时,对新药研发的投入较为合理,加上临床前研究的

成本相较于临床研究的成本较小,因此短期内对研发投入强度见效较大。而长期来看,由于药物研发成本不断上涨,影响新药研发成本的因素也越来越多且变化很大[19],导致新药研发成本的估算较难;其次,由于受到多因素的影响,新药的研发时间较长,再加上医药企业通常不只新药研发这一个项目,还需要维持原有的生产,资金也有所分散[20],因此长期内对研发投入强度的影响较小。

格兰杰因果关系检验表明:当滞后阶数为 1,5,6 时,认为医药制造业工业总产值/GDP 是研发投入强度的格兰杰原因,反之不成立。当滞后阶数为 2,3,4 时两者互不为彼此的格兰杰原因。这可能是由于新药研发具有长周期的特点,使得医药企业在盈利较好有充足的资金投在研发活动上时,对研发活动产生的积极效果会有滞后。此外,高强度的研发需要有稳定且强大的资金支持,当医药制造业发展态势良好时,企业能够从中获得经济效益,会更加积极并且有能力进行研发投入。但是国内许多医药企业研发投入力度不够,低水平且重复生产现象严重,拥有的自主创新产品较少[21],医药制造业整体的技术创新能力较弱,且将研发成果转化为经济产出的效率不高,导致医药制造业研发投入强度并未构成工业总产值/GDP 的原因。

5 结论与建议

5.1 结论

中国医药制造业工业总产值/GDP 每提升 1 个单位,其研发投入强度将增加 0.515 1 个单位,即从长期来看,中国医药制造业经济发展水平对其研发资金投入存在显著的正向促进作用,医药制造业经济发展水平的提升有利于促进其研发资金投入的增加。

中国医药制造业经济发展水平对于其研发资金投入的短期影响相较于长期影响更为明显。

中国医药制造业经济发展水平对于研发资金投入的正向影响具有滞后性,而短期内医药制造业研发资金投入的增加还不能显著提升其经济发展水平。

5.2 建议

从结论可以看出,中国医药制造业的经济发展水平能够显著正向促进其研发资金投入的增加,但长期内影响较小。同时短期内医药制造业研发资金投入并未构成其经济发展水平的格兰杰原因。所以政府与企业应当重视医药制造业经济发展水平对其研发资金投入的正向影响,也应当充分思考如何提高研发投入水平带动其经济发展。

5.2.1 政府层面 ① 提高审批效率,落实药品新规。由研究结论得知中国医药制造业经济发展水平对研发资金投入具有正向促进作用,但长期影响较小。在 2016 年以前,我国在药品审评审批中注册申报积压严重的问题突出,这对新药研发时长与研发成本有较大的影响。因此,国务院在 2015 年与 2017 年分别发布了《关于改革药品医疗器械审评审批制度的意见》和《关于深化审评审批制度改革鼓励药品医疗器械创新的意见》,以期有效提高药品审评审批效率。2019 年新《药品管理法》出台,其中临床试验实行的默示许可制,对临床试验机构实行的备案管理制以及建立的关联审评审批制等能一定程度上提高审批的效率。国家相关部门应该加大落实上述文件的力度,进一步提高审评审批效率,为医药企业压缩研发时长和研发成本。② 加大资金支持,给予政策优惠。长期内药物研发成本上涨,而医药企业自身的资金需要投到多个项目,因此政府资金对医药企业加大研发资金的投入能起到关键的引导和激励作用,能够有效地提高医药企业进行创新的积极性。政府一方面要继续加大对医药企业的资金支持,将研发资金的投入纳入财政预算的重点,设立国家重点基金项目,鼓励医药企业开展研发活动;另一方面,政府要加强对医药企业的融资支持,给予税收优惠,鼓励银行向医药企业的研发项目贷款等,拓宽医药企业的融资渠道。③ 搭建共享平台,促进交流合作。短期内中国医药制造业研发资金投入还未能有效促进其经济发展,所以必须要实现研发成果向经济产出的快速转化。政府相关部门应当积极建立科技资源共享平台,倡导产、学、研的合作,实现产、学、研之间精英人才、仪器设备、研发技术、科技成果等资源共享,加快科技成果转化进程,提高医药制造业的整体创新水平。④ 引导集群发展,鼓励兼并重组。随着医药制造业研发成本的不断增加,再加上医药企业的仿制水平较低,产品同质化程度较高,医药制造业的利润逐渐减少。政府应当优化医药产业的布局,扶持医药企业的优势研发项目,引导医药制造业集群化发展,发挥规模经济的作用,鼓励盈利能力较弱的企业通过兼并、重组等方式加强自身的盈利能力和创新能力。

5.2.2 企业层面 ① 加大研发投入,优化经费管理。由于医药制造业研发资金投入促进其经济发展水平的效果不显著,医药企业作为研发的主体,需要

加大研发投入的力度,除依赖自身资金以外,还可以通过扶持新药研发的政府资金、银行贷款、风险资本、向社会募集资金等方式加大研发投入[22]。同时,由于研发资金投入的效用通常具有一定的滞后性,医药企业在投入资金时,应当建立合理的研发资金投入机制,优化经费管理,提高经费的使用效率,避免经费浪费或分配不当。② 加强技术创新,促进成果转化。医药企业不能一味以产品生产与销售为主,还应加强技术创新的意识,必须要认识到医药企业在技术创新中应占主体地位。其次,医药企业应当注重成果的转化,制定促进成果转化的配套措施,加大对人才的培养力度,对科技成果转化实施奖励,并积极借鉴和学习外来的技术,提升研发成果转化能力。③ 改变盈利模式,提高仿制水平。稳定的经济效益是促进企业积极并长期投身于研发的动力源泉,但是目前国内的医药企业大多是依靠低水平的仿制药获利,缺乏像国外那样能够垄断市场获取高利润的专利药品[23]。国内大型的医药企业应当提高自身的创新能力和产品的市场竞争力,重视专利申请。中小型医药企业虽然现阶段无法依靠自主研发专利药品来带动自身经济发展,对于一些经济、技术实力有限企业可以考虑仿制专利即将到期的药品,通过高水平的仿制获利;对于一些经济基础较好、技术创新能力较强的企业,不应仅停留在 me-too 药物研发上,更应该进行系列创新,努力向研发 me-better,me-best 以及 me-first 等高附加值的药物发展。

加强内外合作,攻克技术难题。新药研发的高技术特征使得许多新药在研发过程中遭遇技术瓶颈,积极寻求同国内外其他企业、科研机构以及医药高等院校的合作,不仅有利于攻克技术项目和新产品开发上的难题,还能够促进人才的培养、节约研发的成本、缩短研发的时间以及提高将科研成果落实于现实生产力的能力等[24],从而帮助企业快速成长,因此医药企业应当提高对内和对外合作的意识,加强内外沟通和交流,争取实现研发活动的良性循环。

[参 考 文 献]

[1] 国家统计局. 中国高技术产业统计年鉴:1995 – 2016[M]. 北京:中国统计出版社,1996 – 2017.

[2] 中商情报网. 2016 全球医药企业研发投入排行榜:诺华第一罗氏第二[EB/OL]. (2017 – 01 – 13)[2020 – 03 – 08]. http://www.askci.com/news/dxf/20170103/11585685966.shtml.

[3] 陆易,周瑜杰,黄鼎伟. 比较与启示——从排行榜看中外企业的研发投入[EB/OL]. [2017 – 04 – 07][2020 – 06 – 06]. https://www.sohu.com/a/132593494_618574.

[4] WILLIAM JB. 彭敬等译. 资本主义的增长奇迹——自由市场创新机器[M]. 北京:中信出版社,2004.

[5] 刘笑霞,李明辉. 企业研发投入的影响因素——基于我国制造企业调查数据的研究[J]. 科学学与科学技术管理,2009,30(3):17 – 23.

[6] 王颖莉, 陈媛. 济南市 R&D 经费投入的影响因素分析[J]. 牡丹江师范学院学报, 2017(3):68 – 71.

[7] 王莎莎. 基于区域差异的辽宁省 R&D 投入对经济增长影响的实证分析[D]. 辽宁大学,2014.

[8] 樊维. 我国东、中、西部地区 R&D 投资活动及效率的比较研究[D]. 西安科技大学,2011.

[9] 翟琼,宋正一,张哲,等. R&D 投入对区域高新技术产业发展的影响[J]. 经济地理,2015,35(8):129 – 134.

[10] 李平,张俊飚,徐卫涛,等. 高技术产业 R&D 资源投入与产业发展关系实证研究——基于中国 1997 年—2009 年省际面板数据[J]. 资源科学,2011,33(11):2107 – 2115.

[11] 史磊. 基于 DEA 模型的上海高技术产业技术效率研究[D]. 东华大学,2011.

[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] ENDERS W,杜江,谢志超译. 应用计量经济学-时间序列分析[M]. 第 2 版. 北京:高等教育出版社,2006.

[14] 张玄. 金融集聚影响区域民营经济成长的机理与实证研究[D]. 重庆大学,2017.

[15] 吴威. 创意产业与区域经济增长互动发展研究[D]. 吉林大学,2014.

[16] 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.

[17] 陈宏明,胥思. 中小板上市公司研发投入对盈利能力的影响研究[J]. 商业会计,2013(6):93 – 94.

[18] 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.

[19] 王庆华,黄润青,李璠,等. 新药研发成本的系统性综述[J]. 中国新药杂志,2020,29(6):601 – 608.

[20] 李晓婉. 我国药品生产企业新药研发的融资困境和解决途径[D]. 复旦大学,2013.

[21] 张学芬. 我国医药制造业区域技术创新效率的影响因素研究[D]. 江南大学,2016.

[22] 苗高健,温佳奇. 吉林省工业企业自主创新能力分析[J]. 区域经济研究,2018:35 – 37.

[23] 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.

[24] 社贸处. 2016 年全省研发投入力度加大发展成效明显提升[J]. 统计分析,2017,11:18 – 21.

编辑:王宇梅/接受日期:2021 – 04 – 27