

doi:10.3969/j.issn.1006-4931.2022.13.004

政府研发资金补贴对医药制造业创新产出的影响

张学凤,李敬然,梁会,邢花[△]

(沈阳药科大学工商管理学院,辽宁 沈阳 110016)

摘要:目的 探讨政府研发资金补贴对医药制造业创新产出的影响。方法 从2010年至2020年《中国高技术产业统计年鉴》中提取各省(自治区、直辖市)的专利申请数、政府研发资金补贴、企业研发资金、研发人员等数据,其中西藏、云南、青海的关键数据缺失,最终纳入28个省(自治区、直辖市)的相关数据,采用Stata 13.0软件对其进行回归分析。以混合回归分析结果为参考值,通过拉格朗日乘子检验判断混合回归和随机效应模型的优劣,通过豪斯曼检验判断固定效应模型和随机效应模型的优劣,通过比较确定最佳研究模型;对各省(自治区、直辖市)时间序列数据进行普通最小二乘估计,得到政府研发资金补贴的投入对企业创新产出的影响。结果 政府对医药制造业的研发资金补贴每增加1%,企业创新产出量则增加0.382%。北京、河北、辽宁、吉林、山东等13个省(自治区、直辖市)的政府研发资金补贴与其创新产出关系显著($P < 0.05$),其中北京、河北、山东、广东等11个省(自治区、直辖市)的创新产出弹性系数均为正值,甘肃省和新疆维吾尔自治区的创新产出弹性系数均为负值;天津、山西、内蒙古、黑龙江等15个省(自治区、直辖市)与其创新产出关系不显著($P > 0.05$),无法根据其系数判断政府研发资金补贴对创新产出的影响。结论 各省(自治区、直辖市)的政府研发资金补贴对医药制造业创新产出影响的差异较大,对经济水平较发达和研发能力较强省份的影响系数总体上大于经济水平较不发达和研发能力较薄弱的省份。

关键词:政府研发资金补贴;医药制造业;创新产出;面板数据模型

中图分类号:R95

文献标志码:A

文章编号:1006-4931(2022)13-0016-05

Impact of Government R & D Subsidy on Innovation Output of Pharmaceutical Manufacturing Industry

ZHANG Xuefeng, LI Jingran, LIANG Hui, XING Hua

(School of Business Administration, Shenyang Pharmaceutical University, Shenyang, Liaoning, China 110016)

Abstract: Objective To investigate the impact of government research and development (R & D) subsidy on innovation output of pharmaceutical manufacturing industry. **Methods** The data on the quantity of patent application, government R & D subsidy, enterprise R & D fund and R & D personnel in each province (autonomous region and municipality) were extracted from the *China Statistics Yearbook on High Technology Industry* (2010-2020). Due to the absence of key data of Tibet, Yunnan and Qinghai, the relevant data of 28 provinces (autonomous regions and municipalities) were included finally, which were conducted regression analysis by the Stata 13.0 software. The results of pooled regression analysis were taken as reference values, the pros and cons of the pooled regression and the random effects model were judged by the Lagrange multiplier (LM) test, the pros and cons of the fixed effects model and the random effects model were judged by the Hausman test, and the best research model was determined by comparison. The time series data in each province (autonomous region and municipality) was analyzed by the ordinary least

第一作者:张学凤,女,在读硕士研究生,研究方向为药事管理学,(电子信箱)2301249770@qq.com。

[△]通信作者:邢花,女,博士,副教授,研究方向为新药研发项目管理,(电话)024-23986543(电子信箱)gsglxxyh@126.com。

[13] 国家药典委员会. 中华人民共和国药典(一部)[M]. 北京:中国医药科技出版社,2020:1-403.

[14] 湖北省药品监督管理局. 湖北省中药饮片炮制规范(2018年版)[M]. 北京:中国医药科技出版社,2019:1-109.

[15] 徐惠芳,张义生. 药材和饮片选用指南[M]. 武汉:湖北科学技术出版社,2020:24-557.

[16] 卫生部,国务院纠风办,发展改革委,等. 关于印发医疗机构药品集中采购工作规范的通知[EB/OL]. (2010-07-07)[2021-07-28]. <http://www.nhc.gov.cn/yaozs/s3573/201007/ea413230b3714b45b5b724f7bae84884.shtml>.

[17] 全国人民代表大会常务委员会. 中华人民共和国招标投标法[EB/OL]. (1999-08-30)[2021-07-28]. <http://fgw.panzhijhua.gov.cn/zwgk/zcjd/1303742.shtml>.

[18] 国家中医药管理局,卫生部. 国家中医药管理局 卫生部关于印发《医院中药饮片管理规范》的通知[EB/OL]. (2007-03-12)[2021-07-28]. <http://yzs.satcm.gov.cn/gongzuodongtai/2018-03-25/6780.html>.

[19] 温英丽,罗茵,许淑清,等. 不同类型电子鼻在中药质量评价研究中的应用[J]. 中国现代中药,2021,23(12):2201-2208.

[20] 白杰,高利利,张志勤,等. 电子舌技术的原理及在中药领域的应用[J]. 中南药学,2021,19(1):78-84.

[21] 刘瑞新,郝小佳,张慧杰,等. 基于电子眼技术的中药川贝母真伪及规格的快速辨识研究[J]. 中国中药杂志,2020,45(14):3441-3451.

(收稿日期:2021-11-26;修回日期:2022-02-06)

square (OLS) estimation to obtain the impact of government R & D subsidy on innovation output of enterprise. **Results** The innovation output of enterprises increased by 0.382% with the government R & D subsidy for pharmaceutical manufacturing industry increasing by 1%. There was a significant relationship between the government R & D subsidy and innovation output in 13 provinces (autonomous regions and municipalities) such as Beijing, Hebei, Liaoning, Jilin and Shandong ($P < 0.05$). Among the 13 provinces (autonomous regions and municipalities), the elasticity coefficients of innovation output in 11 provinces (autonomous regions and municipalities) such as Beijing, Hebei, Shandong and Guangdong were positive, while those in Gansu Province and Xinjiang Uygur Autonomous Region were negative. There was no significant relationship between the government R & D subsidy and innovation output in 15 provinces (autonomous regions and municipalities) such as Tianjin, Shanxi, Inner Mongolia and Heilongjiang, so the impact of government R & D subsidy on innovative output could not be judged according to their coefficients. **Conclusion** The impact of government R & D subsidy on the innovative output of pharmaceutical manufacturing industry varies greatly among the provinces (autonomous regions and municipalities), and the impact coefficient of province with higher economic level and stronger R & D capacity is generally greater than that of province with lower economic level and weaker R & D capacity. **Key words:** government R & D subsidy; pharmaceutical manufacturing industry; innovation output; panel data model

近年来,我国医药制造业已发展为兼顾社会效益和经济效益的高技术知识密集型产业^[1]。为支持医药制造业健康、有序发展,并不断提升自主创新能力水平,政府除在政策方面予以倾斜外,还投入大量研发资金补贴。据统计,我国医药制造业科技活动经费中,政府研发资金投入由1995年的2 703.0万元增至2015年的208 934.4万元,占政府向高技术产业科技活动经费筹集总额的比例由2.3%上升至9.9%。但对于政府研发资金补贴将如何影响企业创新产出尚未得出一致结论。熊凯军^[2]研究中国制造业上市公司2007年至2018年专利数据后得出结论,政府对企业的资金补助与企业的创新产出呈正相关。颜晓畅^[3]研究各省规模以上工业企业2008年至2016年的数据时证明,政府资金补贴对企业创新产出有促进作用。李磊^[4]对2009年至2016年沪深新能源汽车行业上市公司的研究证明,政府资金补贴与行业技术创新产出呈正相关。但也有学者得出不同的结论。张卿等^[5]研究政府资金补贴与企业自身研发经费投入及企业创新产出之间的关系后得出结论,政府给予企业研发活动的资金对企业技术创新效率造成了负面影响,可能与政府与企业之间存在信息不对称有关。另有学者认为,政府研发资金补贴对企业创新产出的影响并不呈线性关系。周京奎等^[6]通过1998年至2007年中国大型工业公司相关数据研究政府科研补助对企业技术创新的影响认为,政府经费补贴和企业创新绩效之间有显著“倒U型”关系。王文煜等^[7]研究2008年至2013年中国上市公司的数据后发现,政府研发资金补贴与企业研发投资和研发产出之间存在“倒U型”关系,表明只有适度的研发资金补贴才能产生最有效的创新激励效果。可见,政府研发资金补贴对企业创新绩效产出影响的研究多集中于新兴产业和高技术产业,且研究结论不一致,而针对医药制造业的相关研究较少。本研究中通过分析政府研发资金补贴与医药制造业创新产出

之间的关系,构建模型探讨了政府研发资金补贴对我国医药制造业创新产出的影响,为政府制订更有效的资金支持政策提供参考。现报道如下。

1 资料与方法

1.1 模型设定

Griliches于1980年就对研发投入因素如何影响生产率建立模型进行了研究。模型中将企业研发投入、新技术投入和政府研发补助作为解释变量,研究这3个因素对企业生产率的影响^[8]。原始模型见公式(1)。

$$Y = Ae^{\lambda K} L^{-\alpha} R_1^{\beta_1} R_2^{\beta_2} R_3^{\beta_3} \quad (1)$$

其中, Y 为生产率; R_1 为企业研发投入经费; R_2 为企业对研发的补助; R_3 为新技术投入。

本研究中主要探讨我国政府研发资金补贴对医药制造业创新产出的影响,故将政府对企业的补助作为重要自变量,企业自身投入的研发资金和人员作为控制变量,结合柯布道格拉斯生产函数表达式,设立研究模型,见公式(2)。

$$Y = C(K_e \times K_g)^{\beta} L^{\alpha} \quad (2)$$

其中, Y 为企业创新产出能力; K 为资本投入,其中 K_g 为政府对企业的研发补贴资金, K_e 为企业研发投入; L 为人力资本投入;常数 C 为系统内影响创新产出的其他确定性因素。

公式(2)两边取对数,得到研究模型,见公式(3)。

$$\ln Y = \ln C + \beta_1 \ln K_g + \beta_2 \ln K_e + \alpha \ln L \quad (3)$$

1.2 资料来源

专利常作为研究创新和技术进步的指标^[9],故本研究中用医药制造业专利申请量(件)衡量企业创新产出。模型(3)中的专利申请数(件)、政府研发资金补贴(万元)、企业研发资金(万元)、研发人员(人)数据出自2010年至2020年的《中国高技术产业统计年鉴》。由于该年鉴2018年未出版,经绘制2009年至2016年上述变量各自的散点图发现,数据变化具有一定趋势性,

故可使用Trend函数预测2017年各指标数值来填补缺失值,以保证数据的完整性。对涉及资金的变量用消费者价格指数平减(1978 = 100),消除价格因素的影响^[10]。因西藏、云南、青海的关键数据缺失,故本研究中采用Stata 13.0软件对其余28个省(自治区、直辖市)的相关数据进行回归分析。

1.3 研究方法

面板数据的一种极端估计策略为混合回归,即假设个体之间无差异,回归方程完全相同。混合回归忽略了个体间的异质性,该异质性可能与解释变量相关,导致估计结果不一致。实践中常用估计策略是个体效应模型,即假定个体回归方程斜率相同、截距不同以捕捉异质性。若扰动项与某个解释变量相关,则为固定效应模型;若扰动项与所有解释变量不相关,则为随机效应模型。本研究中将混合回归结果作为参考值,通过拉格朗日乘子检验判断混合回归和随机效应模型的优劣;通过豪斯曼检验判断固定效应模型和随机效应模型的优劣,通过比较确定最佳研究模型,并对固定效应模型进一步采用最小二乘虚拟变量法,证明个体固定效应的存在;并通过对各省(自治区、直辖市)时间序列数据进行普通最小二乘估计,分别得出政府研发资金补贴的投入对创新产出的影响。研究思路见图1。

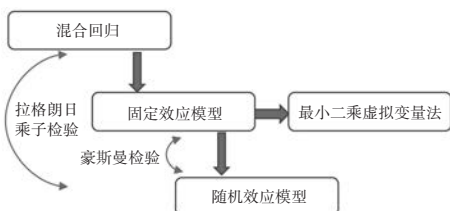


图1 研究思路

Fig.1 Research flow chart

2 实证分析

2.1 自变量相关性检验

多重共线性即本应独立的变量之间存在非常高的相关度。模型中出现严重的多重共线性而不采取措施干预,可能导致回归结果与预期不一致,而变量相关性检验能检验变量之间的相关性及相关程度,故在研究前需先进行变量相关性检验。自变量相关系数见表1。可见,lnL和lnK_g与lnK_c的相关系数分别为0.86和0.97,lnK_c和lnK_g的相关系数为0.88,均大于0.85,说明三者间存在共线性,且共线性程度较高。

表1 自变量相关系数

Tab.1 Correlational coefficients of independent variables

变量	lnK _g	lnK _c	lnL
lnK _g	1.00	0.88	0.86
lnK _c	0.88	1.00	0.97
lnL	0.86	0.97	1.00

通过方差膨胀因子(VIF)进一步判断变量相关的程度,VIF值越大表明共线性越严重,当VIF > 10则可认为共线性较强。自变量方差膨胀因子见表2。

表2 自变量方差膨胀因子

Tab.2 Variance inflation factors of independent variables

变量	lnK _c	lnL	lnK _g
VIF	22.25	18.93	4.53
1/VIF	0.05	0.05	0.22

可见,lnK_c和lnL的VIF值均大于10,故多重共线性问题严重,可能会使回归结果与实际相悖,则必须处理。参考文献[11],将lnK_c和lnL从模型中剔除。修正后的研究模型见公式(4)。

$$\ln Y = \ln C + \beta \ln K_g \quad (4)$$

2.2 描述性统计分析

对变量先进行简要的描述性统计分析,结果见表3。可见,lnK_g与lnY样本值均为308,无缺失值。lnY的最大值和最小值之间差距较大,证明专利产出具有明显的地域差异性;lnK_g的最大值和最小值之间差距也较大,标准差为1.28,说明大部分的数值和其平均值之间差异较大。因此,判定各省(自治区、直辖市)政府研发资金补贴金额差异较大。

表3 变量描述性统计分析

Tab.3 Descriptive statistical analysis of variables

变量(对数值)	符号	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
专利申请量	lnY	5.70	1.27	1.39	8.27	N = 308(n = 28, T = 11)
政府研发资金补贴	lnK _g	0.78	1.28	-3.99	3.29	N = 308(n = 28, T = 11)

2.3 混合回归分析

作为参照,先进行混合回归分析。混合回归是将面板数据混合在一起视为截面数据,对数据进行普通最小二乘估计。混合回归分析结果见表4。可见,lnK_g系数符号为正,说明投入政府研发资金补贴会促进企业专利数量的产出,与经济理论相符;lnK_g的系数估计值为0.800,P值为0.000,说明其在1%水平上具有显著差异;混合回归R²值为0.65,说明模型的解释力度可以接受;模型的F值为185.93,P值为0.000,说明模型整体有显著差异。

表4 混合回归分析结果

Tab.4 Results of the pooled regression analysis

lnY	系数	稳健标准误	t值	P值	95%CI	F值	R ² 值	P值
lnK _g	0.800	0.06	13.64	0.000	(0.68,0.92)	185.93	0.65	0.000
_cons	5.070	0.10	48.73	0.000	(4.85,5.28)			

2.4 固定效应模型回归分析

由于不能确定面板数据模型的不可观测成分是否与解释变量相关,故对数据分别进行固定效应模型和随机效应模型回归分析,通过豪斯曼检验判断应使用

固定效应模型还是随机效应模型。固定效应模型回归分析结果见表5。rho表示个体误差在全体误差中所占的比例,表5中rho值为0.68,说明个体误差较好地解释了复合扰动项的方差变动。 $\ln K_g$ 的P值为0.000,说明政府研发资金补贴与医药制造业专利产出有显著关系。由于政府研发资金补贴占企业总研发投入的平均比重为6.50%,对专利产出的促进作用不会很明显,即系数并不会很大,故 $\ln K_g$ 的系数由0.800(混合回归分析结果)下降为0.382,估计结果更合理。

表5 固定效应模型回归分析结果

$\ln Y$	系数	稳健标准误	t值	P值	95%CI	rho值
$\ln K_g$	0.382	0.09	4.03	0.000	(0.19, 0.58)	0.68
_cons	5.404	0.08	70.23	0.000	(5.25, 5.56)	

2.5 最小二乘虚拟变量法

通过最小二乘虚拟变量法可知,多数省(自治区、直辖市)的虚拟变量系数在5%水平上显著,故拒绝“所有个体虚拟变量系数都为0”的假设,即认为存在个体固定效应。

2.6 随机效应模型回归分析

随机效应模型回归分析进一步检验个体效应是否以随机效应的形式存在,结果见表6。可见,rho值为0.45,小于固定效应模型的0.68,说明固定效应模型的解释力度更好。

表6 随机效应模型回归分析结果

$\ln Y$	系数	稳健标准误	Z值	P值	95%CI	rho值
$\ln K_g$	0.534	0.08	7.16	0.000	(0.39, 0.68)	0.45
_cons	5.279	0.12	44.84	0.000	(5.05, 5.51)	

2.7 拉格朗日乘子检验

拉格朗日乘子检验用于判断混合回归和随机效应模型如何选择,结果见表7。可见,检验P值为0.000,故强烈拒绝“不存在个体随机效应”的原假设,认为存在个体随机效应,不能选择混合回归。

表7 拉格朗日乘子检验结果

变量	Var	sd = sqrt(Var)	chibar2(01)	P值
$\ln Y$	1.57	1.25		
e	0.28	0.53	237.27	0.000
u	0.23	0.48		

2.8 豪斯曼检验

通过豪斯曼检验判断应使用固定效应模型还是随机效应模型,以 $\ln K_g$ 为变量,系数(b)FE, (B)RE, (b - B) Difference, $\sqrt{\text{Idiang}(V_b - V_B)}$ Difference分别为0.382, 0.534, -0.150, 0.030, P值为0,故拒绝“ H_0 : 截

距项与解释变量不相关”的原假设,认为应使用固定效应模型,由此可得到政府研发资金补贴对我国医药制造业创新产出影响的线性回归方程 $\ln Y = 5.404 + 0.382 \ln K_g$ 。

2.9 普通最小二乘回归

利用各省(自治区、直辖市)的时间序列数据对模型(4)进行普通最小二乘估计,得出政府研发资金补贴的投入对各省(自治区、直辖市)创新产出的影响。结果见表8。可见,天津、山西、内蒙古、黑龙江等15个省(自治区、直辖市)的系数不显著($P > 0.05$),无法根据其系数判断政府研发资金补贴对创新产出的影响;北京、河北、辽宁、吉林等13个省(自治区、直辖市)政府研发资金补贴与其创新产出的关系显著($P < 0.05$),甘肃省和新疆维吾尔自治区的创新产出弹性系数均为负值,北京、河北、山东、广东等11个省(自治区、直辖市)的创新产出弹性系数均为正值。

表8 政府研发资金补贴对各省(自治区、直辖市)创新产出影响的回归结果

Tab. 8 Regression results of the impact of government R & D subsidy on innovation output in each province (autonomous region and municipality)

省(自治区、直辖市)	β 值	t值	P值	省(自治区、直辖市)	β 值	t值	P值
北京	1.03	4.35	0.002	山东	0.95	2.87	0.019
天津	0.65	1.85	0.098	河南	-0.16	-0.21	0.838
河北	0.60	3.68	0.005	湖北	0.57	0.90	0.009
山西	0.20	1.23	0.250	湖南	0.92	6.40	0.000
内蒙古	0.33	1.57	0.151	广东	1.60	2.75	0.022
辽宁	0.36	1.88	0.042	广西	0.67	1.50	0.618
吉林	0.65	3.36	0.008	海南	0.52	2.97	0.016
黑龙江	-0.20	-1.16	0.276	重庆	0.56	2.13	0.062
上海	0.56	0.86	0.412	四川	0.95	3.97	0.003
江苏	0.67	0.65	0.531	贵州	0.29	1.32	0.221
浙江	0.93	1.58	0.149	陕西	0.29	1.24	0.247
安徽	0.46	4.64	0.001	甘肃	-1.24	-4.34	0.002
福建	0.61	1.92	0.087	宁夏	0.26	1.36	0.208
江西	-0.58	-0.47	0.653	新疆	-0.66	-2.63	0.034

3 讨论

3.1 政府研发资金补贴对企业创新产出的影响

本研究中基于2010年至2020年《中国高技术产业统计年鉴》医药制造业各省份政府研发资金补贴和专利申请量等面板数据,运用面板数据的分析方法,系统研究了我国医药制造业政府研发资金补贴对企业创新产出的影响。

1)我国政府研发资金补贴对提高医药制造业的创新产出具有显著影响。通过混合回归、固定效应模型、

随机效应模型的分析,并结合最小二乘虚拟变量法检验证明个体异质性的存在,根据拉格朗日乘子检验和豪斯曼检验最终得出本研究最恰当的模型为固定效应模型。利用该模型分析可知,政府对医药制造业的研发资金补贴每增加1%,企业的专利申请量增加0.382%,且系数在1%水平上显著。

2)我国政府研发资金补贴对经济水平较发达和研发能力较强的省份创新产出的影响系数总体上显著大于经济水平较不发达和研发能力较薄弱的省份。通过各省份时间序列数据的普通最小二乘回归结果可判断各省份系数的差异,江苏、天津、四川、湖南、安徽、山东、浙江、广东等经济水平相对较发达省份的系数均在0.7以上,即这些省份的政府对医药制造业的研发资金补贴每增加1%,其专利量会增加0.7%以上,创新效率水平较高;而相比之下,广西、山西、内蒙古、宁夏、甘肃、新疆等经济发展水平较不发达省份的系数均为负值,说明其政府对医药制造业的研发资金投入并不能有效促进医药制造业创新产出的增加。

3.2 建议

1)持续加大对医药制造业的研发资金补贴投入,激励医药制造业不断提升创新能力。鉴于政府研发资金补贴对医药制造业创新产出具有促进作用,应大力支持实施政府研发资金补贴政策。医药制造业同其他高技术产业一样,其研发活动需要持续、大量地投入资金、人力、物力,且研发产出结果具有不确定性,研发过程一旦失败,会给企业造成巨大的经济损失,一定程度上制约着医药制造业主动开展创新活动的积极性。然而,政府研发资金的资助可以分担企业创新活动的部分风险,也能在一定程度上促进企业创新决策的优化^[12]。在政府资金的支持下,企业积极投身研发创新活动,将有利于不断提升我国医药制造业的创新能力,促进行业健康、可持续发展。

2)调整资源分配方式,促进创新效率提升,使有限的资源产出利益最大化。政府应当注重区域资源和资金的有效流动和合理配置^[13],对经济欠发达地区给予一定程度的资金支持和政策倾斜^[14],在技术方面提供必要的支持,对经济较发达地区保持政府研发资金补贴的持续投入。对于经济较不发达的省份,政府研发资金补贴对企业创新产出的激励效果并不理想,究其原因在于经济发展水平限制了技术创新水平,故在区域创新发展战略的实施过程中,政府要加强各省(自治区、直辖市)的经济交流活动^[15],通过区域间的合作共享,促进协同发展,对解决目前发展不平衡的问题具有重要意义。

3.3 局限性

本研究不足之处在于:1)在处理多重共线性时考虑到自变量个数较少而未采取主成分分析法等方法,直接剔除 $\ln K_0$ 和 $\ln L$,虽然消除了多重共线性的影响,但同时可能使估计结果存在一定偏差;2)在数据收集方面,选取的时间跨度较短,可能会使某些变量难以体现其发展趋势,未来需进一步深入研究与继续完善。

参考文献

- [1] 赫玉芳,于露,刘金萍,等. 基于研发门槛回归模型实证分析中国上市医药企业运营状况对盈利能力的影响[J]. 中国药业,2020,29(13):6-9.
- [2] 熊凯军. 营商环境、政府支持与企业创新产出效率——基于技术比较优势的视角[J]. 首都经济贸易大学学报,2020,22(6):83-93.
- [3] 颜晓畅. 政府研发补贴对创新绩效的影响:创新能力视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2019,39(1):59-71.
- [4] 李磊. 政府研发补贴对新能源汽车产业技术创新产出的影响研究[J]. 科技管理研究,2018,38(17):160-166.
- [5] 张卿,刘昭乐. 政府补贴、企业R&D投入与高科技产业创新效率——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 广东行政学院学报,2020,32(4):85-92.
- [6] 周京奎,王文波. 政府补贴如何影响企业创新?——来自中国工业企业的证据[J]. 河北经贸大学学报,2020,41(3):14-23.
- [7] 王文煜,朱卫东. 政府补贴对企业创新投入及创新产出的影响研究[J]. 合肥工业大学学报(社会科学版),2015,29(4):14-20.
- [8] 樊琦,韩民春. 政府R&D补贴对国家及区域自主创新产出影响绩效研究——基于中国28个省级面板数据的实证分析[J]. 管理工程学报,2011,25(3):183-188.
- [9] 刘培伟,隋娜娜,刘兰茹. 基于专利分析视角的医药高新技术企业创新能力评价研究[J]. 中国药业,2015,24(14):7-9.
- [10] 程华,赵祥. 政府科技资助对企业R&D产出的影响——基于我国大中型工业企业的实证研究[J]. 科学研究,2008,26(3):519-525.
- [11] 李子珺. 不同行业政府补贴对于企业创新绩效的影响效应研究——对行业面板数据的实证分析[J]. 中国商论,2017(14):158-160.
- [12] 李思慧,赵曙东. 财政激励、资源能力与企业创新[J]. 当代财经,2012(10):34-43.
- [13] 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.
- [14] 李宛亭,王素,陈玉文. 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[J]. 中国新药杂志,2021,30(1):6-12.
- [15] 刘红梅,凌家慧,王克强. 环境规制、政府研发投入与全要素生产率——基于省级面板数据的分析[J]. 科技与经济,2021,34(6):86-90.

(收稿日期:2021-11-01;修回日期:2022-01-17)