

基于我国省际动态面板数据的开放经济 对区域创新能力影响实证研究

代冬芳

(唐山学院 电子商务学院,河北 唐山 063000)

摘要:新冠肺炎疫情对世界经济产生了破坏性影响,在这一影响下我国区域创新能力的作用则更加凸显。而在经济全球化的背景下,开放经济的影响越来越大。文章将开放经济与区域创新能力结合起来,就开放经济对区域创新能力带来的影响进行了实证分析。首先,从理论的角度分析了开放经济对区域创新能力的影响机理;其次,基于2000—2019年31个省际面板数据,运用OLS回归、固定效应回归、GMM回归3种方法分析开放经济对区域创新能力的具体影响,并就3种方法的结果进行了比较,估计结果显示,三种方法中国际直接投资对区域创新能力影响都非常大,而且GMM回归结果表明国际直接投资对区域创新能力的时间滞后效应为正;相较于国际直接投资,进出口对区域创新能力的影响较小。基于此,提出了促进经济开放和提高区域创新能力的相应对策。

关键词:开放经济;区域创新能力;影响机理;面板数据

中图分类号:F124 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-349X(2021)03-0053-09

DOI:10.16160/j.cnki.tsxyxb.2021.03.009

Empirical Study on the Impact of Open Economy on Regional Innovation Capability Based on China's Provincial Dynamic Panel Data

DAI Dong-fang

(School of Electronic Commerce, Tangshan University, Tangshan 063000, China)

Abstract: COVID-19 has a devastating impact on the world economy, under which the role of regional innovation capacity in China is more prominent. With economic globalization, the influence of open economy is more and more important. This paper combines open economy with regional innovation capability, and makes an empirical analysis on the impact of open economy on regional innovation capability. First of all, the impact mechanism is analyzed from theoretical perspective. Then, OLS regression, fixed effect regression and GMM regression are applied to analyze the specific impact based on the panel data of China's 31 provinces from 2000 to 2019, and the results of the three methods are compared. The estimation results show that international direct investment has a great impact on regional innovation capability in all three methods. Moreover, GMM regression results show that the time

基金项目:2019年度河北省社会科学发展研究重点课题(2019020202002);河北省科技厅科技计划(指令)项目(2019450024)

作者简介:代冬芳(1979—),女,河北迁安人,讲师,博士研究生,主要从事技术经济及管理研究。

lag effect of international direct investment on regional innovation capability is positive. Compared with international direct investment, the impact of import and export on regional innovation capacity is weaker. Based on the above results, this paper puts forward the corresponding countermeasures to promote economic opening and to improve regional innovation ability.

Key Words: open economy; regional innovation capability; impact mechanism; panel data

新冠肺炎疫情对世界经济产生了破坏性的影响,在这一影响下区域创新能力的作用更加凸显。我国一直坚定不移地坚持扩大对外开放,以实现与其他国家和地区的合作共赢。2020年9月中国国际服务贸易交易会(服贸会)在北京举办,这表明我国对外开放的步伐并没有因为疫情而停止。开放已经成为经济发展的主旋律,开放经济对区域创新能力影响也逐渐增强,各个地区都需要以科技支撑促进区域经济的高质量发展。因此开放经济对区域创新能力影响的实证研究具有一定的意义。

1 开放经济涵盖层次及对区域创新能力的影响机理

1.1 开放经济涵盖层次

一般认为,开放经济主要包含三个层次的开放:一是产品市场的开放,这里产品既包含有形的商品也包含无形的服务,产品市场的开放就是指商品和货物的进出口;二是资本市场的开放,资本可以在市场上自由流动;三是要素市场的开放,这里主要指劳动力即人才可以自由流动。这三个层次可以通过进出口和国际直接投资(FDI)两个指标来表示。其中,国际直接投资是资本国际化的表现形式之一,是指在投资人所属国以外的国家所经营的企业拥有持续利益的一种投资,这样做的目的是获得企业经营管理的发言权^[1]。根据国际货币基金组织IMF给出的定义,国际直接投资主要组织形式就是跨国公司。

1.2 开放经济对区域创新能力的影响机理

根据开放经济不同层次以及区域创新能力的不同表现形式,可以总结出开放经济对区域创新能力的影响机理包括以下几个方面。

1.2.1 资本市场的开放促进区域创新资源优化

资本市场的开放对区域内创新资源起到一

定的优化配置作用,因其能够为该区域带来创新人才、研发的资金,改善创新所需的基础设施,这有利于区域创新资源的优化。同时,资本市场的开放以创新资源优化为载体也会进一步影响创新主体,作为创新主体的企业和研究机构通过资金引进,可以增加研发投入,由此提高创新的产出。另外,资本市场的开放以跨国公司为主要组织形式,也会通过制度嵌入,对创新环境产生影响^[2]。因此,资本市场的开放对区域创新的影响主线是创新资源,同时也会间接作用于创新主体和创新环境。

1.2.2 产品市场的开放促使创新主体优胜劣汰

在一个系统中创新主体的基本单位是企业,企业通过集聚产生产业集群,产业集群利用区域创新资源、通过与区域创新环境发生交互作用实现区域创新。一方面,产品市场的开放使得产品实现了和外界的交互,这样有利于高新技术企业根据开放的产品市场调整自己的生产,进行企业研发,进行产品的合理优化,而且会促使区域创新主体的优胜劣汰,从而对区域创新主体进行优化,另外对产品的不同需求也会促进区域内创新企业的多样化发展,这些都有利于区域产业的专业化分工。另一方面,专业化分工也会促进企业创新,提升产品质量,提高其在开放市场中的竞争优势,有利于创新企业练好内功,不断自我提升,实现自我改进。

1.2.3 要素的自由流动提升区域创新绩效

贸易开放会通过国内要素市场对技术创新产生影响。在国际贸易往来中,国内会出现一些行业部门扩张,一些部门收缩,从而带来要素报酬的变化,造成要素资源的流动和要素价格的变化,进而影响到产业研究活动的创新成本^[3]。比如,进口人力资本密集型产品,贸易开放带来的变化是进口部门收缩,对人力资本的

需求下降,从而引起工资下降,研发成本下降,创新活动则会更加活跃。如果一国出口资本密集型产品,就会出现出口部门的扩张,并同研究部门产生人力资本等资源的争夺,由此可能造成国际贸易抑制创新活动^[4]。要素的自由流动可以提升区域创新能力。首先,要素的自由流动会给区域创新带来新的信息技术流,信息技术流会被区域内的创新主体所认知并利用,从而加快系统内技术知识的更新和发展;其次,人才的自由流动会给区域创新主体注入新的活力,增强区域创新主体的多样性,为创新行为带来新的动力;最后,资本要素的自由流动能为企业研发行为带来资金支持,研发资金的投入可以购买研发的设备,激励研发人员的积极性,从而带来更多的创新成果。

1.2.4 跨国公司改善区域创新环境

区域创新环境这一概念由欧洲区域创新环境研究小组最先提出,区域创新环境一般包含创新经济环境、政府支持、社会(文化)环境以及市场环境。在开放的视角下,创新环境的范围不断扩大,因为通过贸易和投资等方式与外界进行交互影响了区域创新环境^[5]。

2 开放经济对区域创新能力的影响路径

2.1 溢出路径

开放经济的溢出路径包含知识溢出、技术溢出和人力资本溢出,开放经济对区域创新的溢出路径如图1所示。通过溢出路径区域创新绩效可以得到提升。

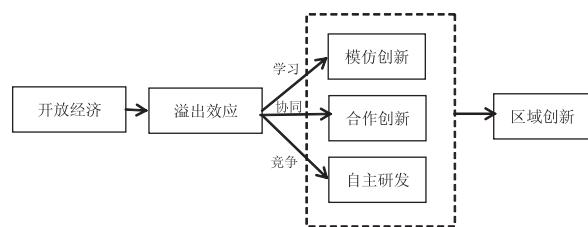


图1 开放经济对区域创新能力的溢出路径

第一,知识溢出效应。具有溢出效应是知识与普通商品的重要区别,知识溢出效应能提高全社会的生产率,内生的技术进步也是区域创新的动力。罗默提出了知识溢出模型,在其

模型中,总生产函数描述了劳动力、资本存量、创新技术存量和产出的关系^[6]。

第二,技术溢出效应。主要是指跨国企业作为全球先进技术的主要发明者、供应来源,在对外直接投资中会发生内部技术转移,这种行为对东道国而言会带来技术进步,这就是溢出效应^[7]。

第三,人力资本溢出效应。卢卡斯将人力资本的溢出效应解释为,在向他人学习或相互学习过程中,拥有较高人力资本者会对其周围的人产生更多的有利影响,提高周围人的生产率,但他却并不因此得到收益^[8]。

2.2 集聚衍生路径

资源、技术空间集聚衍生路径对创新主体及创新绩效都会产生影响。空间学派提出区域创新能力与知识交流有着紧密的联系^[9]。比如,1995年到2019年我国国际科技创新来华合作项目主要包含考察访问、国际会议、合作研究、培训、展览会等,如图2所示(数据来源于《中国科技统计年鉴2020》)。从中可知,我国与国外合作项目整体呈不断上升趋势,2019年小幅下降。2017年合作项目总量超过130 000项,2018年合作项目总量达到250 419项,是2017年的近2倍,2019年合作项目数量为209 567项,合作项目总数有所下降。通过这些项目的合作可以实现创新人才以及技术知识的集聚共享。

从集聚的形式上看有比较优势集聚、竞争优势集聚、产业集聚、创新资源集聚等。开放经济条件下产生的集聚衍生路径主要有:一是通过国际合作研究、培训等方式展开的合作,这些合作会产生出创新资源集聚衍生的效果,如成立跨国研发机构和海外研发机构;二是跨国公司入驻当地后,上下游的产业链会形成产业集聚,与此同时通过跨国公司在区域内的技术溢出效应,会产生产业集聚的效果;三是通过资本、要素市场的开放,衍生出对融资、信贷、咨询、研发等各种需求,构成服务网络,促进区域创新生态主体的多样化,产生集聚衍生效应。

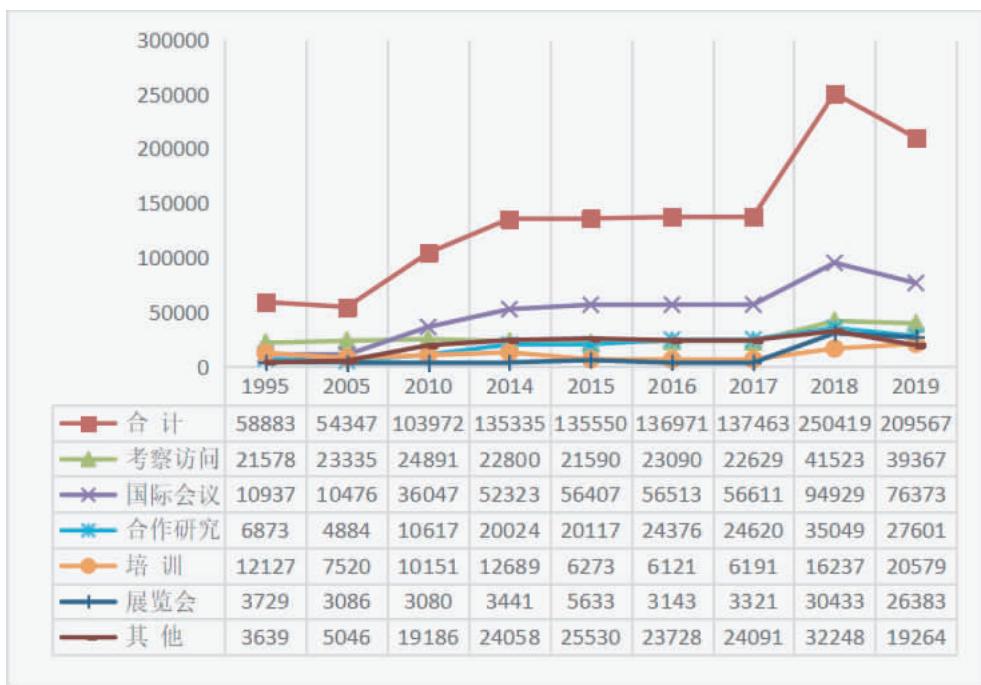


图 2 1995—2019 年国际科技创新来华合作项目变化趋势

2.3 多主体协同合作路径

根据霍兰提出的复杂适应性思想,区域创新的主体类似于自然界中的生物链,是一系列的主体,这一系列的主体具有适应性,可以与创新环境进行交互,同时这种交互作用累积成经验,改变系统演化的规则,使主体不断调整自身的行为^[10]。基于此,开放经济环境会影响创新主体的行为模式和系统的演化规则。

第一种路径:传统上区域创新主体只包含官、产、学、研,而在开放经济下创新主体更加复杂,包含了政府、创新企业、高校、研发机构以及国外创新组织。其协同合作路径主要有:首先,跨国公司与区域内的企业合作进行新产品的研发和生产;其次,国外的高校与区域内的高校进行论文的合著、国际研发机构与区域内的高校和研发机构进行专利的合作,组成跨国创新联盟组织。举例来说,跨国公司进入一个区域后,会对该区域的创新环境产生影响,如市场的拓展与争夺,同时会带来创新资本和创新人才,开放式创新与资源共享会形成一种智力资本,从而实现协同创新。

第二种路径:跨国公司进入一个区域后,会

同该区域的企业形成一种产品竞争关系,从而迫使区域内的企业或从国外引进技术,或加大研发力度,研发新产品,这会促使企业与区域内的高校及研发机构进行研发合作,即促进区域内创新主体间的协同合作。也如同自然界一样在区域创新主体之间产生优胜劣汰,这种形势会促进区域创新的动态演化。

3 我国开放经济对区域创新能力影响的实证研究

3.1 研究方法的选取

采用动态回归方法对 FDI、进出口与区域创新的关系进行实证分析的文献较多,目前主要有 OLS 回归、GMM 回归和分位数回归等方法。比如,彭建平、李永苍运用 GMM 回归方法对 FDI 和自主创新的关系进行了研究^[11];刘畅运用 OLS 回归方法分析了 FDI 对区域创新能力的显著性,并得出正向影响的结论^[12]。基于文献梳理,本文运用 OLS 回归、固定效应回归以及 GMM 回归 3 种方法对开放经济影响区域创新能力进行实证分析并进行对比。基于动态性及 GMM 回归方法的优势性考虑,本文主要以 GMM 回归结果为研究重点进行分析。

3.2 变量的选取及数据来源

3.2.1 变量的选取

以我国 31 个省市为研究对象,选取 2000—2019 年的相关数据作为面板数据进行研究。变量的具体选取如下。

第一,被解释变量。通过文献梳理,发现大多数学者选取专利授权数作为区域创新能力的观测指标,虽然这一指标具有片面性,但是仍然具有其他指标无法比拟的自身优势,是衡量区域创新能力的最直接、可观测因素之一。因此,本文选取专利授权数(*INN*)作为区域创新能力的被解释变量。

第二,关键自变量。一是国际直接投资(*FDI*)。国际直接投资的竞争、示范以及模仿等效应会对所在区域产生技术外溢,这种溢出效应会促进当地企业的技术进步,从而提升这一区域的创新能力。二是进出口总额(*XM*)。对外开放的一个重要内容是参与国际分工、开展国际贸易^[13],区域创新性生产活动融入国际分工就会发生进出口贸易,而进出口总额是这一区域对外开放程度的重要标志。

第三,控制变量。一是研发经费(*RDC*)。

研发经费是区域创新的关键投入要素,是重要的创新资源,因此本文选取研发经费作为控制变量之一。二是区域生产总值(*GDP*)。首先,区域生产总值反映了这一区域的经济发展水平,决定着区域的创新环境,如基础设施的完善和先进设备仪器的引进等;其次,区域生产总值也影响着这一区域对创新人才的吸引力,经济发达地区更吸引创新人才的集聚;最后,区域生产总值为创新活动提供研发经费的支持,没有研发经费就没有创新产品的产出。所以区域生产总值对区域创新能力具有重要影响。

3.2.2 数据来源

本文共涉及 4 个自变量和 1 个因变量,具体的指标如表 1 所示。考虑到数据的可获得性和完整性,*FDI* 选为外商投资企业投资总额。其中 2000 年到 2018 年 *R&D* 经费支出的数据来源于《中国科技统计年鉴》,2019 年数据来源于国家统计局网站公报。专利授权数、区域生产总值、外商投资企业投资总额以及进出口总额的数据来源于国家统计局网站的统计年鉴。运用 Eviews10.0 软件进行实证分析。

表 1 变量含义说明及数据来源

指标名称	专利授权数 <i>INN</i>	外商投资总额 <i>FDI</i>	研发经费 <i>RDC</i>	区域生产总值 <i>GDP</i>	进出口总额 <i>XM</i>
对应变量	<i>y</i>	<i>x₁</i>	<i>x₂</i>	<i>x₃</i>	<i>x₄</i>
《中国科技统计年鉴》《2019 年全国科技经费投入统计公报》《中国统计年鉴》《中国统计年鉴》(国家统计局网站)》					
数据来源	《中国统计年鉴》	《中国统计年鉴》	《中国科技统计年鉴》《2019 年全国科技经费投入统计公报》	《中国统计年鉴》	《中国统计年鉴》

3.3 实证分析过程及结果

3.3.1 描述性统计分析

对选取的 4 个解释变量和 1 个被解释变量

进行描述性统计,结果见表 2。可以看出,观测数 *N*=620,横截面数 *n*=31,而时期 *T*=20,故 *n*>*T*,因此文中数据是一个短面板数据。

表 2 我国区域创新面板数据的描述性统计

变量	平均值	最大值	最小值	标准差	观测数	横截面数
<i>INN</i>	27 126.56	527 390	7	56 081.11	620	31
<i>RDC</i>	268.565	3 098.5	0.2	438.057	620	31
<i>FDI</i>	1 029.724	19 532.52	3.31	2 023.531	620	31
<i>XM</i>	86 494 766	1.28E+09	105 940	1.83E+08	620	31
<i>GDP</i>	14 756.98	107 671.1	117.8	16 550.97	620	31

2000—2019 年我国各省市专利授权数变化趋势如图 3 所示。可以看出,在总体上各省市专利授权数均有一定幅度的上升,从 2019 年

的数据来看,广东、浙江、山东三省分别排在全国的前三位。广东在 2019 年专利授权数与其他地区拉开了差距,为 527 390 项,专利授权数

的这种差异性有利于我们来分析区域创新能力的影响因素。

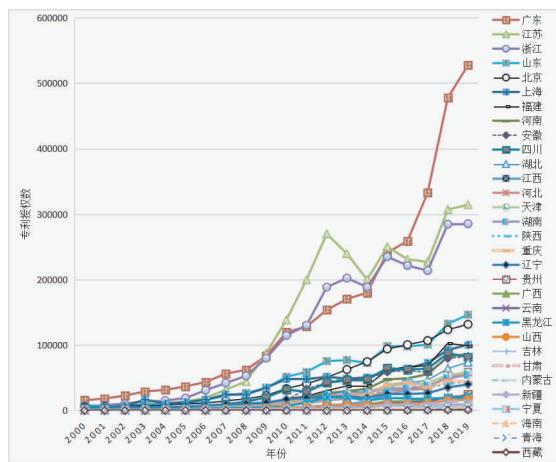


图 3 2000—2019 年我国各省市专利授权数变化趋势

3.3.2 面板数据的单位根检验

对各变量的单位根检验结果如表 3 所示, 显示原数据 3 种方法检验都不平稳。表 4 是一阶差分后的结果, 显示数据 3 种方法检验平稳。考虑到这些数据都是一阶平稳, 可通过协整检验来分析它们是否存在长期相关关系。

表 3 原面板数据 ADF 检验结果

检验方法	统计值	概率	观测数
Im, Pesaran and Shin W-stat	45.431	1	2 758
ADF-Fisher Chi-square	77.409	1	2 758
PP-Fisher Chi-square	29.738	1	2 945

表 4 一阶差分后面板数据 ADF 检验结果

检验方法	统计值	概率	观测数
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.649	0.000 1	2 674
ADF-Fisher Chi-square	681.164	0.000 0	2 674
PP-Fisher Chi-square	1 116.4	0.000 0	2 790

3.3.3 面板数据的协整检验

协整检验采用 Pedroni 检验方法。假设不存在协整关系, 检验结果如表 5 所示。结果显示, Panel PP-Statistic, Panel ADF-Statistic 的 P 值显著小于 5%, 说明不支持原假设, 即存在协整关系。但是 Panel v-Statistic, Panel rho-Statistic 的 P 值大于 10%, 接受不存在协整关系的原假设。

鉴于部分检验显示不存在协整关系, 对于

是否存在长期协整关系, 再采用格兰杰因果检验方法进行检验, 结果如表 6 所示。由表 6 可以看出, FDI, RDC, GDP, XM 都是 INN 的格兰杰原因, 说明至少存在一个长期协整关系。

表 5 Pedroni 检验结果

检验方法	统计量值	P 值
Panel v-Statistic	-2.196	0.985 9
Panel rho-Statistic	2.333	0.990 2
Panel PP-Statistic	-14.683	0.000 0
Panel ADF-Statistic	-8.9314	0.000 0

表 6 格兰杰因果检验结果

假设	观测变量数	F 统计值	P 值
INN does not Granger Cause FDI	558	14.075	1.00E-06
FDI does not Granger Cause INN		83.245	2.00E-32
INN does not Granger Cause GDP	558	4.987	0.007 1
GDP does not Granger Cause INN		16.821	8.00E-08
RDC does not Granger Cause INN	558	18.175	2.00E-08
INN does not Granger Cause RDC		11.532	1.00E-05
XM does not Granger Cause INN	558	23.476	2.00E-10
INN does not Granger Cause XM		3.449	0.032 5

3.3.4 回归方法及估计结果

采用普通最小二乘法(OLS 回归方法)、固定效应的最小二乘法(固定效应回归方法)以及 GMM 回归方法对开放经济影响区域创新能力进行分析和对比。

3.3.4.1 普通最小二乘法 (OLS, Ordinary Least Square)

OLS 是一种应用广泛的估计方法。使用 Eviews10.0 软件对面板数据进行最小二乘法的估计, 参数估计结果如表 7 所示。

表 7 普通最小二乘法估计结果

解释变量	估计系数	标准误	t 统计量	P 值
FDI	7.587	1.024	7.407	0.000 0***
GDP	0.929	0.128	7.241	0.000 0***
RDC	41.262	5.845	7.059	0.000 0***
XM	3.67E-05	9.18E-06	3.994	0.000 1***
C	-8 654.173	1 184.867	-7.304	0.000 0***

注: ***, ** 和 * 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平下通过显著性检验

通过结果可以得出:

$INN = 7.587FDI + 0.929GDP + 41.262RDC + (3.67E-05)XM - 8654.173$, 其中 RDC 的贡献最大, 其次为 FDI。R-squared=0.846, 表明拟合效果较好。

3.3.4.2 固定效应的最小二乘法

在进行固定效应的最小二乘法估计前,首先需要确定是应用固定效应模型还是随机效应模型。随机效应模型和固定效应模型均考虑到了不同省份之间的差异,二者的差别就在于随机效应模型假定这种差异服从某一随机分布,可以用一个随机变量来表示;而固定效应模型则假定这种差异是固定不变的,可以用一系列常数来表示^[14]。基于此,对本文数据进行固定效应和随机效应检验,运用 Hausman 检验方法,假设 H_0 :个体效应与回归变量无关(个体随机效应模型)。Hausman 检验结果 $Prob = 0.0013$,这一结果显示拒绝原假设,所以更适合应用固定效应模型进行估计。使用 Eviews10.0 软件对面板数据进行固定效应的最小二乘法估计,结果如表 8 所示。

表 8 固定效应的最小二乘法估计结果

解释变量	估计值	标准误	t-value	P 值
FDI	10.487	0.941	11.146	0.000 0 ***
GDP	0.633	0.158	4.017	0.000 1 ***
RDC	43.854	7.391	5.933	0.000 0 ***
XM	6.27E-05	1.12E-05	5.616	0.000 0 ***
C	-10 218.73	1 183.433	-8.635	0.000 0 ***

注:***, ** 和 * 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平下通过显著性检验

通过结果可以看出, GDP , RDC , FDI 和 XM 是在 1% 置信区间下具有显著性, R 值为 0.93, 具有较好的拟合性。因此, FDI , RDC , GDP 以及 XM 对区域创新能力具有正效应, 在其他因素不变的情况下, RDC 对区域创新能力的影响最大, 其次为 FDI 。

通过表 7 和表 8 可以看出, 两种方法的结果相差不大, 均显示 RDC 对 INN 的影响最大, 其次是 FDI , 其中加入固定效应后, FDI 的影响增大。

3.3.4.3 GMM 回归方法

GMM 回归方法是对回归方法的一种改进和推广, 它放宽了对数据的一些严格控制要求, 如异方差和自相关等问题, 得到的结果更加科学准确, 是目前常用的面板数据回归方法之一。并且根据大多数学者的研究成果, 被解释变量具有滞后性, 所以这里采用动态广义矩回归方

法^[15]进行估计。使用 Eviews10.0 软件对面板数据进行 GMM 估计, 得到的结果如表 9 所示。

表 9 GMM 估计结果

解释变量	估计值	标准误	t-value	P 值
INN(-1)	0.777	0.002	447.980	0.000 0 ***
GDP	0.656	0.004	170.246	0.000 0 ***
FDI	7.788	0.064	121.593	0.000 0 ***
RDC	-25.273	0.372	-67.991	0.000 0 ***
XM	4.47E-05	1.68E-07	266.304	0.000 0 ***

注:***, ** 和 * 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平下通过显著性检验

通过 GMM 估计结果可以看出, P 值均小于 1%, 说明估计参数均在 1% 置信区间下具有显著性。J 值为 25.660, Hansen J 统计量的 P 值应大于 0.05, 结果显示 $Prob(J\text{-statistic})$ 为 0.482, 大于 0.1, 说明不存在过度识别的现象。其中, FDI 对区域创新能力影响较大, 系数为 7.788, 其对区域创新能力的时间滞后效应为正。这与叶阿忠、陈晓玲^[15]的研究结果是一致的。 RDC 对区域创新能力也有较大影响, 影响系数为 -25.273; 相比之下 GDP 和 XM 对区域创新能力的影响相对较小, 这个结果与赵云等^[16]的研究结果具有一致性。

考虑到 RDC 的滞后性, 加入 RDC 的一阶滞后变量以及二阶滞后变量进行 GMM 估计, 得到的结果如表 10 所示。可以看出 RDC 的前一期支出对本期的创新产出影响较大, 说明 RDC 对区域创新能力的影响具有一定的滞后性。

表 10 考虑 RDC 滞后期的 GMM 估计结果

解释变量	估计值	标准误	t-value	P 值
INN(-1)	0.772	0.002	421.805	0.000 0 ***
FDI	8.016	0.054	148.132	0.000 0 ***
GDP	0.735	0.003	209.641	0.000 0 ***
RDC	-30.579	0.239	-127.755	0.000 0 ***
RDC(-1)	48.947	0.256	191.377	0.000 0 ***
RDC(-2)	-50.055	0.346	-144.569	0.000 0 ***
XM	4.21E-05	1.32E-07	319.764	0.000 0 ***

注:***, ** 和 * 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平下通过显著性检验

4 研究启示

根据研究结果可以发现, 开放经济对于区域创新能力具有正效应。在考虑滞后阶的情况下, 运用 GMM 回归方法分析的结果显示, 开放经济对区域创新能力提升推动作用非常大。基

于实证分析结果,从开放角度提出如下对策来促进区域创新能力提升和区域经济发展。

4.1 疫情防控下,发挥服务贸易与区域创新能力的互推作用

新冠肺炎疫情给实体经济带来了巨大冲击,但也给数字贸易、服务贸易的发展带来了契机。我国经济进入新常态后虽然在转方式、调结构中面临巨大压力,但融入全球化的决心却没有改变,新一轮高水平对外开放正在逐步展开。2019年,我国颁布了新的《外商投资法》,开始推行准入前国民待遇+负面清单模式,并建设跨境服务贸易创新发展试点开放平台,而且对服务行业的开放也超过以往任何时候。习近平多次强调,中国将拓展特色服务出口基地,鼓励服务贸易新业态新模式发展,要顺应数字化、网络化、智能化发展趋势,共同致力于消除“数字鸿沟”,助推服务贸易的数字化进程。而且他说,当今世界正经历百年未有之大变局,新冠肺炎疫情全球大流行使这个大变局加速变化。具体到服务贸易领域,疫情的袭击带来了贸易新旧业态的交替,传统贸易形式受到了巨大的冲击。联合国相关数据显示,全球旅游业这种传统服务贸易在2020年上半年出现了近4000亿美元的出口收入损失,航空业也进入了冰冻期。与之形成鲜明对比的是,网上零售业却得到了快速发展。在国外,2020年上半年亚马逊的零售额同比出现了9.1%的增长,我国网上零售额也在上半年同比增长了7.3%,达到51501亿元,跨境电商贸易也增长了26.2%。从中可以看到,虽然疫情给传统服务业带来了很大冲击,但如果能够通过数字经济、跨境电商等模式,完全可以将疫情带来的不利影响变成有利因素。因此,各地区可以根据区域特色打造特色服务基地,发挥地区优势,利用创新资源来促进区域经济的发展。而数字领域的跨区域和跨国界合作,离不开各个地区创新能力的提升。

4.2 扩大溢出效应,适当扩大引资规模

通过实证研究发现,FDI能够带来技术溢出效应,FDI规模越大,外商投资项目所带来的先进技术工艺、管理经验就会越丰富,技术溢出效

应也会越明显,有助于提升国内的创新能力,降低研发成本,从而更好地利用有限的创新资源。因此,我国各地区应在落实2019年版《外商投资法》的基础上,加快完善相关配套法规制度,确保准入前国民待遇+负面清单模式的推广。只要不在负面清单中的服务贸易都应加快开放步伐,通过外资的进入加快其转型升级。同时,各地区应充分利用本地的资源禀赋、区位优势、经济能力等,制定更具特色和吸引力的利用外资的政策,加速FDI在本地创新发展中的作用发挥。比如,中西部地区应着重在外资服务、基础设施建设等方面提供有利条件,从而扩大引进外资规模;而东部地区的外资引进则应从有利于提升区域创新能力的角度进行甄别,有选择地引进外资。

4.3 因地制宜,优先引进与本地相适应的项目

FDI项目的引进要避免盲目性,应重点选择与本地创新发展相适应的项目,从而更好地发挥其推动与提升的作用。一方面,引进的FDI项目应与本地企业技术差距相对适当。技术代差过大的FDI项目,本地企业学习模仿起来存在很大困难,而技术差距适当的FDI项目,既可以发挥其技术、成本和生产效率上的优势,又容易使本地企业模仿、追赶,从而加速本地企业创新能力的迭代。另一方面,要鼓励本地企业的自主创新,以提高企业的模仿与创新能力,将FDI的溢出效应变成企业自身的创新实力。可以通过财政、税收、金融等优惠政策,引导企业加大研发投入比例和技术人才引进力度,进而提升区域创新水平。

4.4 合理配比,调整各产业引资比例

在引进FDI项目之前,各地区应对区域创新能力有清醒的认识,有针对性地引进FDI项目,以实现各产业FDI项目的合理分配。一方面,应不断扩大先进制造业的FDI项目引进规模。制造业企业特别是先进技术企业在吸收外资企业溢出效应上具有更好的效果,有助于加速本地工业化进程。应根据本地制造业企业的现实情况和发展规划引进FDI项目,既能加快发展本地先进制造业,也能巩固工业企业在本地国民经济中的主体地位。另一方面,应不

不断扩大高新技术产业的FDI项目引进规模。高新技术产业具有吸收转化先进技术的天然优势,应利用《外商投资法》针对高新技术产业的优惠政策,进一步提升高新技术产业的引进水平。比如,对本地高新技术产业的短板,制定更加优惠的措施,对一般性的高新技术产业,则在国家规定的优惠与补助之外,重点从提升政府服务水平和加强配套措施等方面着手,从而更好地发挥高新技术产业在推动区域创新能力方面的突出作用。

参考文献:

- [1] LENGYEL B, LEYDESDORFF L. Diverse effects of FDI in regional innovation systems: synergy measurement, complexity theory, and entropy statistics[J]. SSRN Electronic Journal, 2013(4):1–29.
- [2] ŠIPIKAL M, BUČEK M. The role of FDI in regional innovation and its influence on the emergence of knowledge spillover effects[G]// STEJSKAL J, HAJEK P, HUDEC O, et al. Knowledge spillovers in regional innovation systems. Springer: Cham, 2018:195–218.
- [3] LI J. Regional innovation, inward FDI and industrial structure: a provincial and firm level study of China[D]. London: University of London, 2017.
- [4] LIU L, CHAI L, YU J. The analysis of FDI's impact on regional innovation capability of China's provinces and cities[C]// IEEE. The 2nd International Conference on Information Science and Engineering, 2010:6223–6228.
- [5] LEW Y K, LIU Y. The contribution of inward FDI to Chinese regional innovation: the moderating effect of absorptive capacity on knowledge spillover[J]. European Journal of International Management, 2016, 10(3):284.
- [6] XIONG J, ZHANG W W. Analysis on FDI agglomeration, technical innovation and regional income growth of China[J]. Advanced Materials Research, 2014, 1073–1076:1468–1471.
- [7] ROMER P M. Endogenous technological change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5):71–102.
- [8] ZHANG J Q. An impact analysis of FDI and import trade to China's regional technology innovation capability[C]// IEEE. International Conference on Information Management, Innovation Management and Industrial Engineering, 2010:366–369.
- [9] 吕海萍. 创新要素空间流动及其对区域创新绩效的影响研究[D]. 杭州:浙江工业大学, 2020.
- [10] HOLLAND J H. 自然与人工系统中的适应:理论分析及其在生物控制和人工智能中的应用[M]. 张江,译. 北京:高等教育出版社, 2008:7–15.
- [11] 彭建平,李永苍. FDI存量、R&D存量与自主创新:基于省际动态面板 GMM 估计的实证研究[J]. 经济经纬, 2014, 31(1): 79–83.
- [12] 刘畅. FDI、吸收能力与区域创新:金融发展的视角[D]. 北京:对外经济贸易大学, 2016.
- [13] 杜龙政,林润辉. 对外直接投资、逆向技术溢出与省域创新能力:基于中国省际面板数据的门槛回归分析[J]. 中国软科学, 2018(1):149–162.
- [14] 苏楠,宋来胜. FDI、产业集聚结构和行业创新绩效:基于制造业 13 个分行业面板数据的 GMM 分析[J]. 经济与管理, 2013(7):92–97.
- [15] 叶阿忠,陈晓玲. FDI,自主创新与经济增长的时空脉冲分析[J]. 系统工程理论与实践, 2017, 37(2):353–364.
- [16] 赵云,周源,符式婵,等. 开放经济视角下国家创新效率演化及影响因素分析[J]. 工业技术经济, 2019, 38(6):44–54.

(责任编辑:李秀荣)