

互联网、创新要素流动与区域创新能力差异

凌 华,李新伟,董必荣,王敬勇

(南京审计大学 会计学院,江苏 南京 211815)

[摘 要]基于2008—2017年中国30个省(区、市)的面板数据,利用面板回归模型,探究互联网对区域创新能力的直接影响,并在此基础上,考察创新要素的流动的中介效应。实证研究结果表明:一方面,互联网直接促进了区域创新能力的提升,且其对东中部地区的推进作用显著大于西部地区。另一方面,互联网通过影响创新要素流动可以间接作用于区域创新能力,但在不同区域的表现差异明显。在东中部地区,互联网通过推动创新要素的流动进一步提升了区域创新能力;在西部地区,互联网对创新要素流动产生负向影响,导致该地区创新能力有所下降。

[关键词]互联网;创新要素;要素流动;区域创新能力;区域经济结构

[中图分类号]F270 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2020)06-0115-12

一、引言

作为20世纪人类最伟大的发明之一,互联网自诞生距今已50周年,其发展速度之快、普及范围之广、影响程度之深,是其他科技成果难以比拟的,引领和开启了人类历史的新纪元。在中国,距全功能接入互联网也已25周年,其在促进资金、人才、技术等创新要素跨区域流动的同时加速了不同区域创新资源的有效整合。此外,互联网运用其超强的“链接”整合能力,间接实现区域经济结构重构,并推动形成商业、制造业和研发生态圈的三重正反馈循环,从而实现跨区域创新资源整合利用下新经济结构的规模报酬递增实现^[1],以提高跨区域协同创新的水平。在此次新冠疫情中,互联网也充分发挥了其无可比拟的优势,在保障消费和就业、推动复工复产、统筹各区域创新资源整合等方面发挥了重要作用,展现出强大的增长潜力。目前,互联网已实现与经济社会各领域的深度融合,成为推动中国区域创新发展的重要驱动力。因而,在当前全球疫情和经贸形势面临较大不确定性的背景下,明确互联网与区域创新能力的关系对创新驱动战略的推进具有重要的理论价值与现实意义。

随着互联网技术的高速发展,越来越多的学者开始探索互联网对创新活动的影响,既有研究大多认为互联网对创新活动存在积极影响。Chesbrough指出互联网由于其方便快捷地连接经济社会主体的特质为企业带来开放创新资源^[1],West和Gallagher以及Baldwin和Hippel的研究进一步证实了上述结论^[2-3]。Kafourou的研究则证实了互联网对企业研发创新能力的提升存在促进作用^[4]。Bygstad和Aanby认为互联网可以有效促进企业技术知识的交流和扩散^[5]。Salvador等研究发现,互联网技术与制造业结合的过程就是产生新的科技成果、形成新的生产力彼此融合的过程^[6]。Glavas和Mathews将互联网作为基础设施展开研究,指出互联网对企业的创新性和主动性均存在积极影响^[7]。国内学者的多数研究也肯定了互联网对企业创新的积极作用,李海舰等、赵振等研究指出互联网作为工具打通了虚拟与实体空间,打破了时空约束,形成了各种创新资源在全球的广泛联通^[8-9]。杨德明和刘泳文则通过实证研究,提出互联网的持续作用有助于提升企业创新能力^[10]。王可和李连燕以及李珊珊和徐向艺分别就互联网对制造业企业及小微企业的创新影响展开研究,结果均肯定了互联网的积极影响^[11-12]。然而,上述研究尚停留在微观层面,鲜有从宏观层面研究互联网对区域创新的影响^[13-14],结合创新要素流动视角进行探讨的更为少见。为此,本文尝试从宏观视角探讨如下问题:

[收稿日期]2020-08-28

[基金项目]国家社科基金项目(20BGL221、19AGL033);教育部人文社科基金青年项目(18YJC630091);江苏高校优势学科建设工程资助项目(PAPD)

[作者简介]凌华(1981—),女,安徽舒城人,南京审计大学会计学院讲师,从事企业创新管理、内部控制研究,E-mail:linghua@nau.edu.cn;李新伟(1995—),男,安徽合肥人,南京审计大学会计学院硕士研究生,从事知识资本管理研究;董必荣(1971—),男,安徽无为,南京审计大学会计学院教授,硕士生导师,从事知识资本管理、内部控制研究;王敬勇(1978—),男,安徽淮北人,南京审计大学会计学院副教授,从事企业创新管理研究。

互联网能否显著促进区域创新能力的提升?若能,其作用机理是什么?另外,随着互联网的飞速发展,信息传播突破了地域和时间的限制,从而使得创新要素的流动更加快速和频繁,这是否会加剧落后地区的创新要素流失,促进发达地区的创新要素集聚,并引发区域创新差距的扩大而造成区域创新能力强者愈强而弱者愈弱的马太效应?抑或随着互联网的普及,地理时空约束得以打破,创新能力落后的地区也可以同样便捷地获取知识,从而使得区域之间的创新能力差距得以缩小呢?深入思考及回答上述问题对科学合理地制定中国区域创新战略无疑有所裨益。

根据以上的文献梳理,既有研究的不足之处在于:一是学术界关于互联网对创新的促进作用总体持肯定态度,但这些研究主要集中于微观领域,对于互联网与区域创新能力之间关系的研究相对较少。探讨互联网能否提升区域创新能力问题有助于进一步拓展该领域的相关研究,使其更加深入具体。二是现有文献主要聚焦于互联网与企业创新的关系,而对于互联网普及后对区域之间创新要素流动的深入探讨并不多见,对于互联网、要素流动与区域创新能力差异三者关系方面的研究更为匮乏。

与以往研究相比,本文可能的边际贡献在于:第一,拓宽了区域创新能力的研究范畴。本文将互联网、要素流动与区域创新能力差异纳入同一研究框架,基于要素流动的视角分析了互联网的发展影响区域创新能力差异的内在机理,从理论上延展了关于区域创新能力的相关研究;第二,构建了区域创新能力的量化指标体系,为量化区域创新能力差异奠定了基础;第三,本文从“马太效应”和“扩散效应”两方面深入剖析互联网发展对区域创新能力差异的影响机理,有助于更为全面地看待互联网对区域创新能力差异的影响效应。基于此,本文从创新要素流动的视角对互联网与区域创新能力异质性之间的关系展开分析,结合2008—2017年中国30个省(区、市)的数据,实证考察互联网对区域创新能力的异质性影响效应,并深入探讨创新资本和创新人员两大创新要素的流动在其中发挥的作用,从区域创新的维度来探究互联网能否成为支撑新时代中国区域创新能力增长的新动力,以期为中国加快建设创新型国家和有效实施“互联网+”战略提供一定的政策指导。

二、影响机理与研究假说

党的十九大报告指出,“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”,作为引领发展的第一动力,创新成为引领我国各区域经济持续发展的必然选择。然而,近年来伴随我国区域创新能力不断提升的同时,各区域创新能力并不平衡,呈现出显著的区域差距:广东、江苏等东部沿海省份及北京、上海等特大型城市是创新能力领先地区;重庆、陕西等西部地区追赶势头迅猛,创新步伐不断加快;东北三省转型发展压力依然较大^[15],区域创新能力的不均衡发展无疑会影响我国的创新型国家建设。如何减少区域之间创新能力的异质性,促进区域创新能力协调发展对新时代区域经济的高质量发展意义重大,而互联网独具跨时空信息传播、互联共享等先天优势,其在提升及协调区域创新能力的过程中扮演了重要角色。当前,互联网正推动中国经济朝着更创新、更智慧、更绿色的方向发展,并成为区域创新发展的新动能^[13]。

进入新世纪以来,随着互联网与传统产业的深度融合,互联网已经逐步成为各行各业广泛应用的公共基础设施。考虑到基础设施在工业化过程中所起的决定性作用,互联网这一基础设施由于自己的特质在新时代愈发受到重视。首先,互联网的存在有效降低了厂商和客户的搜寻成本、产品供需双方的匹配成本和信任成本,从而降低了交易成本^[9],而互联网的发展也使得数据分析愈加便捷,可以显著提高企业的工作效率和管理水平,降低其运营成本,为其进行创新活动提供了可能。其次,互联网的发展打破了时空壁垒,极大拓宽了知识传播的渠道和范围,有效促进了知识的溢出^[16],从而使得创新主体在搜索、获取和吸收外部知识时更为便捷^[17]。而区域创新能力则体现为区域内的企业、高校、科研院所等创新主体将知识转化为新技术、新产品和新服务的活动能力,因此能否获得大量有用的知识,将直接影响所在区域的创新能力。再次,政府部门及中介服务机构也可以运用互联网对创新主体提供精准化服务,为其提供更加优越的创新环境,进一步促进区域创新能力的提升。另外,我国不同地区存在地理位置和自然条件上的显著差异,先决的自然禀赋差异导致各地区的经济发展水平、互联网发展水平等差距较大,区域间“数字鸿沟”现象较为明显^[13]。最后,经济水平的非均衡发展又会影响到诸如资本、劳动力等创新要素的流动,而互联网发展水平的差异则可能会进一步加剧创新要素在不同区域间的流动,造成各区域的创新能力呈现出明显的异质性。基于此,本文提出假设1。

假设1:互联网对区域创新能力存在直接促进作用,且不同区域的创新能力存在显著异质性。

互联网对区域创新能力的影 响除了表现为直接效应外,还可能表现为间接效应。区域创新能力的发展受到多重因素的影响,来自创新要素的影响不容忽视。随着户籍制度的松动以及互联网金融技术的高速发展,创新要素近年来在区际间的流动规模逐步扩大^[18],创新要素的流动推动了创新知识和创新技能的传播与扩散^[19],势必会对区域创新能力产生深远影响。事实上,信息化可以提升生产要素的流动效率^[20],加速人力要素与资本要素等的扩散,促使创新要素在更广范围、更多领域、更深层次上实现优化配置^[21]。而同信息化类似,互联网技术的应用与扩散也会直接影响创新要素的流动和使用配置效果^[14]。其中,在信息搜寻和知识积累的过程中,互联网起到了引擎的作用,可以有效增强人们对未知区域风险的认知,很大程度上消除人力要素供需双方的信息障碍,降低交易成本^[17,22],从而加速了人力要素的区际流动。此外,互联网技术的发展,无论是研发生产还是推广使用都离不开资金的支持,而通过互联网则可以及时准确地获取资金供需信息,进一步提高资本的配置效率和资金流转速度^[14]。本文认为互联网作为一个重要的硬件基础设施,其良性发展有助于所在区域吸引资金和创新人才,而创新要素的区际流动则有利于优化创新资源在区域空间的合理配置^[23],从而增强区域创新能力。

考虑到区域创新能力的提升离不开创新要素的投入,而这些创新要素不仅存在于本区域,还可能由其他区域流动而来,因而在考虑互联网对创新能力的影响时,有必要探究其是否可能通过对创新要素流动的影响进而间接影响区域创新能力。根据杨省贵和顾新的研究,尽管创新要素是稀缺资源,但出于追求自身价值最大化的目标,创新要素也会自由流动^[24],虽然“城乡二元结构”的特点决定了资本与劳动力等创新要素的转移应满足本地化的需求后再满足跨区域的需求,但受逐利动机的驱动,无论是资本抑或劳动力,其流动的方向主要是从边际贡献率低的区域流向边际贡献率高的区域^[24],而创新要素的集聚则会促进区域创新能力的发展^[25]。另外,互联网的发展使得每分每秒都产生海量的信息资源,创新能力强的区域对信息的吸收能力相对更强,不仅能够快速搜寻和处理创新所需的信息、知识和技术,还可以对信息进行消化吸收再创新。同时,创新能力强的区域具有更优化的创新环境,对创新要素形成较大吸引力,而互联网的发展和应用则会加速创新要素向这些区域集聚^[21],从而形成“集聚-优化-再集聚”的良性循环,使得这些区域的创新能力得以进一步地提升。创新能力弱的区域则可能正好相反,受制于信息吸收能力弱化与创新要素流失的双重影响,互联网的高速发展可能对创新能力弱的区域造成消极影响,从而产生“强者愈强,弱者愈弱”的“马太效应”,拉大区域之间创新能力的差距。

当然,互联网的高速发展能够进一步加快区域之间的创新要素资源流动,这也有可能产生扩散效应。互联网的发展使得搜寻成本大为减少,从而有效降低了经济活动的交易成本^[9]。而互联网本身的基础设施属性则反映在其可以打破时空约束,连接虚拟与实体空间,使得各种创新资源在不同区域得以联通。就这些来看,互联网的发展使创新要素尤其是劳动力的流动突破地域的限制,进一步促进了开放经济条件下创新要素的流动,而创新要素的加速流动则使得区域创新能力的增强成为可能。此外,在互联网飞速发展背景下,创新能力迥异的区域之间的相互联系可能更加紧密,创新能力弱的区域可以脱离时空的束缚,通过网络链接从多种渠道向创新能力强的区域进行学习,这有可能促使创新能力相对较弱、发展水平相对较低的区域形成后发优势。另外,互联网的发展也可以促进创新能力不同的地区展开知识及技术等方面的交流,产生知识溢出效应,而这种溢出效应具有区域不平等性,创新能力强的区域无疑能对创新能力较弱的区域产生正外部性^[21],从而提高了落后区域的创新能力增长后劲,实现对先进地区的赶超,并缩小与先进地区的创新能力差距。从这个角度来看,互联网的发展可能更有利于创新能力弱的区域。基于上述分析,本文提出如下竞争性假设。

假设 2-a:互联网能够通过加速创新要素流动间接提升区域创新能力,但可能会进一步扩大不同区域的创新能力差距,形成“马太效应”。

假设 2-b:互联网能够通过加速创新要素流动间接提升区域创新能力,并可能产生扩散效应,从而缩小区域之间的创新能力差距。

三、模型构建与变量选择

(一)模型构建与数据说明

1.模型构建

为了实证检验互联网对区域创新能力的总体影响,本文构建了固定效应模型,具体模型设计形式如下:

$$Patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 Int_{it} + \sum controls_{it} + \sum year + \sum Province + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表省份, t 代表年份。被解释变量 $Patent$ 代表区域创新能力; Int 为核心解释变量, 即区域互联网发展水平; 其他均为控制变量, 代表影响区域创新能力的其他因素, 如知识产权保护 (Pro)、产业结构 ($Industry$)、政府干预程度 (Fgr)、固定资产投资 ($Asset$) 及外商直接投资 (Fdi) 等。 ε 表示随机扰动项。

本文还将引入中介变量 Med , 进一步探寻创新要素流动对互联网与区域创新能力关系的中介效应。为此, 本文构建中介效应模型如下:

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 Int_{it} + \sum controls_{it} + \sum year + \sum Province + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 Int_{it} + \beta_2 Med_{it} + \sum controls_{it} + \sum year + \sum Province + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

2. 数据说明

尽管中国全功能接入互联网已达 25 周年, 但早期有关互联网的数据缺失严重。基于数据的可获性, 本文选取 2008—2017 年我国除港澳台地区及西藏自治区以外的 30 个省 (区、市) 数据作为研究样本。实证研究的数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、EPS 数据库以及各省域的统计年鉴和国家统计局公布的相关数据。

(二) 变量选取与度量

1. 核心解释变量: 互联网发展水平 (Int)。既有研究对于区域互联网发展水平的测度多选取互联网上网人数、互联网普及率、网站数等单一指标, 尽管上述指标能够在一定程度上体现不同区域互联网发展水平的高低, 但难以客观、全面地反映互联网发展的真实水平, 有以偏概全之嫌。为此, 本文借鉴韩先锋等^[14]的研究, 从互联网发展规模、设施保障、商用水平和资金支持等四大维度考虑, 本着科学性、全面性、独立性、可操作性及信息最大原则, 选择多个细分指标构建互联网发展水平综合指标测度体系 (如表 1)。而为了避免主观权重赋值的任意性, 并平滑客观权重数据差异性过大或过小造成的影响, 本文采用层次分析法 (AHP) 与熵权法相结合的方式, 对指标体系中的各指标进行综合赋权, 以便更加合理地测算出各区域互联网发展的真实水平。

表 1 区域互联网发展水平综合指标测度体系

一级指标	二级指标	指标代码
发展规模	互联网普及率 (%)	A1
	互联网上网人数 (万人)	A2
设施保障	IPv4 地址占比 (%)	B1
	万人域名数 (个/万人)	B2
	网站数 (万个)	B3
	互联网接入端口 (万个)	B4
	长途光缆线路长度 (公里)	B5
商用水平	快递业务总量 (万件)	C1
资金支持	人均 GDP (元)	D1
	居民人均可支配收入 (元)	D2

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平上显著, 括号内为 t 值, 限于篇幅原因, 控制变量的结果不再列出。

2. 被解释变量: 区域创新能力 ($Patent$)。区域创新能力主要通过专利申请量、专利授权量及新产品销售收入加以衡量。由于新产品划分标准多样, 导致数据统计过程中难以准确度量^[26], 因而本文不予选择。此外, 尽管专利申请量在一定程度上体现区域的创新产出水平, 然而地方政府对专利申请的奖励却可能导致企业在申请专利时虚假操作, 因而以专利申请量作为区域创新能力指标, 可能造成计量偏误^[27], 而通过国家知识产权局对申请专利的审核形成的专利授权量则可以减少此类问题。基于此, 本文最终选取专利授权量衡量区域创新能力。

3. 中介变量: 要素流动。互联网技术的日趋发展, 直接促进了资本与劳动力在区域之间的流动。考虑到目前对于要素流动的测度多采用引力模型, 为了较好反映省域间的联系, 观测各区域要素流动现状, 因而, 本文也选择该方法测量区域间创新要素流动情况。其中, 资本流动 (Cap) 构建的引力模型如下:

$$Cap_{ij} = InRD_i \times InRD_j \times R_{ij}^{-2} \quad (1)$$

式①中, Cap_{ij} 表示从 i 地区流动到 j 地区的资本量; RD_i 表示 i 地区的创新资本存量, 对于资本存量的衡量, 借鉴吴延兵的方法, 本文采用永续盘存法进行估计^[28], $RD_{it} = K_{it} + (1 - \lambda) K_{it-1}$, λ 表示折旧率, 通常取值为 0.15; K_{it} 表示当年的 RD 经费。 R_{ij} 表示 i 与 j 地区的地理距离, 基于区域的经纬度测得。故 i 地区在 2008—2017 年各年度总的资本流动量表示如下:

$$Cap_i = \sum_{j=1}^n Cap_{ij} \quad (2)$$

人员流动 (Lab)。劳动经济学认为人口流动是由于“拉力 - 推力”理论造成的, 即 i 地区流入 j 地区的人口数取决于 i 地区的推动力, 即各 j 地区的吸引力合力。由于人员流动受地区工资的影响较大^[29], 本文选取该变

量作为影响创新人力要素流动的引力变量,研究模型如下:

$$Lab_{ij} = \ln N_i \times \ln Sal_j \times R_{ij}^{-2} \quad (3)$$

式③中, Lab_{ij} 表示从 i 地区流动到 j 地区的创新人员量, N_i 表示 i 地区的创新人员当量, Sal_j 表示 j 地区的平均工资水平, R_{ij} 表示 i 与 j 地区的地理距离。 i 地区在 2008—2017 年各年度总的创新人力流动量表示如下:

$$Lab_i = \sum_{j=1}^n Lab_{ij} \quad (4)$$

4. 控制变量:区域创新能力会受到多种因素的影响,为降低遗漏变量的偏误,在进行实证分析时,本文对产业结构、知识产权保护、政府干预程度、固定资产投资及外商直接投资等变量进行了控制。其中,知识产权保护(*Pro*)的加强可以促进创新主体研发的积极性,本文采用技术市场交易额与 *GDP* 的比值来测度。而产业结构(*Industry*)主要反映了各省市的发展阶段和所面对的机遇,本文选取第三产业产值与 *GDP* 的比值加以衡量。对于政府干预程度(*Fgr*),考虑创新要素流动受政府经济政策导向影响显著^[30],为此,本文选用财政支出占 *GDP* 的比重衡量政府干预程度。就固定资产投资(*Asset*)来说,其在较大程度上体现了地区的发展能力,其投入越多越有利于创新能力的提高,本文选取固定资本投资占 *GDP* 的比例加以衡量。外商直接投资(*Fdi*),其会导致地区产生技术溢出效应,将其内部技术转移,给当地带来创新能力的提升,本文选取历年外资企业在各省的投资额作为衡量外商直接投资水平的指标。

四、描述性统计分析

(一) 中国区域创新能力的格局演变

2006 年,中国首次提出建设创新型国家战略,在历经十多年的发展之后,各区域的创新能力均出现了不同幅度的提升。表 2 按照专利授权量对 2008—2017 年全国总体创新能力进行了简单测度,并进一步将样本按东部、中部和西部三个不同板块进行细分。结果显示,总体样本的标准差差距较大,可见总体样本创新能力存在很大差异性。根据时间序列,总体样本的创新能力上升势头明显,从 2008

表 2 2008—2017 年分地区创新能力及其差距

年份	全国		东部		中部		西部	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
2008	1.110	1.587	2.182	2.089	0.461	0.277	0.330	0.409
2009	1.610	2.458	3.202	3.306	0.619	0.380	0.479	0.623
2010	2.398	3.653	4.718	4.934	0.957	0.623	0.745	1.013
2011	2.879	4.573	5.645	6.306	1.300	0.983	0.771	0.931
2012	3.812	6.107	7.361	8.523	1.803	1.312	1.087	1.347
2013	4.034	5.941	7.601	8.157	1.999	1.458	1.311	1.497
2014	3.972	5.450	7.347	7.361	2.056	1.466	1.387	1.510
2015	5.260	6.923	9.576	9.296	2.747	1.869	2.019	2.133
2016	5.372	6.792	9.625	9.053	2.905	1.937	2.169	2.296
2017	5.682	7.551	10.36	10.21	3.087	1.995	2.041	2.028
Total	3.613	5.568	6.762	7.578	1.793	1.582	1.234	1.565

年的 1.110 持续增长至 2017 年的 5.682,十年间创新能力增长近 5 倍,这个侧面反映出创新型国家的建设稳步推进并达到了一定的预期。2015 年总体样本创新能力的显著增长主要源自国家层面政策影响,如 2014 年末与 2015 年初国家分别提出的“大众创业、万众创新”政策与《中共中央国务院关于深化体制机制改革加快实施创新驱动发展战略的若干意见》,这些政策与意见的出台进一步激发了各区域的创新热情。

尽管我国创新能力总体上升,然而也应该看到增长背后的差距,表 2 数据显示总体样本的标准差逐年增加,这说明我国各地区创新能力的差距日益加大,区域创新能力发展的不平衡相对凸显。分析横截面数据可知,东部地区的创新能力在过去十年充分得以释放,区域创新能力提升显著,均值与标准差的无甚差别也说明东部地区创新能力的发展较为均衡。相较而言,中部和西部地区创新能力在十年间出现了较大幅度的提升,这可能得益于西部大开发和中部崛起战略的实施,但与东部地区相比仍然存在很大差距。总体来说,区域创新能力呈现东部、中部和西部逐渐递减的趋势。

(二) 变量的描述性统计

表 3 给出了各主要变量的描述性统计,根据互联网发展水平指数(*Int*),不难发现我国东部、中部和西部地区在互联网发展方面

表 3 主要变量的描述性统计

变量	全国		东部		中部		西部	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>Patent</i>	3.613	5.568	6.762	7.578	1.793	1.582	1.234	1.565
<i>Int</i>	23.53	19.94	39.73	22.62	15.61	4.131	9.855	5.241
<i>Cap</i>	79.59	24.70	88.35	25.74	84.91	20.76	62.61	17.60
<i>Lab</i>	38.75	11.89	43.24	12.32	41.28	9.69	30.22	08.41
<i>Pro</i>	111.1	242.6	178.3	361.6	49.99	53.61	82.48	96.37
<i>Industry</i>	43.18	9.380	47.81	11.76	39.16	5.861	41.04	5.135
<i>Fgr</i>	23.33	9.934	17.48	5.836	20.72	3.505	33.74	10.54
<i>Asset</i>	74.34	23.52	59.50	21.34	79.42	16.74	89.04	20.69
<i>Fdi</i>	12.34	19.56	25.65	25.53	4.399	2.555	2.544	2.708

存在显著差异。创新资本要素流动(Cap)数据显示,东部、中部和西部地区逐渐递减的趋势;而创新人力要素流动(Lab)则体现出不同区域呈现极化现象,数据表明研发人员更趋向于中东部地区,西部地区对研发人员吸引有限。

五、实证结果与分析

(一)回归结果分析

1. 回归分析的模型选择

面板估计模型通常有混合回归、随机效应和固定效应模型,为选取最优的估计模型,本文进行了 LSDV 法和豪斯曼检验(考虑版面没有列示,如有需要可向作者索取)。LSDV 法可以检验是否存在个体效应,结果显示互联网与区域创新能力的直接效应以及创新要素流动的中介效应,大多数个体都强烈拒绝原假设,即存在个体效应,说明混合回归模型并不适用。对于固定效应与随机效应模型的选取,通过豪斯曼检验可以发现,模型(1)、模型(2)、模型(3)的 P 值为 0.000,所以强烈拒绝原假设,应选择固定效应模型,而非随机效应模型。

对于固定效应模型本文已检验出存在个体效应,那模型还是否存在个体时间双向固定效应呢?通过表 4 的列(1)至列(5)的检验结果可以显示,大部分年份都显著拒绝原假设,表明互联网对区域创新能力以及创新要素流动的中介效应都存在时间效应,即模型(1)、模型(2)和模型(3)应选择个体时间双向固定效应模型。

2. 互联网对区域创新能力的回归结果分析

表 5 展示了互联网对区域创新能力的固定效应回归结果,在实证研究中我们将样本进一步拆分,对东部、中部和西部地区分别进行回归,这一方面更清楚地揭示了互联网对区域创新能力可能产生的异质性影响,另一方面也使得回归结果更加稳健。

根据列(1)的回归结果可知,互联网变量的回归系数为 0.092,且在 1%的水平上显著,说明互联网发展水平每增加 1%,会推动区域创新产出水平总体上升 0.092%,说明互联网在一定程度上推动了我国区域创新能力的不断提升,张旭亮等以及韩先锋等的研究也支持这一结论^[13-14]。从分区域的数据回归结果看,尽管东部、中部和西部三个不同区域组别的回归数据均在显著性水平上为正值,但东部和中部地区的互联网回归系数明显大于西部地区。根据列(2)、列(3)和列(4)的结果,互联网发展水平每上升 1%,将分别推动各区域创新能力增长 0.117%、0.094% 和 0.057%,说明互联网这一因素在提升东部和中部地区的创新能力方面效果更为明显,也不难得出互联网对我国不同区域创新能力的影响差异显著的结论。

综上所述,互联网是我国区域创新能力的直接推动因素之一,且影响效果因区域的不同而呈现出较为显著的异质性,从而验证了前文提出的假设 1。究其原因,东部作为我国经济最发达的地区,其互联网发展水平在全国一直遥遥领先。《中国互联网发展报告

表 4 回归模型的时间效应检验

变量	(1) Patent	(2) Cap	(3) Patent	(4) Lab	(5) Patent
Int	0.092*** (2.90)	0.066* (1.79)	0.075*** (3.51)	0.029** (2.05)	0.071*** (3.27)
Cap			0.033* (1.66)		
Lab					0.080* (1.90)
Pro	0.001 (0.70)	0.009*** (4.14)	-0.002 (-1.23)	0.001 (0.89)	-0.002 (-1.16)
Industry	0.041 (0.90)	0.042 (0.77)	-0.040 (-1.04)	-0.015 (-0.70)	-0.038 (-0.98)
Fgr	-0.157*** (-2.80)	-0.324*** (-4.91)	-0.045 (-1.04)	-0.127*** (-4.95)	-0.042 (-0.96)
Asset	0.334 (0.33)	0.184 (0.15)	0.008 (0.01)	0.196 (0.42)	-0.038 (-0.04)
Fdi	0.176*** (14.46)	0.049*** (3.35)	0.172*** (15.26)	0.020*** (3.64)	0.172*** (15.23)
年份					
2009	0.664 (1.45)	0.539*** (9.86)	0.472 (1.01)	0.135*** (6.37)	0.538 (1.19)
2010	1.122** (2.35)	0.870*** (15.31)	0.765 (1.54)	0.215*** (9.77)	0.890* (1.90)
2011	1.640*** (3.34)	1.197*** (20.45)	1.053** (1.97)	0.329*** (14.49)	1.189** (2.42)
2012	2.365*** (4.30)	1.455*** (22.27)	1.770*** (2.98)	0.409*** (16.12)	1.933*** (3.60)
2013	2.346*** (3.95)	1.662*** (23.57)	1.792*** (2.80)	0.469*** (17.13)	1.981*** (3.44)
2014	1.959*** (3.02)	1.797*** (23.37)	1.601** (2.33)	0.512*** (17.14)	1.802*** (2.91)
2015	3.167*** (4.17)	2.006*** (22.30)	2.775*** (3.52)	0.558*** (15.97)	2.998*** (4.22)
2016	2.862*** (3.48)	2.130*** (21.90)	2.616*** (3.12)	0.592*** (15.66)	2.855*** (3.77)
2017	2.005** (2.27)	2.225*** (21.28)	1.913** (2.18)	0.619*** (15.23)	2.166*** (2.73)
Cons	-1.070 (-0.50)	68.143*** (16.98)	-1.397 (-0.63)	37.325*** (20.71)	-2.091 (-0.90)
R ²	0.669	0.944	0.664	0.889	0.666

注:括号内数字为显著性概率;***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 水平上显著。

2019》指出,北京、上海、广东、浙江和江苏占据了 2019 年全国互联网发展指数综合排名的前五位。尽管中西部地区在加大其互联网发展力度,但经济发达的东部地区互联网发展水平仍优势明显。而这一优势也使得其能够更好更快地享受网络发展带来的创新驱动效应。近年来的中部崛起战略则加速中部地区充分利用其区位通联优势,实现对东部沿海发达地区的承接融合,促使东部和中部地区形成网络效应,充分发挥互联网带来的知识溢出效应,并以此为契机,提升了该区域的创新能力。而西部地区虽然在近年来受国家政策红利的影响,其对创新要素的吸引有所提升,互联网的发展则通过创新要素的作用发挥而增强该区域的创新能力。其中,包括重庆、四川、陕西等在内的几个西部省市的创新能力增长迅速,根据《中国区域创新能力评价报告 2019》,重庆的区域创新能力已位列全国第七,而四川和陕西则分别排名全国第 11 位和 12 位。尽管局部地区的创新能力增幅显著,然而受制于西部其他地区基础薄弱及发展水平较低等多重因素的制约,从整体视角看,互联网对西部地区创新能力的影响仍逊色于东中部地区。

3. 创新要素流动的中介效应分析

创新资本与创新人员等创新要素的投入是保障我国创新驱动战略顺利实施、推动区域创新能力发展的重要战略资源。近年来,各区域围绕如何吸引资金、引进并留住人才展开博弈,纷纷出台各种利好措施。互联网的发展在促进各地户籍制度更加完善与增进金融科技快速发展方面作用显著,而松动的户籍制度与互联网金融的发展则导致创新要素在区际的流动规模逐步扩大^[18]。为检验互联网是否对创新要素流动产生促进作用,并明确该促进作用最终对不同区域的创新能力差距带来何种影响,本文构建了中介效应模型,并将样本进一步细分为东部、中部和西部地区,以此分析创新要素流动在互联网与区域创新能力关系间所产生的中介效应,回归结果如表 6 和表 7 所示。

根据表 6 中列(1)和列(2)的数据,互联网在 1% 的显著性水平上对创新资本流动产生正向影响,资本流动也显著促进区域创新能力的提升,证实互联网可以通过创新资本要素的流动以间接影响区域创新能力。具体而言,互联网水平每增加 1%,不仅使得区域创新能力直接增长了 0.075%,还进一步通过促进资本流动增长 0.033% 以及间接提升区域创新能力 0.0022% ($0.033 \times 0.066 = 0.0022$),间接效用在互联网对区域创新能力提升的总效用占比达到了 2.85%。而列(3)和列(4)则检验了以创新人力流动为中介的回归结果,数据结果显示,互联网可以通过促进创新人员的流动而间接提升区域创新能力,且这一间接效用带来的影响占据区域创新能力总体增长水平的 3.16%。由此可以推断,互联网对区域创新能力不仅存在直接影响,还会通过促进区域间创新要素流动而间接影响区域创新能力,这与 Freund 和 Weinhold 的研究结果相一致^[31]。

表 5 互联网对区域创新能力的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全国	东部	中部	西部
<i>Int</i>	0.092 *** (2.90)	0.117 *** (3.15)	0.094 ** (2.14)	0.057 * (1.93)
<i>Pro</i>	0.001 (0.70)	-0.001 (-0.58)	0.003 (1.13)	0.002 * (1.75)
<i>Industry</i>	0.041 (0.90)	-0.079 (-0.80)	0.003 (0.09)	0.018 (1.27)
<i>Fgr</i>	-0.157 *** (-2.80)	-0.220 (-1.55)	0.047 (0.82)	-0.002 (-0.15)
<i>Asset</i>	0.334 (0.33)	2.403 (0.94)	1.831 ** (2.25)	-0.117 (-0.33)
<i>Fdi</i>	0.176 *** (14.46)	0.174 *** (9.10)	0.242 *** (4.70)	0.483 *** (10.85)
<i>Cons</i>	-1.070 (-0.50)	0.602 (0.15)	-3.410 *** (-3.77)	-1.280 ** (-2.08)
Province	control	control	control	control
Year	control	control	control	control
R ²	0.669	0.696	0.712	0.826

注:括号内数字为显著性概率;***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 6 创新要素流动的中介效应回归结果

变量	创新资本流动		创新人员流动	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Cap</i>	<i>Patent</i>	<i>Lab</i>	<i>Patent</i>
<i>Int</i>	0.066 * (1.79)	0.075 *** (3.51)	0.029 ** (2.05)	0.071 *** (3.27)
<i>Cap</i>		0.033 * (1.66)		
<i>Lab</i>				0.080 * (1.90)
<i>Pro</i>	0.009 *** (4.14)	-0.002 (-1.23)	0.001 (0.89)	-0.002 (-1.16)
<i>Industry</i>	0.042 (0.77)	-0.040 (-1.04)	-0.015 (-0.70)	-0.038 (-0.98)
<i>Fgr</i>	-0.324 *** (-4.91)	-0.045 (-1.04)	-0.127 *** (-4.95)	-0.042 (-0.96)
<i>Asset</i>	0.184 (0.15)	0.008 (0.01)	0.196 (0.42)	-0.038 (-0.04)
<i>Fdi</i>	0.049 *** (3.35)	0.172 *** (15.26)	0.020 *** (3.64)	0.172 *** (15.23)
<i>Cons</i>	68.143 *** (16.98)	-1.397 (-0.63)	37.325 *** (20.71)	-2.091 (-0.90)
Province	control	control	control	control
Year	control	control	control	control
R ²	0.944	0.664	0.889	0.666

注:括号内数字为显著性概率;***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 水平上显著。

进一步地,我们检验了创新要素的中介效应在不同区域间是否会呈现出显著差异,实证结果见表7。其中,列(1)至列(3)的数据表明,互联网对各区域创新资本的流动都存在显著影响,然而影响效果却大为迥异。总体而言,互联网在1%的显著性水平上分别对东部和中部地区创新资本要素的流动产生正向影响,而对西部地区创新资本要素的流动却产生显著负向影响,上述结果表明互联网在促进了东部和中部的创新资本流动的同时也造成了西部地区创新资本的缩减。列(4)至列(6)的数据则显示,与对创新资本的影响类似,互联网对创新人员向东部和中部流动的促进作用显著,与此同时,也会造成西部地区创新人员的流失。

结合上述分析,东中部地区更为优化的创新环境为其吸引了更多的创新要素,而互联网的迅猛发展则加速了创新要素向东中部地区流动与集聚。考虑到东部地区创新要素基础深厚,因而近年来其对创新资本与创新人员的吸引反而较中部地区有所下降。另外,尽管互联网的发展有效解决了创新要素由于距离原因造成的流动效率低下等问题,弱化了区域创新能力发展受到的时间与空间的约束,然而由于资源基础薄弱且对信息吸收能力相对较弱,致使西部地区的创新要素有所流失。总的来说,创新要素流动在互联网与区域创新能力两者关系中产生了中介效应,互联网通过对创新要素流动的影响进一步扩大了区域之间的创新能力差距,形成了“马太效应”,假设2-a得到验证。

(二)内生性问题讨论

本文采用了面板数据进行实证分析,尽管其可以较好地解决遗漏变量问题,然而文中的回归模型仍可能因存在互为因果关系而产生内生性问题:互联网的发展可能促进区域创新能力的显著提高,而创新能力强的区域也有可能更加倾向于提升本地区的信息化水平,推动互联网的发展,即模型的核心解释变量与被解释变量可能存在双向因果关系。内生性将导致估计系数有偏,为解决此问题,本文将运用面板工具变量法对内生性进行处理,由于内生解释变量的滞后变量通常符合这种要求,因而本文同时选取互联网指标滞后一期作为工具变量^[32-33],由于数据可能存在自相关,因此采用固定效应的GMM估计进行回归。

表8显示了以互联网滞后一期作为解释变量的回归结果,可以看出互联网滞后一期(L.Int)与区域创新能力显著正相关,且互联网对创新能力的影响在不同区域会产生差异性,而创新资本流动(Cap)和人力流动(Lab)也分别在滞后期显著促进区域创新水平的提升(如表8中列(5)至列(8)所示),说明互联网不仅会直接影响区域创新能力,还会通过创新要素流动间接提高区域创新能力,这进一步验证了本文的假设。

对于工具变量的选取,表9列示了将互联网滞后一期作为工具变量的Anderson LM统计量和Cragg-Donald Wald F统计量的检验结果,可以发现,Anderson LM统计量结果强烈拒绝原假设(P值为0.000),Cragg-Donald Wald F统计量大于10%水平的标准值,即拒绝了“工具变量不可识别、存在弱工具变量”的假设,说明工具变量的选取是合理的。进一步分析主要变量的估计结果,以互联网滞后一期作为工具变量的GMM估计回归结果和前文的模型回归结果高度一致,核心解释变量的估计系数依然在1%的显著性水平上为正,说明互联网对区域创新能力具有显著促进作用。而分区域的GMM回归结果显示,互联网对不同区域创新能力的推动作用呈现出明显的差异性,对东部、中部和西部创新能力的促进程度呈依次递减的趋势,该结论支持了前文的分区域估计结果。

表7 互联网对区域创新要素流动的分区域回归结果

变量	创新资本流动			创新人员流动		
	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东部	(5) 中部	(6) 西部
Int	0.233 *** (3.90)	1.142 *** (5.50)	-1.129 ** (-2.60)	0.074 *** (3.84)	0.316 *** (4.82)	-0.428 * (-1.99)
Pro	0.022 *** (4.37)	0.011 (0.96)	0.081 *** (6.12)	0.004 *** (2.72)	0.001 (0.17)	0.040 *** (6.08)
Industry	0.907 *** (7.64)	0.109 (0.86)	1.097 *** (3.10)	0.228 *** (6.00)	-0.037 (-0.92)	0.590 *** (3.36)
Fgr	0.512 * (1.91)	1.321 *** (4.90)	-0.431 ** (-2.47)	0.212 ** (2.43)	0.342 *** (4.04)	-0.242 *** (-2.81)
Assert	15.579 *** (4.80)	5.393 (1.38)	46.968 *** (3.55)	4.282 *** (4.18)	1.683 (1.39)	21.596 *** (3.30)
Fdi	0.076 *** (2.95)	1.016 *** (4.12)	5.905 *** (5.86)	0.021 ** (2.55)	0.365 *** (4.77)	2.636 *** (5.29)
Cons	11.613 * (1.66)	25.947 *** (3.88)	-7.787 (-0.40)	21.799 *** (15.53)	27.657 *** (20.57)	-2.425 (-0.25)
Province	control	control	control	control	control	control
Year	control	control	control	control	control	control
R ²	0.861	0.868	0.720	0.809	0.811	0.700

注:括号内数字为显著性概率;***、**、*分别代表1%、5%和10%水平上显著。

表8 互联网滞后一期回归结果

变量	全国	东部	中部	西部	资本流动		人员流动	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>L. Int</i>	0.110 *** (5.19)	0.156 *** (4.13)	0.101 *** (2.79)	0.072 ** (2.33)	0.067 ** (1.98)	0.104 *** (4.80)	0.033 ** (2.41)	0.100 *** (4.57)
<i>Cap</i>						0.035 * (1.69)		
<i>Lab</i>								0.089 ** (2.00)
<i>Pro</i>	-0.001 (-0.89)	-0.001 (-0.55)	0.003 (1.43)	0.002 * (1.81)	0.008 *** (3.68)	-0.002 (-1.21)	0.001 (1.18)	-0.002 (-1.16)
<i>Industry</i>	-0.049 (-1.27)	-0.134 (-1.32)	0.018 (0.73)	0.024 (1.61)	0.035 (0.66)	-0.050 (-1.29)	-0.016 (-0.76)	-0.048 (-1.24)
<i>Fgr</i>	-0.049 (-1.25)	-0.124 (-0.88)	-0.000 (-0.01)	-0.002 (-0.11)	-0.284 *** (-4.16)	-0.019 (-0.43)	-0.145 *** (-5.22)	-0.011 (-0.25)
<i>Asset</i>	0.569 (0.63)	2.629 (1.09)	1.862 ** (2.50)	-0.282 (-0.79)	-0.215 (-0.20)	0.423 (0.47)	0.068 (0.16)	0.371 (0.41)
<i>Fdi</i>	0.158 *** (15.47)	0.160 *** (9.09)	0.216 *** (4.46)	0.444 *** (9.43)	0.041 *** (3.22)	0.155 *** (15.21)	0.017 *** (3.35)	0.155 *** (15.19)
<i>cons</i>	0.854 (0.47)	1.638 (0.35)	-3.038 *** (-3.00)	-1.386 ** (-2.12)	73.375 *** (18.02)	-1.948 (-0.80)	39.144 *** (21.39)	-2.826 (-1.10)
Province	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
Year	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
R ²	0.672	0.701	0.689	0.809	0.939	0.676	0.876	0.677

注:括号内数字为显著性概率;***、**、*分别代表1%、5%和10%水平上显著。

表9 滞后一期的GMM回归结果

变量	全国	东部	中部	西部	资本流动		人员流动	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Int</i>	0.369 *** (4.36)	0.355 *** (2.60)	0.238 ** (2.56)	0.204 ** (2.15)	0.963 *** (5.07)	0.284 *** (2.91)	0.330 *** (5.15)	0.247 *** (2.66)
<i>Cap</i>						0.088 ** (2.13)		
<i>Lab</i>								0.369 *** (3.12)
<i>Pro</i>	0.002 (0.87)	-0.000 (-0.01)	0.003 (1.33)	0.002 ** (2.05)	0.019 *** (3.50)	0.000 (0.18)	0.004 ** (2.20)	0.001 (0.29)
<i>Industry</i>	0.080 ** (2.19)	0.045 (0.44)	0.060 * (1.70)	0.038 ** (2.06)	0.578 *** (7.09)	0.028 (0.68)	0.141 *** (5.14)	0.027 (0.75)
<i>Fgr</i>	0.027 (0.40)	0.458 * (1.78)	0.008 (0.12)	-0.030 (-1.31)	0.377 ** (2.43)	-0.006 (-0.09)	0.064 (1.21)	0.004 (0.06)
<i>Asset</i>	0.545 (0.53)	2.259 (0.82)	0.950 (1.05)	-0.382 (-0.96)	6.851 *** (2.98)	-0.060 (-0.06)	2.023 *** (2.61)	-0.202 (-0.23)
<i>Fdi</i>	0.183 *** (12.59)	0.162 *** (6.85)	0.162 *** (2.71)	0.400 *** (6.52)	0.191 *** (5.83)	0.167 *** (10.18)	0.064 *** (5.79)	0.160 *** (10.29)
Anderson. LM	38.015 [0.0000]	13.612 [0.0000]	18.725 [0.0000]	19.643 [0.0000]	38.015 [0.0000]	25.331 [0.0000]	38.015 [0.0000]	25.204 [0.0000]
Cragg-Donald	44.041 [16.38]	14.870 [16.38]	23.197 [16.38]	24.761 [16.38]	44.041 [16.38]	27.494 [16.38]	44.041 [16.38]	27.340 [16.38]
Wald F								
R ²	0.424	0.469	0.656	0.788	0.575	0.531	0.378	0.576

注:括号内数字为显著性概率;***、**、*分别代表1%、5%和10%水平上显著,Anderson LM统计量中括号内为P值,Cragg-Donald Wald F统计量中括号内为10%显著水平的临界值。

(三) 稳健性检验

为了进一步增强上述回归分析结果的稳健性,本文参考王春杨和孟卫东的研究^[34],采用以发明专利申请量(*Pat*)为被解释变量进行稳健性检验。回归结果如表10中列(1)至列(4)所示,互联网与区域创新能力的回归系数在1%水平上显著,说明互联网能够显著促进区域创新能力的提高。而列(5)和列(6)也表明互联网会通过影响创新要素的流动间接提升区域创新能力。综上所述,以发明专利申请量(*Pat*)为被解释变量的回归结果与前文基本回归结果一致。

此外,本文也替换了解释变量进行稳健性检验,选取互联网接入端口数作为互联网指标(*Int2*),检验结果如表 11 所示,实证结果表明,互联网不仅会直接推动区域创新能力的提升,还会通过促进创新要素的流动进而间接影响区域创新能力,拉大不同区域的创新能力差距,形成“马太效应”。进一步地,借鉴张旭亮等的研究^[13],网页数可以体现区域创新的活跃度,因此本文还采用互联网网页数作为互联网指标的度量指标(见表 12),实证结果与前文的结论一致。

六、结论与政策建议

信息化时代背景下,互联网日益成为创新驱动发展的先导力量,而随着我国创新驱动战略的不断推进,为提升本区域的创新能力,各地区也积极创造多种有利条件以吸引创新要素向本区域流动。本文理论分析了互联网推动区域创新能力的作用机理及创新要素流动在此过程中发挥的中介效应,在此基础上,利

用 2008—2017 年中国大陆省级区域的面板数据进行实证检验。实证结果表明:互联网直接影响区域创新能力且两者存在显著的正相关关系,互联网对不同区域的影响具有异质性,互联网对东中部地区创新能力的促进作用显著大于西部地区。此外,互联网还可通过推动创新资本与创新人员的区际流动而间接影响区域创新能力,且互联网在促进东中部地区的创新资本与创新人员流动的同时会带来西部地区创新要素的流失,进一步扩大了不同区域的创新能力差距,导致区域创新能力产生“马太效应”。

表 10 以发明专利申请量为因变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全国	东部	中部	西部	资本流动	人力流动
<i>Int</i>	0.165*** (9.84)	0.178*** (5.49)	0.179*** (4.51)	0.117*** (5.12)	0.153*** (6.40)	0.142*** (6.10)
<i>Cap</i>					1.637*** (4.55)	
<i>Lab</i>						5.526*** (6.03)
<i>Pro</i>	0.047*** (3.88)	0.084*** (3.70)	0.103*** (2.99)	0.006 (0.49)	0.030** (2.29)	0.040*** (3.31)
<i>Industry</i>	0.007 (0.04)	1.122* (1.95)	0.298 (0.89)	-0.038 (-0.24)	-0.217 (-0.81)	-0.040 (-0.15)
<i>Fgr</i>	-0.431** (-1.99)	-3.563*** (-2.79)	-3.488*** (-3.68)	-0.117 (-1.03)	0.158 (0.60)	0.224 (0.87)
<i>Assert</i>	0.005 (0.10)	0.351** (2.30)	0.083 (0.67)	-0.025 (-0.62)	-0.007 (-0.11)	-0.009 (-0.14)
<i>Fdi</i>	0.982*** (12.07)	0.903*** (7.52)	1.212 (1.43)	3.014*** (4.37)	0.937*** (11.50)	0.922*** (11.62)
<i>Cons</i>	-15.319** (-2.17)	-62.148*** (-3.32)	23.326* (1.85)	-3.949 (-0.66)	-118.405*** (-4.40)	-210.775*** (-5.96)
Province	Control	Control	Control	Control	Control	Control
Year	No	No	No	No	Control	Control
R ²	0.731	0.790	0.661	0.731	0.763	0.775

注:括号内数字为显著性概率;***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 11 以互联网接入端口为自变量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	创新资本流动			创新人员流动		
	<i>Patent</i>	<i>Cap</i>	<i>Patent</i>	<i>Lab</i>	<i>Patent</i>	东部	中部	西部	东部	中部	西部
	<i>Int2</i>	0.034*** (14.48)	0.012*** (5.17)	0.033*** (11.18)	0.005*** (6.01)	0.032*** (10.85)	0.008*** (2.83)	0.019** (2.38)	-0.013*** (-2.93)	0.004*** (3.21)	0.010*** (3.43)
<i>Cap</i>			0.205*** (2.82)								
<i>Lab</i>					0.559*** (2.91)						
<i>Pro</i>	0.022*** (9.01)	0.011*** (5.24)	0.021*** (7.80)	0.002* (1.91)	0.022*** (8.71)	0.017*** (5.86)	0.006 (0.83)	0.005* (1.78)	0.003*** (3.01)	-0.002 (-0.62)	-0.000 (-0.46)
<i>Industry</i>	-0.173*** (-4.03)	0.034 (0.72)	-0.168*** (-3.05)	-0.025 (-1.40)	-0.147*** (-2.67)	0.314*** (2.66)	-0.163 (-1.51)	0.072 (1.52)	0.109** (2.40)	-0.152*** (-3.94)	-0.001 (-0.05)
<i>Fgr</i>	0.030 (0.70)	-0.249*** (-5.91)	0.077 (1.45)	-0.085*** (-5.32)	0.073 (1.39)	-0.359** (-2.01)	-0.373 (-1.49)	-0.192*** (-5.74)	-0.019 (-0.28)	-0.107 (-1.20)	-0.061*** (-5.08)
<i>Assert</i>	-0.030*** (-2.83)	0.003 (0.27)	-0.029** (-2.32)	0.002 (0.49)	-0.030** (-2.36)	0.071*** (3.52)	0.071** (2.51)	-0.018 (-1.16)	0.030*** (3.83)	0.022** (2.21)	-0.005 (-0.98)
<i>Fdi</i>	0.217*** (12.67)	0.014 (0.95)	0.220*** (12.98)	0.005 (0.90)	0.220*** (13.00)	0.007 (0.43)	0.289 (1.52)	0.934*** (4.37)	0.002 (0.30)	0.113* (1.67)	0.318*** (4.14)
<i>Cons</i>	5.016*** (3.02)	67.209*** (29.93)	-9.699* (-1.75)	36.789*** (43.48)	-16.505** (-2.18)	61.598*** (10.49)	78.195*** (17.89)	52.394*** (20.53)	34.092*** (15.00)	43.727*** (28.16)	28.184*** (30.74)
Province	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
Year	No	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
R ²	0.833	0.948	0.847	0.900	0.848	0.968	0.962	0.969	0.941	0.933	0.938

注:括号内数字为显著性概率;***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 12 以网页数为自变量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	创新资本流动			创新人员流动		
	Patent	Cap	Patent	Lab	Patent	东部	中部	西部	东部	中部	西部
Int3	0.029*** (9.69)	0.005** (2.27)	0.026*** (9.20)	0.002* (1.86)	0.026*** (9.41)	0.012** (2.30)	0.044** (2.34)	-0.048* (-1.91)	0.003* (1.76)	0.012* (1.74)	-0.015* (-1.77)
Cap			0.357*** (4.84)								
Lab					1.080*** (5.71)						
Pro	0.004 (1.09)	0.006** (2.34)	-0.001 (-0.47)	-0.000 (-0.34)	0.001 (0.35)	0.013* (1.78)	0.009 (1.23)	0.006** (1.99)	0.002 (0.90)	-0.001 (-0.39)	-0.000 (-0.36)
Industry	0.193*** (4.74)	0.070 (1.45)	-0.058 (-0.99)	-0.010 (-0.53)	-0.022 (-0.39)	1.038*** (8.19)	-0.197* (-1.79)	0.038 (0.81)	0.265*** (6.35)	-0.159*** (-3.80)	-0.005 (-0.30)
Fgr	-0.076 (-1.51)	-0.324*** (-7.77)	-0.083 (-1.49)	-0.117*** (-7.29)	-0.072 (-1.34)	0.355 (1.21)	-0.528** (-2.15)	-0.180*** (-5.33)	0.149 (1.54)	-0.180* (-1.94)	-0.061*** (-5.18)
Assert	0.024* (1.97)	0.005 (0.40)	-0.014 (-1.03)	0.002 (0.47)	-0.015 (-1.10)	0.171*** (5.15)	0.078*** (2.81)	-0.020 (-1.26)	0.056*** (5.09)	0.028** (2.62)	-0.006 (-1.10)
Fdi	0.261*** (13.80)	0.030** (2.00)	0.227*** (12.62)	0.014** (2.39)	0.223*** (12.55)	0.018 (0.65)	0.356* (1.93)	0.672*** (3.53)	0.006 (0.67)	0.159** (2.27)	0.288*** (4.35)
Cons	-7.885*** (-5.08)	67.93*** (29.18)	-18.72*** (-3.26)	37.14*** (41.53)	-34.59*** (-4.59)	20.20*** (4.93)	81.71*** (18.37)	53.65*** (20.74)	24.99*** (18.53)	45.01*** (26.67)	28.39*** (31.58)
Province	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
Year	No	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
R ²	0.780	0.944	0.830	0.887	0.835	0.858	0.962	0.967	0.810	0.923	0.939

注:括号内数字为显著性概率;***、**、*分别代表1%、5%和10%水平上显著。

在我国经济由高速增长转向高质量发展的当前阶段,本文的研究具有重要的现实意义。综合本文的理论分析和实证结果,我们提出以下建议:第一,推进各地区互联网建设与发展,实现互联网与实体经济的深度融合。目前,以信息技术为核心的新一轮科技革命正在孕育兴起,互联网在区域创新发展中的重要性日益凸显。在此背景下,各地区应充分落实《国家信息化发展战略纲要》的相关举措,并积极利用互联网突破时空壁垒的优势与知识溢出效应,以互联网发展为契机,促进区际创新交流与合作,实现在不同区域的信息互通与知识共享,促进区域创新能力协调发展。第二,发挥自身优势,对内将创新要素在本区域合理配置以发挥其最大效用;对外积极营造优越的创新环境,吸引创新要素向该地区集聚。区域创新发展离不开资金和人员的投入,然而无论创新资本还是创新人员,均为稀缺资源。各区域需因地制宜推出差异化发展战略,尽可能拓宽引资渠道、建立和完善相适应的人才引进与激励机制,使创新资本与创新人员投入更加有效地推动区域创新能力的提升。

当然,本文的研究仍存在一些不足之处。受制于时间及数据,本文仅探讨了创新要素的区际流动在互联网与区域创新能力两者关系中所起的作用,但尚未考虑创新要素在某区域内的流动对此所产生的影响,这可能导致研究结果具有一定的片面性。另外,本文在对区域差异性展开研究时未引入空间机制,对不同区域的经济规律与区域间的相互作用研究较少,在未来的研究中,我们将会把这些方面的影响纳入研究中来,进一步深化对互联网与区域创新能力两者内在逻辑的认识。

参考文献:

[1] Chesbrough H. Open innovation: The new imperative for creating and profiting from technology[M]. Boston: Harvard Business School Press, 2003.

[2] West J, Gallagher S. Challenges of open innovation: The paradox of firm investment in open source software [J]. R&D Management, 2006, 36(3): 319-331.

[3] Baldwin C Y, Hippel E V. User, and open collaborative innovation: Ascendant economic models [R]. Harvard Business School Working Paper, 2009(9): 1-38.

[4] Kafourous M. The impact of the internet on R&D efficiency: Theory and evidence [J]. Technovation, 2006, 26(7): 827-835.

[5] Bygstad B, Aanby H P. ICT infrastructure for innovation: A case study of the enterprise service bus approach [J]. Information Systems Frontiers, 2010, 12(3): 257-65.

[6] Salvador A B, Ana A I. Big data usage in the marketing information system [J]. Journal of Data Analysis and Information Processing, 2014(2): 77-85.

- [7] Glavas C, Mathews S. How international entrepreneurship characteristics influence internet capabilities for the international business processes of the firm [J]. *International Business Review*, 2014, 23(1): 228 - 245.
- [8] 赵振. “互联网+”跨界经营:创造性破坏视角[J]. *中国工业经济*, 2015(10): 146 - 160.
- [9] 李海舰, 田跃新, 李文杰. 互联网思维与传统企业再造[J]. *中国工业经济*, 2014(10): 135 - 146.
- [10] 杨德明, 刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩[J]. *中国工业经济*, 2018(5): 80 - 98.
- [11] 王可, 李连燕. “互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2018(6): 3 - 20.
- [12] 李珊珊, 徐向艺. “互联网+”是否有效促进了小微企业创新[J]. *山东社会科学*, 2019(2): 149 - 154.
- [13] 张旭亮, 史晋川, 李仙德. 互联网对中国区域创新的作用机理与效应[J]. *经济地理*, 2017(12): 129 - 137.
- [14] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. *中国工业经济*, 2019(7): 119 - 136.
- [15] 中国科技发展战略研究小组, 中国科学院大学中国创新创业管理研究中心. 中国区域创新能力评价报告 2019 [M]. 北京: 科学技术文献出版社, 2019.
- [16] Paunova C, Rollob V. Has the internet fostered inclusive innovation in the developing world [J]. *World Development*, 2016, 78(3): 587 - 609.
- [17] 韩先锋, 惠宁, 宋文飞. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J]. *中国工业经济*, 2014(12): 70 - 82.
- [18] 王钺, 刘秉镰. 创新要素的流动为何如此重要? ——基于全要素生产率的视角[J]. *中国软科学*, 2017(8): 91 - 101.
- [19] Almeida P, Kogut B. Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks [J]. *Management Science*, 1999, 45(7): 905 - 917.
- [20] 茶洪旺, 左鹏飞. 信息化对中国产业结构升级影响分析——基于省级面板数据的空间计量研究[J]. *经济评论*, 2017(1): 80 - 89.
- [21] 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.
- [22] Mukhopadhyay T, Kekre S. Strategic and operational bene? [J]. *Management Science*, 2002(10): 1301 - 1313.
- [23] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. *经济研究*, 2015(7): 174 - 187.
- [24] 杨省贵, 顾新. 区域创新体系间创新要素流动研究[J]. *科技进步与对策*, 2011(12): 60 - 64.
- [25] 童纪新, 李菲. 创新型城市创新集聚效应比较研究——以上海、南京为例[J]. *科技进步与对策*, 2015(10): 35 - 39.
- [26] 靳巧花, 严太华. OFDI 影响区域创新能力的动态门槛效应[J]. *科研管理*, 2019, 40(11): 57 - 66.
- [27] 张杰, 高德步, 夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释[J]. *中国工业经济*, 2016(1): 83 - 98.
- [28] 吴延兵. R&D 存量、知识函数与生产效率[J]. *经济学(季刊)*, 2006(3): 1129 - 1156.
- [29] 安虎森, 颜银根, 朴银哲. 城市高房价和户籍制度: 促进或抑制城乡收入差距扩大? [J]. *世界经济文汇*, 2011(4): 41 - 54.
- [30] 黄先海, 金泽成, 余林徽. 要素流动与全要素生产率增长: 来自国有部门改革的经验证据[J]. *经济研究*, 2017(12): 62 - 75.
- [31] Freund C, Weinhold D. The internet and international trade in services [J]. *American Economic Review*, 2002, 92(2): 236 - 240.
- [32] Barro R J, Lee J W. Sources of economic growth [J]. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1994, 40(8): 0 - 46.
- [33] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. *管理世界*, 2016(10): 34 - 49.
- [34] 王春杨, 孟卫东. 基础研究投入与区域创新空间演进——基于集聚结构与知识溢出视角[J]. *经济经纬*, 2019(2): 1 - 8.

[责任编辑: 杨志辉]

Internet, Innovation Factor Flow and Disparities of Regional Innovation Capability

LING Hua, LI Xinwei, DONG Birong, WANG Jingyong

(School of Accounting, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces and cities in China from the year 2008 to 2017, this paper uses the panel regression model to explore the direct impact of the Internet on regional innovation capabilities, and on this basis, the mediating effect of the innovation factors flow is examined. The empirical study results show that, on the one hand, the Internet directly promotes the enhancement of regional innovation capabilities, and its promotion effect on the eastern and central regions is significantly greater than that of the western regions. On the other hand, the Internet has affected regional innovation capabilities indirectly by affecting the innovation factors flow. However, the impact of the innovation factors flow in different regions is significantly different. In the eastern and central regions, the Internet has further enhanced regional innovation capabilities by promoting the flow of innovation elements, while in the western region, the Internet has a negative impact on the flow of innovation factors, resulting in a decline in the region's innovation capabilities.

Key Words: internet; innovation factors; flow of factors; regional innovation capabilities; regional economic structure