

区域协同创新对动态比较优势增进的影响研究

——基于省级面板数据的中介效应分析

刘源 史桂芬¹

(东北师范大学, 长春 130117)

【摘要】: 本文基于 2008–2016 年中国 30 个省(市)数据, 通过构建理论模型, 分析区域协同创新对区域动态比较优势存在的影响; 在构建区域协同创新指标的基础上, 实证分析区域协同创新对区域动态比较优势增进的影响及作用机制。基本结论为: 区域协同创新对动态比较优势的影响呈现倒 U 型关系; 人均资本存量与劳动力成本在区域协同创新对动态比较优势增进的影响中分别具有中介效应及遮掩效应。协同创新程度较高的地区, 区域协同创新对动态比较优势增进作用不明显; 协同创新程度较低地区, 该促进效应较为显著。文章从创新驱动的角度出发, 分析区域协同创新对动态比较优势增进的影响及作用机制, 为地区制定创新政策, 调整区域创新模式提供一定的启示。

【关键词】: 区域协同创新 动态比较优势 中介效应

【中图分类号】: F124.3 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2021)07—0020—14

一、引言和文献综述

20 世纪 90 年代以来, 中国经济凭借劳动力价格的比较优势实现了高速增长, 并成为世界制造业出口大国。随着人口红利的优势逐渐减弱, 工资和物价水平不断提升, 中国中低端的制造业有逐渐被印度、越南等发展中国家替代的趋势。自 2012 年起, 中国经济发展也逐步从高速增长转变成为平稳增长的新阶段¹, 中国进入到了经济发展的“新常态”。习近平总书记在亚太经合组织(APEC)工商领导人峰会以及党的十八大, 分别指出, 要“从要素驱动、投资驱动转向创新驱动”, 实施创新驱动的发展战略。与此同时, 中国区域间经济发展仍具有较大差距。如何在保障国家现有经济增速的同时, 以创新为主要动力、充分发挥地区比较优势, 形成地区间优势互补, 促进区域间协调发展是值得探讨的论题。

随着理论的不断发展与进步, 在原有绝对比较优势、相对比较优势及 H-O 理论等经典理论的基础上诸位学者(Kortum & Kortum, 2002; 邹薇和代谦, 2004; Andrei et al, 2016)^{[1]–[3]}逐步将技术进步、产品创新及时间等因素纳入国家间比较优势研究。Krugman(1979)^[4]即指出, 技术进步对发展中国家与发达国家均具有积极作用, 对发达国家而言可以提升其出口产品优势, 对于发展中国家而言则可以缩小两国的技术差距, 减少相关产品的进口。Kortum & Kortum(2002)^[1]、邹薇和代谦(2004)^[2]、Levchenko & Zhang(2011)^[3]也相继发现加大研发力度, 提升自主创新能力是地区动态比较优势增进的重要途径。

与此同时, 时间要素也逐步纳入到考虑, 对国家间比较优势研究不仅局限于静态分析, 在内生增长理论提出以及“干中学”

¹**作者简介:** 刘源(1992–), 女, 吉林省吉林市人, 东北师范大学经济与管理学院博士研究生, 研究方向: 区域协调发展; 史桂芬(1972–), 女, 吉林长春人, 东北师范大学经济与管理学院教授、博士生导师、应用统计学教育部重点实验室研究员, 研究方向: 公共经济与金融发展。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“公共品供需匹配视角下农业转移人口社会融合及其经济效应研究”(20BJY138), 项目负责人: 史桂芬

思想的引导下,技术要素从仅作为影响比较优势的外生变量(Posner, 1961;Vernon, 1966)^{[5][6]}逐步被当做内生变量纳入到模型中,并形成了技术内生的动态比较理论(Krugman, 1987;Lucas, 1988)^{[7][8]}。Krugman(1987)^[7]认为专业化模式是决定一个国家比较优势的重要决定因素,而“干中学”则可以有效促进技术进步进而实现生产的专业化。并且,认为两个国家在初始禀赋无差异的前提下,依旧可以通过“干中学”的模式来获得动态比较优势。Lucas(1988, 1993)^{[8][9]}则发现人力资本的外溢性,即“干中学”具有一定的积累效应,并通过研究发现,人力资本在积累过程中可以促进该地区形成新的比较优势。此后,学者研究发现,通过加大研发力度提高自主创新能力以提升技术也是促进地区动态比较优势增进的重要途径(Grossman & Helpman, 1990)^[10],并通过建立理论模型的形式验证了技术创新对行业以及国家间的动态比较优势的显著影响(Kortum & Kortum, 2002;邹薇和代谦, 2004;Levchenko & Zhang, 2011)^{[11]-[3]}。可见,比较优势是国家间贸易合作的基础,而技术随时间的提高对比较优势增进具有明显的促进作用。

与此同时,要素相对丰富度以及要素价格对动态比较优势的影响不容忽视。从要素相对丰富度的角度,以H-O模型为基础,Samulson(1948)^[11]、Mundell(1957)^[12]以及Balassa(1977)^[13]逐步拓展,构建了生产要素与商品出口结构变化的模型关系。此外,还有学者探究了要素的国际间流动,研究发达国家与发展中国家的贸易模式,从要素禀赋差异角度分析国家间贸易(Vanek, 1968;Oniki & Uzawa, 1965;Bond, 2003;Morrow, 2010)^{[14]-[17]}。国内学者也从比较优势的角度对中国国际贸易进行了分析,例如,鲁晓东和李荣林(2007)^[18]则通过构建中国1987-2005年的贸易结构与比较优势进行分析,证实了以要素禀赋为基础的比较优势有一定的稳定性但是也提到中国的比较优势在发生变化。从要素相对价格角度,部分学者认为,劳动力成本上升对国际竞争力有一定的助推作用。Kuznets(1973)^[19]和Romer(1987)^[20]提出劳动力成本提升,有助于产业结构发展。Zandwedge(2013)^[21]也指出,中国面临劳动力成本快速上升的挑战,当劳动力成本不再是比较优势,就要通过推动制造业产业结构升级以保证中国制造业在世界的地位。蔡昉(2007)^[22]认为,劳动生产率提升速度如果可以超过劳动力成本提升速度,则中国的产业比较优势还可以继续保持。程承坪(2012)^[23]则通过研究劳动力成本、全要素生产率与RCA之间的关系,得出劳动力工资会提高我国制造业国际竞争力的结论。

从以上国家间贸易相关研究可知,创新对国家相对比较优势及国际竞争力提升具有重要意义,此外国家要素禀赋结构以及要素相对价格对国家间相对比较优势也有重要影响。同理,从国家区域发展的角度,地区创新水平对地区相对比较优势及竞争力发展也至关重要。与国家间竞争不同,区域间发展还需考虑资源分配与区域间协调发展。因此推进地区协同创新,建立区域创新系统对提升地区创新水平,对促进地区比较优势增进、缩小地区间经济发展差距进而带动中国整体经济发展具有重要意义。

目前有关创新与比较优势相关的研究多集中于国家间的研究,而有关区域协同创新的研究主要集中于协同创新指标的测度(贺灵, 2013)^[24]与理论分析(Grossman & Helpman, 1990, 1991a;Bernard & Andrew, 2003)^{[10][25][26]}。Stenberg(2000)^[27]对区域创新的重要性以及区域创新能力的内涵进行了分析与界定。Buesa(2006)^[28]和Franke等(2004)^[29]则对影响区域协同创新的因素进行了分析。范柏乃(2003)^[30]从城市层面以及协同视角出发对创新能力进行了分析与测评。贺灵(2013)^[24]则对区域协同创新能力进行了系统测评并探寻了区域协同创新能力增进机制。总体而言,有关区域协同创新的研究多集中于指标测度以及影响因素的分析,鲜有文章分析区域协同创新可能对地区经济发展带来的影响。

基于此,本文可能存在的贡献如下:首先,与大部分学者研究不同,本文在区域协同系统的理论框架下构建区域协同创新指标,并以此作为核心解释变量,探究协同创新对区域动态比较优势的影响;其次,本文对原有比较优势模型进行拓展,以理论与实证相结合的方式分析区域协同创新对动态比较优势增进的影响路径;最后,本文进一步验证了区域协同创新的溢出效应以及区域创新政策对动态比较优势增进的影响,为区域间产业合作提供借鉴。

二、区域协同创新影响动态比较优势的路径分析

根据前文所述,一个地区比较优势取决于产品的相对成本差异,而地区比较优势的变化又与区域创新水平密切相关,并且,要素禀赋结构与要素相对价格也会直接或间接影响地区比较优势变化。因此,可以将产品成本相对价格作为地区比较优势的代

理变量，并将其设定为人均资本存量与劳动力成本的产出函数。可以初步判断，创新要素有助于人均资本存量与劳动力成本的提升，人均资本存量与劳动力成本也能够带动地区比较优势增进。

基于此，本文在参考侯经川等(2007)^[31]研究的基础上，将该理论模型应用于区域间贸易并将要人均资本存量与劳动力成本引入到产品的成本函数中，构建区域协同创新与动态比较优势之间的理论关系。首先，假设有两个地区 W 和地区 E, 假设地区 E 为先发展地区而 W 地区为后发地区。令 a_w 和 a_e 分别为两个地区生产 A 产品的单位成本 ($a_w > a_e$), b_w 和 b_e 则分别为两个地区生产 B 产品的单位成本 ($b_w > b_e$)。且两个地区相对成本满足：

$$\frac{a_w}{b_w} < \frac{a_e}{b_e} \quad (1)$$

则依据比较优势理论，W 地区在产品 A 具有相对比较优势，E 地区在产品 B 具有相对比较优势。其次，假定 W 地区和 E 地区的 A 产品产量分别为 X_w 和 X_e , B 产品产量分别为 Y_w 和 Y_e , W 地区和 E 地区的总投入量分别为 K_w 、 K_e , 则两地区生产可能性边界为：

$$a_w X_w + b_w Y_w = K_w \quad (2)$$

$$a_e X_e + b_e Y_e = K_e \quad (3)$$

最后，本文设定 A 产品相对于 B 产品价格为 P_{ab} , 即一单位的 B 产品需要 P_{ab} 单位的 A 产品来交换。则存在如下关系：

$$P_{ab} = \frac{1}{P_{ba}} \quad (4)$$

根据以上假定，在两个地区均追求福利最大化的假定下。两个地区进行产品分工分别为：

$$r_w = (P_{ab} - \frac{a_w}{b_w}) X_w \quad (5)$$

$$r_e = (P_{ba} - \frac{b_e}{a_e}) X_e \quad (6)$$

进而，在市场完善的假设前提下，双方达成“博弈均衡”时，W 地区生产 A 产品以及 E 地区生产 B 产品的利润率则分别为：

$$m_w = \frac{(P_{ab} - \frac{a_w}{b_w}) X_w}{\frac{a_w}{b_w} X_w} = \frac{b_w}{a_w} P_{ab} - 1 \quad (7)$$

$$m_e = \frac{(\frac{1}{P_{ab}} - \frac{a_e}{b_e}) X_e}{\frac{a_e}{b_e} X_e} = \frac{b_e}{a_e} P_{ab} - 1 \quad (8)$$

当两个地区达到均衡时，两个的利润率相等即 $m_w = m_e$, 则此时两个地区的均等价格为：

$$P_{ab} = \frac{1}{P_{ba}} = \sqrt{\frac{a_w a_e}{b_w b_e}} \quad (9)$$

$$X_w = \frac{K_w}{a_w}, Y_e = \frac{K_e}{b_e},$$

此时两地区利益最大化的条件为, 即 W 地区将全部要素用于 A 产品的生产而 E 地区则将全部要素用于 B 产品的生产。此时, 将 X 和 Y 分别代入到公式 (2) 和公式 (3), 即可得到两地区的总利益收入。在分别将总利益除以各自生产要素的总投入并以产品 A 为基准进行换算得到两地区的平均收益, 结果如下:

$$\bar{r}_w^A = \frac{1}{\sqrt{a_w b_w}} \left(\sqrt{\frac{b_w}{a_w}} - \sqrt{\frac{b_e}{a_e}} \right) \quad (10)$$

$$\bar{r}_e^A = \frac{1}{\sqrt{a_e b_e}} \left(\sqrt{\frac{b_w}{a_w}} - \sqrt{\frac{b_e}{a_e}} \right) \quad (11)$$

进而可以得到两地区的相对竞争水平。

其中, a_w 、 a_e 、 b_w 、 b_e 分别的函数表达形式为:

$$a_w = f(k_{aw}(\phi), w_{aw}(\phi)) \quad (12)$$

$$a_e = f(k_{ae}(\phi), w_{ae}(\phi)) \quad (13)$$

$$b_w = f(k_{bw}(\phi), w_{bw}(\phi)) \quad (14)$$

$$b_e = f(k_{be}(\phi), w_{be}(\phi)) \quad (15)$$

两个地区的产品 A 和 B 均为人均资本存量与工资的函数, 其中人均资本存量呈正相关与工资呈现负相关, 并且人均资本存量和工资均为创新的函数, 创新与人均资本存量正相关与工资(劳动力成本)呈现负相关。则两地区的相对竞争水平可以表示为:

$$\frac{\bar{r}_w^A}{\bar{r}_e^A} = \sqrt{\frac{a_e b_e}{a_w b_w}} = \sqrt{\frac{f(k_{ae}(\phi), w_{ae}(\phi)) \times f(k_{be}(\phi), w_{be}(\phi))}{f(k_{aw}(\phi), w_{aw}(\phi)) \times f(k_{bw}(\phi), w_{bw}(\phi))}} \quad (16)$$

从该基础表达式可以看出, 一个地区的相对竞争力水平与该地区两种产品的相对单位生产成本平方根成反比, 与其贸易地区两产品的单位生产平方根呈现正比关系。加入创新要素之后, 则可能从人均资本存量与劳动力成本两个途径影响该地区的动态比较优势。一方面, 提升技术进步, 增加产品附加值, 进而促进地区动态比较优势提升; 而另一方面, 技术进步带来的外溢效应离不开劳动力素质提高与人力资本的积累。劳动力素质的提升又会提高劳动力成本, 则影响了劳动力与资本的相对价格, 生产者更加倾向于发展资本密集型产品而减少对劳动力的使用, 这又可能进一步带动动态比较优势增进。因此, 本文将从人均资本存量与劳动力成本两个路径来实证探究区域协同创新对地区动态比较优势增进的作用。

三、研究设计

(一)中介效应设计

从上述理论分析可以基本判定，创新要素会通过影响人均资本存量以及劳动力成本来影响动态比较优势。因此，分别设定人均资本存量与劳动力成本两个中介变量。通过检验，分析区域协同创新如何通过影响人均资本存量以及劳动力成本来影响动态比较优势。并且，通过前文的分析可知，商品相对成本与比较优势增进之间存在一定的非线性关系，本文首先将核心解释变量与被解释变量均做对数处理，并引入核心解释变量(区域协同创新)的二次项。

本文设定的基本模型如下：

$$\ln CAE_{it} = C_0 + a_1 \ln CI_{it} + a_2 CI_{it}^2 + a_3 Controls + e_{it} \quad (17)$$

其中，CAE 代表动态比较优势增进，CI 代表区域协同创新指标。

(二)变量选择及测算

1. 被解释变量。

动态比较优势。Hausman (2007)^[33]用出口技术复杂度体现人均收入水平高的国家的出口商品构成，其后，该指标被广泛运用到比较优势动态变化的测度。本文也运用该指标对各省动态比较优势进行测度。首先测算 30 省(市)出口商品的技术复杂度，参考代中强(2011)^[34]的核算方法，运用各省 27 个工业产业的出口数据进行核算，计算公式为：

$$PROD_i = E_j \frac{e_{ij}/E_j}{\sum_j (e_{ij}/E_j)} Y_j \quad (18)$$

其中 $\frac{e_{ij}}{E_j}$ 代表了 j 省(市) i 行业占 j 省总出口的比重，Y 代表 j 省以 2012 年为基期的实际人均 GDP，PROD_i 则代表 30 省(市) i 行业出口占当地所有行业出口总额的比重。

其次，根据技术负责度计算各省的出口复杂度，公式如下：

$$PROV_i = E_j \frac{e_{ijt}}{e_{jt}} PROD_i \quad (19)$$

其中， $\frac{e_{ijt}}{e_{jt}}$ 代表 j 省 i 行业在第 t 年行业出口占 j 省出口的比重。

2. 核心解释变量。

区域协同创新指标。基于对区域协同创新相关研究的归纳与分析,本文参考贺灵(2013)^[24]运用序参量的复合系统协同度测量方法对区域协同创新能力评价指标的构建,将区域协同创新能力系统分成:创新资源保障能力、知识创新能力、知识配置能力、知识应用能力以及创新环境支撑能力五大子系统。

首先,选取子系统所对应的指标进行数据搜集,其中创新资源保障能力主要选取可以为创新提供基础资源的相关指标,主要涉及高技术人员以及对科技的资金投入;知识创新能力则主要选取与科研相关的指标,如科研机构数、科技论文数以及高校课题数等;知识配置能力主要涉及企业间、国家间关于科技方面的合作;知识应用能力则主要着眼于企业的创新能力;创新环境支撑能力则主要选取互联网、移动电话、固定资产投资等硬件设备及环境因素²,其中,缺失值数据采用均值法以及趋势预测的方式进行估算。

其次,对原始数据进行无量纲化处理,将数据绝对值转化为相对值以方便数据间运算³。

最后,确定指标权重并对区域创新能力进行测度。本文运用熵值法确定指标权重,并运用 Matlab 对区域创新能力有序度进行测度⁴。

3. 中介变量。

人均资本存量。根据前文研究,人均资本存量在对动态比较优势的影响中起到重要作用。本文选取的人口数为各省的常住人口数,物质资本存量的计算则采用经典的永续盘存法(Goldsmith, 1951)^[34],其公式如下:

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t \quad (20)$$

其中 K_t 表示第 t 年的资本存量, K_{t-1} 表示第 $t-1$ 年的资本存量, δ 表示资本折旧率, I_t 表示第 t 年的投资额。并采用张军(2004)^[35]的核算方式确定各省(市)物质资本存量的基期以及资本折旧率,最终计算得出 2008-2016 年中国 30 省(市)的人均资本存量。

劳动力成本指标。由于劳动力成本是影响动态比较优势的另一重要因素。因此本文将劳动力成本设定为第二个中介变量。劳动力成本的核算指标主要采用的是各省(市)的城镇平均工资。

4. 控制变量。

除此之外,人力资本水平(edu)、政府干预程度(gi)、市场化程度(mr)以及从事科研开发人员数(rdr)均对动态比较优势有一定影响。因此,选取该四个指标作为控制变量。

(1)人力资本水平采取的是平均受教育年限,计算公式为:

$$Edu = \sum_i year_i P_i \quad (21)$$

其中, $year_i$ 代表第 i 个学历层次的受教育年限, P_i 代表 i 学历人口占总人口的比重。各学历层次年限划分如下:小学为 6 年,初中为 9 年,高中为 12 年,专科及以上设置为 16 年。(2)政府干预程度(gi):政府支出规模是体现地方政府财力的重要体

现,也是政府干预程度的直观反映,因此,本文采用地区财政支出占该地区 GDP 的比重来测度政府干预程度。(3) 市场化程度(mr):该指标采用王小鲁和樊纲(2018)编撰的《中国分省份市场化指数报告》中的相关数据。(4) 科研开发人员数(rdr):该指标采用的是从事 R&D 人数占总从业人数的比重。所有控制变量的数据来源主要为《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》以及中国统计局官网。

为了构造适用于实证研究的面板数据,本文对变量进行了如下处理:(1)涉及到关于资本存量与 GDP 的相关数据均进行了以 2012 年为基期的消胀处理;(2)为了使解释变量的系数更具科学性,本文将所有变量进行了去量纲处理;(3)为了兼顾数据量与数据真实性,本论文采用的时间跨度为 2008-2016 年的省级数据,由于西藏地区的数据缺失严重,因此本文最终选取的是 30 个省(市)的中国大陆地区数据。最终获得的基本数据情况如表 1 所示。

表 1 相关变量的描述性统计

符号	变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
lnCAE	动态比较优势	270	1.4423	0.2919	0.7850	1.8850
lnCI	区域协同创新	270	1.1631	0.2791	0.5374	2.0119
lnCI ²	区域协同创新的平方	270	-1.4304	0.7013	0.2888	4.0477
lnPC	人均资本	270	-1.2244	0.7312	-3.1290	-0.3163
lnwage	劳动力成本	270	-1.2988	0.6629	-2.9160	-0.4371
edu	教育水平	270	0.4017	0.0685	0.2593	0.5213
gi	政府干预程度	270	0.4048	0.1259	0.1349	0.6448
rdr	科研人员数占比	270	0.3911	0.1355	0.0860	0.6899
mr	市场化水平	270	0.3813	0.1249	0.1451	0.6353

四、实证结果与分析

(一)基本模型结果分析

首先进行普通的面板回归分析,本文的时间维度为 9,属于短面板模型,因此无需做单位根检验以验证平稳性,直接进行面板模型的选择。如表 2 所示,模型(1)一(3)分别是区域协同创新对动态比较优势增进影响在混合效应模型、固定效应模型以及随机效应模型的估计结果。通过对模型(1)和模型(2)对比,模型(1)的核心解释变量不显著,模型(2)显著。首先,混合效应模型忽略了个体差异性;其次,根据 F 检验,固定效应模型的 F 值优于混合效应模型,因此在模型(1)与模型(2)中优先选择模型(2)。虽然模型(2)和模型(3)的核心解释变量均显著,但是根据 Hausman 检验结果(30.61)表明,模型(2)更为适合,因此本文选取固定效应模型作为基础回归模型。从模型(2)可以初步判断,区域协同创新与动态比较优势之间呈现倒 U 型关系,即在区域各部门间开始进行协同发展时,协同创新的提升有助于区域动态比较优势增进,但是随着协同创新水平与能力的逐步提升,可能存在产品技术提升的同时增加了产品成本,而产品附加值的提升无法弥补产品成本提升的情况,进而使得区域协同创新对区域动态比较优势产生了负面影响。

表 2 区域协同创新对动态比较优势增进影响的面板分析结果

	(1) lnCAE	(2) lnCAE	(3) lnCAE
lnCI	0.327 (1.32)	0.392** (2.20)	0.376** (2.06)
lnCI ²	-0.155 (-1.58)	-0.181** (-2.57)	-0.174** (-2.41)
edu	1.607*** (6.95)	1.653*** (10.99)	1.645*** (10.53)
gi	0.331* (1.82)	0.759*** (7.78)	0.633*** (6.49)
rdr	0.427** (2.65)	0.146* (1.81)	0.232*** (2.86)
mr	0.703*** (6.57)	0.579*** (7.70)	0.614*** (7.87)
cons	0.070 (0.42)	-0.003 (-0.03)	0.012 (0.10)
F	151.41	262.06	
Hausman			30.61***

(二)内生性检验

考虑到经济变量之间的互相影响，模型设定可能会存在内生性问题，为使得结论更具严谨性，本文对区域协同创新与动态比较优势之间的关系进行了内生性检验，其检验统计量为 3.34034，在 5%的显著性水平下拒绝原假设，即本模型存在一定的内生性问题。因此，在接下来的研究中，本文采用 GMM 估计方法，将核心解释变量的滞后一期作为工具变量进行实证分析，以消除内生性问题(回归结果见表 3)。从表 3 的模型(4)可以看到，与固定效应模型的结果一致，在 5%的显著性水平下，区域协同创新与动态比较优势之间呈现倒 U 型关系。从控制变量看，人力资本水平(系数为 1.526)、市场化程度(系数为 0.878)以及科研开发人员数(系数为 0.238)对地区动态比较优势呈现促进作用，即居民素质的提升、市场化程度的提升以及科研人员储备增加都会有助于地区的比较优势的提升。

(三)中介效应分析

从理论分析可以推论，区域协同创新还可能通过影响人均资本存量以及劳动力成本来对动态比较优势增进产生作用。为验证该理论假设，本文分别对人均资本存量与劳动力成本两个变量进行中介效应分析，考虑到内生性问题可能对估计参数带来的影响，本部分将解释变量的滞后一期作为工具变量进行估计。

$$\ln CAE_{it} = C_0 + a_1 \ln CI_{i(t-1)} + a_2 CI_{i(t-1)}^2 + a_3 Controls + e_{it} \quad (22)$$

$$\ln PC_{it} + C_0 + a_1 \ln CI_{i(t-1)} + a_2 CI_{i(t-1)}^2 + a_3 Controls + e_{it} \quad (23)$$

$$\ln CAE_{it} + C_0 + a_1 \ln CI_{i(t-1)} + a_2 CI_{i(t-1)}^2 + a_3 Controls + a_4 \ln PC_{i(t-1)} + e_{it} \quad (24)$$

$$\ln Wage_{it} + C_0 + g_1 \ln CI_{i(t-1)} + g_2 CI_{i(t-1)}^2 + g_3 Controls + e_{it} \quad (25)$$

$$\ln CAE_{it} + C_0 + a_1 \ln CI_{i(t-1)} + a_2 CI_{i(t-1)}^2 + a_3 Controls + a_4 \ln Wage_{i(t-1)} + e_{it} \quad (26)$$

其中, CAE 代表动态比较优势增进, CI_{it-1} 和 CI_{it-1}^2 分别代表区域协同创新以及其平方项的滞后一期, PC 代表人均资本存量, Wage 代表劳动力成本, i 代表第 i 个省(市), t 代表第 t 年, 本文中 t 的取值范围为 2008–2016。公式(22)、(23)和(24)为有关人均资本存量的中介效应检验, 公式(22)、(25)和(26)为关于劳动力成本的中介效应检验。根据, 温忠麟和叶宝娟(2014)分析可知, 当存在不止一个中介效应时, 可能会出现核心解释变量系数不显著的情况, 此时的分析为“广义中介分析”, 即进行“遮掩效应”的相关检验。所以, 本文在进行实证检验时, 出现核心解释变量不显著的情况即进行遮掩效应的分析与检验。检验结果如表 3 所示。

模型(4)、(5)和(6)共同检验人均资本存量的中介效应。从模型(5)可以看到, 区域协同创新对人均资本存量具有显著的正向效应(系数为 6.123), 表明区域协同创新的提高有助于提升人均资本存量。从区域协同创新的二次项系数(-2.374)可以发现, 区域协同创新对人均资本存量的影响在一定范围内是促进作用, 但随着创新能力的不断提升, 对人均资本存量的提升作用逐渐减弱并出现负向影响。从模型(6)可以观测到, 当把人均资本存量放入到基础回归中后, 人均资本存量对动态比较优势的影响显著为正(系数为 0.355), 与此同时核心解释变量的系数均不显著(系数分别为 0.0766 和 0.0886), 通过对比系数乘积, 发现人均资本存量在协同创新一次项中具有完全中介效应, 中介效应与总效应比为 0.97; 与协同创新的二次项亦为完全中介效应, 中介效应与总效应比为 0.91⁵。在初期, 区域协同创新会通过提升人均资本存量来带动动态比较优势增进, 但是随着区域协同创新水平的提高, 对人均资本存量的影响有限, 对动态比较优势增进的影响也会减弱。

模型(4)、(7)和(8)共同验证劳动力成本的中介效应。随着劳动力成本的不断提升, 地区从发展劳动力密集型的产业向发展资本密集型的产业过渡, 在一定程度上推动产业结构升级, 同时也促进了动态比较优势增进。模型(7)即体现了区域协同创新与劳动力成本之间的关系, 从结果可以看出, 区域协同创新与劳动力成本也呈现了倒 U 型关系(系数分别为 6.97 和 -2.682)。即在创新发展初期, 劳动力成本会随着创新水平的提升而逐步提升, 但是, 随着创新水平不断提升, 劳动力成本反而因为创新效率的提升而有所下降。模型(8)为加入了劳动力成本变量的实证结果, 其中, 劳动力成本的系数显著为正(0.405), 表明, 劳动力成本的提升有助于提升动态比较优势水平, 而此时核心解释变量均不显著(系数分别为 -0.502 和 0.156)。说明直接效应影响不显著, 劳动力成本在区域协同创新对动态比较优势增进影响中存在完全中介效应, 中介效应与总效应的比为 1.22 和 1.17⁶。具体的, 在区域协同创新水平较低时, 劳动力成本通过区域协同创新作用于动态比较优势增进的效应为正; 当区域协同创新水平较高时, 劳动力成本通过区域协同创新作用于动态比较优势增进的效应为负。

综上, 区域协同创新会在创新水平较低的阶段对动态比较优势增进产生积极作用, 当区域协同创新水平达到较高水平时, 其对动态比较优势增进的效果逐渐减弱甚至会出现负向影响, 并劳动力成本以及人均资本存量是改变动态比较优势对地区动态

比较优势增进影响的重要路径，总体来说，区域协同创新对动态比较优势增进的直接效应不明显。

表 3 中介效应分析

	(4) lnCAE	(5) lnPC	(6) lnCAE	(7) lnwage	(8) lnCAE
lnCI	2.250** (1.99)	6.123*** (2.67)	0.077 (0.15)	6.790*** (3.42)	-0.502 (-0.72)
lnCI ²	-0.931** (-2.02)	-2.374** (-2.58)	-0.089 (-0.42)	-2.682*** (-3.38)	0.156 (0.56)
lnwage					0.405*** (10.50)
lnPC			0.355*** (14.70)		
edu	1.526*** (7.16)	4.151*** (9.32)	0.053 (0.37)	3.641*** (8.61)	0.051 (0.29)
gi	0.067 (0.53)	0.330 (1.21)	-0.050 (-0.65)	0.790*** (2.92)	-0.253*** (-3.23)
rdr	0.238* (1.80)	-0.153 (-0.50)	0.292*** (4.51)	-0.119 (-0.43)	0.287*** (4.52)
mr	0.878*** (8.68)	1.822*** (7.86)	0.232*** (3.17)	1.381*** (6.37)	0.319*** (4.19)
cons	-0.900 (-1.39)	-7.314*** (-5.44)	1.696*** (5.01)	-7.569*** (-6.49)	2.168*** (4.45)

(四) 异质性分析

在前述分析的基础上，本文将研究的全国 30 个省(市)按照区域协同创新水平的高低进行分类，以进一步验证在不同协同创新水平下，这种倒 U 型关系是否依旧成立。

表 4 为区域协同创新水平较低的区域实证检验结果。从模型(9)可观测到，与全样本结果类似，动态比较优势在初期会随着区域协同创新水平的提升而得到增进(系数为 7.158)，并随着区域协同创新水平的提升，这种增进效果逐步减弱并呈现反向作用(系数为-3.003)。模型(10)与模型(11)则再一次证实了人均资本存量在区域协同创新对动态比较优势增进的影响中具有完全的中介效应，中介效应与总效应的比值分别为 0.697 和 0.675。模型(12)和模型(13)则证实了在区域协同创新水平较低的地区，劳动力成本在区域协同创新对动态比较优势增进的影响中具有完全中介效应，中介效应与总效应的比值分别为 0.608 与 0.586。

表 5 为区域协同创新水平较高的区域的实证检验结果。与全样本不同，模型(14)的结果显示，核心解释变量及其平方项均

不显著。表明在协同创新水平较高时,协同创新水平的提高并不能显著带动地区动态比较优势增进。也说明,在协同创新水平较高的地区,人均资本存量与劳动力成本的中介效应不存在,但是可能以遮掩效应进行立论。模型(15)和模型(16)的核心解释变量也均不显著,说明当区域协同创新水平较高时,人均资本存量的遮掩效应也不存在。模型(17)和模型(18)则证实了,在协同创新水平较高的地区,区域协同创新水平提升对劳动力成本提升仍然呈现倒U型关系(系数分别为13.64和-5.521),将劳动力成本因素加入到原模型中,劳动力成本对动态比较优势增进仍呈现显著正相关(系数为0.319),而区域协同创新指标不显著(系数为2.801)。可以判定在协同创新水平比较高的地区,劳动力成本对区域动态比较优势增进具有遮掩效应,间接效应与直接效应的比值为2.46和2.83⁷。综上,在区域协同创新水平较高的地区,人均资本存量在区域协同创新对动态比较优势增进中的影响不明显;而劳动力成本在区域协同创新与动态比较优势的关系中存在遮掩效应,区域协同创新对动态比较优势增进的影响主要通过劳动力成本的间接作用实现。

表4 区域协同创新水平较低地区的模型结果

	(9) lnCAE	(10) lnPC	(11) lnCAE	(12) lnwage	(13) lnCAE
lnCI	7.158* (1.91)	15.361* (1.95)	2.166 (0.96)	13.640** (2.03)	2.801 (0.94)
lnCI ²	-3.003* (-1.92)	-6.237* (-1.91)	-0.976 (-1.06)	-5.521** (-1.98)	-1.240 (-1.01)
lnPC			0.325*** (4.45)		
lnwage					0.319*** (2.85)
edu	1.688*** (3.99)	4.202*** (4.93)	0.322 (0.87)	3.754*** (4.93)	0.489 (0.98)
gi	0.258 (0.82)	0.655 (1.04)	0.045 (0.34)	1.080* (1.90)	-0.087 (-0.46)
rdr	-0.175 (-0.57)	-0.688 (-1.10)	0.0481 (0.30)	-0.861 (-1.61)	0.100 (0.43)
mr	1.007*** (3.09)	2.208*** (3.49)	0.289 (1.15)	1.759*** (3.09)	0.445 (1.53)
cons	-3.752* (-1.74)	-12.74*** (-2.78)	0.389 (0.25)	-11.58*** (-2.98)	-0.055 (-0.03)

表5 区域协同创新水平较高地区的模型结果

	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
--	------	------	------	------	------

	lnCAE	lnPC	lnCAE	lnwage	lnCAE
lnCI	0.920 (1.05)	3.272 (1.59)	-0.130 (-0.28)	4.003** (2.19)	-0.629 (-0.96)
lnCI ²	-0.402 (-1.14)	-1.243 (-1.55)	-0.003 (-0.01)	-1.604** (-2.25)	0.219 (0.85)
lnPC			0.321*** (11.20)		
lnwage					0.387*** (6.94)
edu	1.459*** (5.41)	4.233*** (7.23)	0.100 (0.46)	3.620*** (7.17)	0.058 (0.23)
gi	-0.069 (-0.46)	0.174 (0.45)	-0.125 (-1.15)	0.709** (2.31)	-0.344*** (-3.05)
rdr	0.440*** (2.95)	-0.002 (-0.00)	0.441*** (5.78)	0.362 (1.09)	0.300*** (3.46)
mr	0.919*** (6.77)	1.720*** (5.16)	0.367*** (3.59)	1.232*** (4.61)	0.442*** (4.07)
cons	-0.085 (-0.17)	-5.568*** (-4.70)	1.702*** (5.80)	-5.931*** (-5.66)	2.210*** (4.60)

通过对不同水平的区域协同创新能力的区域划分，进一步证实了区域协同创新与动态比较优势增进之间的倒 U 型关系，也再次证实了区域协同创新对动态比较优势增进的直接效应不明显。

(五)稳健性检验

考虑到区域协同创新可能存在一定的外溢效应，变量之间会产生空间相关性，为了进一步证实区域协同创新与动态比较优势增进之间的关系也为了避免内生性对实证结果的影响，本文构建空间 GMM 模型进一步验证。

在进行空间效应研究前，先通过全局莫兰检验与局部莫兰检验判断变量是否存在空间依赖性。其中，在全局莫兰检验中，2008 年到 2016 年大部分年份的动态比较优势增进指标均具有显著的空间正相关，说明区域间动态比较优势增进具有明显的溢出效应。在局部莫兰检验中，2008 年-2016 年的莫兰图的检验结果均可证实动态比较优势增进指标在各地区之间有比较明显的“高高”、“低低”的集聚特性，可见产业结构在地区之间有明显的空间集聚效应。综上，验证了本文变量在地区之间确实存在一定的空间溢出效应，可进一步构建空间计量模型，其回归结果如表 6 所示。

表 6 空间 GMM 模型回归结果

	(19) lnCAE	(20) lnPC	(21) lnCAE	(22) lnwage	(23) lnCAE
lnCl _{t-1}	0.925* (1.78)	1.671* (1.76)	-0.176 (-0.57)	3.603** (2.57)	-0.305 (-1.19)
lnCl2t-1t-12	-0.416** (-2.02)	-0.716* (-1.94)	0.046 (0.40)	-1.412*** (-2.74)	0.122 (1.28)
lnPC			0.410*** (8.66)		
lnwage					0.428*** (10.31)
edu	1.195*** (2.92)	2.9678*** (1.67)	0.307 (0.91)	6.240*** (4.37)	-0.057 (-0.20)
gi	0.431* (1.68)	0.9354* (1.67)	0.213 (1.33)	0.925 (1.23)	0.045 (0.34)
rdr	0.119 (0.56)	-0.798** (-1.88)	0.236* (1.72)	-0.978 (-1.61)	0.068 (0.64)
mr	0.818*** (3.68)	1.187*** (2.59)	0.029 (0.22)	0.786 (1.36)	0.132 (1.28)
wlnCI	-0.010 (-0.04)	0.853** (2.46)	62.258 (1.28)	-213.488 (-0.93)	91.825** (2.31)
wlnCI ²	0.021 (0.21)	-0.330** (-2.16)	-30.987 (-1.38)	105.755 (1.01)	-38.499** (-2.11)
wlnPC			-16.287** (-2.03)		
wlnwage					-11.668 (-1.59)
cons	0.060 (0.09)	-7.3954*** (-8.72)	1.449*** (5.62)	-5.471*** (-5.56)	1.540*** (7.32)

模型(19)为基础回归, 总体区域协同创新对动态比较优势增进呈现倒U型(系数分别为0.925和-0.416), 与基础回归结果一致。从模型(20)和模型(21)可以看出人均资本存量变量在区域协同创新与动态比较优势增进的影响中具有完全中介效应, 即区域协同创新会通过提高人均资本存量来提升动态比较优势增进, 但是这种影响也呈现倒U型趋势, 间接效应与总效应的比分别为0.741和0.706。模型(22)和模型(23)则进一步证实了劳动力成本在区域协同创新对动态比较优势的影响中具有完全中介效应, 即区域协同创新会通过提高劳动力成本来带动动态比较优势增进, 且这种间接效应呈现倒U型关系。通过加入空间元素, 再次证实了本文的结论, 即人均资本存量与劳动力成本在区域协同创新与动态比较优势的影响中具有完全中介效应, 且呈现倒U型

关系，而区域协同创新对动态比较优势增进直接作用不明显。

为进一步确定实施创新政策前后，协同创新对动态比较优势增进的影响，也为了再次验证区域协同创新与动态比较优势增进之间的关系。本文构建 DID 模型进行进一步验证。截止至 2014 年底，我国确定推行了江苏、安徽和陕西为创新型省份⁸。本文将该三个地区设置为实验组，其他地区设置成为对照组，假设实施政策之前两组变量具有相同的“时间效应”趋势，政策实施之后即为政策实施之后引起的变化，则基本假设模型为：

$$\ln CAE_{it} = C_0 + C_1 year_{it} + C_2 province_{it} + \lambda_1 year_{it} \times province_{it} + C_3 Controls + e_{it} \tag{27}$$

其中， CAE_{it} 代表 i 地区在时间 t 的动态比较优势； $province_{it}$ 为个体虚拟变量，体现在 2014 年以前推行创新型省份的地区取值为 1，未推行为 0； $year_{it}$ 为时间虚拟变量，即 2014 年以前 $year$ 取值为 0，反之取值为 1； $year_{it} \times province_{it}$ 为时间虚拟变量与个体虚拟变量的交互项， $Controls$ 为控制变量。

本文通过对处理组和对照组进行近邻倾向得分匹配，以消除样本的选择性偏差。并在进行模型构建之前，先对样本进行平行趋势检验(表 7)，模型 (24) 和 (25) 分别为加入控制变量前后的检验结果，通过两模型对比均可发现在政策实施的前两期，处理组和对照组的比较优势水平总体上无明显差异，政策实施当年及后一期处理组和对照组的差异明显，且随着政策实施年份增长，这种差异有逐渐增强的趋势，说明数据符合平行趋势假设。

表 7 平行趋势回归结果

	(24) lnCAE	(25) lnCAE
政策实施前 2 年	-0.006 (-0.18)	-0.007 (-0.22)
政策实施前 1 年	0.001 (0.02)	-0.020 (-0.54)
政策实施当年	0.050** (2.33)	0.047* (1.73)
政策实施后 1 年	0.051*** (2.99)	0.055*** (2.62)
控制变量	不控制	控制
时间效应	控制	控制
个体效应	控制	控制
省份×时间	控制	控制
N	270	255

模型结果如表 8 所示。其中模型 (24) 为倾向匹配之前的结果，模型 (25) 为消除样本选择性偏差之后的结果。其中，did 代表的是时间虚拟变量和地区虚拟变量的交互项，两模型交互项系数均在 1% 的置信水平下可以证实，政策实施之后，与实施之前相比，地区的动态比较优势有明显地提升，再次验证本文结论，即区域协同创新对地区动态比较优势具有一定促进作用，验证了本文结论的稳健性。同时，本部分还体现了政策实施的有效性，即区域创新政策实施与引导有助于区域动态比较增进，也印证了政府采取积极有效的区域政策可以推动地区创新发展与比较优势的提升。并且通过两模型的对比还可以发现，倾向得分匹配之后，模型的控制变量显著性得到了改善，印证了创新投入对动态比较优势增进的积极作用。

表 8 DID 模型检验结果

	(24) lnCAE	(25) lnCAE
did	0.121*** (2.66)	0.121*** (2.64)
edu	1.600*** (9.40)	1.558*** (8.83)
gi	0.833*** (7.37)	0.803*** (6.41)
rdr	0.153 (1.54)	0.234** (2.22)
mr	0.548*** (7.23)	0.207*** (4.42)
cons	0.190*** (4.14)	0.207*** (4.30)

五、结论与政策建议

本文以创新驱动经济发展为背景，以动态比较优势理论为基础，通过理论与实证分析，探讨区域协同创新与动态比较优势增进之间的关系。得到基本结论如下：

第一，从全国整体来看，区域协同创新与动态比较优势增进呈现倒 U 型关系，在初期区域协同创新水平的提升有助于动态比较优势增进，随着区域协同创新水平提升，区域协同创新对动态比较优势增进的促进作用逐渐减弱。第二，人均资本存量具有完全的中介效应，区域协同创新会通过促进(抑制)人均资本存量水平来促进(抑制)动态比较优势增进。第三，劳动力成本具有完全中介效应，区域协同创新会通过促进(抑制)人均资本存量水平来促进(抑制)动态比较优势增进。第四，处于不同协同创新水平的省份表现的区域协同创新与动态比较优势增进的关系存在异质性。区域协同创新水平较低的地区，区域协同创新与动态比较优势增进之间呈现倒 U 型关系，处于区域协同创新水平较高的地区，区域协同创新水平对动态比较优势增进效果不明显。第五，创新政策的实施有助于带动地区动态比较优势的提升。

本文研究结论有如下政策启示：第一，各省份需掌握本地协同创新所处阶段，具体地，对于区域内部的创新协同度较高的地区，虽然提高协同创新水平对比较优势增进的提升影响不大，但是工资的激励作用依旧有效，对创新型人才制定合理的工资

激励机制以进一步推动地区比较优势增进；对于区域内部的创新协同度较低的地区，政府可以积极推动系统内部的协同与合作，为各部门提供信息交流平台，避免出现因信息不对称而产生的部门间内耗现象，进而提高省内各创新部门的协同度，以提升本地区协同创新水平、推动地区比较优势增进。第二，推动区域协同创新水平的同时，关注资本深化水平，提高资本投资的技术含量。同时，要积极推动产学研各部门的交流与合作，为研发部门与企业的合作提供平台，引导研发部门技术创新以及生产部门资本投入质量的提升，从而促进地区比较优势增进。第三，积极引进创新性人才，采取提升工资水平等激励机制以引导人才流入。同时要构建合理的人才评价体系，根据创新型人才的贡献科学合理地提高工资水平，防止工资与实际绩效出现严重偏离的现象。第四，基于创新政策的有效性，需要积极推动创新性省份、城市以及新区的建设，提供必要的资金支持，更重要的是了解本地区的发展优势，积极推动优势产业发展，进而推动全国整体产业发展。

参考文献:

- [1]KORTUM E, KORTUM S. Technology, Geography, and Trade[J]. *Econometrica*, 2002, 70(05):1741-1779.
- [2]邹薇, 代谦. 产品周期与南北贸易[J]. *世界经济*, 2004(10):3-14.
- [3]ANDREI A, LEVCHENKO A B, ZHANG J. The evolution of comparative advantage: Measurement and welfare implications[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2016(78):96-111.
- [4]KRUGMAN P. A Model of Innovation, Technology Transfer, and the World Distribution of Income[J]. *Journal of Political Economy*, 1979.
- [5]POSNER M V. International Trade and Technical Change[J]. *Oxford Economic Papers*, 1961, 13(03):323-341.
- [6]VERNON R. International Investment and International Trade in the Product Cycle[J]. *International Executive*, 1966, 80(04):190-207.
- [7]KRUGMAN P. The narrow moving band, the Dutch disease, and the competitive consequences of Mrs. Thatcher: Notes on trade in the presence of dynamic scale economies[J]. *Journal of Development Economics*, 1987, 27(01):41-55.
- [8]LUCAS R. On the Mechanism of Economic Development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22:3-22.
- [9]LUCAS R E. Marking a Miracle[J]. *Econometrica*, 1993, 61(02):251-272.
- [10]GROSSMAN G M, HELPMAN E. Comparative Advantage and Long-run Growth[J]. *American Economic Review*, 1990, 80.
- [11]SAMUELSON P A. International Trade and the Equalisation of Factor Prices[J]. *The Economic Journal*, 1948, 50(230):163-184.
- [12]MUNDELL R A. International trade and factor mobility[J]. *The American Economic Review*, 1957, 47(03):321-335.
- [13]BALASSA B. The Changing Patterns of Comparative Advantage in Manufactured Goods[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1977(61):259-266.

-
- [14]VANEK J. The Factor Proportions Theory:The n-factor case[J]. Kyklos, 1968, 21 (04) :749-756.
- [15]ONIKI H, HIROFUMI U. Patterns of trade and investment in a dynamic model of international trade[J]. The Review of Economic Studies, 1965, 32 (01) :15-38.
- [16]BOND E W, TRASK K, WANG P. Factor Accumulation and Trade:Dynamic Comparative Advantage with Endogenous Physical and Human Capital[J]. International Economic Review, 2003, 44 (03) :1041-1060.
- [17]MORROW P M. Ricardian-Heckscher-Ohlin comparative advantage:Theory and evidence[J]. Journal of International Economics, 2010, 82 (02) :137-151.
- [18]鲁晓东, 李荣林. 区域经济一体化, FDI 与国际生产转移: 一个自由资本模型[J]. 经济学(季刊), 2009, 8 (03) :1475-1496.
- [19]KUZNETS S. Economic growth and income inequality[J]. The American economic review, 1955, 45 (01) :1-28.
- [20]ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of political economy, 1986, 94 (05) :1002-1037.
- [21]ZANDWEGHE W. Interpreting the recent decline in labor force participation. Economic Review, 2013, 34 (01) :5-36.
- [22]蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J]. 经济研究, 2010, 45 (04) :4-13.
- [23]程承坪, 张旭, 程莉. 工资增长对中国制造业国际竞争力的影响研究——基于中国 1980-2008 年数据的实证分析[J]. 中国软科学, 2012 (04) :60-67.
- [24]贺灵. 区域协同创新能力测评及增进机制研究[D]. 中南大学, 2013.
- [25]GROSSMAN G, HELPMAN E. Quality Ladders in the Theory of Growth[J]. Review of Economic Studies, 1991, 58:43-61.
- [26]BERNARD A B, EATON J, JENSEN J B, KORTUM S. Plants and productivity in international trade[J]. American economic review, 2003, 93 (04) :1268-1290.
- [27]STERNBERG R. Innovation Networks and Regional Development—Evidence from the European Regional Innovation Survey (ERIS):Theoretical Concepts, Methodological Approach, Empirical Basis and Introduction to the Theme Issue[J]. European Planning Studies, 2000, 8 (04) :389-407.
- [28]BUESA M, HEIIS J, PELLITERO M M, BAUMERT T. Regional systems of innovation and the knowledge production function:the Spanish case[J]. Technovation, 2006, 26 (04) :463-472.
- [29]FRITSCH M, FRANKE G. Innovation, regional knowledge spillovers and R&D cooperation[J]. Research Policy, 2004, 33 (02) :245-255.
- [30]范柏乃. 国家高新区技术创新能力的评价研究[J]. 科学学研究, 2003, 21 (06) :667-671.

[31]侯经川,黄祖辉,钱文荣.创新、动态比较优势与经济竞争力提升[J].数量经济技术经济研究,2007(05):88-97.

[32]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(05):731-745.

[33]HAUSMAN J,LEIBTAG E.Consumer benefits from increased competition in shopping outlets:Measuring the effect of Wal-Mart[J].Journal of Applied Econometrics,2007,22(07):1157-1177.

[34]代中强.知识产权保护提高了出口技术复杂度吗?——来自中国省际层面的经验研究[J].科学学研究,2014(12):88-100.

[35]GOLDSMITH R W.A perpetual inventory of national wealth.Studies in Income and Wealth[J].NBER,1951,14:5-73.

[36]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.

注释:

1 2012年至2019年中国GDP年度增长率分别为7.86%、7.77%、7.42%、7.04%、6.85%、6.95%、6.75%和6.11%。

2 由于篇幅所限,互联网、移动电话、固定资产投资等硬件设备及环境因素数据略。如有需要可向作者索取。

3 由于篇幅所限,原始数据进行无量纲化处理的数据略。如有需要可向作者索取。

4 由于篇幅所限,区域创新能力有序度的数据略。如有需要可向作者索取。

5 此处,中介效应与总效应的比分别为 $a'_{1a'4}$ 与 a_1 以及 $a'_{2a'4}$ 与 a_2 的比值,即 $6.123 \times 0.355 / 2.250 = 0.97$ 以及 $(-2.374 \times 0.355) / (-0.931) = 0.91$ 。

6 此处,中介效应与总效应的比分别 $6.690 \times 0.405 / 2.250 = 1.22$ 以及 $(-2.682 \times 0.405) / (-0.931) = 1.17$ 。

7 此处,间接效应与直接效应的比分别 $|4.003 \times 0.387 / (-0.629)| = 2.46$ 以及 $|(-1.640) \times 0.387 / (0.219)| = 2.46$ 。

8 在2015年确定浙江省为创新型省份,2016年确定福建、湖北和广东为创新型省份,鉴于本文的样本时间跨度为2008-2016年,考虑到实施政策的时效性,因此,将时间选取至2014年。