

创新驱动对中国地区经济差距的影响： 收敛还是发散？^{*}

白俊红 王林东

(南京师范大学商学院 江苏南京 210023)

摘 要：现有研究主要关注了创新驱动在我国经济发展方式转变中的重要作用，却忽视了其对地区经济差距的影响。本文以中国大陆省级区域为研究对象，通过构建创新驱动评价指标体系，运用空间计量分析方法，实证考察创新驱动对中国地区经济差距的影响。结果表明，创新驱动对全国和东、西部地区的经济收敛有明显的促进作用，但影响了中部地区经济的收敛进程；周边地区创新驱动对地区间经济收敛具有明显的促进作用，而本地创新驱动的影响并不稳定，甚至可能拉大地区间的经济差距。

关键词：创新驱动 经济差距 收敛 发散

一、引 言

改革开放以来，中国经济持续增长，取得了令世界瞩目的成绩。2014 年，中国 GDP 总量达到 10.4 万亿美元，已是仅次于美国的世界第二大经济体。然而，在庞大的经济体量背后，却是长期依赖于要素驱动，以高投入、高消耗、高污染为代价的经济发展模式，并且在经济“新常态”下，这种发展模式带来的资源与环境等矛盾日益凸显，难以为继。在此情形下，国家审时度势，提出创新驱动发展战略，以创新驱动重构经济增长动力，转变经济发展方式，成为新时期引领中国经济持续健康发展的必然选择和重要战略内容。

事实上，自中央提出创新驱动发展战略以来，各地区纷纷响应，出台各类政策措施，积极推进这一战略。然而，从现实来看，我国幅员辽阔，各地区在经济发展水平、区域创新能力等方面具有较大差距，这也决定了各地区在落实创新驱动发展战略时的基础条件以及能力水平并不完全一致。东部相对发达的地区，在人才资源、创新体系以及科技环境等方面具有明显的优势，这无疑有利于创新驱动战略的落实以及更快的生产率增长，进而可能拉大与中西部地区的经济差距。当然，落后地区如果能够充分利用此次发展契机，一方面努力改善创新环境，加强自身创新能力建设；另一方面发挥后发优势，积极学习先进地区的技术知识和经验，亦有可能实现对先进地区的追逐与赶超，进而达到经济收敛的目的。那么，一个有趣的问题即是，创新驱动对中国地区经济差距的影响如何？是促进了地区经济的收敛还是发散？回答这一问题，对于进一步全面认识创新驱动对我国经济发展的战略价值，进而在实现经济发展方式转变的同时，促进区域间协调发展具有重要意义。

^{*} 本文为国家自然科学基金 (71303122、71573138) 的阶段性成果。作者感谢审稿专家提出的宝贵意见。

从目前的研究进展来看,学术界关于创新驱动的研究已取得颇为丰硕的成果。这些研究探讨了创新驱动的内涵(刘志彪,2011;洪银兴,2013),论述了当前我国创新驱动存在的困难及不足之处(吴敬琏,2011;张来武,2011),考察了创新驱动在实现我国经济发展方式转变中的重要作用等(吴敬琏,2011;刘志彪,2011;洪银兴,2013),然而却忽视了创新驱动对地区经济差距所可能产生的影响。相比于要素驱动型经济增长方式最终会由于物质资本的边际收益递减而不能持续,创新驱动不仅可以通过激发创新能力来拉动经济增长,实现经济发展方式的转型升级,还可能由于各地区创新能力不同而影响到经济发展的速度与后劲,进而对地区间的经济发展差距产生影响。因此,本文通过探讨创新驱动对我国地区经济差距的影响,不仅拓展了创新驱动的研究视角,丰富了研究内容,而且从政策层面来讲,对于政府相关部门科学推进创新驱动发展战略,统筹区域经济协调发展亦有重要的参考价值。

文章的后续安排为:第二部分对既有文献做简要回顾;第三部分建立计量模型,并对变量和指标数据进行说明;第四部分对实证结果进行分析和讨论;最后是本文的研究结论及相应的政策建议。

二、文献回顾

内生增长理论表明,技术进步作为维持经济增长的发动机,是致使不同国家和地区经济发展差距的重要源泉(Grossman 和 Helpman, 1991; Barro 和 Sala-i-Martin, 1997)。一些学者通过分析不同国家创新过程中的技术扩散效应,认为只要落后国家能够通过向发达国家引进技术来提升自己的创新能力,就可能达到或超过发达国家的技术进步速度,并最终实现经济水平向发达国家收敛(Abramovitz, 1986; Barro 和 Sala-i-Martin, 1997; 林毅夫和张鹏飞, 2005)。当然,由于不同国家间技术创新的基础、发展程度或者吸收新技术的能力有所差异,如果落后国家在发展过程中创新环境未得到明显改善,那么它们与发达国家之间的经济差距可能会持续扩大(Grossman 和 Helpman, 1991; Young, 1991)。关于我国技术进步与经济收敛的关系,学者们得出了大致相同的结论,即相较于国际市场,一国内部的技术扩散和溢出效应更为明显,因此国内落后地区更容易从发达地区引进技术和资本等创新要素,从而获得较快的发展速度,缩小与先进地区之间的差距。因而从长期来看,技术创新可以促进地区间的经济收敛(任玲玉等, 2014; 杨朝峰等, 2015)。

与技术进步的狭义概念相比,创新驱动是多方位、多层次的全面创新(陈波, 2014)。创新驱动通过激励创新生产和改善创新环境,对研发人员、研发资本等创新投入要素进行重新组合,以提高创新产出绩效,从而促进创新产出成果在商业上的应用与扩散,并最终推动内生经济增长(刘志彪, 2011; 洪银兴, 2013)。换言之,创新驱动本质上是一个从创新投入到创新产出,进而促进经济增长的全过程,而这一过程中一定的创新投入能否获得更多的创新产出,还需要地区自身创新环境的支撑。因此,一个地区的创新驱动能力主要体现在创新投入能力、创新产出能力和创新环境三个方面,而这三个方面的差异将可能导致地区间经济发展的差异。第一,地区间创新投入水平的差异影响地区经济差距。发达地区,一方面其自身创新资源丰富,创新投入较多,另一方面生产效率也较高,这也有助于其吸引更多研发资本和人员的流入,使得该地区的科技创新能力和生产率水平进一步提高,从而也进一步强化了该地区的区域优势,致使其与欠发达地区之间的经济差距持续扩大。但是,随着欠发达地区科研投入的不断加大和创新收益率水平的逐步提高,亦将有可

能引起研发资本和人员流动的相应变化,从而使欠发达地区与发达地区之间创新投入差距得以缩小,并且伴随着外溢效应的扩散和资本回流现象的出现,地区间的经济差距也可能有所缓和(王小鲁和樊纲,2004)。第二,地区间创新产出的差异影响地区经济差距。发达地区在科技成果产出方面具有明显优势,这无疑有利于其更快的生产率增长,并促进经济快速发展,从而拉大了与欠发达地区之间的经济差距。但是如果欠发达地区能够积极发挥后发优势,努力完善本地区创新体系和产学研合作体系,使其在增加创新产出的基础上,更为便捷地引进先进技术和科技成果,并引导创新成果转化为现实生产力,就有可能实现与发达地区之间经济差距的缩小(林毅夫和张鹏飞,2005)。第三,创新环境的差异影响地区经济差距。发达地区在政府投资、基础设施建设和对外开放水平等方面优势明显,这也有助于促进其经济较快增长,从而可能拉大与欠发达地区之间的经济差距。这一状况的长期存在将可能导致经济发展中的“马太效应”和“倒流效应”,不利于区域经济协调发展。而创新环境的改善以及中央政府扶植政策的有效实施有利于优化欠发达地区的生产要素配置,加快经济发展速度,最终可能缩小地区经济差距(徐现祥和李郁,2005)。

进一步地,由于创新要素在地区间流动以及技术的扩散和溢出,可能致使一个地区的创新活动不但对自身产生影响,还会对其它地区造成影响,即空间效应(韩永辉等,2015)。这种创新活动的空间效应主要表现为:一方面,如果一个地区具有较高的创新能力和生产效率,研发要素便会在趋优机制的引导下,自发向这些地区流动,以期获得更高的收益。研发要素的这种地区流动就使得创新活动具有空间相互关系。另一方面,在中国“政治集权,经济分权”的治理背景下,众多区域问题都植根于区域间的相互影响,地方政府的策略性行为导致了地区间的区域互动(李永友和沈坤荣,2008)。在中央将创新驱动作为一项政绩衡量标准时,地方政府会创造各种有力条件提高本地区的创新能力,同时有助于吸引其它地区的创新资源向本地区流动,但是迫于竞争的压力,其它地区政府也会积极提高本地区的创新能力,从而产生良性互动(白俊红和卞元超,2016)。这样,一个地区的创新驱动便会对另一个地区产生影响。创新活动的这种空间效应的存在,也可能使得假设各地区相互独立的经典计量方法失去了可行性。

与以往研究相比,本文的贡献主要体现在:第一,从地区间经济发展差距这一新的视角,科学考察创新驱动对我国经济发展的影响,从而为全面落实创新驱动发展战略,缩小地区经济差距提供有价值的政策参考。第二,考虑创新活动可能存在地理上的空间效应,应用空间计量分析技术来实证考察创新驱动对中国地区经济差距的影响,从而使得估计结果更加贴近客观现实。第三,相比于以往研究主要从创新投入或产出的角度来研究创新对经济收敛的影响,本文将通过构建创新驱动的评价指标体系,对中国区域创新驱动能力做较为全面地测评,在此基础上考察创新驱动对经济差距的影响效果,进而提出相应的对策建议。

三、模型设定与变量选择

(一) 空间自相关分析模型

在运用空间计量模型检验创新驱动与经济收敛的关系之前,我们需要对创新驱动和经济发展是否具有空间相关性予以检验。本文通过计算 *Moran'I* 指数来检验中国区域经济和创新驱动是否具有空间自相关特征。*Moran'I* 指数的定义为:

$$Moran' I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

其中, x_i 为观测值, W_{ij} 为 0-1 空间权重矩阵。

(二) 考虑空间效应的条件 β 收敛模型

传统研究在运用经典计量模型对我国经济的收敛性进行检验时,各地区被看成是相互独立的个体,即假设各地区不存在空间上的相互联系。然而,现实中任何一个地区的经济活动都不可能独立存在,每个经济区域之间彼此都会有各种各样的联系。区域间的要素流动、技术扩散和外溢等,都会使得经济活动在地理空间上相互影响、发生联系,特别是当地区之间相互临近时,这种联系可能更为明显(白俊红和蒋伏心,2015)。在此情形下,如果只是简单地进行回归,就可能会产生研究结论与实际情况不相符合的问题。为了避免不考虑空间相关性而可能带来的估计偏误,我们拟采用引入空间相关的条件 β 收敛模型对经济收敛性进行检验。构建的空间计量模型如下所示:

1、条件 β 收敛的空间滞后模型

$$\frac{\ln(y_{iT} / y_{i0})}{T} = \alpha + \beta \ln y_{i0} + \rho W \left(\frac{\ln(y_{iT} / y_{i0})}{T} \right) + A_1 W \cdot Inn + A_2 \cdot Inn_{(-1)} + CX_{it} + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, β 为收敛系数, y_{i0} 和 y_{iT} 分别为各省区期初和期末的实际人均 GDP, T 为观察期的时间跨度, ρ 为空间滞后系数, W 为空间权重矩阵, $W \cdot Inn$ 表征邻近地区创新驱动,而 $Inn_{(-1)}$ 表征本地区创新驱动。这里考虑创新驱动对经济增长影响的滞后效应,我们取其滞后一期值(宋马林和王舒鸿,2013;赵锦春和谢建国,2014)。而相邻地区的创新驱动 $W \cdot Inn$ 仍取当期值,主要是因为周边地区对本地区的创新溢出通常是已经比较成熟的技术,可以直接促进本地区的经济增长,而本地区自主创新过程中产生的新技术则需要经过一定的时间以后才能转化为经济效益。

2、条件 β 收敛的空间误差模型

$$\frac{\ln(y_{iT} / y_{i0})}{T} = \alpha + \beta \ln y_{i0} + CX_{it} + (I - \lambda W)^{-1} \mu_i + A_1 W \cdot Inn + A_2 \cdot Inn_{(-1)} \quad (3)$$

在上式中, λ 为空间误差系数, μ 为正态分布的随机误差项向量。

另外,根据收敛系数的估计值,还可以计算收敛速度 s ,以及收敛的半生命周期 τ ,即落后地区追赶上发达地区所需要的时间。计算公式分别为:

$$s = -\ln(1 + \beta) / T \quad (4)$$

$$\tau = \ln(2) / s \quad (5)$$

(三) 变量与数据处理

创新驱动(Inn)。虽然目前已有一些文献对创新驱动进行了探讨,但大都集中于理论含义方面的阐释,对其进行量化评估的研究并不多见。鉴于此,本部分内容拟尝试应用统计分析方法,从创新投入、创新产出以及创新环境三个方面来衡量地区的创新驱动能力。其中,创新投入是区域创新生产的前提和基础,为创新驱动提供要素支持,我们用地区

R&D 经费支出和 R&D 人员对其进行显性化表征；创新产出反映了一个地区的创新发展水平，为创新驱动经济增长提供知识和技术保障，我们用发明专利授权数、技术市场成交合同金额以及新产品销售收入三个显性指标对其进行表征；创新环境反映了地区支持创新驱动发展的条件水平，我们从地区劳动者素质、地区基础设施、政府支持水平以及对外开放水平四个方面来表征，并分别用平均受教育年限、邮电业务量占 GDP 的比重、政府财政支出占 GDP 的比重以及外商直接投资额四个显性指标来衡量。最后，我们应用因子分析法将上述的显性指标进行因子分析，并计算综合因子得分，然后以此综合得分作为创新驱动能力的最终衡量指标。

在测算创新驱动综合得分的基础上，本文运用条件 β 收敛法，以实际人均 GDP 的增长率作为被解释变量，创新驱动作为其中的核心解释变量，考察创新驱动对中国经济增长收敛的影响。同时，出于稳健的考虑，我们还控制了一些其它变量，包括：政府行为 (gov)、基础设施水平 (inf)、居民消费水平 (C)、对外开放程度 (open)、人力资本 (HC)、产业结构 (IS)。其中，本文采用地区政府财政支出占 GDP 的比重来衡量政府行为；通过邮电业务量占 GDP 的比重来表征基础设施水平；对外开放程度由各省实际利用外商投资额占 GDP 的比重来衡量；人力资本和产业结构的衡量指标分别为在校大学生数和第二产业增加值占 GDP 的比重。在实证检验过程中为了消除异方差的影响，对在校大学生数和居民消费水平指标进行对数化处理。

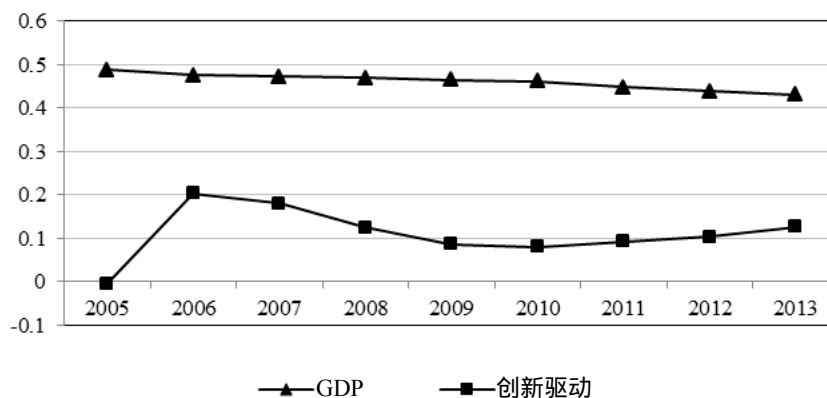
需要说明的是，虽然创新驱动发展战略于 2012 年才被明确提出，但事实上自 2005 年中央提出建设创新型国家以来，以创新驱动经济发展已逐步得到贯彻执行，因而本文的考察时间从 2005 年开始。这样，本文以 2005-2013 年中国大陆 30 个省、市、自治区为分析样本，而西藏由于相关数据的缺乏，研究中暂时不予考虑。文中涉及指标的原始数据均来自于相关年份的《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国高技术产业统计年鉴》等。

四、实证结果与分析

(一) Moran'I 指数检验

利用 Moran'I 指数对我国各地区的实际人均 GDP 和创新驱动综合得分进行空间自相关性检验，结果序列图如图 1 所示。

图 1 各地区实际人均 GDP 和创新驱动的 Moran 'I 指数



中国各地区实际人均 GDP 的 $Moran'I$ 值均通过了 1%水平下的显著性检验,并且数值都在 0.4 以上,表现出明显的正向空间相关性。这说明我国的区域经济活动并不是相互独立进行,而是在地理空间上相互影响。另外,相比实际人均 GDP 的 $Moran'I$ 指数,中国各地区创新驱动综合得分的空间相关性较弱,但是除了 2005 年以外, $Moran'I$ 指数也在 0.1 附近或以上,表现出了较为明显的正向空间相关性。

以上分析结果表明,我国的区域经济发展和创新活动受到地理空间效应的影响,存在较强的空间相关性。接下来,我们将利用公式(2)和公式(3)考察经济增长收敛与创新驱动的关系。

(二) 创新驱动与经济收敛

为了更直观地表现创新驱动对我国经济收敛的影响,本文在利用以上数据对我国各地区实际人均 GDP 进行条件 β 收敛检验时,将计量模型分为不考虑创新驱动和考虑创新驱动两种情况。另外,根据空间计量模型的选择标准,在比较拉格朗日乘子及进一步对比空间滞后模型和空间误差模型中各种固定效应的 R^2 , $\overline{R^2}$ 以及 $LogL$ 后,确定在不考虑创新驱动和考虑创新驱动的情况下,全国和东、中、西部地区均使用空间误差模型(SEM)中的地区固定、时间不固定效应(sF)进行收敛性检验。估计结果如表 1 所示。

表 1 条件 β 收敛空间计量回归结果

变量	不考虑创新驱动				考虑创新驱动			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
α	0.432*** (0.000)	0.445*** (0.000)	0.445*** (0.004)	0.292*** (0.007)	0.411*** (0.000)	0.462*** (0.000)	0.566*** (0.003)	0.351*** (0.009)
β	-0.088*** (0.000)	0.0002 (0.995)	-0.123*** (0.001)	-0.156*** (0.000)	-0.104*** (0.000)	-0.037 (0.256)	-0.112*** (0.007)	-0.176*** (0.000)
λ	0.529*** (0.000)	0.442*** (0.000)	0.480*** (0.000)	0.430*** (0.000)	0.621*** (0.000)	0.627*** (0.000)	0.468*** (0.000)	0.518*** (0.000)
W_{Inn}	/	/	/	/	0.046*** (0.001)	0.039*** (0.006)	0.050 (0.433)	0.061** (0.018)
Inn_{-1}	/	/	/	/	0.007** (0.027)	0.012*** (0.000)	0.016 (0.426)	-0.016 (0.160)
s	0.012	-0.000	0.017	0.021	0.014	0.005	0.015	0.024
τ	60.198	-27728.660	41.175	32.695	50.496	147.080	46.683	28.645
$\overline{R^2}$	0.828	0.842	0.784	0.753	0.846	0.893	0.779	0.773
$LogL$	666.966	251.385	183.855	245.621	675.685	263.129	184.827	257.463

注:括号内数字为显著性概率 p 值;***、**、*分别代表 1%、5%和 10%的水平下显著;“/”表示此项为空;限于篇幅,控制变量的回归结果予以略去。

由表 1 的估计结果可知,在不考虑创新驱动的情况下,全国和中、西部地区的收敛系数估计值显著为负,但是东部地区收敛系数估计值为正。这表明在考察期内,全国范围的经济增长存在着显著的条件 β 收敛特征,并且经计算,收敛速度为 1.20%,半衰期 60.198

年；中、西部地区存在俱乐部收敛，收敛速度分别为 1.68%和 2.12%，半衰期分别为 41.175 年和 32.695 年；东部地区不存在俱乐部收敛。

考虑创新驱动后，全国的经济增长仍然存在显著的条件 β 收敛特征，且收敛速度提高到 1.37%，半衰期缩短为 50.496 年；东部地区收敛系数估计值变为负；西部地区仍存在俱乐部收敛，且收敛速度加快，半衰期缩短；中部地区的收敛速度减慢，半衰期延长。研究结论表明创新驱动有助于促进全国和东、西部地区的经济收敛，但减缓了中部地区的收敛速度。创新驱动对中部地区经济收敛的负向作用可能是因为中部俱乐部内部各省份之间的创新基础条件和能力水平有较大差距，致使创新驱动发展较好的地区发展速度更快，创新驱动发展较差地区的发展速度更慢，从而也延缓了中部地区的收敛进程。

上文分析中，我们对周边地区和本地区的创新驱动同时进行了控制，考察其对经济增长收敛的综合影响，那么两类驱动各自的作用如何呢？回答这一问题也有助于澄清创新驱动对经济增长收敛的影响究竟来源于何处，进而为政府相关部门有针对性地制定相关政策提供参考。接下来，我们仅考虑周边地区创新驱动和仅考虑本地区创新驱动，对收敛方程重新进行回归，结果如表 2 所示。

表 2 分周边与本地创新驱动的条件 β 收敛空间计量回归结果

变量	仅考虑周边地区创新驱动				仅考虑本地区创新驱动			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
α	0.423*** (0.000)	0.446*** (0.000)	0.390** (0.020)	0.345*** (0.004)	0.410*** (0.000)	0.446*** (0.000)	0.477*** (0.002)	0.297*** (0.010)
β	-0.109*** (0.000)	-0.055 (0.136)	-0.125*** (0.001)	-0.169*** (0.000)	-0.085*** (0.000)	0.003 (0.918)	-0.109*** (0.008)	-0.159*** (0.000)
λ	0.607*** (0.000)	0.55*** (0.000)	0.443*** (0.000)	0.493*** (0.000)	0.564*** (0.000)	0.589*** (0.000)	0.489*** (0.000)	0.426*** (0.000)
$WInn$	0.050*** (0.000)	0.05*** (0.001)	0.071 (0.230)	0.052** (0.040)	/	/	/	/
Inn_{-1}	/	/	/	/	0.008*** (0.001)	0.013*** (0.000)	0.023 (0.239)	-0.010 (0.369)
s	0.014	0.007	0.017	0.023	0.011	-0.0004	0.014	0.022
τ	48.198	97.235	41.701	29.897	62.347	-1678.6	48.263	31.952
$\overline{R^2}$	0.842	0.866	0.779	0.768	0.835	0.881	0.785	0.751
$LogL$	673.266	255.881	184.532	256.51	670.183	259.615	184.533	255.025

注：括号内数字为显著性概率 p 值；***、**、*分别代表 1%、5%和 10%的水平下显著；“/”表示此项为空；限于篇幅，控制变量的回归结果予以略去。

由表 2 的估计结果可知，仅考虑周边地区创新驱动时，全国范围内经济增长仍然存在显著的条件 β 收敛特征。与未考虑创新驱动相比，收敛速度提高到 1.44%，半衰期缩短为 48.198 年；东部地区收敛系数估计值为负；中、西部地区仍存在俱乐部收敛，但是收敛速度和半衰期并没有显著变化。这表明周边地区的创新驱动有助于全国和东部地区的经济收

敛,但对中、西部地区的影响并不明显。这可能是由于东部地区创新活动比较活跃,地区间的交流合作也较为频繁,因而创新知识溢出效果较好,促进了东部地区经济的收敛。而中、西部地区经济较为落后,创新活动也较为闭塞,因而也使得其对地区间经济收敛的影响并不明显。

仅考虑本地区创新驱动时,全国和西部地区的经济增长同样存在显著的条件 β 收敛特征,但其收敛速度和半衰期均没有发生明显变化;东部地区收敛系数估计值为正,不存在 β 收敛;中部地区的收敛速度减慢,半衰期延长。这在一定程度上表明,本地区创新驱动对经济收敛的作用并不明显,而且还有可能影响其收敛进程。创新驱动往往与本地区的经济社会发展水平以及创新实力相联系,如果一个地区本身经济发展水平较高、创新能力较强,那么其就有可能获得更快的经济发展速度,进而拉大与落后地区的差距。

从上文分析可看出,创新驱动促进经济收敛的动力主要来源于地区间的创新合作与交流,即创新驱动对经济收敛的影响主要体现在地区互动的维度。其原因主要在于:首先,技术溢出与扩散能够缩小不同地区间创新水平的“位势差”,并最终促进经济收敛。中国各地区的发展和资源禀赋极不平衡,与东部发达地区相比,中西部落后地区在创新基础等方面存在先天不足,单靠其自主创新难以缩小差距,因此先进技术的引入有助于促进落后地区创新驱动水平的提升,并进一步实现经济发展水平向发达地区的追赶(杨朝峰等,2015;李文亮和许正中,2015);其次,地方政府的区域竞争行为也是导致地区间创新互动的关键因素。正如前文所言,地方政府的策略性竞争行为会导致创新活动产生“趋同效应”,即如果某省区采取政策措施推动了创新驱动战略的落实,则周边地区也会随之跟进(韩永辉等,2015;李永友和沈坤荣,2008);最后,随着经济社会的发展,现代交通条件已经突破距离的约束,地区间的联系日益紧密,这也使得创新要素在地区间的流动更为迅速(张宏和彭国川,2007)。由此,创新驱动的空间互动作用表现为经济差距缩小的正外部效应。就各地区自身的创新活动而言,其本身有利于经济发展,但对地区间经济差距的影响并不稳定,而且很有可能由于各地区创新生产基础条件的不同而致使经济发展差距趋于扩大。

(三) 稳健性检验

以上研究采用的空间计量模型是基于空间相邻的0-1权重矩阵来构建的。这种权重矩阵假定当一个地区与另一个地区相邻时,空间权重矩阵中对应的项目取1,不相邻时就取0,即它们之间没有联系。这与实际情况并不完全相符。比如,北京与天津相邻,与上海不相邻,但我们并不能就此认为北京与上海之间没有联系。为了克服这一弊端,Tiu和Friso(2008)构建了空间距离权重矩阵,其假定是两个地区间距离越近,空间联系就越大,反之,空间联系越小。空间距离权重矩阵的表达形式如式(6)所示:

$$\omega_{ij} = \begin{cases} 1/d^2, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (6)$$

其中, d 为两地区地理中心位置之间的距离。

利用空间距离权重矩阵作为影响我国各地区经济增长与创新驱动空间分布的空间因子,对式(2)和(3)进行重新估计,其结果如表3所示。

表3 基于距离权重的空间计量回归结果

变量	不考虑创新驱动				考虑创新驱动			
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
α	0.404*** (0.000)	0.395*** (0.000)	0.417*** (0.009)	0.201** (0.014)	0.380*** (0.000)	0.397*** (0.000)	0.194 (0.285)	0.191** (0.033)
β	-0.107*** (0.002)	0.003 (0.942)	-0.139*** (0.001)	-0.174*** (0.000)	-0.127*** (0.000)	-0.061* (0.076)	-0.130*** (0.005)	-0.189*** (0.000)
ρ 或 λ	0.676*** (0.000)	0.542*** (0.000)	0.434*** (0.000)	0.879*** (0.000)	0.734*** (0.000)	0.769*** (0.000)	0.427*** (0.000)	0.798*** (0.000)
W_{Inn}	/	/	/	/	0.066*** (0.002)	0.061*** (0.006)	0.082 (0.482)	0.149** (0.040)
Inn_{-1}	/	/	/	/	0.006** (0.038)	0.012*** (0.000)	0.013 (0.533)	-0.001 (0.908)
s	0.016	-0.0004	0.021	0.027	0.019	0.009	0.020	0.030
τ	42.873	-1619.77	32.420	25.382	35.724	77.090	34.841	23.161
$\overline{R^2}$	0.831	0.853	0.743	0.824	0.843	0.905	0.735	0.816
$LogL$	671.702	253.488	181.114	260.951	678.524	265.184	181.771	264.071

注：括号内数字为显著性概率 p 值；***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的水平显著；“/”表示此项为空；限于篇幅，控制变量的回归结果予以略去。

从表3所示的回归结果可以看出，采用新的空间权重以后，全国及各地区的经济收敛系数和创新驱动系数的方向和显著性并没有发生明显变化。同时，创新驱动对地区经济差距的影响与前文的模型估计结果也基本一致。这也表明，虽然模型的空间权重有所改变，但并没有改变前文的基本结论。结果具有稳定性。

五、结论与政策含义

本文在对我国各地区创新驱动能力进行测度和分析的基础上，运用考虑空间效应的收敛模型，实证考察了创新驱动对我国地区经济差距的影响。研究表明：

中国区域经济增长存在条件 β 收敛和俱乐部收敛特征。积极探索建立各区域之间的协调发展机制，搭建区域合作平台，藉此增强区域间的交流与合作，将有助于我国地区经济的协调发展。另外，中央还可以在国家层面统筹区域发展策略，制定相关政策，并向落后地区倾斜，促进创新要素和经济资源向落后地区流动。落后地区亦可以充分发挥其后发优势，积极学习先进地区的经验技术，从而实现本地经济向先进地区的追逐甚至赶超。

研究还发现，创新驱动不仅可以直接促进经济的发展，而且还会对地区间的经济差距产生影响。具体而言，周边地区创新驱动的知识溢出有利于地区间经济差距的收敛，而本

本文还基于距离权重，检验了分周边和本地区创新驱动的空间计量回归模型，结果是稳健的，但限于篇幅，文章并未列出该结果。

地区自身的创新驱动对经济增长收敛的影响并不稳定，甚至可能会拉大地区间的经济差距。本结论具有重要的政策含义：我们在落实创新驱动战略，促进地区经济发展的同时，也要注意其对地区经济差距的影响，这就需要地区间破除行政及市场分割壁垒，促进研发要素的自由流动以及技术知识的交流共享，从而促进地区经济的协调发展。

参考文献：

1. 白俊红、卞元超：《中国政府 R&D 资助空间自相关特征研究》[J]，《科研管理》2016 年第 1 期。
2. 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 年第 7 期。
3. 陈波：《论创新驱动的内涵特征与实现条件——以“中国梦”的实现为视角》[J]，《复旦学报（社会科学版）》2014 年第 4 期。
4. 韩永辉、黄亮雄、王贤彬：《产业结构升级改善生态文明了吗》[J]，《财经经济》2015 年第 12 期。
5. 洪银兴：《论创新驱动经济发展战略》[J]，《经济学家》2013 年第 1 期。
6. 李文亮、许正中：《考虑空间效应的高技术企业创新溢出效应研究》[J]，《软科学》2015 年第 4 期。
7. 李永友、沈坤荣：《辖区间竞争、策略性财政政策与 FDI 增长绩效的区域性特征》[J]，《经济研究》2008 年第 5 期。
8. 林毅夫、张鹏飞：《后发优势、技术引进和落后国家的技术增长》[J]，《经济学（季刊）》2005 年第 1 期。
9. 刘志彪：《从后发到先发：关于实施创新驱动战略的理论思考》[J]，《产业经济研究》2011 年第 4 期。
10. 宋马林、王舒鸿：《环境规制、技术进步与经济增长》[J]，《经济研究》2013 年第 3 期。
11. 吴敬琏：《加快增长模式转型是我国走出危机的必由之路》[J]，《中国流通经济》2011 年第 1 期。
12. 任玲玉、薛俊波、刘银国、王铮：《R&D 边际生产力驱动区域经济收敛研究》[J]，《科学学研究》2014 年第 11 期。
13. 王小鲁、樊纲：《中国地区差距的变动趋势和影响因素》[J]，《经济研究》2004 年第 1 期
14. 徐现祥、李郁：《中国省区经济差距的内生制度根源》[J]，《经济学（季刊）》2005 年第 4 期（增刊）。
15. 杨朝峰、赵志耘、许治：《区域创新能力与经济收敛实证研究》[J]，《中国软科学》2015 年第 1 期。
16. 张来武：《科技创新驱动经济发展方式转变》[J]，《中国软科学》2011 年第 12 期。
17. 张宏、彭国川：《技术追赶与经济收敛：基于面板数据的 LSDV 分析》[J]，《兰州大学学报（社会科学版）》2007 年第 3 期。
18. 赵锦春、谢建国：《有效需求体制、功能性收入分配与技术进步——基于 OECD 国家的实证研究》[J]，《财经研究》2014 年第 4 期。
19. Abramovitz, M., 1986, "Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind" [J], *The Journal of Economic History*, Vol. 46(02), pp385-406.
20. Barro, R. J., Sala-i-Martin, X., 1992, "Convergence" [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 100(02), pp1192-1205.
21. Grossman, G. M., Helpman, E., 1991, "Trade, Knowledge Spillovers and Growth" [J], *European Economic Review*, Vol.35, pp517-526.
22. Tiiu, P., Friso S., 2008, "Regional Income Inequality and Convergence Processes in the EU-25" [J], *Science Regional*, No.7, pp29-50.
23. Young, 1991, "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade" [J], *Quarterly Journal of Economics*, No.106, pp369-405.

(RD)