

中国区域经济协调发展的演变特征： 空间收敛的视角^{*}

陈丰龙 王美昌 徐康宁

内容提要:区域协调发展战略是贯彻新时期发展理念、建设现代化经济体系的重大战略部署之一。本文使用校准后的城市卫星灯光数据,从空间收敛的视角来分析中国区域协调发展演变特征。结果显示,在考虑空间互动关系的前提下,中国城市经济增长总体上存在绝对收敛和条件收敛,基于不同空间权重的估计结果都支持了这一结论。基于空间溢出的学习效应、分享效应、竞争效应等是不同城市实现经济收敛的内在机制。进一步研究还发现,在过去的20年中,城市群收敛并不是中国俱乐部收敛的普遍现象,俱乐部收敛仅出现在相对富裕的城市群内。但高铁开通后,大多城市群的表现发生了逆转,经济增长基本呈现出收敛的趋势。本文的研究从一个更为客观的视角评估了中国城市层面区域协调发展的空间特征,对当前中国城市群发展战略以及高铁在中国经济的作用有重要启示。

关键词:区域协调发展 空间收敛 卫星灯光数据

作者简介:陈丰龙,东南大学经济管理学院讲师、博士,211189;

王美昌,东南大学经济管理学院博士研究生,211189;

徐康宁,东南大学经济管理学院教授、博士,211189。

中图分类号:F12 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2018)07-0128-16

一、引言

改革开放40年来,中国经济实现了令全世界瞩目的高速增长,1978—2016年国内生产总值(GDP)的平均增速超过9%。但在经济高速增长“光环”背后,中国经济也面临着许多问题,最为突出的问题之一就是区域经济发展的不平衡。区域发展的不平衡会产生严重的社会问题,相应地降低高增长所产生的福利,并进一步阻碍未来的经济增长。因此,如何协调地区平衡发展、缩小地区之间的差距,就成为当前中国经济深化改革的头等大事之一(周业安、章泉,2008)。

^{*} 基金项目:教育部人文社科研究青年基金项目“基于全球夜间灯光数据的中国实际经济增长率的测算及其应用”(15YJC790006);国家自然科学基金青年项目“世界经济景气波动对中国出口平稳发展的冲击效应及其传导机理与政策应对研究”(71603047)。作者感谢两位匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

党的十九大报告中明确指出,实施区域协调发展战略是贯彻新发展理念,建设现代化经济体系的重大的战略部署之一。区域协调发展是各区域之间经济联系日益密切,经济社会发展差距逐渐缩小并趋向于收敛(覃成林、姜文仙,2011)。因此,要实现区域协调发展,关键是要不断缩小落后地区与发达地区之间的差距,实现地区间经济增长的收敛。因为地区差距的变化主要是经济增长速度的差异造成的,如果落后地区经济增速较快,地区差距就会逐步缩小(许召元、李善同,2006)。

自1978年以来,中国地区经济差距总体上呈现“不断缩小—显著扩大—缓慢缩小”的态势(陈丰龙、徐康宁,2012)。在经济新常态的背景下,中国实施了一系列区域协调发展战略,如“一带一路”、长江经济带等,并取得了显著的效果。近十年来中国城市经济增长总体上呈现“西高东低”的趋势也佐证了中国区域协调发展取得的初步成效。

然而,一个不可忽视的问题是,近年来中国经济数据的真实性或准确性一直备受质疑,数据造假现象层出不穷。比如国家统计局局长和辽宁省省长均公开承认经济数据造假。^①2017年,中纪委巡视通报显示内蒙古、吉林经济数据造假,部分官员存在“以数谋私”。2018年地方两会上,内蒙古和天津也明确承认现有数据含有水分。事实上,长期以来,由于社会发展需要高经济增速的支撑,中央政府在一定程度上对地方政府的政绩做出隐形承诺,导致地方政府出现“擦边球”行为和“灰色地带”与中央政府屡屡博弈。面对较低的违规成本,地方官员为了在晋升竞争中获胜,更有可能去造假或操纵统计数据,致使民间有“官出数字”之说(卢盛峰等,2017)。因此,在“官出数字、数字出官”的背景下,基于官方统计数据的研究结论很可能无法真实反映实际经济情况。数据失真也使经济学家在评估中国经济问题时面临更大的困难和挑战,也迫切需要从相对客观的视角来揭示中国地区经济发展的差距。

随着技术的进步,一些更具有客观价值的大数据逐步被发现和应用,比如近年来美国国家海洋和大气管理局(NOAA)发布的全球夜间灯光数据开始受到学者的关注。相对于GDP数据,灯光数据显得更加客观,最大限度地消除了人为因素。在现代社会中,所有经济活动都会存续于夜间表现,而灯光是夜间表现的显性信息,经济活动强度越大,夜间表现也一定强烈,灯光的亮度也会越明显(徐康宁等,2015)。目前,国内外主流经济学文献均已采用该数据,他们的研究发现,用卫星灯光数据可以更为准确地揭示一个地区的经济发展水平(Chen和Nordhaus,2011;Henderson等,2012;徐康宁等,2015)。此外,灯光数据不会受到价格因素的干扰,比较适合观察一定时期内不同地区的经济活动。

本文借助卫星灯光数据,从经济收敛的视角,研究中国区域经济协调发展演变的事实。经济收敛研究一般基于新古典的收敛理论的分析框架,但传统的理论都忽略了区域之间在经济上的互动关系,计量模型均假设此类空间互动关系为零,这可能会带来估计上的偏差(朱国忠等,2014)。因此,本文考虑了地区之间的空间相关性,选择采用空间计量模型,以1992—2013年中国274个城市为研究对象,从一个更为客观的视角来分析中国区域经济协调发展的空间特征,对前人的研究做进一步的探索和尝试。当然,本文并不认为灯光数据是完美无缺的,也无意要舍弃传统的GDP数据,但从一个新的视角来研究现实的经济问题,无疑有着一定的学术探索价值和研究意义。

文章其余部分的结构安排如下:第二部分为文献综述;第三部分是模型与数据的说明;第四部分是经验研究;第五部分是检验俱乐部收敛是否有新趋势;最后为全文的主要结论。

^① 国家统计局局长宁吉喆2016年12月在《人民日报》上撰文承认统计数据造假。2017年1月,在辽宁省两会上,辽宁省省长陈求发首次确认多项经济数据造假。

二、文献综述

区域协调发展是许多国家都面临的重要问题,本文主要从经济收敛的视角来考察中国区域协调发展的空间特征。经济收敛一直是经济学研究的焦点问题,也是世界各国为实现区域协调发展而努力实现的目标之一。因此,本文的文献综述主要围绕经济收敛展开。

收敛假设的提出最早可追溯至 20 世纪 20 年代,Ramsey(1928)指出,在一个封闭经济中,各地区经济增长率可能与人均收入或人均产出水平存在反向关系。但一般认为,新古典增长模型是研究经济增长收敛性问题的起点。在索罗(Solow)模型中,如果其他条件不变,由于资本边际报酬递减,每个经济体都会收敛到稳态均衡点,这就是所谓的绝对收敛。如果经济体之间存在异质性,那么每个经济体收敛于不同的稳态均衡点,这就是所谓的条件收敛;Barro 和 Sala-i-Martin(1991)认为所有经济体都收敛于稳态往往无法实现,只有结构特征相同、初始状态也相互接近的国家才会最终收敛于同一稳态,这就是所谓的俱乐部收敛。

Baumol(1986)首先对经济收敛问题进行了计量分析,结果表明一个国家初始生产率越高,在随后的一个世纪里其生产率增长就越慢。Barro(1991)吸收了新增长理论的思想,在模型中引入人力资本变量,并使用 1960—1985 年 98 个国家的跨国数据进行分析,检验结果支持了新古典增长模型的收敛假说。Barro 和 Sala-i-Martin(1992)进一步研究发现,只有控制了初始时期的入学率和政府消费比重后,98 个国家才出现显著收敛。Mankiw 等(1992)对索罗模型进行了拓展,增加了与物质资本同等的人力资本变量,并借助跨国数据进行回归,发现拓展后的索罗模型存在明显的条件收敛趋势。20 世纪 90 年代以后,考虑到地区经济增长收敛性的重要原因之一是各地之间的经济互动而产生了空间溢出效应,忽略空间因素会使估计出现偏差。因此,一支新的文献主要使用空间面板数据模型来探究经济收敛问题(朱国忠等,2014),比较有代表性的文献有潘文卿(2010)、Yu 和 Lee(2012)等。

如果将目光转向中国,经济收敛显然是研究的热点问题之一。宋学明(1996)在国内最早采用实证方法研究经济收敛。随后,研究经济收敛的文献不断涌现,但研究结果却存在着争议。一方面,早期的研究大多支持中国经济增长存在绝对收敛或条件收敛,如蔡昉和都阳(2000)、徐现祥和李郇(2004)等。另一方面,也有一些文献认为中国经济增长不存在收敛趋势,如马栓友和于红霞(2003)、刘金全等(2009)等。近十年来,一些学者开始尝试采用新的方法来研究中国经济收敛性问题。何一峰(2008)借助非线性时变因子模型,研究发现中国经济没有出现全国范围内的绝对趋同。周业安、章泉(2008)采用条件分量回归的方法对中国城市之间的经济趋同进行了检验,结果发现条件收敛不是普遍现象。考虑到地理空间效应的重要性,一些学者开始尝试使用空间计量模型来研究中国经济收敛,如刘生龙、张捷(2009)认为中国区域经济增长存在条件收敛;潘文卿(2010)、覃成林等(2012)研究发现,中国存在着空间收敛的俱乐部。朱国忠等(2014)使用空间动态面板模型分析中国经济增长的收敛性,发现中国各省总体上不存在收敛性。

目前关于中国经济增长收敛的研究已较为丰富,本文对现有文献主要做了如下补充:(1)本文使用了城市层面的空间面板数据模型。前人的研究大多使用省级层面的数据,但数据加总过程可能会产生加总偏误或导致某些城市信息的损失。(2)本文使用了目前比较流行的卫星灯光数据来反映地面经济活动。国内外顶级经济学期刊已有多篇文献采用灯光数据来衡量经济活动(Henderson 等,2012; Hodler 和 Raschky,2014; Clark 等,2017;徐康宁等,2015;范子英等,2016;王

贤彬等,2017),但以城市为研究对象的文献还比较少,且未对灯光数据进行校准或校准不充分。本文使用校准后的灯光数据对中国城市经济收敛性特征进行研究,对现有文献做了有益的补充和完善。

三、模型与数据

(一)模型设定

根据 Barro (1991)、Barro 和 Sala-i-Martin (1992) 提出的 β 收敛理论,本文首先建立了不含空间效应的收敛模型:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \gamma X_{i,t} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(1)中因变量 $Y_{i,t}$ 为经济增长率,以灯光亮度增长率衡量;自变量 $y_{i,0}$ 为初期灯光亮度; η 和 δ 分别为城市固定效应和时间固定效应, α 为常数项, ε 为残差项,下标 i 和 t 分别为城市和时间。模型(2)中加入了控制变量 X ,以检验条件收敛效应。

考虑到模型(1)和(2)是基于零空间效应的假设,而在经济增长的过程中城市之间存在明显的贸易、投资等互动效应。因此,本文借鉴朱国忠等(2014)的研究方法,建立了空间收敛模型:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \lambda \sum_{j \neq i}^n W_{i,j} \ln Y_{j,t} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \lambda \sum_{j \neq i}^n W_{i,j} \ln Y_{j,t} + \gamma X_{i,t} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

模型(3)和(4)中加入了空间权重 $W_{i,j}$,但未考虑到空间滞后特征。Elhorst (2012) 指出,变量之间的空间依赖关系不仅体现在当期,还可能受到之前相应行为不可忽视的影响。为此本文构建了动态空间收敛模型:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \lambda \sum_{j \neq i}^n W_{i,j} \ln Y_{j,t} + \varphi \ln y_{i,t-1} + \rho \sum_{i \neq j}^n W_{i,j} \ln Y_{j,t-1} + \gamma X_{i,t} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

模型(5)中包含了城市的个体效应、时间效应和空间相关性,其中空间相关性包括当期空间自回归项(λ)和滞后空间自回归项(ρ),能够更为准确地估计城市经济增长的收敛效应。

(二)空间权重的选择

在任何应用空间计量模型的实证研究中,设定空间权重矩阵是至关重要的一环(张征宇、朱平芳,2010)。为了考察中国城市经济收敛的空间依赖关系,本文构建了两类空间权重矩阵。

地理空间权重矩阵,包括空间邻近权重矩阵和地理距离权重矩阵。邻近权重矩阵基于两个城市是否有相邻或交界,如果相邻为1,否则为0。^① 距离权重矩阵由两个城市之间最短可行距离的

① 为了便于研究,本文将岛屿上城市的邻近城市定义为距其最近的一个陆地城市,比如舟山的邻近城市为宁波。

倒数表示。^①

经济空间权重矩阵,分别以 GDP 和灯光密度来表示。参考余泳泽(2015)的研究方法,具体的计算公式如下:

$$W_{i,j}^e = W_{i,j}^d (\bar{y}_1 / \bar{y}, \bar{y}_2 / \bar{y}, \dots, \bar{y}_n / \bar{y}) \quad (6)$$

$$W_{i,j}^e = \frac{W_{i,j}^e}{\sum_j W_{i,j}^e}, i \neq j \quad (7)$$

式(6)中, $W_{i,j}^d$ 为地理距离权重矩阵, $W_{i,j}^e$ 为经济空间权重矩阵。 $\bar{y}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t_0}^{t_1} y_{i,t}$ 为第 i 个城市的样本期内(1992—2013年)GDP 均值或灯光亮度均值。

$\bar{y} = \frac{1}{n(t_1 - t_0 + 1)} \sum_{i=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} y_{i,t}$ 为样本期内总的 GDP 均值或灯光亮度均值。式(7)为经济空间权重矩阵 $W_{i,j}^e$ 标准化后的权重矩阵。

接下来,对中国城市经济增长(以灯光亮度衡量)进行空间自相关检验,这里本文采用了 Moran's I 指数方法。结果显示,四种不同的空间权重在不同年份的 Moran's I 指数均显著大于 0,说明中国不同城市的经济活动之间存在明显的空间依赖和空间自相关特征,无论是地理空间权重还是经济空间权重,该结果都是稳健的。图 1 给出了地理距离权重下代表性年份的 Moran's I 指数散点图,图中不同年份的指数均显著为正,表明城市之间有着明显的空间经济活动往来,而且 Moran's I 指数数值呈逐步增大的趋势,说明城市之间的空间依赖性也逐步增强。这也可以从近十年来中国基础设施不断改善、城市之间时空距离不断缩小得到佐证。

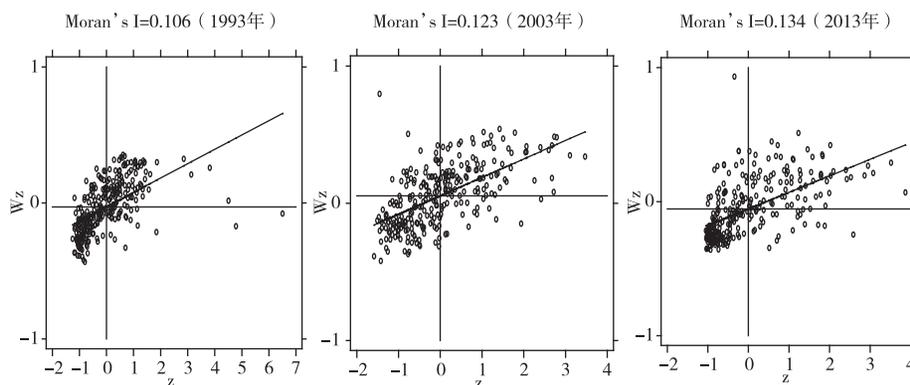


图 1 地理距离权重下中国城市经济增长空间相关性

(三)灯光数据处理

卫星灯光数据由美国国防气象卫星计划(Defense Meteorological Satellite Program, DMSP)携带 OLS(Operational Linescan System)传感器观测并采集到的数据(简称 DMSP/OLS 数据)。该数据目前由美国国家地球物理数据中心(National Geophysical Data Center, NGDC)对原始数据进行一些噪

^① 本文选择了两种方法来测量城市之间的距离,一是以城市之间的直线欧式距离表示;二是使用百度地图测算两个城市市政府大楼之间的实际最短距离。但两种距离权重的估计结果基本是一致的,后文仅报告了前一种方法。

声处理并于1992年起定期发布,目前共有1992—2013年共22年34期影像。NGDC网站上提供多种灯光数据,目前使用较多的是稳定灯光数据(Stable Lights),该数据剔除了短暂的亮光(如月光、火光等),最终包含城市、城镇和其他相对稳定的灯光。灯光灰度像元值(DN值)范围均为0~63,覆盖的范围北纬75度至南纬65度,中国国土全域均在此范围内。

近年来,灯光数据越来越受到经济学家的青睐,他们的研究也证实了灯光数据与GDP之间有显著的相关性,灯光数据可以作为一个国家或地区现行统计指标比较好的替代指标(Henderson等,2012;徐康宁等,2015)。但大部分学者都直接使用灯光数据来替代其他统计数据,并未对其进行必要的处理,而灯光数据本身确实也一定的问题。具体包括:(1)有些年份的影像来自两颗不同的卫星,^①不同卫星提供的数据有差异。(2)同一颗卫星连续拍摄的不同年份的数据是不可比的。(3)NGDC提供的灯光亮度范围是0~63,这意味着灯光数据两端被截断了,尤其是右端截断给灯光数据带来了“天花板”(ceiling)问题,这会导致对经济发达地区的低估和对欠发达地区的高估(范子英等,2016)。面对这些问题,一些经济学者尝试采用地理学或遥感学方法对灯光数据进行校正,如范子英等(2016)提出的三步校正法:栅格内部校准(inter-calibration)、同年度不同卫星的数据合成以及不同年份数据的时间序列修正。但该方法未考虑数据范围的饱和问题,没有解决灯光亮度的“天花板”效应。因此,本文参考刘修岩等(2017)的方法对原始灯光数据进行了新的三步校正:第一步为饱和校正和相互校正,解决了上述第一、第三个问题;第二步为“同一年度、两颗卫星”的数据校正,解决了上述第二个问题;第三步为影像间的连续性校正,解决了不同年度的影像间异常波动问题。^②

(四)数据来源

本文选取了1992—2013年中国274个地级及以上城市的数据作为研究的基础数据,其中灯光亮度的原始数据来源于美国国家地球物理数据中心(NGDC),GDP数据来源于《中国城市统计年鉴》。根据前人的研究,控制变量选择了投资(*invest*)、劳动(*labor*)、政府作用(*gov*)和人力资本(*human*),其中投资以固定资产投资额占GDP的比重表示、劳动以从业人员占总人口的比重表示、政府作用以财政支出占GDP的比重表示、人力资本以平均受教育年限^③表示,数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》及各省、城市的统计年鉴。

四、空间收敛特征检验

(一)基本回归结果

在计量检验之前,需要从空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)中选出适合本文研究的模型,主要根据LM检验结果做出判断。^④ 本文首先对模型(1)~(4)进行了基准回归,表1报告了相关结果。表1分别给出无权重和四种不同空间权重下的绝对收敛和条件收敛的估计结果,LM

^① 1992—2013年34期影像分别由六颗卫星提供,具体包括F10(1992—1994年)、F12卫星(1994—1999年)、F14卫星(1997—2003年)、F15卫星(2000—2007年)、F16卫星(2004—2009年)和F18卫星(2010—2013年)。

^② 具体校正方法可参见刘修岩等(2017)。与前人相比,本文除了解决灯光饱和问题外,数据校准的参考地区也不同,本文没有选择前人常用的鸡西市,而是选择鹤岗市,因为后者的拟合度更高。

^③ 平均受教育年限 = (小学在校生 × 6 + 中学在校生 × 10.5 + 大学在校生 × 16) / 学生总数

^④ LeSage和Pace(2009)指出,在SAR模型和SEM模型中,LM检验统计量更显著的模型更适合。如果两种模型LM检验的统计量具有相同的显著性水平,那么再根据稳健LM统计量的显著性来判定。

检验结果显示选择 SAR 模型更为合适。^①

本文首先忽略城市间的空间依赖关系,进行无权重回归分析,表 1 第 1~2 列给出了估计结果。尽管绝对收敛检验中 β 的系数为负,但统计上并不显著;条件收敛检验中 β 值为正,也未能通过显著性检验。说明在不考虑空间互动的前提下,中国城市经济不存在明显的绝对收敛和条件收敛。

当然,正如前文所述,忽略空间依赖关系,OLS 估计方法很可能导致估计结果产生偏误。为此,本文选择四种权重进行了空间计量检验,表 1 第 3~10 列给出了基于不同权重的估计结果。从表 1 中可以看出,空间权重系数 λ 的值均显著为正,说明中国城市之间存在明显的空间互动关系。绝对收敛检验结果显示, β 值始终为负,且均通过 1% 的显著性检验,该结果说明在不同的权重下,中国城市经济增长始终存在空间绝对收敛特征。本文更关心的是条件收敛的结果,因为在现实中绝对收敛一般是很难实现的。幸运的是,表 1 中的结果表明不同权重下的条件收敛效应是显著存在的。在控制了投资、劳动、政府作用和人力资本后,自 1992 年以来中国城市之间表现出明显的条件收敛效应。投资、政府支出、人力资本对城市之间实现经济收敛基本起到了明显的促进作用,这符合理论预期,也与国家对欠发达地区大规模投资、转移支付等密不可分的。在四种不同的权重中,劳动的作用并不一致。但改革开放以来,中西部城市的劳动力大量转移至东部发达地区的事实也从另一个侧面反映出劳动因素很可能在一定程度上抑制了欠发达城市的经济增长,因而也有可能不利于实现全国层面的经济收敛。

表 1 空间收敛特征估计:基本回归结果

	无权重		邻近权重		距离权重		经济权重		灯光权重	
	绝对收敛	条件收敛	绝对收敛	条件收敛	绝对收敛	条件收敛	绝对收敛	条件收敛	绝对收敛	条件收敛
$\ln y_{i0}$	-0.007 (0.005)	0.005 (0.004)	-0.065 *** (6.41e-06)	-0.056 *** (0.004)	-0.053 *** (0.0001)	-0.047 *** (0.004)	-0.055 *** (0.001)	-0.050 *** (0.004)	-0.037 *** (0.002)	-0.032 *** (0.004)
λ			0.295 *** (0.001)	0.295 *** (0.001)	2.276 *** (0.032)	2.266 *** (0.035)	0.463 *** (0.121)	0.443 *** (0.118)	0.703 *** (0.101)	0.683 *** (0.093)
<i>invest</i>		0.072 *** (0.010)		0.039 *** (0.011)		0.069 *** (0.010)		0.073 *** (0.010)		0.072 *** (0.010)
<i>labor</i>		-0.031 ** (0.014)		0.034 ** (0.013)		-0.014 (0.011)		-0.027 ** (0.013)		-0.023 ** (0.012)
<i>gov</i>		0.178 *** (0.028)		0.039 (0.032)		0.141 *** (0.027)		0.168 *** (0.030)		0.160 *** (0.029)
<i>human</i>		-0.001 (0.002)		0.006 ** (0.003)		0.003 (0.002)		0.001 ** (0.0003)		0.003 ** (0.001)
时间/ 城市	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
LM			4.81 ***	4.15 ***	10.16 ***	128.72 ***	10.86 ***	195.19 ***	5.92 ***	160.96 ***
收敛率 (%)	0.033	-0.024	0.320	0.274	0.259	0.229	0.268	0.244	0.180	0.155
R ²	0.435	0.470	0.026	0.019	0.303	0.346	0.406	0.443	0.383	0.422
N	5754	5754	5754	5754	5754	5754	5754	5754	5754	5754

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平通过显著性检验;(2)括号中为标准误;(3)LM为稳健统计值。下表同。

^① 表 1 中报告的 SAR 模型 LM 稳健检验值均在 1% 水平上通过显著性检验,效果优于 SEM 模型的 LM 稳健检验结果,限于篇幅文中没有报告后者的结果。后文表中均报告了 SAR 模型 LM 稳健检验值,如果该值未通过检验,则选择 SEM 模型。

(二) 稳健性检验

1. 变换时间期限

长时间跨度能够较好地反映灯光亮度的长期演进趋势,但忽略了样本期内的变动趋势(王贤彬等,2017)。尽管本文控制了时间效应,但为了消除样本期内经济周期或外部冲击带来的持续影响,本文变换了样本的时间期限,即仍以 1992 年为基期 T,但对期末的年份进行重新选择。考虑到样本周期较长,本文以 5 年为一个周期,分别检验了 T+5 年(至 1997 年)、T+10 年(至 2002 年)、T+15 年(至 2007 年)以及 T+20 年(至 2012 年)的收敛情况,这样有助于了解不同时间段的收敛特征。

表 2 给出了地理权重和经济权重的回归结果,其中 T+5 时间段的初始灯光亮度系数为正,其余三个时间段的系数均显著为负。该结果表明 1997 年之前中国城市经济并未出现收敛,反而呈现发散趋势,这与 20 世纪 90 年代中国地区经济差距持续扩大的特征相符。从 1992 年开始,东部沿海城市进入了一个快速发展的时期。而后面三个时间段的初始灯光亮度系数都显著为负,说明不同城市的经济在 1997 年以后呈现出明显的收敛趋势。随着 1999 年西部大开发、2004 年中部崛起等战略的实施,中西部城市获得了前有未有的政策红利,大量投资和转移支付的流入,经济增长速度明显提高,与东部城市的经济差距逐步缩小。

表 2 空间收敛特征估计结果:稳健性检验(I)

	地理权重				经济权重			
	T+5 年	T+10 年	T+15 年	T+20 年	T+5 年	T+10 年	T+15 年	T+20 年
$\ln y_{i0}$	0.003 (0.004)	-0.069*** (0.020)	-0.052*** (0.008)	-0.047*** (0.004)	0.007* (0.003)	-0.080*** (0.021)	-0.056*** (0.009)	-0.050*** (0.004)
λ	2.264*** (0.468)	2.287*** (0.032)	2.267*** (0.034)	2.260*** (0.037)	0.230** (0.106)	0.583*** (0.150)	0.430*** (0.111)	0.428*** (0.114)
<i>invest</i>	0.102** (0.050)	0.112*** (0.035)	0.103*** (0.021)	0.066*** (0.011)	0.103** (0.050)	0.114*** (0.036)	0.108*** (0.021)	0.069*** (0.011)
<i>labor</i>	-0.018 (0.039)	-0.030 (0.023)	-0.019 (0.015)	-0.014 (0.012)	-0.048 (0.047)	-0.044 (0.028)	-0.032* (0.014)	-0.027** (0.013)
<i>gov</i>	0.187*** (0.051)	0.052** (0.016)	0.110*** (0.003)	0.103*** (0.024)	0.191*** (0.067)	0.038** (0.012)	0.033 (0.066)	0.128*** (0.025)
<i>human</i>	0.014 (0.026)	-0.003 (0.009)	-0.004 (0.004)	0.001 (0.002)	0.008 (0.026)	-0.012 (0.010)	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.003)
时间/城市	是	是	是	是	是	是	是	是
LM	125.045***	74.287***	131.363***	91.085***	62.750***	128.182***	61.528***	102.306***
收敛率(%)	-0.060	0.715	0.356	0.247	-0.140	0.833	0.384	0.256
R ²	0.318	0.313	0.388	0.369	0.241	0.399	0.459	0.454
N	1370	2740	4110	5480	1370	2740	4110	5480

2. 替换核心变量

考虑到校正后的灯光密度数据可能存在的其他偏误,同时也为了获得更为稳健的结论,接下来选择其他指标对模型中的核心变量进行了替换,并重新进行检验,表 3 报告了基于地理权重和

经济权重的估计结果。

本文不再采用灯光密度来衡量经济增长,而是以灯光均值表示,即以校正后的单位栅格面积的灯光亮度(灯光亮度总值/栅格数)的增长率来反映每个城市的经济增长水平。表3第1列和第4列给出的结果显示,初始灯光亮度(1992年灯光均值)的系数均显著为负,说明用灯光均值替换灯光密度后,中国城市经济依然呈现明显的空间收敛特征,这与表1一致。

本文用官方统计的GDP数据来替换灯光数据,以考察两者估计结果之间是否存在差异。表3第2列和第5列给出了GDP数据的估计结果,不过初始GDP的系数显著为正,表明在过去的20年中中国城市之间表现出明显的经济分化趋势,这与灯光数据的估计结果并不一致。一方面可能正如前文所述,中国GDP数据存在失真现象,可信度较低,从而影响了估计结果。另一方面也反映出GDP数据与灯光数据本身可能存在一定的差异。

尽管灯光数据与GDP数据存在相关性,但两者并不相同。比如灯光亮度更多的是显性的、外在的。而GDP不仅有外在表现,也有内在表现。因此,从收敛的角度看,欠发达城市可能更容易在灯光亮度上收敛于发达城市,而GDP则不一定。所以,为了消除这一影响,本文借鉴徐康宁等(2015)、Lessmann和Seidel(2017)的研究方法,计算GDP与灯光亮度的拟合值,并将该拟合值代入模型重新回归,该拟合值同时包含了灯光亮度和GDP的信息。表3第3列和第6列报告了相关结果,初始灯光亮度的系数显著为负,从而进一步支持了收敛假说,保证了灯光数据的可靠性和稳健性。^①

表3 空间收敛特征估计结果:稳健性检验(II)

	地理权重			经济权重		
	灯光均值	GDP	灯光拟合	灯光均值	GDP	灯光拟合
$\ln y_{i0}$	-0.079 *** (0.010)	0.051 *** (0.004)	-0.067 ** (0.008)	-0.085 *** (0.010)	0.048 *** (0.004)	-0.063 * (0.007)
λ	1.424 *** (0.183)	1.907 *** (0.155)	1.781 *** (0.272)	0.254 * (0.014)	0.435 *** (0.114)	1.754 *** (0.234)
<i>invest</i>	0.035 *** (0.011)	0.042 *** (0.009)	0.040 *** (0.012)	0.029 ** (0.011)	0.044 *** (0.009)	0.038 *** (0.007)
<i>labor</i>	-0.033 ** (0.017)	-0.011 (0.009)	-0.037 (0.022)	-0.043 *** (0.016)	-0.016 (0.010)	-0.035 (0.020)
<i>gov</i>	0.112 ** (0.044)	0.034 (0.027)	0.124 ** (0.051)	0.133 *** (0.044)	0.042 (0.028)	0.128 ** (0.057)
<i>human</i>	0.006 (0.005)	-0.011 *** (0.004)	0.008 (0.006)	0.004 (0.005)	-0.014 *** (0.005)	0.010 *** (0.007)
时间/城市	是	是	是	是	是	是
LM	67.324 ***	11.782 **	94.279 ***	143.611 ***	32.783 ***	71.368 ***
收敛率(%)	0.392	-0.249	0.330	0.423	-0.234	0.254
R ²	0.563	0.274	0.572	0.570	0.299	0.577
N	5754	5754	5754	5754	5754	5754

^① 灯光数据和GDP数据两种不同的估计结果,极易让人怀疑灯光数据的空间收敛是一种伪收敛,这一方面与GDP统计数据失真有关,徐康宁等(2015)指出行政级别越低的地区,GDP统计数据失真的可能性越大。此外,灯光数据本身的特点也不可忽视。但正如前文所述,本文对灯光数据进行了必要的校正,解决了数据范围饱和等问题,总体上空间计量检验的结果是可信的。

3. 选择空间动态面板模型

前面的分析基本支持了中国城市经济存在空间收敛性的结论,但忽视了经济增长在时间上的相互影响及其动态变化特征。因此,本文构建了动态空间收敛模型即模型(5),并基于四种不同的空间权重进行再回归,表 4 报告了相关结果。

在增长理论中,如果模型(5)中 φ 小于 1,那么可以得到增长收敛的结论,即落后地区的经济增长速度相对富裕地区更快(朱国忠等,2014)。本文首先采用 GMM 方法进行无权重的计量检验(非空间计量检验),表 4 前两列分别给出了差分 GMM 和系统 GMM 的回归结果,其中初始灯光亮度的系数均未出现显著为负的结果,说明在不考虑空间特征的情形下中国城市经济并不存在明显的条件收敛效应。但灯光亮度增速的滞后一期值的系数均显著为正,反映了当期城市经济增长与后一年的经济增速密切相关。

表 4 后四列为基于四种不同权重的空间计量检验结果,其中当期空间权重系数 λ 的值并不完全显著为正,但滞后一期的空间权重系数 ρ 的值均显著为正,说明城市之间的空间溢出效应主要体现在滞后一期,当期则并不明显。此外, φ 的值均小于 1,且都通过 1% 水平的显著性检验,表明中国各城市之间具有明显的空间收敛特征,即在空间溢出的作用下,落后城市的灯光亮度增长率要比发达城市更快,这也进一步支持了前文的研究结论。

表 4 空间收敛特征估计结果:稳健性检验(III)

	DIF - GMM	SYS - GMM	邻近权重	地理权重	经济权重	灯光权重
L1. $Y_{i,t}$	0.146 *** (0.022)	0.170 *** (0.023)				
$\ln y_{i0}$	-0.003 (0.007)	0.007 * (0.003)				
φ			0.083 *** (0.018)	0.083 *** (0.009)	0.069 *** (0.010)	0.067 *** (0.010)
λ			-0.236 *** (0.003)	1.001 *** (0.099)	0.995 (30.023)	0.999 (35.710)
ρ			0.051 *** (0.004)	0.137 *** (0.048)	56.161 *** (13.337)	61.695 *** (15.260)
<i>invest</i>	0.023 (0.029)	0.035 (0.022)	13.581 *** (1.054)	7.240 *** (0.526)	8.093 *** (0.583)	8.107 *** (0.583)
<i>labor</i>	-0.024 (0.023)	-0.013 (0.022)	-3.592 (3.357)	-1.838 (1.670)	-2.405 (1.857)	-2.386 (1.858)
<i>gov</i>	0.129 ** (0.055)	0.083 * (0.050)	49.085 *** (4.521)	25.522 *** (2.263)	28.255 *** (2.508)	28.254 *** (2.508)
<i>human</i>	0.003 (0.010)	-0.002 (0.007)	-0.338 ** (0.585)	-0.258 (0.297)	0.536 (0.329)	0.530 (0.329)
时间/城市	是	是	是	是	是	是
Sargan - p	0.5538	0.3147				
R ²			0.620	0.599	0.505	0.514
N	5206	5480	5480	5480	5480	5480

(三) 中国城市经济增长空间收敛的实现机制

前文的研究表明,中国城市经济存在明显的空间收敛特征,而且该结论是稳健的。那么,在过去的 20 多年里,中国不同城市之间的经济为什么会趋向收敛呢?其内在机理又是什么呢?对这个问题的回答有助于了解经济收敛背后的故事。

新古典增长理论认为,如果其他条件不变,由于资本边际报酬递减,每个经济体都会收敛到稳态均衡点。这是因为在资本边际报酬递减规律的作用下,单位资本存量增加而导致的产出增加在资本积累的过程中将趋于减小,从而使得产出增长速度下降。如果根据新古典增长理论的解释,中国城市经济实现收敛的原因是发达地区资本回报率下降,导致资本流向了回报率较高的欠发达地区。但事实并非如此,没有证据表明中国欠发达城市的资本回报率高于发达城市。改革开放以来,中国东部地区的资本回报率始终是高于中西部地区的(许捷、柏培文,2017)。因此,资本边际报酬递减并不能充分解释中国城市经济收敛的现象。

中国地区间经济增长的收敛与区域发展政策的调整有关(陆铭,2017)。因此,中西部城市经济增长快的一个直接原因可能是国家的政策倾斜,导致这些地区的投资和转移支付的激增,从而拉高了经济增长速度。本文的经验研究结果也表明,投资、政府支出的增加对城市之间实现经济收敛基本起到了明显的促进作用。但这些因素多是由政府主导的,从长远来看是不可持续的。

那么中国城市经济收敛的实现机制到底是什么呢?由于新古典增长理论是基于零空间效应的假设,这也忽视了城市经济收敛的空间互动因素,因为不同城市之间特别是发达城市与欠发达城市的空间互动容易引发技术溢出等。因此,从空间溢出的视角来探究中国城市的经济收敛,是本文重点关注的内在机制。新经济地理学始终强调空间外溢在地区经济增长中的作用,即一个城市的经济增长不仅取决于自身要素的积累,也依赖于其周边城市的发展(Yu 和 Lee,2012)。覃成林等(2012)认为空间外溢可以理解为一个区域通过资本和知识的外部性对邻居区域(neighbor region)的经济增长产生影响,其作用机制可分为直接和间接两种。^①空间收敛的直接机制实现形式包括学习(learning)、分享(sharing)等。学习是指落后城市向发达城市的学习,如技术模仿、追赶等。分享是发达城市对欠发达城市的溢出效应,如产业转移、技术扩散等。间接机制则可以理解为空间外溢过程中产生的“额外”的促进经济增长的因素,比如空间外溢引发城市之间的区位竞争,从而在某种程度上促进城市的经济增长。因此,城市之间的空间经济互动,有利于落后城市实现经济快速增长,从而实现经济收敛,这一机理不同于新古典经济学。此外,城市之间互动和竞争,有利于形成空间上互动追赶效应。如果从灯光亮度的视角来考察经济收敛,空间上相互影响、相互竞争效应可能会更加明显。这种空间上的相互追赶,反映出地区间更加倾向于在易于度量的经济活动上进行竞争和模仿,即为增长而偏向性地发展经济(王贤彬等,2017)。

五、城市群收敛:中国空间俱乐部收敛的新趋势?

俱乐部收敛是经济收敛的一种重要类型,在世界各国的经济增长过程中均普遍存在。但只有结构特征相同、初始状态也相互接近的地区才会最终收敛于同一稳态(Barro 和 Sala-i-Martin, 1991)。大量研究表明,改革开放以来中国地区间的经济增长存在显著的俱乐部收敛特征,包括

^① 覃成林等(2012)指出,直接机制是某个区域的经济增长会受益于邻居区域经济增长条件的改善,间接机制是空间外溢可能增加或创造新的市场机会,引导经济活动在空间上集聚。

东、中、西三个收敛俱乐部(蔡昉、都阳,2000;沈坤荣、马俊,2002)、东部和中西部的“双峰趋同”(徐现祥、李郁,2004;潘文卿,2010)、领先省份俱乐部和其他省份俱乐部(彭国华,2008)以及收敛于多个不同俱乐部(刘赫宁、王乐,2007;Maasoumi 和 Wang,2008)。但前人的研究忽略了地区之间的空间互动效应,且多使用省级数据,无法获知俱乐部收敛更为微观的特征,也无法了解中国经济空间格局发展的新趋势。

城市群是当前中国推进新型城镇化的“主体形态”,也是实现中国区域协调发展和优化城市空间布局的重要方式。2015 年中央城市工作会议明确提出,要优化提升东部城市群,在中西部地区培育发展一批城市群,以促进区域的均衡发展。党的十九大报告中也指出要以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局。由此可见,城市群在实现中国地区经济收敛的过程中将发挥着重要的作用。覃成林等(2012)认为考虑空间外溢的影响,中国长三角地区空间俱乐部趋同客观存在。因此,在前文研究的基础上,本文借助卫星灯光数据来检验中国是否存在以城市群为代表的空间收敛俱乐部。

本文选择国家级城市群为研究对象,这些城市群的发展规划目前均已由国家批复,具体包括长三角城市群、长江中游城市群、中原城市群、成渝城市群、哈长城市群、北部湾城市群、京津冀城市群以及珠三角城市群。^① 基于前文的空间计量模型,本文对不同城市群的收敛效应进行了检验,表 5 报告了比较具有代表性的经济权重的估计结果。

表 5 城市群空间收敛特征估计结果——经济权重

	长三角	珠三角	京津冀	成渝	长江中游	哈长	中原	北部湾
$\ln y_{i0}$	-0.096 [*] (0.042)	-0.023 [*] (0.011)	0.041 (0.054)	0.050 (0.039)	-0.007 (0.005)	0.036 ^{***} (0.006)	0.017 (0.019)	-0.015 (0.022)
λ	3.874 ^{***} (0.795)	0.739 ^{***} (1.391)	1.534 (1.747)	1.847 (1.373)	-0.025 (0.352)	-1.065 (1.624)	-2.332 ^{***} (0.899)	-3.062 (2.291)
<i>invest</i>	0.091 ^{***} (0.017)	0.022 ^{**} (0.007)	-0.001 (0.030)	0.030 (0.036)	0.001 (0.014)	0.027 [*] (0.014)	0.022 ^{**} (0.010)	0.068 ^{***} (0.026)
<i>labor</i>	0.041 (0.044)	0.034 (0.037)	0.002 (0.019)	-0.062 ^{**} (0.030)	0.017 (0.033)	0.029 (0.062)	0.001 (0.038)	-0.028 (0.081)
<i>gov</i>	0.064 ^{***} (0.027)	-0.558 (0.483)	0.108 (0.138)	0.062 (0.072)	0.199 ^{**} (0.099)	0.086 (0.110)	0.128 (0.164)	-0.106 (0.305)
<i>human</i>	0.003 (0.006)	0.035 ^{***} (0.013)	-0.006 (0.010)	-0.011 (0.009)	0.008 (0.005)	0.005 (0.006)	0.021 ^{**} (0.009)	0.007 (0.026)
时间/城市	是	是	是	是	是	是	是	是
LM	0.917	53.434 ^{***}	54.374 ^{***}	16.005 ^{***}	0.043	19.117 ^{***}	26.777 ^{***}	6.298 ^{**}
收敛率(%)	0.481	0.111	-0.199	-0.244	0.033	-0.175	0.082	-0.072
R ²	0.746	0.832	0.784	0.692	0.642	0.725	0.817	0.667
N	546	189	294	294	588	210	252	189

^① 前面 6 个城市群均是以城市群发展规划的形式得到国务院的批复,京津冀城市群和珠三角城市群虽没有出台专门的城市群发展规划,但 2008 年出台的《珠三角地区改革发展规划纲要(2008—2020)》和 2015 年出台的《京津冀协同发展规划纲要》中均有提及具体的城市分布。这些城市群尽管都是近年来才得到批复,但城市群的形成是长期演化的结果,有一定的历史积累,所以从一个相对较长的时期来考察城市群的收敛问题是可行的。

从表 5 中可以看出,不同城市群的空间权重系数 λ 值的方向和显著性水平并不一致,仅有长三角城市群和珠三角城市群表现出显著空间相关性,其余城市群均未表现出明显的空间互动关系。这与朱国忠等(2014)的结论是一致的,他们认为中国中西部地区的俱乐部成员之间的空间相关性不显著。从收敛的角度看,不同城市群初始灯光亮度的系数 β 的值也不一致,其中长三角城市群和珠三角城市群显著为负,其余城市群要么显著为正,要么不能通过显著性检验。长三角城市群与珠三角城市群表现出明显的俱乐部收敛特征,与其存在明显的空间相关性相符,因为这是形成城市群的基本条件。相反,其余国家级城市群并不存在明显的空间收敛特征,这也从侧面反映出城市群收敛并不是普遍现象。在过去的 20 年中,城市群已逐步成为中国区域空间发展的主要形态,但大多城市群并未形成经济收敛的俱乐部,收敛俱乐部仅出现在相对富裕的城市群内。

进一步观察,本文发现,存在空间收敛效应的长三角城市群和珠三角城市群都位于中国东部经济发达地区,并且城市群内部不同城市的整体经济发展水平也比较高,说明中国城市群收敛更易出现在经济发达、城市群内部经济落差较小的地区。而其余城市群整体经济发展水平仍比较落后,基本是以单个核心城市为主导,其他中小城市与之形成巨大的反差,区域经济发展不平衡现象比较严重。因此,在欠发达地区城市群内,大城市的虹吸作用很可能导致周边中小城市的要素和资源流向大城市,容易形成集聚阴影(Agglomeration Shadow),从而加剧城市群内部经济的分化。城市群空间收敛呈现的差异性特征也揭示了不同城市群所处的发展阶段和发展模式会影响城市之间的协调发展。但从长期来看,欠发达地区城市群也有可能实现空间收敛,一方面是因为随着时间的推移,城市群内部的经济不平等现象可能会得到逐步缓解,因为这是理论和政策最终要实现的目标,但这需要一个相当长的时期周期;另一方面是一些重要的外在因素也可能会促进城市群实现经济收敛,比如基础设施的改善等。

2017 年年底召开的中央经济工作会议强调,在实施区域协调发展战略的过程中,要实现基础设施通达程度比较均衡。因为基础设施的改善加快了城市之间的要素流动,使得城市之间的经济联系日益密切,特别像高铁这样的新型基础设施的建设往往可以重塑中国经济空间布局(董艳梅、朱英明,2016)。高铁的出现打破了传统的地理分割,加快了生产要素的流动,使交通空间与经济空间都在发生重大变化。自 2007 年首次开行时速超过 200 公里的动车组列车以来,中国高铁发展已取得了令全世界瞩目的成绩。截至 2016 年年底,中国高铁营业里程已超过 2.2 万公里,位居世界第一位。高铁在中国的出现具有划时代的意义,一个典型的特征就是城市之间的互动更加频繁。因此,如果一个城市群内开通高铁,从而可能会有利于城市群收敛。我们尝试检验了高铁开通是否有利于城市群经济收敛,发现结果正如我们前文所述。加入高铁变量后,大多城市群都表现出了明显的收敛效应,^①说明城市群收敛变成了普遍现象,这一结果值得关注和思考。一方面可能与本文选择的时间段有关系,整体上或一个较长时期内不收敛,并不意味着某一个更短的特定时间段也不收敛。另一方面可能与加入的高铁变量有关系。因为高铁在中国的出现,不仅意味着对现有交通基础设施的改善,也代表着一个新的发展时代,对中国经济社会的变迁,尤其是区域之间的经济发展格局产生重大影响。现有的研究也都表明高铁开通对拥有高铁地区的经济发展有

^① 我们从历年《全国铁路旅客列车时刻表》上整理出不同城市开行的高铁车次,以此来反映高铁发展水平,采用 2007—2013 年中国城市数据进行空间计量检验,结果显示长三角城市群和珠三角城市群依然表现出明显的收敛趋势,但其余多个城市群却出现了明显的逆转,其中京津冀城市群、成渝城市群均由不收敛转变为显著收敛,长江中游城市群和北部湾城市群的系数由不显著变为显著。限于篇幅,文中没有报告检验结果。如读者感兴趣,可向作者索要。

明显的促进作用(Zheng和Kahn,2013;张俊,2017等)。

本文的这一发现揭示出中国城市能否实现经济收敛,关键是看中西部城市能否实现经济追赶。要实现这一目标,靠投资或转移支付是不可持续的,必须通过加快发展现代基础设施、通信网络等来打破地理上的分割,以此实现中西部城市与东部城市之间更加频繁的空间互动,通过技术溢出等方式加快落后城市的经济增长,最终实现真正意义上的经济收敛。

六、结 论

本文使用当前国内外比较流行的全球夜间灯光数据,选择采用空间计量模型,以1992—2013年中国274个城市为研究对象,从空间收敛的视角来分析中国区域经济协调的演变特征。研究结果显示,在考虑空间互动关系的前提下,中国城市经济增长总体上存在绝对收敛和条件收敛,基于不同空间权重的估计结果都支持了这一结论。通过变化时间期限、替换核心变量、选择空间动态面板模型进行稳健性检验,结果表明本文的结论是可信的。针对中国经济空间格局发展的新趋势,本文还进一步检验了城市群的俱乐部收敛效应。结果表明,在过去的20年中,大多城市群并未形成经济收敛的俱乐部,收敛俱乐部仅出现在相对富裕的城市群内。但高铁的出现改变了主要城市群的收敛趋势,城市群收敛成为普遍现象。

本文的研究对当前中国经济发展有一定的启示作用。在官方数据被广泛质疑的背景下,夜间灯光数据为本文提供了一个新的视角,而且中国城市经济整体呈现空间收敛性特征,也让我们看到了实现区域经济平衡发展的希望。但也要看到中西部城市经济增速快于东部城市可能是生产要素投入激增所致,如果无法推动欠发达城市实现内生增长,那么表象的收敛终究会被打破,东部发达城市的技术优势将会不断减缓现有的收敛趋势。此外,发展城市群符合中国空间地理格局重塑的趋势,但中国的城市群建设基本都是行政主导,这可能会使得有些城市群形成“一家独大”的现象,很难实现真正意义上的俱乐部收敛。只有那些经济条件和发展水平接近的城市群才会更容易实现区域经济一体化。当然,外在条件的出现也会打破城市群短期无法实现收敛的困境,比如基础设施的改善。就本文的研究来看,大力发展城际高铁,增加城市群内部的高铁车次,提高不同城市之间的连接性对于实现城市群收敛非常重要。通过高铁等现代基础设施驱动城市的空间重组和资源的优化配置,从而打破传统的地理分割。因此,“高铁+城市群网络”应该是中国实现新型城市化和区域协调发展的一个重要方向,甚至可能重塑中国经济的空间地理格局,而且这也可能是中国实现区域协调发展的一种全新的、符合中国特色的路径。

参考文献:

1. 蔡昉、都阳:《中国地区经济增长率的趋同与差异》,《经济研究》2000年第10期。
2. 陈丰龙、徐康宁:《国际生产网络与地区发展差距:中国的经验研究》,《财贸经济》2012年第5期。
3. 董艳梅、朱英明:《高铁建设能否重塑中国经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角》,《中国工业经济》2016年第10期。
4. 范子英、彭飞、刘冲:《政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究》,《经济研究》2016年第1期。
5. 何一峰:《转型经济下的中国经济趋同研究——基于非线性时变因子模型的实证分析》,《经济研究》2008年第7期。
6. 刘赫宁、王乐:《寻找中国的收敛俱乐部》,《世界经济文汇》2007年第1期。
7. 刘金全、隋建利、闫超:《我国省际经济增长收敛散行的定量测度与经验证据——基于1952—2006年数据的分析》,《管理世界》2009年第10期。

8. 刘生龙、张捷:《空间经济视角下中国区域经济收敛性再检验——基于1985—2007年省级数据的实证研究》,《财经研究》2009年第12期。
9. 刘修岩、李松林、秦蒙:《城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择》,《管理世界》2017年第1期。
10. 卢盛峰、陈思霞、杨子涵:《“官出数字”:官员晋升激励下的GDP失真》,《中国工业经济》2017年第7期。
11. 陆铭:《城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来》,《经济学(季刊)》2017年第4期。
12. 马拴友、于红霞:《转移支付与地区经济收敛》,《经济研究》2003年第3期。
13. 潘文卿:《中国区域经济差异与收敛》,《中国社会科学》2010年第1期。
14. 彭国华:《我国地区经济的“俱乐部”收敛性》,《数量经济技术经济研究》2008年第12期。
15. 覃成林、姜文仙:《区域协调发展:内涵、动因与机制体系》,《开发研究》2011年第1期。
16. 覃成林、刘迎霞、李超:《空间外溢与区域经济增长趋同——基于长江三角洲的案例分析》,《中国社会科学》2012年第5期。
17. 沈坤荣、马俊:《中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因演进》,《经济研究》2002年第1期。
18. 宋学明:《中国区域经济发展及其收敛性》,《经济研究》1996年第9期。
19. 王贤彬、黄亮雄、徐现祥、李郁:《中国地区经济差距动态趋势重估——基于卫星灯光数据的考察》,《经济学(季刊)》2017年第3期。
20. 徐康宁、陈丰龙、刘修岩:《中国经济增长的真实性的检验:基于全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》2015年第9期。
21. 徐现祥、李郁:《中国城市经济增长的趋同分析》,《经济研究》2004年第5期。
22. 许捷、柏培文:《中国资本回报率嬗变之谜》,《中国工业经济》2017年第7期。
23. 许召元、李善同:《近年来中国地区差距的变化趋势》,《经济研究》2006年第7期。
24. 余泳泽:《中国省际全要素生产率动态空间收敛性研究》,《世界经济》2015年第10期。
25. 张俊:《高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》,《经济学(季刊)》2017年第4期。
26. 张征宇、朱平芳:《地方环境支出的实证研究》,《经济研究》2010年第5期。
27. 周业安、章泉:《参数异质性、经济趋同与中国区域经济发展》,《经济研究》2008年第1期。
28. 朱国忠、乔坤元、虞吉海:《中国各省经济增长是否收敛?》,《经济学(季刊)》2014年第3期。
29. Baumol, W., Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, 1986, pp. 1072 – 1085.
30. Clark, H., Pinkovskiy, M., & Sala-i-Martin, X., China's GDP Growth May Be Understated. NBER Working Paper, No. 23323, 2017.
31. Elhorst, J. P., Dynamic Spatial Panels: Models, Methods and Inferences. *Journal of Geographical System*, Vol. 14, No. 1, 2012, pp. 5 – 18.
32. Henderson, J., Storeygard, A., & Weil, D., Measuring Economic Growth from Outer Space. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 2, 2012, pp. 994 – 1028.
33. Hodler, R., & Raschky, P. A., Regional Favoritism. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, No. 2, 2014, pp. 995 – 1033.
34. LeSage, J., & Pace, P. R. K., *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: Taylor & Francis, 2009.
35. Lessman, C., & Seidel, A., Regional Inequality, Convergence, and Its Determinants: A View from Outer Space. *European Economic Review*, No. 92, 2017, pp. 110 – 132.
36. Maasoumi, E., & Wang, L., Economic Reform, Growth and Convergence in China. *Econometrics Journal*, No. 11, 2008, pp. 128 – 154.
37. Mankiw, N. G., Romer, D., Well, D. N., A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, 1992, pp. 407 – 437.
38. Barro, R. J., Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, 1991, pp. 407 – 433.
39. Barro, R. J., Sala-i-Martin, X., Convergence. *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, 1992, pp. 223 – 251.
40. Ramsey, F., A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal*, No. 38, 1928, pp. 543 – 559.

41. Barro, R. J. , Sala-i-Martin, X. , Convergence across States and Regions. *Brookings Paper on Economic Activity*, Vol. 22, No. 1, 1991, pp. 107 – 182.
42. Zheng, S. , & Kahn, M. K. , China's Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Megacity Growth, *Proceedings of National Academy of Science*, No. 3, 2013, pp. 1248 – 1253.
43. Chen, X. , & Nordhaus, W. , Using Luminosity Data as a Proxy for Economic Statistics, *Proceedings of National Academy of Science*, Vol. 108, No. 21, 2011, pp. 8589 – 8594.
44. Yu, J. , & Lee, L. , Convergence : A Spatial Dynamic Panel Data Approach. *Global Journal of Economics*, Vol. 1, No. 1, 2012, pp. 1 – 37.

The Evolution Trend of China's Coordinated Regional Development: A Spatial Convergence Analysis

CHEN Fenglong, WANG Meichang & XU Kangning

(Southeast University, 211189)

Abstract: The coordinated regional development strategy is one of the major strategic plans for implementing the thought of development in the new era and building the modern economic system. This paper explores the spatial convergence of urban economic growth in China by the calibrated DMSP/OLS satellite data. The results show that, taking into account the spatial interaction, there is absolute convergence and conditional convergence in China's urban economic growth. The learning effect, sharing effect and competing effect based on spatial spillover are the internal mechanisms to achieve economic convergence in different cities. The results from different spatial weights support our finding. Further estimation shows that the convergence in city clusters is not a common phenomenon of club convergence in China during the past 20 years. Club convergence only occurs in relatively rich city clusters. However, we find that the performance of most city clusters has been reversed and there is an economic convergence trend after the opening of high-speed rail lines. This study reveals the economic gap of Chinese cities from a more objective perspective which has important implications for the current development strategy of China's urban clusters and the impact of HSR on Chinese economy.

Keywords: Coordinated Regional Development, Spatial Convergence, DMSP/OLS Satellite Data

JEL: O11, O18, R11

责任编辑: 汀 兰