

西北地区经济发展的空间差异及收敛性研究

刘明^{1,2}, 范博凯¹

(1. 兰州财经大学 统计学院, 甘肃 兰州 730020; 2. 兰州财经大学
甘肃经济发展数量分析研究中心, 甘肃 兰州 730020)

摘要:西北地区作为中国经济欠发达区域,其空间差异和空间收敛性问题亟需深入研究。基于“丝绸之路经济带”建设背景,运用空间统计分析方法研究了西北省区经济发展的空间差异性,从时间 σ 收敛与空间 σ 收敛对比分析着手刻画西北省区经济发展 σ 收敛趋势,使用时间 β 收敛模型与空间 β 收敛模型并结合静态面板数据与动态面板数据,从时间与空间两视角对西北省区地市级层面经济发展的 β 收敛性问题展开研究。研究发现,2008年金融危机前西北省区经济发展 σ 收敛呈较强波动性,2008年至经济进入新常态以来收敛趋势明显;在考虑空间因素分析后,空间 σ 收敛趋势与时间 σ 收敛趋势基本相同,但区域内部经济发展差异性显著减小,空间 σ 收敛测度结果更为明晰。经典 β 收敛分析表明,2008年金融危机前西北省区经济发展收敛性不明显,但在金融危机之后西北省区经济发展呈现显著的收敛现象;空间 β 收敛研究发现,金融危机后西北省区经济发展呈现显著的空间收敛特征。研究认为,西北省区经济发展具有后发优势,应打造西北省会城市和区域性中心城市形成经济发展增长极,以供给侧结构性改革和“丝绸之路经济带”建设为契机,优化产业结构,促进区域经济快速、协调发展。

关键词:西北地区;空间差异;收敛模型;“丝绸之路经济带”;供给侧结构性改革

中图分类号:F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-6248(2019)03-0032-17

Spatial differences and convergence studies of the economy development of the northwestern region

LIU Ming^{1,2}, FAN Bokai¹

(1. School of Statistics, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, Gansu, China;

2. Gansu Economics & Development Quantitative Analysis Institute, Lanzhou University of

收稿日期:2019-01-05

基金项目:国家社会科学基金项目(16CTJ009);甘肃省自然科学基金项目(17JR5RA178);甘肃省社科规划项目(YB068);陕西省社科基金项目(2018S06)

作者简介:刘明(1981-),男,安徽霍邱人,教授,经济学博士。

Abstract: The northwestern region being an underdeveloped region in China, its spatial difference and spatial convergence issues are in urgent need of in-depth research. This paper takes the construction of “the Silk Road Economic Belt” as the background and studies the spatial differences of economic development in northwestern provinces by using the method of spatial statistical analysis. It portrays the σ convergence trend of the economic development of northwestern provinces based on the comparison analysis of time σ convergence and space σ convergence, and conducts research on the β convergence issue of economic development of prefecture-level cities in the region from the binary perspectives of time and space using the time β convergence model and space β convergence model in combination with the static panel data and dynamic panel data. The study indicates that the σ convergence of the economic development of northwestern provinces exhibits strong volatility before the financial crisis in 2008, but shows a noticeable convergence trend since the crisis until the New Economic Normal. Taking spatial elements into consideration, the tendency of space σ convergence is basically the same with that of time σ convergence, but the differences in the economic development within the region have been significantly reduced, showing a clearer result in space σ convergence measurement. Classical β convergence analysis indicates that the convergence of economic development of northwestern provinces is not noticeable before the 2008 financial crisis, but becomes prominent after the crisis. Space β convergence research discovers that the economic development of northwestern provinces exhibits marked spatial convergence features after the financial crisis. The research concludes that there are late-mover advantages in the economic development of northwestern provinces, which should build capital cities and regional central cities in the region to form an economic growth area, optimize the industrial structure at the opportunity of supply-side structural reform and the construction of “the Silk Road Economic Belt”, and promote the rapid and coordinated development of the regional economy.

Key words: northwestern region; spatial difference; convergence model; “the Silk Road Economic Belt”; supply-side structural reform

从全国范围来看,西北地区^①由于地处内陆,发展相对落后,贫困区域比重较大,与东中部省域的发展差距亦很明显。落后地区对发展的渴望尤为迫切,如何赶超东中部较发达的省域、实现自身的跨越式发展一直是困扰当地政府管理部门的一个重要问题,也受到学术界的关注。党的十九大报告明确指出,要“实施区域协调发展战略”^[1],同时,“丝绸之路经济带”建设已从顶层论证设计阶段进入全面推进和实施阶段,这为西北省区经济的发展带来了重大机遇。西北省区如何能够发挥自身优势来积极参与“丝绸之路经济带”建设,实现自身的

快速发展,减小与发达区域之间的差距,是十九大报告提出的一个重要议题,关乎中国全面建成小康社会的实现,值得学术界的关注与探索。正如十九大报告所指出的,发展不平衡、不充分的一些突出问题尚未解决,发展质量和效益还不高,城乡区域发展差距依然较大^[1]。因此,西北省区平衡发展和协调发展是本文所关注的核心议题。从学科研究的角度来看,区域经济平衡与协调发展属于空间经济研究范畴,空间统计分析方法在研究这一问题

① 本文研究的西北地区是指陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区等5个省区。

时具有独到之处。基于此,本文将通过对西北省区经济发展的空间差异性进行分析,并基于收敛性的经济学思想,使用空间数据分析方法和收敛性研究方法研究西北省区经济发展收敛机制和区域经济协调发展问题。

一、文献回顾

由于历史、区位、环境、政策等诸多因素的影响,经济发展的空间差异或空间不平衡成为一类普遍的经济现象,这种经济发展的空间不平衡使得收敛成为经济发展的一种重要状态。对经济发展空间差异问题的研究主要是区域间的对比分析,例如闫小培等通过对比得出了20世纪90年代中国城市发展空间差异的变动特征^[2]。也有学者运用探索性空间数据分析方法研究空间差异问题,例如冉泽泽利用该类方法对丝绸之路经济带中国西北段18个核心节点城市经济的总体和局部空间差异进行了分析^[3],李丁等利用该方法对兰州—西宁城镇密集区县域经济空间差异演变趋势、特征与驱动力进行了探索^[4]。还有学者利用指标分解等方法研究经济发展的空间差异性,例如刘华军等采用Dagum基尼系数、Kernel密度估计方法以及广义脉冲响应函数对中国城市经济发展的空间差异进行了研究^[5]。贺灿飞等用Theil系数测量了中国区域经济带间、地带内和省际差异以及改革开放后典型年份的各省区内部地区经济差异程度^[6]。范剑勇等用Theil系数分析研究了中国区域差距问题^[7]。经济发展收敛性问题的研究起源于索罗等人以技术进步解释国家或地区间经济增长差距的新古典增长理论,在外生变量储蓄率、人口增长率及技术进步率给定,以及内生变量资本与劳动等要素边际报酬递减规律作用下,落后地区与发达地区经济发展将趋向于同一稳定状态。

随后Barro et al.采用 β 收敛方程分析美国1963年以来和欧洲国家73个地区1950年以来截面数据后发现,初始人均收入与人均收入增长率之间呈现负相关关系,并且估算出贫穷地区经济增长

以每年2%的速度追赶富裕地区^[8]。改革开放以来中国经济快速发展的区域多样性为经济收敛性问题研究提供了丰厚素材,早先学者们大多关注于中国整体经济发展的收敛性问题^[9-11],这些研究均建立在经典 β 收敛模型基础上,通过引入收敛性影响因素来分析多因素作用下中国经济发展的收敛性问题。苏治等从技术进步收敛角度分析中国经济部门各行业收敛性问题,认为在技术创新与技术效率的替代与互补作用下,各行业趋于技术收敛方能有效促进中国经济可持续发展^[12];张传勇等以房价上涨视角研究中国区域经济收敛问题,发现房价上涨不利于缩小地区之间经济差距^[13];戴觅等以产业结构视角研究中国经济增长收敛性,发现优化落后地区产业结构有助于加快中国地区之间经济收敛进程^[14];张自然用人均GDP来分析区域经济收敛情况,得出区域 β 收敛判定与样本周期长短有关的结论^[15]。这些研究分别以不同视角深入分析中国经济发展收敛性实质,是对中国经济发展收敛性所需信息中某一方面的重点考察。

随着新经济地理学的发展,不少学者在收敛性问题研究上加入了空间相关性因素,史修松和赵曙东借助加入空间依赖信息后的绝对 β 收敛模型研究中国省域经济增长收敛性问题时发现,中国经济增长属于资本驱动型,且具有全域绝对 β 收敛现象^[16]。潘文卿通过空间计量模型系统研究了中国1978~2007年间经济发展的差异性与收敛性,得出中国在改革开放后的30年里存在绝对 β 收敛特征以及90年代后的东、中、西三大“俱乐部”收敛等结论^[17]。朱国忠等通过空间动态面板数据模型分析中国经济收敛性问题时发现,中国各省人均GDP不存在整体收敛性,且省域间空间相关性不强,东部地区不存在“俱乐部”收敛现象,而中西部地区空间效应不明显但存在“俱乐部”收敛现象^[18]。孙向伟等以中国339个地市为分析单元,采用动态空间杜宾面板数据模型方法,考察中国区域经济增长收敛特征,发现中国经济增长存在收敛情况,但收敛速度有差异^[19]。陈创练等运用空间计量模型研究了中国280个主要城市的经济增长收敛特征^[20]。黄

德森等使用类似的方法研究了区域创新能力的收敛性^[21]。在对西部经济问题收敛性分析中,刘生龙等认为西部地区经济发展在西部大开发政策支持下,借助大量实物投资及交通基础设施建设等手段,使其与中东部地区的经济差距在不断缩小^[22],李晓阳等借助简单邻接权重下的空间滞后模型在分析区域经济收敛问题时也得到类似结论^[23]。

通过对文献的梳理不难发现,学术界对于经济收敛性的研究主要是基于截面数据和面板数据的分析,同时根据研究对象和研究目的的不同巧妙设计了收敛模型,得出了有针对性的研究结论。整体而言,后期的相关文献由于使用了信息更为丰富的面板数据和更为巧妙的模型设计而使得研究结论比先期文献更具说服力。但在现有的研究中,诸多文献设计的空间收敛模型并未严格区分收敛过程中的时间路径和空间路径,并且多数文献对于模型估计过程中空间权重矩阵的选取存在随意性,并且停留在简单邻接、距离、经济权重等层面。因此,经济发展的收敛性研究须界定其时间路径和空间路径,同时须进一步通过空间权重矩阵的设置来展示经济社会区域间繁杂紧密的空间依赖信息。另外,国内学者对收敛性分析的研究多数是在国家层面或东部发达省域(如长三角和珠三角),但对西部地区尤其是西北地区收敛性研究的文献相对较少,这给处在“丝绸之路经济带”战略核心区的西北省区留下了进一步研究的空间。

因此,本文将在已有研究基础上,采用空间计量方法,从空间差异性分析入手,基于时间收敛与空间收敛角度,采取多权重下静态、动态收敛模型相结合的研究方式,综合分析西北省区地市级层面经济发展的 σ 收敛、 β 收敛问题,力求克服已有研究的不足。本文以西北五省区52个地市级单位1999~2015年人均GDP作为地区间收敛性研究的主要指标^①,数据来源于各年《中国区域经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》以及西北五省各省统计年鉴,不同年份各地区人均GDP均根据当年各地级单位人均GDP折算指数调整至2015年计价水平,个别样本点缺失数据做插补处理。

二、西北经济空间差异性分析

区域经济的空间差异性分析目的在于考察经济发展的空间不平衡性。本文将借助于空间变差函数来完成这一问题的研究。空间变差函数亦称半变异函数,在空间统计分析中常用来刻画区域化变量的随机性与结构性差异。设空间位置为 x_i 和 $x_i + h$ 的区域化变量样本值分别为 $Z(x_i)$ 和 $Z(x_i + h)$,则空间变差函数模型可表示为

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (1)$$

式中: $\gamma(h)$ 为空间变差函数, $Z(\cdot)$ 是区域化变量样本值, $N(h)$ 为滞后距离为 h 时样本点个数。空间变差函数曲线反映了样本点 x_i 与滞后距离为 h 的样本点 $x_i + h$ 之间的空间变异性, $i = 1, 2, \dots, N(h)$,如图1所示。在图1中, C_0 为块金值,表示采样距离较近时的非连续型变异; $C_0 + C$ 为基台值,表示采样距离增大到相关程 a 时的半变异函数稳态值;相关程 a 则表示样本点间空间相关性存在的最大距离,距离越近相关性越强。另外, C_0 取值大小反映异质性变化幅度, C_0 趋近于0表示连续变化,其值越大变化幅度越大。块金系数 $C_0 / (C_0 + C)$ 表示随机性引起的空间异质性程度。

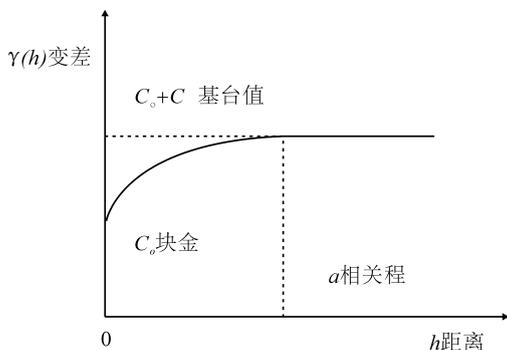


图1 空间变差函数理论

分维数 D 为表征空间变差函数的另一重要参数,其值大小表示空间变差函数的曲率,可度量随机变异,亦可比较不同变量间的空间相关性强弱,

① 中卫市2003年设建立,辖沙坡头区、固原县和中宁县,1999~2002年数据为3县域GDP与常住人口之比。

其值越接近于 2,空间相关性越弱,计算法则为

$$D = 2 - \frac{\log [2\gamma(h)]}{\log (h^2)} \quad (2)$$

式中: D 表示分维数, $\gamma(h)$ 为空间变差函数, h 为滞后距离。

西北省区经济发展空间差异性变动规律的归纳可借助空间变差函数分析实现。以西北省份地市级单位 GDP 为研究数据,将其赋予样本空间单元的几何中心,采样步长定为 132 km(步长大小乘步长数约为样点间最大距离的一半),分别计算 5 个年份的实验变差函数,采用拟合效果最佳的高斯模型模拟理论变差函数的实现,对各方向各年份的分维数进行计算,并对其进行 Kriging 插值,拟合结果如表 1 和表 2 所示。

由表 1 不难看出,块金值 1999~2011 年间平稳增加,样点间年均增速约为 0.424%,2015 年则有所下降,较 2011 年下降 23.375%,表明小于地市级观测尺度下的县域、乡镇等观测单元间的经济空间差异在 1999~2011 年间持续扩大,而经济进入新常态后,空间差异显著减小;基台值样本期间整体上升趋势明显,而相关程表现出整体下降趋势,表明西北省区地市级经济空间差异不断扩大的同时,稳定差异的呈现范围在不断缩小,即固定范围内空间相关效应的距离弹性逐渐增大,西北经济发展向核心节点区域靠拢力度逐渐加强;块金系数整体呈下降

趋势,表明在不断扩大的经济空间差异中,随机成分导致的异质性程度逐渐减弱,而由空间相关引起的结构化分异主导了经济发展的空间变异。

再看表 2 的变差函数各方向上的分维数,全方向拟合效果最优且拟合优度不断提高,样本点分维数数值虽具波动性但整体呈下降趋势,逐渐远离均质分布状态,说明西北经济差异程度不断加强。在西北经济差异各方向分维数中,南—北方向分维数最小,呈现逐渐增大趋势,表明南—北方向上差异性最为突出但存在减弱趋势;东北—西南方向分维数最大,拟合优度接近于零,接近均质分布但拟合效果不佳;东—西与东南—西北方向分维数相对较小且样本期间整体呈现下降趋势,拟合优度较高,表明此两方向上经济差异较为突出且不断扩大。

不难看出,西北经济发展在空间上虽然存在明显的差异性,但发展格局变化连续性较强,以西安、乌鲁木齐为核心的双峰值空间结构较为稳定,核心—外围圈层结构明显,峰值隆起高度持续增大但坡度有所减缓,表明以西安、乌鲁木齐为核心的圈层结构内部空间溢出效应较强,局部经济带动作用突出,空间结构梯度层次分明,圈层区域扩展明显。西北经济发展的这些空间态势,一方面体现了中国社会主要矛盾有关发展不平衡不充分的现实,另一方面反映了实施区域协调发展战略的必要性和紧迫性。

表 1 西北地区经济发展差异变差函数拟合参数

年份	Year	1999	2004	2008	2011	2015
相关程	a	1 236.684	1 224.560	1 198.579	1 131.029	1 195.000
块金值	C_0	0.614	0.620	0.634	0.646	0.495
基台值	$C_0 + C$	1.350	1.403	1.479	1.422	1.441
块金系数	$C_0 / (C_0 + C)$	0.455	0.442	0.429	0.454	0.344
拟合模型	Model	Gaussian	Gaussian	Gaussian	Gaussian	Gaussian
可决系数	R^2	0.649	0.655	0.686	0.683	0.690

表 2 西北地区经济发展差异变差函数分维数

年份	全方向		南—北		东北—西南		东—西		东南—西北	
	D	R^2								
1999	1.855	0.684	1.734	0.293	1.984	0.001	1.791	0.455	1.825	0.514
2004	1.850	0.708	1.733	0.301	1.969	0.004	1.776	0.465	1.819	0.516
2008	1.842	0.750	1.727	0.301	1.962	0.006	1.752	0.525	1.824	0.487
2011	1.853	0.748	1.760	0.228	1.956	0.009	1.769	0.476	1.834	0.467
2015	1.851	0.758	1.748	0.219	1.964	0.008	1.771	0.458	1.819	0.496

三、西北经济收敛性分析

前文分析发现,西北省区经济发展存在空间溢出效应,空间结构梯度层次分明,核心城市对经济发展具有辐射带动作用。由此可以推断,西北经济发展存在收敛性的可能。因此,这里进一步对西北经济发展的收敛性进行研究和分析。

(一)收敛模型设定

1. σ 收敛模型

已有描述 σ 收敛的方法多是简单地描述区域发展水平差异的时序变化,本部分也遵循这一研究思路,以人均 GDP 标准差的变动来表述西北省区经济发展的 σ 收敛状况,即 σ 收敛指数。同时综合考虑时间与空间因素,使用简单回归 OLS 估计下以及空间计量模型 MLE 估计下残差标准差拟合西北省区人均 GDP 标准差,从时间与空间视角深入研究西北省区经济发展的 σ 收敛问题。 σ 收敛指数计算公式为

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left[\log \left(y_{it} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log(y_{it}) \right) \right]^2} \quad (3)$$

式中: σ_t 为收敛指数, y_{it} 表示 t 时期 i 地区的实际人均 GDP, n 为观测区域的个数。若在样本期 $[0, T]$ 区间内满足 $\sigma_t > \sigma_{t+s}$ 成立,则表示 n 区域经济发展在 $[0, T]$ 存在 σ 收敛现象。

从时间角度出发,将各样本子单元实际人均 GDP 以各时期均值为自变量做 OLS 回归,残差项的标准差即为 σ 收敛标准差拟合值。回归模型矩阵表达式为^[24]

$$y_t = \bar{y}_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

式中: y_t 是 t 时期各地区实际人均 GDP 向量, \bar{y}_t 是 t 时期各地区实际人均 GDP 的均值, ε_t 是模型拟合残差。不难发现,由于残差序列和原序列间仅相差一个常数 \bar{y}_t ,因此由式(4)所展示的 σ 收敛信息与式(3)是完全一致的。

由于地区间日益增长的空间联系使得式(4)展

示的简单常数回归残差项经典假定很难满足,因此进一步使用空间因素影响下的残差项标准差来拟合 σ 收敛标准差。本文在前人基础上^[14] 进一步考虑使用一般形式下的空间计量模型残差标准差来估计 σ 收敛标准差,以矩阵形式表述模型

$$y_t = \alpha_t + \rho W y_t + \mu \quad (5)$$

$$\mu = \theta W \mu + \varepsilon_t \quad (\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_n)) \quad (6)$$

式中: y_t 是 t 时期各地区实际人均 GDP 向量, W 为空间权重矩阵,用来刻画空间单元间的经济联系, α_t 为常数截距向量, μ 和 ε_t 均为误差向量, ρ 和 θ 是模型参数。式(5)中的 $\alpha_t + \rho W y_t$ 项或 $\alpha_t + \rho W y_t + \theta W \mu_t$ 项与式(4)中时间均值形式类似,它是空间相关形式下的空间均值,若 μ 不含空间相关性信息,则估计模型简化为 SAR 模型;若含有空间相关信息,则估计模型为 SAC 模型。以空间计量模型一般形式下的残差标准差估计 σ 收敛标准差的计算公式为

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n \varepsilon_{it}^2} \quad (7)$$

式中: σ_t 为收敛指数, ε_{it} 表示 t 时期 i 地区形成的模型残差, n 为观测区域的个数。

2. β 收敛模型

在对西北省区经济发展过程中 β 收敛性问题研究时,遵循由简单到复杂的演绎推理规律,从使用横截面数据做 OLS 回归的经典收敛模型出发,初步探索西北省区经济发展的时间收敛规律,接着使用空间路径收敛模型探索其空间收敛规律,然后综合运用时间收敛模型与空间收敛模型研究不同收敛路径下西北省区经济收敛性问题。同时,在上述截面数据静态模型的基础上使用动态面板数据模型来检验西北省区经济发展过程中是否存在收敛现象以及收敛速度的稳定性。

(1)经典 β 收敛模型。Barro et al. 由新古典增长模型出发,设计了用于研究经济收敛性的计量模型

$$\frac{1}{T-t} \log \left(\frac{y_{iT}}{y_{it}} \right) = \Psi - \left[\frac{1 - e^{-\beta(T-t)}}{T-t} \right] \log(y_{it}) + \mu_{it} \quad (8)$$

式中: e 为自然对数底数, Ψ 为常系数,参数 β 即为收

敛速度, μ_{it} 为模型满足经典假定的随机误差项, 下标 $i (i = 1, 2, \dots, n)$ 为样本区域, t, T 分别表示研究样本时段内的期初和期末, $T - t$ 为时间跨度, y_{it}, y_{iT} 分别为期初和期末发展水平(本文即为人均 GDP)。

从上述经典 β 收敛模型出发进行简单的数学推演, 可得到一相对简化的形式

$$\log(y_{iT}) = a + \lambda \log(y_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式中: y_{it}, y_{iT} 分别为基期与报告期实际人均 GDP, ε_{it} 为模型随机误差项, a 为模型截距项, λ 为模型参数。 $\lambda > 1$, 研究区域经济发展呈发散状态; $\lambda < 1$, 研究区域经济发展呈收敛状态。此处收敛速度计算公式为

$$\beta = -\frac{\ln \lambda}{T - t} \quad (10)$$

式中: β 为收敛速度, λ 为式(9)计算的模型参数, $T - t$ 为研究样本本期时间间隔。考虑到本文将使用面板数据来估计模型, 且本文将主要研究样本本期时间间隔为 1 的情形(即时间跨度为 1 年), 因此设计的动态面板收敛模型如式(11)^[19]

$$\log(y_{it}) = a + \lambda \log(y_{it-1}) + \alpha_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

式中: $\log(y_{it})$ 是各地区实际人均 GDP 的对数值, α_i, ϑ_t 分别为个体固定效应与时间固定效应, ε_{it} 为模型随机误差项。

(2) 空间 β 收敛模型。经典 β 收敛模型考察的是研究期末期 T 时间节点上的经济发展水平相对于基期 t 的收敛状态。依此思路, 研究区域经济发展水平同期空间差异的变动趋势, 可以得到空间视角下的经济收敛模型^[25]。分析 1 期跨度, 以一阶地理空间相邻为例, 空间维度经济水平差异性以相邻区域人均 GDP 比值的对数来表示, 借助空间邻接矩阵 W , 一阶空间对数增长率表示为

$$\log\left(\frac{y_{it}}{\sum_i^n W_i y_{it}}\right) \quad (12)$$

式中: W_i 为行标准化后一阶空间相邻矩阵 W 的第 i 行, y_{it} 为 t 时点上空间样本观测值, $\sum_i^n W_i y_{it}$ 表示一阶相邻区域 t 时点观测值均值。因此, 空间收敛模型可设计为

$$\log\left(\frac{y_{it}}{\sum_i^n W_i y_{it}}\right) = a - (1 - e^{-\beta}) \log\left(\sum_i^n W_i y_{it}\right) + \mu_{it} \quad (13)$$

式中: a 为模型截距项, W_i 为行标准化后一阶空间相邻矩阵 W 的第 i 行, y_{it} 为 t 时点上空间样本观测值, β 为收敛速度, $\sum_i^n y_{it}$ 表示一阶相邻区域 t 时点观测值均值, μ_{it} 为模型满足经典假定的随机误差项, e 为自然对数底数。式(13)的经济学意义为, 随着外围区域经济发展水平与中心区域差距的缩小, 即外围区域 $\sum_i^n W_i y_{it}$ 经济增长速度高于中心区域 y_{it} , 中心区域与外围区域经济发展水平差异越来越小, 国家或区域经济发展处于空间收敛状态。基于模型估计简洁性考虑, 将式(13)进一步简化

$$\log(y_{it}) = a + e^{-\beta} \log\left(\sum_i^n W_i y_{it}\right) + \mu_{it} \quad (14)$$

式中: $\beta < 0$, 经济发展是空间发散的, $\beta > 0$, 经济发展是空间收敛的, $\beta = 0$, 经济发展是均衡的。在式(13)的基础上, 进一步考察动态空间收敛视角下西北省区经济发展收敛情况, 模型形式为

$$\log\left(\frac{y_{it}}{\sum_i^n W_i y_{it-1}}\right) = a - (1 - e^{-\beta}) \log\left(\sum_i^n W_i y_{it-1}\right) + \mu_{it} \quad (15)$$

为方便模型估计, 将式(15)简化为

$$\log(y_{it}) = a + e^{-\beta} \log\left(\sum_i^n W_i y_{it-1}\right) + \mu_{it} \quad (16)$$

式(14)、式(15)、式(16)中各变量意义和式(13)相同。

(3) 空间权重矩阵。考虑到经济社会区域间日益紧密的空间依赖性, 本文从地理特征与经济特征两方面设定空间权重矩阵 W , 以全面测度西北省区经济发展收敛性研究中的空间相关性信息。地理特征空间权重包括测定较小范围内空间联系程度的 queen 邻接权重 W_{ij}^q (具有共同边界或顶点的区域属于相邻关系, 对应元素为 1, 不相邻和对角线元素为 0) 为测定较大范围内空间联系的地理距离空间权重。地理距离权重设定形式为

$$W_{ij}^d = e^{-\delta d_{ij}} \quad (17)$$

式中: W_{ij}^d 表示地理距离空间权重矩阵中的对应元素, 其对角线元素为0; d_{ij} 为 i 区域与 j 区域质心间欧式距离^①, δ 为距离指数衰减参数值, 鉴于西北省区地域辽阔, 为减小区域自身距离因素对区域间距离测定的影响, 本文 δ 值取1; e 为自然对数底数。

经济空间特征权重矩阵包括简单经济邻近矩阵与经济距离嵌套矩阵, 前者设定的目的是从纯经济联系角度出发考察区域间经济空间相关性, 后者的设定是综合考察经济相邻与距离相邻对西北省区空间联系的复合影响。简单经济邻近矩阵的设定形式为:

$$W_{ij}^e = \frac{1}{|Y_i - Y_j|} \quad (18)$$

式中: 为简单经济邻近矩阵中的对应元素, Y_i 、 Y_j 分别表示 i 、 j 区域样本考察期间人均 GDP 均值。经济距离嵌套矩阵为:

$$W_{ij}^{ed} = W_{ij}^d \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{Y}, \frac{\bar{Y}_2}{Y}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{Y}\right) \quad (19)$$

式中: W_{ij}^{ed} 为经济距离嵌套矩阵的对应元素, W_{ij}^d 表示地理距离空间权重矩阵中的对应元素, $\bar{Y}_i = \frac{1}{T-t+1} \sum_t Y_{ij} (i=1, 2, \dots, n)$ 表示样本考察期间各地区的人均 GDP 均值, $\bar{Y} = \frac{1}{n(T-t+1)} \sum_{i=1}^n \sum_t Y_{ij}$ 表示样本考察期间西北省区人均 GDP 均值。

以上4种空间权重矩阵的设定遵循由简单到复杂的逻辑关系, 对西北省区地理空间关系的刻画由邻接关系过渡到距离关系, 对经济空间关系的刻画由简单经济邻近过渡到经济距离邻近, 在运用空间计量模型研究西北省区经济收敛性问题时, 综合使用四种空间权重矩阵可以较为全面地捕捉西北省区经济发展过程中的空间相关性信息, 提高对西北省区空间收敛性问题研究的可靠性。

(二) 西北五省经济发展的 σ 收敛分析

经济增长过程中的 σ 收敛是指不同区域间人均收入水平绝对差异的减小, 描述区域经济间水平

量的收敛。 σ 收敛的描述通常使用人均 GDP 的标准差体现, 称为 σ 收敛指数。采用西北省区地市级单位实际人均 GDP 数据, 运用式(3) 回归结果残差估计 σ 收敛指数如图2所示: 样本期间西北省区经济发展整体呈现 σ 收敛趋势, 但部分时段出现波动, 2000~2003年呈现 σ 收敛趋势, 随后的5年间呈现发散趋势, 而在2008年至今, 西北省区呈现显著 σ 收敛趋势, 且西北五省 σ 收敛指数值较大, 一定程度上表明了地市间经济发展水平的显著差异性。自西部大开发经济政策实施以来, 西北省区整体经济协调发展趋势明显, 但在国家政策扶持力度未满足西北省区整体经济发展需求之前, 资源配置的趋利性与资本利用的偏好性使得优势资源集聚于西北相对发达地区, 资源与产业集聚促进经济发展的时滞效应又将区域间经济发展发散趋势呈现在2003~2008年间, 而在2008年金融危机之后, 西北省区经济发展呈现显著 σ 收敛趋势。西北省区经济发展受地域限制较为明显, 对外贸易相对落后, 欠发达区域低端产成品的消费受金融危机冲击较小, 发达区域高端产成品的消费受金融危机冲击较大, 而在西部大开发政策实施的2000~2008年间, 西北省区整体经济发展的基本物质需求得到了一定满足, 发达与落后区域之间基础设施、要素资源环境差异不断缩小, 在两者的共同作用下, 西北省区经济发展呈现显著 σ 收敛趋势, 如图2所示。

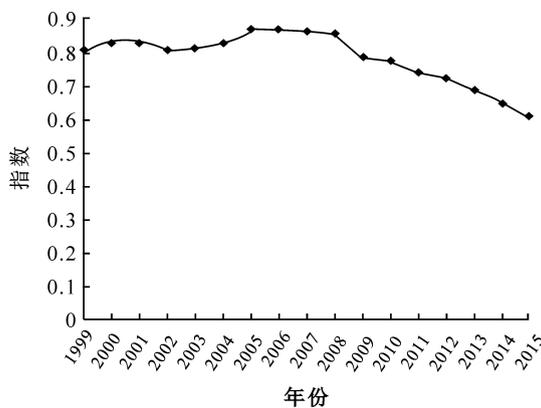


图2 σ 收敛趋势

① 运用 ArcGIS 10.2 计算得出, 地理坐标系为 GCS_WGS_1984。

为进一步全面分析西北省区经济发展的 σ 收敛特征以及检验时间视角下西北省区 σ 收敛特征的稳健性,下面从空间视角出发,采用 MLE 方法对式(5)残差项进行有效估计,同时考虑空间联系的多样性以及估计结果的稳健性,本文采用上述 4 种空间权重矩阵对式(5)进行空间回归分析。在使用空间计量模型之前,首先要检验地域间经济发展是否存在空间相关性,本文使用经典 Moran' I 指数对式(4)残差项进行空间相关性检验,检验结果^①见表 3。

由表 3 可知,西北省区地市级层面上的空间相关性很强,这种空间相关性在经济权重表达下最为突出。下面进一步研究加入空间相关性后的西北省区经济发展 σ 收敛特征。研究发现,估计出的 queen 邻接权重下 SAC 模型和经济权重、距离权重、经济距离嵌套权重下 SAR 模型的残差不再有空间相关性,可以有效用于空间 σ 收敛的计算与分析。这几组矩阵下的式(4)估计结果如表 4。

表 3 式(4)残差项 Moran' I 指数

年份	w^q	z	w^e	z	w^d	z	w^{ed}	z
1999	0.308	3.548	0.246	3.713	0.315	4.140	0.315	4.067
2000	0.337	3.858	0.268	4.028	0.341	4.451	0.329	4.232
2001	0.346	3.941	0.277	4.133	0.360	4.679	0.348	4.462
2002	0.337	3.839	0.293	4.350	0.369	4.781	0.361	4.612
2003	0.321	3.650	0.322	4.741	0.362	4.672	0.356	4.527
2004	0.316	3.597	0.348	5.094	0.357	4.609	0.346	4.403
2005	0.272	3.120	0.388	5.652	0.309	4.023	0.300	3.845
2006	0.273	3.118	0.412	6.371	0.307	3.986	0.297	3.804
2007	0.260	2.967	0.445	8.072	0.283	3.663	0.270	3.449
2008	0.291	3.275	0.502	7.128	0.328	4.191	0.316	3.986
2009	0.277	3.121	0.528	7.454	0.282	3.632	0.277	3.517
2010	0.281	3.179	0.523	7.421	0.294	3.782	0.294	3.727
2011	0.303	3.403	0.530	7.504	0.324	4.145	0.321	4.042
2012	0.297	3.341	0.544	7.687	0.306	3.928	0.309	3.895
2013	0.304	3.408	0.552	7.803	0.300	3.854	0.297	3.757
2014	0.317	3.534	0.560	7.882	0.318	4.058	0.312	3.924
2015	0.332	3.686	0.552	7.758	0.321	4.082	0.304	3.819

表 4 空间 σ 收敛指数模型估计参数表

年份	q_SAC			e_SAR		d_SAR		ed_SAR	
	α	ρ	θ	α	ρ	α	ρ	α	ρ
1999	-4.904 ***	1.734 ***	-2.365 ***	-1.806	1.297 ***	2.165 *	0.672 ***	3.443 ***	0.462 ***
2000	-3.754 ***	1.550 ***	-2.008 ***	-2.281	1.361 ***	2.010 *	0.703 ***	3.356 ***	0.487 ***
2001	-3.810 ***	1.543 ***	-2.055 ***	-2.292	1.353 ***	2.042 *	0.706 ***	3.329 ***	0.503 ***
2002	-4.107 ***	1.569 ***	-2.100 ***	-2.473	1.370 ***	2.078 *	0.708 ***	3.305 ***	0.519 ***
2003	-5.443 ***	1.731 ***	-2.354 ***	-2.747 *	1.397 ***	2.127 *	0.711 ***	3.261 ***	0.538 ***
2004	-5.432 ***	1.702 ***	-2.353 ***	-3.269 **	1.452 ***	2.223 *	0.709 ***	3.474 ***	0.527 ***
2005	-8.442 ***	2.048 ***	-2.686 ***	-3.723 ***	1.494 ***	2.819 *	0.646 ***	3.405 ***	0.475 ***
2006	-9.031 ***	2.087 ***	-2.724 ***	-3.844 ***	1.494 ***	2.806 *	0.659 ***	3.971 ***	0.498 ***
2007	-10.670 ***	2.241 ***	-2.857 ***	-3.962 ***	1.490 ***	2.970 *	0.652 ***	4.022 **	0.509 ***
2008	-9.617 ***	2.080 ***	-2.731 ***	-4.211 ***	1.502 ***	2.399	0.728 ***	3.086 *	0.627 ***
2009	-12.117 ***	2.335 ***	-3.070 ***	-4.365 ***	1.505 ***	2.968 *	0.671 ***	3.326 *	0.611 ***
2010	-11.826 ***	2.259 ***	-2.981 ***	-4.521 ***	1.504 ***	2.945 *	0.684 ***	3.543 **	0.601 ***
2011	-10.378 ***	2.067 ***	-2.723 ***	-4.838 ***	1.517 ***	2.622	0.729 ***	3.100 *	0.660 ***
2012	-10.683 ***	2.069 ***	-2.696 ***	-4.873 ***	1.506 ***	2.965	0.702 ***	3.042	0.675 ***
2013	-10.554 ***	2.034 ***	-2.623 ***	-4.847 ***	1.491 ***	3.002	0.704 ***	3.006	0.686 ***
2014	-10.288 ***	1.993 ***	-2.593 ***	-4.777 ***	1.475 ***	2.676	0.740 ***	2.559	0.734 ***
2015	-10.324 ***	1.990 ***	-2.572 ***	-4.354 ***	1.429 ***	2.607	0.749 ***	2.231	0.768 ***

注: *、**、*** 分别代表显著性水平 0.1、0.05、0.01。 α 、 ρ 、 θ 为式(4)参数。

① w^q 、 w^e 、 w^d 、 w^{ed} 分别表示 queen 邻接权重、经济权重、距离权重、经济距离权重。下同; z 为正态检验统计量值。

依据表4的参数估计结果可测算未包含空间信息的模型回归残差项,以1999年数据采用行标准化后的邻接权重为例,其残差测算模型矩阵形式如下

$$y_{1999} = -4.904 + 1.734 Wy_{1999} - 2.365 W\mu_{1999} + \varepsilon_{1999} \quad (20)$$

式中: y_{1999} 为1999年各地区实际人均GDP向量, W 为空间邻接权重矩阵, μ_{1999} 和 ε_{1999} 均为1999年样本数据形成的误差向量。样本期内其他时点数据处理方式与此类似,不再赘述。接着利用式(7)估计 σ 收敛指数,其实质为考虑空间信息的标准差。图3显示了包含空间信息的标准差时序变化与传统标准差时序变化情况。不难发现,在考虑地域间空间信息作用后,西北省区经济发展整体差异性显著减弱,这种情况在考虑邻接空间关系及经济联系空间关系的前提下更为突出,这说明了在仅考虑常数回归测度下的 σ 收敛指数夸大了西北省区内部经济发展的差异性;在queen邻接权重、距离权重和经济距离权重下,包含空间信息的 σ 收敛指数变化与常数回归 σ 收敛指数变化趋势相似,这证明了近年来西北省区经济发展呈 σ 收敛趋势的结论是可靠的;在仅考虑区域间经济联系的情况下,样本期间西北省区经济发展 σ 收敛趋势显著,在1999~2009年期间,收敛速度较快,后期收敛速度与其他权重测度及常数回归下的 σ 收敛速度接近但依然存在差异。

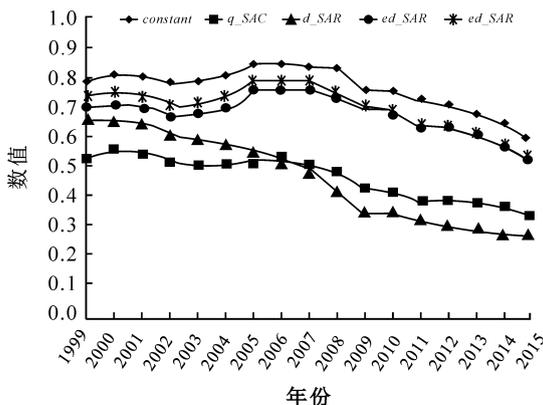


图3 空间 σ 收敛趋势

(三) 西北五省经济发展的 β 收敛分析

上述对西北省区经济发展 σ 收敛的研究表明西北省区2008年后存在显著 σ 收敛现象。接下来进一步使用 β 收敛模型对西北省区经济发展的收敛性做更进一步研究。在本部分中,将运用 β 收敛模型分别从时间与空间角度出发,采取静态模型与动态模型相结合的方式对西北省区经济发展收敛性问题展开讨论。

1. 西北省区经济发展的经典 β 收敛分析

基于上文对西北省区经济发展 σ 收敛分析的相关结论,本文将样本区间分为两个时段子样本对西北省区经济发展进行经典 β 收敛分析,即 σ 收敛波动阶段1999~2007年及 σ 收敛趋势显著阶段2008~2015年,同时为了有效减少使用截面数据做收敛性分析时收敛信息的丢失,在各子样本中使用隔年数据进行模型估计,以便更准确地刻画西北省区经济发展是否存在 β 收敛现象。式(9)估计结果见表5。

观察表5中的回归系数 λ ,在两个子样本多数时间段均显著小于1,各截面数据模型残差项多数通过异方差检验,个别极端回归结果并不影响整体收敛现象的解释,初步验证西北省区经济发展存在 β 收敛现象。在1999~2007年子样本中,除2002~2004年时间段显示不存在收敛性特征外,其他时间段样本均显示存在收敛性,但收敛速度相对较小。在2008~2015年子样本中,各时段数据验证结论均支持收敛假说,且收敛速度较1999~2007年子样本有显著提高,与前文 σ 收敛性分析结论一致;在2008~2015年子样本中 β 收敛现象非常显著,收敛系数达到了0.064,这表明在2008年金融危机爆发后,西北省区经济发展收敛速度显著提高,区域经济发展趋同现象更为明显。考虑到地域个体差异及时间效应等因素可能对收敛结论产生影响,这里进一步采用面板数据式(11)研究控制相关影响因素后的西北省区经济发展收敛现象,鉴于国家宏观政策及经济形势变化的阶段性与时滞性,在运用式

(11)做收敛性分析中同时也考虑了整个样本期 1999~2015年收敛情况,回归结果见表6。

表5 式(9)回归结果

样本区间	1999~2001	1999~2004	1999~2007	2002~2004	2002~2007	2005~2007
α	0.416 **	1.227 ***	2.483 ***	0.324 ***	1.474 ***	0.692 ***
λ	0.990 ***	0.973 ***	0.914 ***	1.026 ***	0.986 ***	0.982 ***
β	0.005	0.005	0.011	-0.013	0.003	0.010
α 的t值	2.070	4.400	4.960	1.950	3.290	3.820
λ 的t值	32.960	23.390	12.230	44.660	15.890	43.790
White 检验	2.923	0.569	0.486	2.647	0.188	2.229
样本区间	2008~2010	2008~2013	2008~2015	2011~2013	2011~2015	2013~2015
α	1.529 ***	3.423 ***	4.773 ***	1.177 ***	2.838 ***	1.681 ***
λ	0.885 ***	0.766 ***	0.641 ***	0.930 ***	0.784 ***	0.859 ***
β	0.061	0.053	0.064	0.036	0.061	0.076
α 的t值	6.630	9.760	11.410	5.910	7.250	5.340
λ 的t值	34.170	19.420	13.620	45.430	19.490	27.910
White 检验	3.293	0.961	1.636	1.149	2.639	11.558 ***

注:**、***分别代表显著性水平0.05、0.01。 α 、 λ 为式(9)参数, β 根据式(10)计算得出。

表6 式(11)回归结果

样本区间	模型参数	个体固定效应	时间固定效应	双固定效应	随机效应
		估计值	估计值	估计值	估计值
2000~2015	α	0.293 ***	0.316 ***	0.694 ***	0.313 ***
	λ	0.993 ***	0.978 ***	0.921 ***	0.991 ***
	β	0.001	0.002	0.006	0.001
	R^2	0.990	0.995	0.994	0.990
	AIC	-1 164.213	-1 371.274	-1 482.081	-1 094.622
2000~2007	α	-0.267 ***	0.174 ***	1.181 *	-0.022
	λ	1.068 ***	0.999 ***	0.848 ***	1.035 ***
	β	-0.009	0.000	0.024	-0.005
	R^2	0.972	0.989	0.977	0.972
	AIC	-729.499	-656.777	-798.346	-610.435
2008~2015	α	1.116 ***	0.696 ***	2.012 ***	0.900 ***
	λ	0.907 ***	0.952 ***	0.799 ***	0.930 ***
	β	0.014	0.007	0.032	0.010
	R^2	0.970	0.989	0.981	0.970
	AIC	-720.952	-743.316	-909.431	-615.655

注:*、***分别代表显著性水平0.1、0.01。 α 、 λ 为式(11)参数, β 根据式(10)计算得出。 R^2 是模型可决系数, AIC 是模型赤池信息量。

在式(11)的参数估计过程中, 霍斯曼检验倾向于选择固定效应模型对收敛性问题进行分析, 且在同一样本期间, 双固定效应模型拟合优度检验及AIC 准则检验优于个体、时间固定效应模型, 因此文中分析结论主要以双固定效应模型为基础展开叙述。根据表4 内容, 在考虑时间效应与个体效应条件下, 各样本数据估计结果依然显示西北省区经济发展呈现 β 收敛现象, 在 2000 ~ 2015 年样本下, 西北省区 β 收敛现象是存在的, 但整体上收敛速度较慢。在 2000 ~ 2007 年样本期间, 双固定、时间固定效应模型显示收敛性特征是存在的, 但不甚明显; 在 2008 ~ 2015 年样本下, 西北省区经济发展 β 收敛现象明显, 且收敛速度较快。

2. 西北省区经济发展的空间 β 收敛分析

在空间计量经济学模型中, 空间依赖性信息通常由空间权重矩阵来表达刻画, 考虑到以往多数文献仅以简单权重矩阵来解释空间依赖作用下的经济收敛性问题, 存在不够全面等局限性, 这里用前文所述 4 种空间权重矩阵刻画西北省区经济

发展中的空间依赖性, 由此从空间视角设定空间收敛模型对西北省区经济发展中 β 收敛现象做进一步研究。此处沿用前一节中所设立的样本区间构造参数估计的样本, 面板数据模型式(14) 参数估计结果见表 7。

通过表 7 可知, 在 2000 ~ 2015 年样本期内, 空间视角下的西北省区呈现出微弱的 β 收敛性, 可以由邻接权重与经济距离嵌套权重下的空间收敛模型估计结果看出; 在 2000 ~ 2007 年样本期内, 除经济权重测度下西北省区经济发展呈发散状态外, 其他三权重测度下西北省区经济发展均呈现出显著空间收敛现象, 且在同时考虑经济因素与距离因素下的收敛状态更明显, 这表明西北省区各地市间在空间上呈现出显著收敛性状, 落后区域经济发展对发达区域的追赶趋势明显; 在 2008 ~ 2015 年样本期, 西北省区经济发展空间收敛性在邻接权重与经济权重测度下得到体现。下面运用动态空间收敛式(16)对西北省区经济发展空间收敛性做进一步探讨。式(16) 回归结果见表 8。

表 7 式(14) 回归结果

样本区间	模型参数	w^q	w^e	w^d	w^{ed}
2000 ~ 2015	a	2. 443 **	- 0. 045	- 0. 378 ***	4. 861 ***
	$e^{-\beta}$	0. 627 ***	1. 005 ***	1. 020 ***	0. 267 *
	β	0. 031	0. 000	- 0. 001	0. 088
	AIC	- 98. 879	71. 501	452. 697	- 11. 487
	BIC	- 23. 297	76. 225	471. 592	64. 094
2000 ~ 2007	a	- 0. 072	- 0. 095	- 0. 074	- 0. 058
	$e^{-\beta}$	0. 990 ***	1. 011 ***	0. 978 ***	0. 939 ***
	β	0. 001	- 0. 002	0. 003	0. 009
	AIC	- 363. 121	- 377. 009	- 359. 914	- 337. 738
	BIC	- 359. 090	- 372. 978	- 355. 883	- 333. 707
2008 ~ 2015	a	5. 722 ***	0. 079	- 0. 502 ***	- 1. 414 ***
	$e^{-\beta}$	0. 348 **	0. 993 ***	1. 034 ***	1. 095 ***
	β	0. 151	0. 001	- 0. 005	- 0. 013
	AIC	- 438. 241	- 455. 033	- 25. 494	- 279. 257
	BIC	- 405. 996	- 451. 002	- 9. 371	- 275. 226

注: *、**、*** 分别代表显著性水平 0.1、0.05、0.01。 a 、 β 为式(14) 参数。AIC 是模型赤池信息量, BIC 为模型贝叶斯信息量。为节约篇幅, 表中仅列出诸权重矩阵下的最优模型。

表 8 式(16)回归结果

样本区间	模型参数	w^g	w^e	w^d	w^{ed}
2000 ~ 2015	a	2.567 ***	0.216	-0.106	4.782 ***
	$e^{-\beta}$	0.627 ***	1.002 ***	1.015 ***	0.284 *
	β	0.031	-0.000	-0.001	0.084
	AIC	-96.804	140.135	170.381	-15.126
	BIC	-21.223	144.859	175.105	60.456
2000 ~ 2007	a	-0.340 **	3.978 **	-0.469 ***	-0.511 ***
	$e^{-\beta}$	1.065 ***	0.427 *	1.061 ***	1.024 ***
	β	-0.009	0.122	-0.008	-0.003
	AIC	-7.590	-393.778	2.258	-302.159
	BIC	8.533	-361.532	18.381	-298.128
2008 ~ 2015	a	0.861 ***	1.082 ***	0.576 ***	-0.136
	$e^{-\beta}$	0.922 ***	0.912 ***	0.946 ***	0.990 ***
	β	0.012	0.013	0.008	0.002
	AIC	-308.237	-372.704	34.446	78.778
	BIC	-304.206	-368.673	50.569	94.901

注: *、**、*** 分别代表显著性水平 0.1、0.05、0.01。 a 、 β 为式(16)参数。 AIC 是模型赤池信息量, BIC 为模型贝叶斯信息量。为节约篇幅,表中仅列出诸权重矩阵下的最优模型。

观察表 8 可知,在 2000 ~ 2015 年样本期,估计结果与面板式(14)结果相似,在经济权重与距离权重测度下西北省区经济发展呈收敛状态,且收敛速度相近;在 2000 ~ 2007 年样本期间,仅经济权重测度下的西北省区经济发展呈收敛现象;在 2008 ~ 2015 年样本期,各权重矩阵测度下西北省区经济发展均呈现稳定的空间收敛现象。

综合比较分析静态面板式(14)与动态面板式(16)回归结果,在空间收敛视角下,2000 ~ 2015 年样本期的西北省区经济发展的空间收敛性在一定程度上是存在的,但并不十分明显;2000 ~ 2007 年样本期的空间收敛特征不突出,各类模型估计结果并不能有效说明该样本期内西北省区经济发展存在收敛性;在 2008 ~ 2015 年样本期内的模型估计结果表明西北省区经济发展呈现收敛状态。综合考虑经典 β 收敛模型估计结果与空间 β 收敛模型估计结果,本文认为在 2000 ~ 2015 年和 2008 ~ 2015 年样本期内西北省区经济发展呈现收敛特征,但在 2000 ~ 2007 年样本期内不能得到收敛性存在的

结论。

3. 稳健性检验

由于本文研究的收敛性问题的核心变量为人均 GDP 这一个变量,且模型形式是根据传统收敛模型拓展而来,拓展思路和拓展模型都是唯一的,因而难以从模型和变量的角度展开稳健性检验。因此,本文拟从样本角度对前文模型估计结果进行稳健性检验。考虑到空间样本的改变会对数据空间结构造成不利影响,因此本文从时间角度来调整样本。具体说,每一组用与估计模型的样本,均删除起始时间的两个样本点,即样本区间由原来的“2000 ~ 2015 年、2000 ~ 2007 年、2008 ~ 2015 年”,调整为“2002 ~ 2015 年、2002 ~ 2007 年、2010 ~ 2015 年”,以完成稳健性检验。利用新设样本估计式(11)、式(14)和式(16)的结果如表 9、表 10 和表 11 所示。

对比样本调整前后的模型估计结果不难发现以下几点事实:一是模型参数估计结果相差不甚明显;二是任何重要参数的显著性检验结论没有改

变;三是模型整体拟合效果前后接近;四是由模型得出的研究结论没有实质性变化。综合此四点可

以认为,本文的研究方法和研究过程是稳健的,研究结论是可靠的。

表9 式(11)回归结果

样本区间	模型参数	个体固定效应	时间固定效应	双固定效应	随机效应
		估计值	估计值	估计值	估计值
2000 ~ 2015 年	a	0.443 ***	0.358 ***	0.804 ***	0.436 ***
	λ	0.977 ***	0.975 ***	0.911 ***	0.978 ***
	β	0.002	0.002	0.007	0.002
	R^2	0.989	0.994	0.993	0.992
	AIC	-1 093.430	-1 240.684	-1 370.014	-1 015.275
2002 ~ 2007 年	a	-0.156 **	0.182 ***	1.049 *	-0.061
	λ	1.055 ***	1.000 ***	0.876 ***	1.026 ***
	β	-0.012	0.000	0.026	-0.005
	R^2	0.967	0.989	0.973	0.987
	AIC	-618.263	-521.558	-674.821	-500.571
2010 ~ 2015 年	a	1.960 ***	0.710 ***	1.305 **	1.595 ***
	λ	0.823 ***	0.956 ***	0.891 ***	0.860 ***
	β	0.039	0.009	0.023	0.030
	R^2	0.965	0.990	0.972	0.984
	AIC	-740.848	-673.494	-805.409	-566.234

注: *、**、*** 分别代表显著性水平 0.1、0.05、0.01。 a 、 λ 为式(11)参数, β 根据式(10)计算得出。 R^2 是模型可决系数, AIC 是模型赤池信息量。

表10 式(14)回归结果

样本区间	模型参数	w^q	w^e	w^d	w^{ed}
2002 ~ 2015	a	2.958 ***	-0.032	-0.395 ***	5.268 ***
	$e^{-\beta}$	0.577 ***	1.004 ***	1.022 ***	0.250 *
	β	0.042	0.000	-0.002	0.107
	AIC	-169.721	207.939	347.726	-105.766
	BIC	-100.866	226.300	366.087	-41.502
2002 ~ 2007	a	0.076	-0.055	0.055	0.165
	$e^{-\beta}$	0.972 ***	1.007 ***	0.963 ***	0.913 ***
	β	0.006	-0.001	0.008	0.018
	AIC	-321.092	-45.121	-324.759	-312.524
	BIC	-317.349	-30.1488	-321.016	-308.781
2000 ~ 2015	a	5.402 ***	0.164	-0.378	-1.418 ***
	$e^{-\beta}$	0.418 **	0.985 ***	1.022 ***	1.096 ***
	β	0.175	0.003	-0.004	-0.018
	AIC	-492.273	-491.032	-78.601	-334.903
	BIC	-469.815	-487.289	-63.629	-331.160

注: *、**、*** 分别代表显著性水平 0.1、0.05、0.01。 a 、 β 为式(14)参数。 AIC 是模型赤池信息量, BIC 为模型贝叶斯信息量。

表 11 式(16)回归结果

样本区间	模型参数	w^g	w^e	w^d	w^{ed}
2002 ~ 2015	a	2.922 ***	0.384 *	0.059	5.146 ***
	$e^{-\beta}$	0.596 ***	0.984 ***	0.998 ***	0.271 *
	β	0.040	0.001	0.000	0.100
	AIC	-178.648	23.020	354.402	-111.648
	BIC	-109.793	27.611	372.764	-47.383
2000 ~ 2007	a	-0.230	-0.399 **	-0.225	-0.094
	$e^{-\beta}$	1.044 ***	1.086 ***	1.031 ***	0.975 ***
	β	-0.009	-0.016	-0.006	0.005
	AIC	9.319	-31.750	-310.391	-289.579
	BIC	24.291	-16.778	-306.648	-285.836
2010 ~ 2015	a	1.813 ***	2.064 ***	1.574 ***	0.883 **
	$e^{-\beta}$	0.829 ***	0.814 ***	0.848 ***	0.893 ***
	β	0.038	0.041	0.033	0.023
	AIC	-452.341	-475.043	-413.793	-397.457
	BIC	-448.598	-471.300	-410.050	-393.714

注: *、**、*** 分别代表显著性水平 0.1、0.05、0.01。 a 、 β 为式(16)参数。 AIC 是模型赤池信息量, BIC 为模型贝叶斯信息量。

四、结论与政策建议

本文在分析空间差异性的基础上,进一步分别从时间角度和空间角度分析研究了西北省区经济发展的收敛性问题,用 σ 收敛和 β 收敛两类分析方法探讨西部大开发战略实施以来到经济进入新常态后西北省区经济发展的收敛性状,以探索西北省区经济发展的平衡性和协调性。总结全文,实证研究得到了如下基本结论:首先,基于时间 σ 收敛方法的分析结果显示,2008年金融危机前西北省区经济发展 σ 收敛呈较强波动性,2008年后收敛趋势明显;考虑空间因素分析后,空间 σ 收敛趋势与时间 σ 收敛趋势基本相同,但区域内部经济发展差异性显著减小,空间 σ 收敛测度结果更为明晰。其次,经典 β 收敛分析表明,2008年金融危机前西北省区经济发展收敛性不明显,但在金融危机之后西北省区经济发展呈现显著的收敛现象。再者,空间 β 收敛研究发现,金融危机后西北省区经济发展呈现显著的空间收敛特征。通过这些实证分析结论不难进

一步得出,西北省区经济发展的后发优势是存在的,落后地区可以实现向发达地区的赶超。另外,本文在方法应用方面也得到了一些新发现:其一,与传统的时间视角下的 σ 收敛模型相比,考虑了空间信息的 σ 收敛模型更能精确地展示区域经济发展的收敛性;其二,考虑多种可能的空间权重矩阵并在模型估计过程中加以比较,有助于模型优化,提高分析的可靠性,这无疑是空间权重矩阵在外生性假定条件下实现有效选择的可靠途径;其三,空间 β 收敛模型可以有效解决空间视角下区域经济发展收敛性的测度问题。本文研究的创新之处在于,从时间收敛与空间收敛角度对比分析着手,使用地市级数据,采取多权重下静态、动态收敛模型相结合的研究方式,综合分析西北省区地市级层面经济发展的时间 σ 收敛、空间 σ 收敛、时间 β 收敛、空间 β 收敛等系列问题,得到了可靠的分析结论。

综合全文研究过程及研究结论,本文提出西北省区经济发展政策层面的思考。

第一,利用好经济发展的后发优势,实现经济赶超。区域经济发展不平衡是十九大报告中对中

国经济发展情况的一个科学判断,中国各大区域间经济发展不平衡,同时区域内部经济发展亦不平衡,本文对西北经济的空间差异性分析已印证这一点。进一步结合收敛性分析结论可以发现,西北省区内部存在后发优势,这使得相对落后的区域实现向发达区域的追赶成为可能。落后区域可以借助于国家“丝绸之路经济带”建设战略和其他各项产业发展政策,探索出适合本地的经济发展之路,实现经济发展与赶超,这也能够为缓解甚至解决中国社会当前的主要矛盾提供可行之径。

第二,继续培育西北省区经济发展增长极。经济发展呈现出收敛性,表明落后区域正在实现向发达区域的追赶,经济发展进入上升轨道。自西部大开发战略实施以来,西北省区诸多城市经济得利于政策因素而发展较快,尤其是省会城市和区域性中心城市,在西北省区形成增长极,引领地方经济的发展。本文研究显示,金融危机后西北省区经济发展呈现出显著的收敛特征,而收敛趋势的形成得益于这些城市增长极的带动作用。十九大报告中强调,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”,城市作为经济发展增长极的作用须充分体现。因此,可以考虑以省会城市和有发展潜力的地级城市为目标,继续培育西北省区经济发展增长极,带动区域经济发展。

第三,以供给侧结构性改革为契机,促进西北省区产业结构快速升级。从理论上分析,经济发展过程中呈现出的收敛性,主要因素之一就是区域间产业发展的高度融合。另一方面,产业结构决定着经济发展的可持续性,也决定着经济发展的质量。因此,西北省区经济发展呈现出的收敛性状也预示着西北省区的产业结构正趋于优化。继续优化产业结构,促进西北省区产业结构快速升级是西北省区经济高质高效发展的必要保证。当前,供给侧结构性改革是国家层面的经济战略部署,是十九大报告中所提出的经济发展重大举措,优化产业结构亦是十九大报告中提出的经济发展的重要手段,西北省区应以此为契机,逐步淘汰高能耗低效率产业,优化支柱性产业,发展新兴产业和高端产业,以

保证经济健康良性发展。

第四,借力于“丝绸之路经济带”建设布局,为西北省区经济发展注入新动力。“丝绸之路经济带”建设是国家经济发展内通外连的大战略,也是十九大报告中向相关国家和区域发出的重大倡议。西北省区处于“丝绸之路经济带”的核心地段,是该战略的直接受益者。本文研究显示西北省区经济发展呈现出收敛性,这意味着其后发优势正逐步显现。为继续挖掘和发挥后发优势,可借力于“丝绸之路经济带”建设布局,从产业发展、商贸流通、人文交流等领域发掘经济增长潜能,为西北省区经济发展注入新动力,顺应“丝绸之路经济带”建设需要,促进西北省区经济快速发展。

五、结语

本文关于西北省区经济发展收敛性的研究有一些新的发现,这一研究对于进一步认识和发掘西北省区经济发展后发优势、促进西北省区经济协调发展具有重要参考意义。在本文的研究中也存在一些不足:一是动态空间收敛模型的设计有进一步改进的空间,可从数学推理的角度严格构造;二是空间权重矩阵的选择和县域经济的空间异质性因素没有在模型设计中充分的体现,当然这也是当前空间经济学研究的一个难题,同时也是一个有意义的探索方向;三是缺乏西北地区经济空间发展状况与全国其他地区的比较研究,这一比较研究可通过区域内部的空间差异性与收敛性的对比分析,明确西北经济发展的空间地位,这是一个有价值的研究方向,我们将在后续研究中展开。

参考文献:

- [1] 习近平. 决胜全面建成小康社会,夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告[EB/OL]. (2017-10-27) [2018-12-08]. http://www.xinhuanet.com/2017-10/27/c_1121867529.htm.
- [2] 闫小培,林彰平. 20世纪90年代中国城市发展空间差异变动分析[J]. 地理学报,2004,59(3):437-445.

- [3] 冉泽泽. 基于 ESDA 的经济空间差异实证研究——以丝绸之路经济带中国西北段核心节点城市为例[J]. 经济地理, 2017(5):28-34.
- [4] 李丁, 冶小梅, 汪胜兰, 等. 基于 ESDA—GIS 的县域经济空间差异演化及驱动力分析——以兰州—西宁城镇密集区为例[J]. 经济地理, 2013(5):31-36.
- [5] 刘华军, 裴延峰, 贾文星. 中国城市群发展的空间差异及溢出效应研究——基于 1992~2013 年 DMSP/OLS 夜间灯光数据的考察[J]. 财贸研究, 2017(11):1-12.
- [6] 贺灿飞, 梁进社. 中国区域经济差异的时空变化: 市场化、全球化与城市化[J]. 管理世界, 2004(8):8-17.
- [7] 范剑勇, 朱国林. 中国地区差距演变及其结构分解[J]. 管理世界, 2002(7):37-44.
- [8] Barro R J, Sala-I-Martin X. Convergence across states and regions[J], Brookings Papers on Economic Activity, 1991, 22(1):107-182.
- [9] 蔡昉, 都阳. 中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示[J]. 经济研究, 2000(10):30-37.
- [10] 林毅夫, 刘明兴. 中国的经济增长收敛与收入分配[J]. 世界经济, 2003(8):3-14.
- [11] 许召元, 李善同. 近年来中国地区差距的变化趋势[J]. 经济研究, 2006(7):106-116.
- [12] 苏治, 徐淑丹. 中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角[J]. 中国社会科学, 2015(7):4-25.
- [13] 张传勇, 刘学良. 房价对地区经济收敛的影响及其机制研究[J]. 统计研究, 2017(3):65-75.
- [14] 戴觅, 茅锐. 产业异质性、产业结构与中国省际经济收敛[J]. 管理世界, 2015(6):34-46.
- [15] 张自然. 区域差距、收敛与增长动力[J]. 金融评论, 2017(1):94-107.
- [16] 史修松, 赵曙东. 中国经济增长的地区差异及其收敛机制(1978~2009年)[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(1):51-62.
- [17] 潘文卿. 中国区域经济差异与收敛[J]. 中国社会科学, 2010(1):72-84.
- [18] 朱国忠, 乔坤元, 虞吉海. 中国各省经济增长是否收敛?[J]. 经济学(季刊), 2014(3):1171-1194.
- [19] 孙向伟, 陈斐, 李峰. 五大区区域经济增长收敛性的动态空间计量分析[J]. 统计与决策, 2017(4):97-101.
- [20] 陈创练, 张帆, 张年华. 地理距离、技术进步与中国城市经济增长的空间溢出效应[J]. 南开经济研究, 2017(1):23-43.
- [21] 黄德森, 杨朝峰. 基于空间效应的区域创新能力收敛性分析[J]. 软科学, 2017(1):44-48.
- [22] 刘生龙, 王亚华, 胡鞍钢. 西部大开发成效与中国区域经济收敛[J]. 经济研究, 2009(9):94-105.
- [23] 李晓阳, 黄毅翔. 中国劳动力流动与区域经济增长的空间联动研究[J]. 中国人口科学, 2014(1):55-65.
- [24] 林光平, 龙志和, 吴梅. 中国地区经济 σ -收敛的空间计量实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(4):14-21.
- [25] 刘明, 王思文. β 收敛、空间依赖与中国制造业发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2018(2):3-23.