

我国收入差距时空分异及驱动力研究

——基于省级面板数据的GWR模型分析

林贵秋

福建师范大学, 福建 福州

收稿日期: 2022年3月17日; 录用日期: 2022年4月5日; 发布日期: 2022年4月15日

摘要

基于1996~2019年我国省际面板数据, 利用地区总体基尼系数度量各地区收入差距水平, 通过莫兰指数和GWR模型分别分析收入差距及其驱动力的空间异质性。结果表明: 1) 省域之间的收入差距水平具有显著的空间正相关性, 随着经济的增长这一特征愈发明显。2) 我国收入差距水平呈空间集聚态势, 两级分布特征明显。高-高型集聚区域集中于西北内陆地区, 低-低型集聚区域集中在华北地区。3) 人力资本水平、产业结构升级水平、经济增长水平、基础设施水平和经济全球化水平对收入差距存在驱动作用, 具有显著的空间异质性, 呈现较明显的圈层递减分布格局。基于此, 提出减少我国地区收入差距的政策建议。

关键词

收入差距, 时空异质性, 驱动力, GWR模型

Research on Spatial-Temporal Differentiation and Driving Force of Income Disparity in China

—Analysis of GWR Model Based on Provincial Panel Data

Guiqiu Lin

Fujian Normal University, Fuzhou Fujian

Received: Mar. 17th, 2022; accepted: Apr. 5th, 2022; published: Apr. 15th, 2022

Abstract

Based on inter-provincial panel data in China from 1996~2019, the overall regional Gini coeffi-

cient is used to measure the level of income disparity in each region, and the spatial heterogeneity of income disparity and its drivers are analyzed by Moran index and GWR model, respectively. The results show that: 1) The level of income disparity between provinces and regions has a significant positive spatial correlation, and this feature becomes more and more obvious with economic growth. 2) China's income disparity level is spatially clustered, with obvious characteristics of two-level distribution. The high-high clustering area is concentrated in the northwest inland area, while the low-low clustering area is concentrated in northern China. 3) The level of human capital, the level of industrial structure upgrading, the level of economic growth, the level of infrastructure and the level of economic globalization have a driving effect on the income gap, with significant spatial heterogeneity and a more obvious pattern of decreasing circle distribution. Based on this, policy recommendations to reduce the regional income gap in China are proposed.

Keywords

Income Disparity, Spatial and Temporal Heterogeneity, Driving Forces, GWR Model

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

自 1978 年实行改革开放政策至今,我国国民生产总值逐步提高,人均 GDP 已经从 1978 年的 385 元上升至 2020 年的 71828 元。然而我国在追求经济增长的过程中,收入差距问题却始终严峻。以基尼系数作为衡量收入差距的指标,根据国家统计局公布的数据,我国整体基尼系数已经从 1978 年的 0.317 波动上升至 2019 年的 0.465,已超过 0.382 警戒水平,因此我国目前尚处收入差距非常不均衡的阶段。收入差距的恶化将影响社会的和谐稳定、经济的繁荣发展和综合国力的提升,因此对我国国情下收入差距的作用机理、影响因素和分异特点等方面进行研究,从而提出引导收入差距缩小的相关政策具有深远意义。

关于我国收入差距的相关文献很多,现有研究成果多是对我国收入差距的影响因素、作用机理进行分析,或基于 Kuznets [1]“倒 U”型假说研究我国收入差距与经济增长之间的变化关系,但目前学术界对我国各省域总体收入差距的时空分异及驱动力研究还很少。徐春华和刘力(2015) [2]采用空间计量分析方法考察了我国东、中、西部地区市场潜力、产业结构升级和城乡居民收入差距之间的关系,其结果表明二者对城乡居民收入差距具有“U”型的正向作用。姚旭兵[3]等基于门槛模型研究了我国城镇化对城乡收入差距的影响,结果表明我国东、中、西部地区城镇化对城乡收入差距的影响存在异质性。唐德祥等[4]利用系统 GMM 估计的动态面板数据模型考察了我国金融发展和城乡收入差距之间存在的关系及区域异质性,并认为我国东、中、西部地区的金融效率和金融规模对城乡收入差距的作用方向不同。陈磊 [5]采用面板分位数回归模型探究我国城镇居民收入水平空间差异的消费异质性,并认为我国居民收入分布南北省份之间差异巨大。

综上所述,在研究我国收入差距的异质性问题时,现有文献主要通过城乡居民的收入差距分析各地区的分异特性,还没有针对各省份的整体收入差距建立地理加权回归(Geographically Weighted Regression, GWR)模型对其驱动力进行时空分异特性的研究。相比于普通线性回归模型, GWR 模型将观测变量的空间特征加入到模型中,并可以从局部视角解释研究变量的空间非平稳性和空间依赖性[6]。基于此,在借鉴前人研究的基础上,本文选取 1996~2019 年我国 31 省份的面板数据,利用基尼系数和空间自相关性分

析整体收入差距的时空分异特征,并将 GWR 模型引入收入差距异质性的研究中,基于空间非平稳性的角度分析其驱动因子的变化规律。最后,根据上述模型的结果提出针对各地区发展的可行性建议,以期为各地区施行减贫政策提供参考。

2. 研究方法

2.1. 基尼系数测算

基尼系数作为综合考察居民内部收入分配差异的重要指标,具有能够客观反映和直观检测居民之间收入差距的特点,因此得到广泛认同和普遍采用,本文即使用这一指标来衡量居民整体收入差距。由于我国不直接提供各省基尼系数值,因此需采用田卫民公式(田卫民,2012)对其进行计算。首先计算出城镇和农村基尼系数 $gini'$,然后再通过 Sundrum [7]的“分组加权法”计算各省总体基尼系数 $gini$:

$$gini' = 1 - \frac{1}{PT} \sum_{k=1}^n (T_{k-1} + T_k) \times P_k \quad (1)$$

$$gini = P_c^2 \frac{u_c}{u_r} gini'_c + P_r^2 \frac{u_r}{u} gini'_r + P_c P_r \frac{u_c - u_r}{u} \quad (2)$$

式中, P 为总人口数, T 为总收入, n 表示观察值数量, P_k 为第 k 组人口占比, T_k 表示第 k 组累计收入。 $gini'_c$ 、 $gini'_r$ 分别为城镇居民与农村居民收入的基尼系数, P_c 、 P_r 则表示城镇、农村居民的人口占比, u_c 、 u_r 表示城镇、农村人均收入, u 为某一省份总人均收入。

2.2. 空间自相关性检验

文章采用全局 Moran 指数和 LISA 聚集图来度量收入差距的空间自相关性。全局 Moran 指数揭示了整体空间相关性,其计算公式如下:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (3)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, n 表示区域总数, Y_i 为区域 i 的观测值, w_{ij} 为空间权重矩阵中 (i, j) 点的值,本文采用基于距离倒数的权重矩阵,即若区域 i 与区域 j 之间的距离为 d_{ij} ,则 $w_{ij} = 1/d_{ij}$,且 $w_{ii} = 0$ 。 $Moran's I > 0$,则认为观测值存在空间正自相关,观测值高或低的区域在空间上聚集分布;若 $Moran's I < 0$,表明观测值存在负的空间自相关性,观测值高(低)的区域,周围区域观测值低(高);若 $Moran's I = 0$,则各观测值之间无空间相关性。

局域空间自相关(Local Indicator of Spatial Association, LISA)是在 Moran 指数的基础上进行修改得到的局域空间自相关统计量,该统计量可以对 Moran 指数进行分解并得到每个空间单元观测值对全局空间自相关的贡献。其计算公式如下:

$$Local Moran's I_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{S_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} (Y_j - \bar{Y}) \quad (4)$$

其中, $S_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}}{N-1} - \bar{Y}^2$, LISA 聚集图直观可以展示各空间单元的 LISA 统计量是否显著及其对应的聚集类型。

2.3. 地理加权回归模型

Fotheringham [8]提出了地理加权回归模型, 其一般形式如下:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i)x_{ik} + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, y_i 是 $n \times 1$ 维的被解释变量, (u_i, v_i) 表示空间单元 i 的(经纬度)坐标, $\beta_k(u_i, v_i)$ 表示连续函数方程 $\beta_k(u, v)$ 在空间坐标点 i 的参数, x_{ik} 为解释变量。其估计方法采用一种类似漂移的估计方法, 即对某一固定单元的参数进行估计时, 选择该单元附近的数据组成一个小小的数据集进行估计, 距离该空间单元近的空间单元对其影响比距离该空间单元远的要更大。参数 $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ 的估计方式如下:

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = [\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_i, v_i) \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_i, v_i) y \quad (6)$$

式中, $\mathbf{W}(u_i, v_i)$ 是一个 $n \times n$ 的基于距离的空间权重矩阵, 在对其进行计算时需要考虑衰减效应, 因此需要引入一个衰减参数来构造权重函数使近距离的空间单元可以获得更高的权重。本文选择的是基于高斯函数(Gaussian function)的权重函数:

$$W_j(u_i, v_i) = \varphi(d_{ij}/\delta\theta) \quad (7)$$

式中, φ 表示标准正态密度函数, d_{ij} 为空间单元 (u_i, v_i) 到 (u_j, v_j) 的距离, δ 为 d_{ij} 的标准差, θ 即为衰减参数(带宽), 通常采用交叉验证或者 AIC 信息准则来选择带宽。

3. 实证分析

本文数据来源于 1996~2019 年《中国统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》、1996~2019 年《中国教育统计年鉴》、1996~2019 年各省份统计年鉴和中国国家统计局官网中的相关资料, 受统计资料限制, 未将我国的港澳台地区纳入研究范围。

3.1. 收入差距时空分异

在建立 GWR 模型前, 首先通过 Moran 指数和 1996 年、2008 年和 2019 年的 LISA 聚集图考察其时空分异特性。利用 R4.0.3 计算式(3)得到 1996~2019 年全球 Moran 指数及其显著性检验结果见表 1。

Table 1. Statistical values of Moran's I for the Gini coefficient of each province in China from 1996~2019

表 1. 1996~2019 年我国各省基尼系数的 Moran's I 的统计值

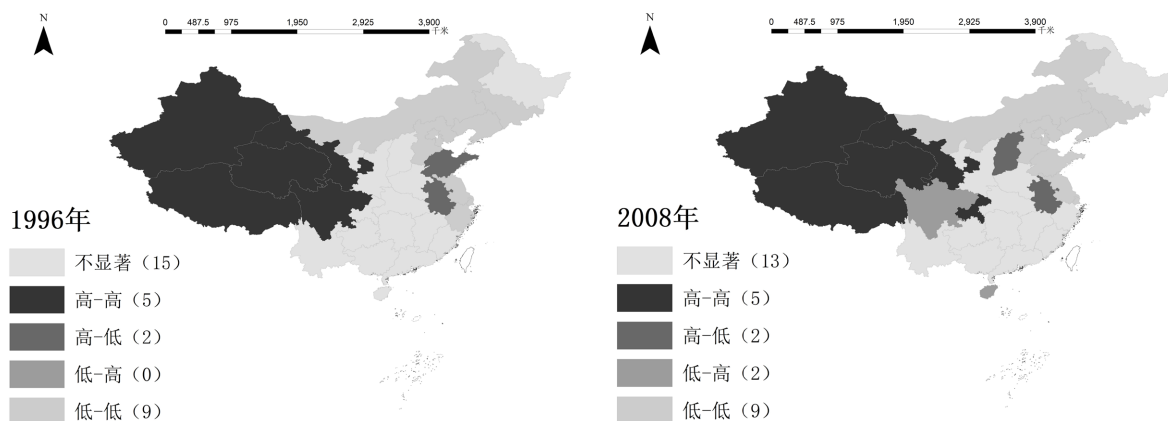
年份	Moran's I	p-value	年份	Moran's I	p-value
1996	0.1177	0.0000	2008	0.1987	0.0000
1997	0.1081	0.0000	2009	0.2013	0.0000
1998	0.1250	0.0000	2010	0.1865	0.0000
1999	0.1240	0.0000	2011	0.1665	0.0000
2000	0.1760	0.0000	2012	0.1567	0.0000
2001	0.1912	0.0000	2013	0.1478	0.0000
2002	0.1837	0.0000	2014	0.1536	0.0000
2003	0.1752	0.0000	2015	0.1614	0.0000
2004	0.1601	0.0000	2016	0.1813	0.0000
2005	0.1773	0.0000	2017	0.1753	0.0000

Continued

2006	0.2025	0.0000	2018	0.1842	0.0000
2007	0.2093	0.0000	2019	0.1635	0.0000

结果表明, 1996~2019 年的全局 *Moran* 指数均在 1% 的显著性水平下显著, 且数值均大于 0, 即总体来说各省份收入差距之间存在显著的空间正自相关, 收入差距大的省份其周围省份收入差距也较大。随着时间的推移, *Moran* 指数有波动上升的趋势, 1996 年至 2009 年间 *Moran* 指数的变化幅度较大, 这表明随着经济发展我国省份之间收入差距的空间正相关性越来越强, 2010 年至 2019 年则基本在 0.15 左右徘徊。上述结果表明 1996~2019 年间我国收入差距存在显著的时空异质性。事实上, 这与我国的“先富带动后富”政策有一定的关系。由该政策的提出, 国家采取了优先发展东部地区的战略, 并对东部地区施行了一系列税收、人才、财政等方面的优惠政策, 再加上其自身的地理位置优势, 东部地区因此而快速发展。但与此同时, 中西部地区与东部地区之间的经济发展也由此产生了较大的差距。而经济发展是收入差距变化的一项最重要影响因素, 因此地区之间的收入差距产生了较大差异。

由于研究年份较长, 在测度其局部空间相关性时本文将 1996 年、2008 年和 2019 年的数据作为研究样本, 并借助 ArcGIS10.7 平台得到这三年的 LISA 聚集图(图 1)及其对应集聚区域和异常值区域的省份名称(表 2)。由图 1, 各年各省份的集聚状态和异常值都有一定的区别, 这点也可以从其 *Moran* 指数之间的差异看出。从整体变化趋势来看, 这三年高-高型集聚区域均为以西藏为中心的西部省份, 低-低型集聚区域则在以内蒙古自治区为中心的北方一带, 低-高型与高-低型集聚省份则较少。1996 到 2008 年高-高型区域省份个数不变, 而 2008 年到 2019 年则由 5 个减小至三个, 低-低型区域则基本保持不变, 这一结果与我国基尼系数呈波动变化有关。从省份空间相关模式的类型转变来看, 1996~2008 年间有 13 个省份保持不变, 其中山东由原来的高-低型相关模式转型成低-低型模式, 四川由高-高型模型转型成低-高型模式。这一改变除与其自身的发展相关之外还与其周边省份的类型转化有较大的关系。2008~2019 年间则有 11 个省份的空间相关模式保持稳定, 其总体分布情况与 2008 年相差不大。新疆、重庆和甘肃由 2008 年的高-高型显著聚集转变成 2009 年的集聚状态不显著, 这说明这些省份对收入差距有影响的经济因素在这期间发生了较大的变化, 收入差距水平有所降低。2008 年和 2019 年正逢我国经济快速发展时期, 各省份经济增长水平均快速提高, 因此空间相关模式差异不大。上述结果表明我国收入差距存在着空间上的异质性和依赖性, 这进一步说明对其驱动力因子进行异质性研究是有必要的。



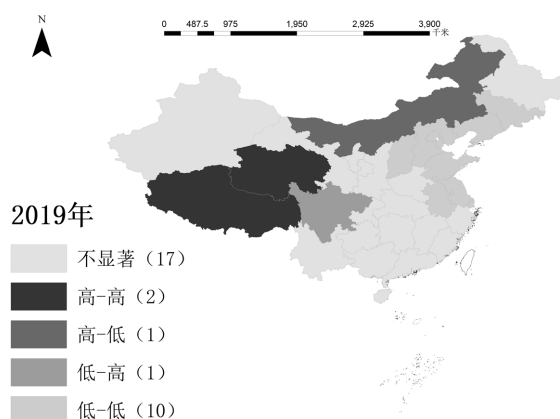


Figure 1. LISA aggregation charts for 1996, 2008, 2019

图 1. 1996 年、2008 年、2019 年 LISA 聚集图

Table 2. Spatial heterogeneity of income disparity among provinces in 1996, 2018 and 2019

表 2. 1996 年、2018 年和 2019 年各省份居民收入差距的空间异质性

年份	空间相关模式	省份
1996 年	高 - 高	新疆、青海、西藏、甘肃、四川
	高 - 低	山东、安徽
	低 - 高	-
	低 - 低	浙江、江苏、上海、内蒙古、河北、北京、天津、辽宁、吉林
2008 年	高 - 高	新疆、青海、西藏、甘肃、重庆
	高 - 低	山西、安徽
	低 - 高	四川、海南
	低 - 低	内蒙古、吉林、河北、北京、天津、辽宁、山东、江苏、上海
2019 年	高 - 高	青海、西藏
	高 - 低	内蒙古
	低 - 高	四川
	低 - 低	吉林、山东、山西、河北、天津、北京、山东、江苏、安徽、上海

3.2. 收入差距驱动力分析

3.2.1. 驱动力因子选取

王小鲁和樊纲[9]认为我国收入差距的走势和影响因素主要包括经济增长相关因素、收入再分配相关因素和公共产品因素，再结合已有研究，综合考虑指标数据的真实性及统计资料的可获取性，本文最终选取经济增长水平(人均 GDP, *lnpgdp*)、经济全球化水平(进出口总额占 GDP 总值的比例, *global*)、产业结构升级水平(产业结构升级系数, *upgrade*)、人力资本水平(6 岁以上人口人均受教育年限, *education*)、基础设施水平(每平方千米公路里程数, *highway*)作为驱动力因子。同时，为了保证建立模型的准确性，本文首先对各年的数据建立最小二乘回归(Ordinary Least Squares, OLS)模型，进行多重共线性检验并考察其拟合效果。

3.2.2. 驱动力因子检验

由 OLS 模型的回归拟合结果(表 3)可知, 各年各驱动因子的方差膨胀系数(Variance Inflation Factor, VIF)值均小于 10, 这说明驱动因子之间的多重共线性较弱, 对其建立回归模型是合理的。建立的 OLS 模型是在假设空间是均质的前提下对各驱动因子的影响进行总体评估[10], 即认为解释变量对被解释变量的影响是平均的, 而事实上同一驱动因子对不同地区的影响效果可能存在较大的差异, 从各年份的调整决定系数(Adjust-R²)也可以看出 OLS 模型的拟合效果不佳。为反映驱动力因子的空间异质性, 文章通过 GWR 模型对其空间非平稳性做进一步考察。

Table 3. Spatial heterogeneity of income disparity among provinces in 1996, 2018 and 2019

表 3. 1996 年、2018 年和 2019 年各省份居民收入差距的空间异质性

	1996 年		2008 年		2019 年	
	Estimate	VIF	Estimate	VIF	Estimate	VIF
(Intercept)	0.9137		1.2453		0.8272	
lnpgdp	-0.2335	4.8754	-0.5627	6.8645	0.2069	2.4142
global	0.0949	1.6226	0.1016	8.6523	-0.4667	5.6602
upgrade	0.2971	3.4426	0.0797	2.5208	0.2824	3.3159
education	-0.7857	2.2364	-0.7323	2.1570	-0.8438	2.0508
highway	-0.2088	2.7421	-0.1405	1.5895	-0.1037	1.4830
Adjust-R ²	0.4129		0.6959		0.561	

3.2.3. 驱动力空间异质性

通过 ArcGIS10.7 平台, 本文得到了对 1996 年、2008 年和 2019 年收入差距驱动力因子建立地理加权回归模型的拟合结果(表 4)和可视化结果(图 2)。由表 4 可知, 与 OLS 模型估计相比, GWR 模型的拟合程度有所提高, 这表明 GWR 模型的可解释性更强。从整体来看, 人力资本水平对收入差距空间异质性的具有最大负效应, 产业结构升级水平对贫富差距具有最大的正效应。此外, 经济增长水平对收入差距的系数为负数, 结合 Kuznets [1]的“倒 U”型假说, 我国目前已越过“倒 U”型曲线的拐点。对各驱动力因子的平均系数大小的绝对值排序, 可以得到其影响程度排序为: 人力资本水平 > 产业结构升级水平 > 经济增长水平 > 基础设施水平 > 经济全球化水平。

Table 4. OLS model fitting results

表 4. OLS 模型拟合结果

	最小值	下四分位数	中位数	上四分位数	最大值	平均值
lnpgdp	-0.5932	-0.5215	-0.3268	0.2027	0.2555	-0.2038
global	-0.4881	-0.4467	0.0739	0.0911	0.1601	-0.0929
upgrade	-0.0286	0.1120	0.2390	0.2272	0.3205	0.4675
education	-1.0498	-0.8844	-0.8350	-0.7488	-0.4831	-0.8168
highway	-0.5867	-0.1462	-0.1146	-0.0851	-0.0218	-0.1263
Adjust-R ²	0.4128	0.5265	0.6383	0.7387	0.7696	0.6279

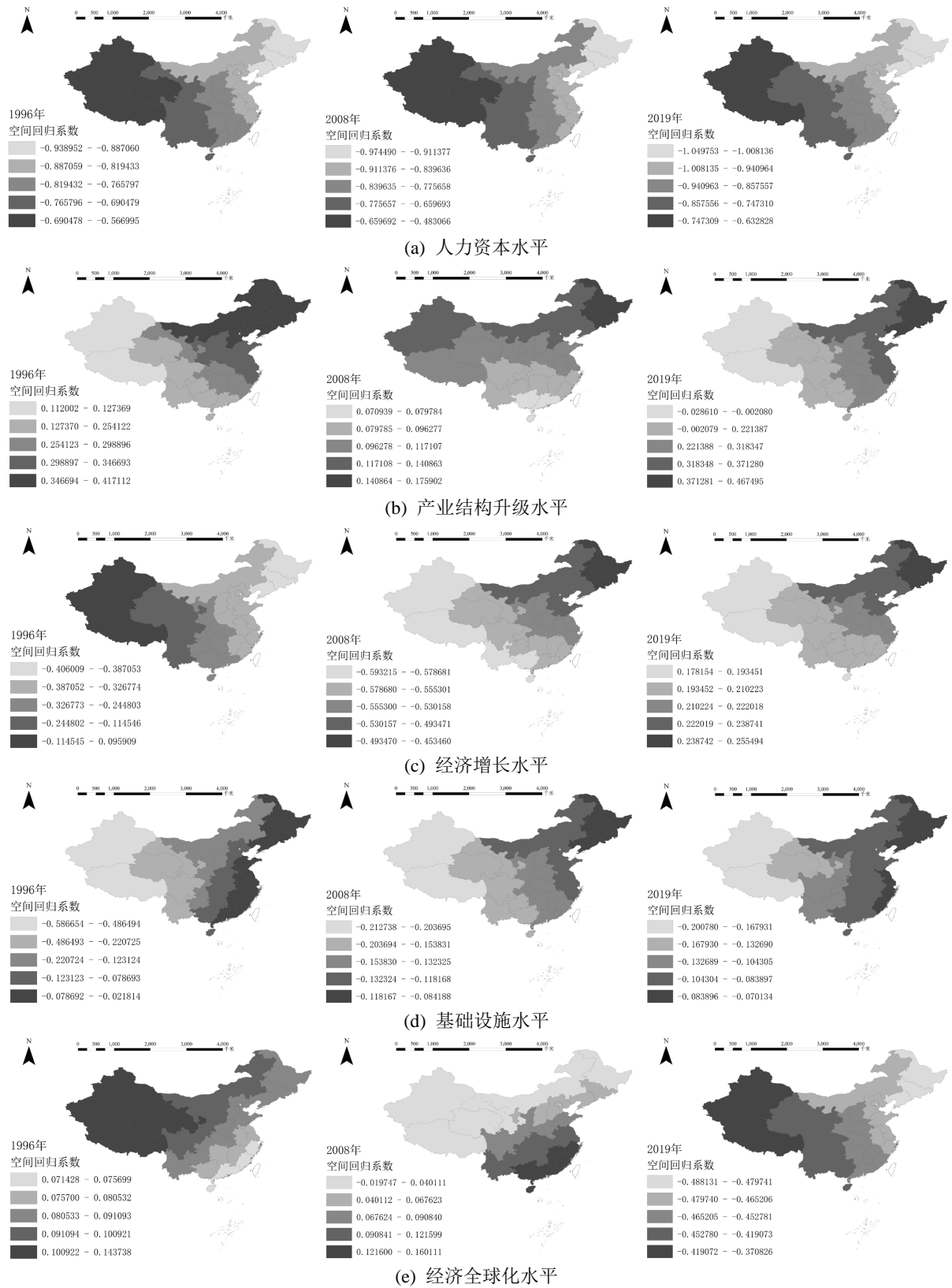


Figure 2. Spatial regression coefficient distribution of each driving factor
图 2. 各驱动力因子的空间回归系数分布

a) 人力资本水平的空间异质性。从空间位置上看, 1996、2008 年和 2019 年人力资本水平系数均小于 0, 并由西北内陆地区向外圈层递减, 其最小值均落在东三省, 说明人力资本水平对后者收入差距的影响高于前者。从时间变化角度分析, 人力资本水平的绝对值随着时间变化呈增长趋势, 这表明该驱动力影响强度逐渐提高。总体上看, 人力资本水平的提高可以较大程度地降低各地区收入差距水平。其高值区域集中在西北内陆地区可能是因为其区域经济不佳, 居民受教育程度不如中东部地区。低值区域主要在东部地区、沿海一带, 此类地区教育设施较为齐全, 教育机制更为完善, 人均受教育程度较高, 从而对收入差距影响较小。

b) 产业结构升级水平的空间异质性。从空间分布来看, 1996 年和 2019 年产业结构升级水平空间回归系数均由东北部向西北地区圈层递减, 2008 年则由北向南逐层递减。从时序角度分析, 1996~2019 年产业结构升级水平回归系数呈先减小后增大的变化趋势, 说明产业结构升级水平对收入差距的影响先减小后增大。总体上看, 在 1996 年和 2008 年我国产业结构升级水平的提高将使收入差距水平提高, 而 2019 年则在中、西部地区产生减小收入差距的效应。这一结果与 Cheong 和 Wu (2013) [11] 相一致, 他们认为 1997~2007 年间我国工业化水平的提高使得地区收入不平等水平增长。1996~2008 年间我国产业结构升级水平总体较低, 其主要惠及非农居民和非农地区, 因此农村地区和城镇地区之间的收入差距会加大, 总体上提高贫富差异。在此之后, 产业结构升级对中西部地区产生减小收入差距的效应。这可能是因为产业结构升级进程伴随着城镇化水平的提高, 东部地区城镇化水平和产业结构升级水平的提高吸引中西部地区剩余劳动力的转移, 从而使得中西部地区收入差距有所缩小。与此同时, 东部地区产业结构升级仍将使得其地区收入差距进一步扩大, 这可能与东部地区产业结构的合理化程度有关。产业结构在不断优化的过程中可以有效缩小收入差距从而减小收入差距水平[12], 而我国产业结构升级中还存在生产要素合理配置、产业间协调发展等一系列问题。

c) 经济增长水平空间分异特征。从时间变化角度上看, 1996 年和 2008 年经济增长水平空间回归系数都为负数, 表明其有减小收入差距水平的效应, 而 2019 年空间回归系数由正转为负, 说明到这一阶段经济增长水平以对收入差距产生正效应。这一结果与 Kuznets (1955) [1] “倒 U” 型假说不一致, 究其原因, Kuznets 假说的样本数据来源于英、美、德等发达国家, 而我国经济体系和发展轨迹与其有较大区别。从空间分布来看, 1996 其空间回归系数由西北内陆地区向东部地区纵向带状递减, 2008 年和 2019 年则由东北地区向西北内陆圈层递减。经济增长对收入差距的影响机制较为复杂, 一方面, 经济增长水平的提高可以提升就业水平, 为低收入者创造更多的就业机会, 从而使得各地区内部收入差距水平减小; 另一方面, 经济增长水平的提升也可能使得具备资源优势的人致富速度快于不具备资源优势的人, 从而收入差距水平提高。

d) 基础设施水平的空间异质性。基础设施水平在的回归系数均为负值, 即基础设施水平的提高可以较有效地减小收入差距。从空间分布来看(图 2(d)), 各年空间回归系数均呈现较明显的由沿海地区向内陆逐级递减的趋势, 西北和西南内陆地区形成负高值区域, 东南部地区处于负低值区域。从时序角度分析, 1996~2019 年空间回归系数在 -0.586654 ~ -0.070134 之间, 逐年递减, 说明基础设施水平对收入差距的影响逐渐减弱。基础设施水平的空间回归系数分布存在明显的边际效应。东部地区由于其经济较为发达, 基础设施水平较高, 对收入差距的影响程度较弱。西北和西南内陆地区由于其特殊的地理环境, 设施建设难度大, 因此其基础设施建设水平对收入差距有较大的影响。

e) 经济全球化水平的空间异质性。由图 2(e), 各年回归系数空间分布格局均存在一定差异。1996 年经济全球化水平空间回归系数由西北内陆向东南沿海圈层递减, 2008 年由东南沿海向西北内陆逐级递减, 2019 年则由西北内陆向东北地区纵向递减。从时间维度上看, 1996 年和 2008 年系数几乎都为正值且最大值不超过 0.160111, 2019 年所有区域回归系数均为负值, 其绝对值最小为 0.370826, 最大为 0.488131。

1996年我国经济全球化水平较低,内陆地区受地理位置、交通条件所限,其进行对外交易的条件不足,因此这一驱动因子对其收入差距的影响也较大。2008年各地区经济全球化水平大幅提高,西北内陆地区开始出现经济全球化水平的提高减小收入差距的效应。2019年对外开放水平已达到一定的饱和,其对各省份都产生减小收入差距的效应。其中,中、东部地区的负效应大于西北、西南内陆,这与其对外开放程度较高有关。

4. 总结

本文利用1996~2019年我国31省、市、自治区和直辖市面板数据,运用基尼系数法度量各省份收入差距,通过莫兰指数和LISA聚集图直观展示各省域之间收入差距水平的时空分异特点,并构建地理加权回归模型分析收入差距的驱动因子及其空间分异特征,研究结果表明:1) 1996~2019年间莫兰指数均为显著正值,即各省域之间的收入差距水平具有显著的空间相正相关性与空间关联性,且随着时间的推移,这种空间相关性越发明显。2) 我国收入差距水平呈空间集聚态势,两级分布特征较明显。收入差距水平较高或较低的省份周围也聚集着收入差距水平较高或较低的省份。其中,高-高型集聚区域均在以西藏为中心的西北省份,低-低型集聚区域则较多分布在华北地区。3) 各驱动力因子对我国收入差距水平影响强度的大小排序为:人力资本水平 > 产业结构升级水平 > 经济增长水平 > 基础设施水平 > 经济全球化水平。除产业结构升级水平之外,其他各驱动因子均呈现出一定的减小收入差距的效应。各驱动力因子系数存在显著的时空异质性,但都基本呈圈层递减或横向、纵向递减的态势。

我国各省域之间的收入差距水平仍然存在一定的差距,未来需要采取相应措施来进一步提高区域协调发展水平,提高居民幸福指数。基于以上模型结果分析,同时结合我国当前国情,提出下列建议:1) 在分析收入差距问题的成因和制定其相关政策时,需考虑不同地区之间收入差距水平存在空间相关性这一特点,分析这一特点的内在成因及其发展趋势。2) 提高人力资本水平。地区人力资本水平是促进其经济发展的重要物质基础,重视教育资源的协调配置有助于均衡地区之间的人才储备差异,从而促进区域协调发展。在具体政策实施方面,可以进一步推进“人才引进”计划、优化义务教育阶段教育条件等。3) 提高基础设施水平。根据点-轴开发理论,重要交通干线的建立可以使其周边地区生产与运输成本不断下降,形成有利的区位条件,并由此增加干线地区的人流和物流,最终使得本地区与其他地区的收入差距缩小。同时,基础设施水平的提高也有利于人才的引进和对外开放水平的提高等。4) 提高对外开放水平。沿海地区由于其天然的区位优势,具有较高的对外开放水平,而内陆地区在此方面的发展则较为滞后,由此导致其拥有的特色产品不能很好地对外输出,居民之间的收入差距较大。

参考文献

- [1] Kuznets, S. (1955) Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, **45**, 1-28.
- [2] 徐春华, 刘力. 省城市场潜力、产业结构升级与城乡收入差距——基于空间关联与空间异质性的视角[J]. 农业技术经济, 2015(5): 34-46.
- [3] 姚旭兵, 罗光强, 吴振顺, 宁瑞芳. 城镇化对城乡收入差距影响的区域异质性研究[J]. 经济体制改革, 2016(1): 63-69.
- [4] 唐德祥, 王琛, 唐弋夫. 金融发展对城乡收入差距的地区异质性研究[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2017, 31(7): 48-57.
- [5] 陈磊. 省域城镇居民收入水平空间差异及消费异质性分析[J]. 商业经济研究, 2020(9): 55-58.
- [6] 曹小曙, 徐建斌. 中国省际边界区县域经济格局及影响因素的空间异质性[J]. 地理学报, 2018, 73(6): 1065-1075.
- [7] Sundrum, R.M. (1990) *Income Distribution in Less Development Countries*. Routledge, London and New York, 50.
- [8] Fotheringham, A.S., Charlton, M.E. and Brunsdon, C. (1998) Geographically Weighted Regression: A Natural Evolution of the Expansion Method for Spatial Data Analysis. *Environment and Planning A: Economy and Space*, **30**,

1905-1927. <https://doi.org/10.1068/a301905>

- [9] 王小鲁, 樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析[J]. 经济研究, 2005, 40(10): 24-36.
- [10] 瓦哈甫·哈力克, 辛龙, 李振江, 等. 旅游资源诅咒时空分异及驱动力研究——基于省际面板数据的 GWR 模型分析[J]. 生态经济, 2019, 35(2): 160-167.
- [11] Cheong, T.S. and Wu, Y. (2013) Globalization and Regional Inequality. Economics Discussion/Working Papers.
- [12] 任元明, 王小华. 产业结构调整、城市化推进与城乡收入差距论析[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2014, 40(2): 77-84+182.