

# 中国城乡收入差距的异质性研究

## ——基于时空地理加权回归分析

刘任佳

上海海事大学, 上海

Email: 2086381240@qq.com

收稿日期: 2021年3月19日; 录用日期: 2021年4月3日; 发布日期: 2021年4月14日

### 摘要

本文针对各种相关因素对城乡收入差距的影响, 使用时空地理加权回归模型, 进行异质性研究, 并给出建议: 要着重实施城镇化; 优化财政支出的作用; 发挥对外开放水平的作用时, 要注重区域性。

### 关键词

城乡收入差距, 异质性, GTWR模型

# A Study on the Heterogeneity of Income Gap between Urban and Rural Areas in China

## —Based on Spatio-Temporal Geographically Weighted Regression Analysis

Renjia Liu

Shanghai Maritime University, Shanghai

Email: 2086381240@qq.com

Received: Mar. 19<sup>th</sup>, 2021; accepted: Apr. 3<sup>rd</sup>, 2021; published: Apr. 14<sup>th</sup>, 2021

### Abstract

In view of the impact of various related factors on the urban-rural income gap, this paper uses the spatio-temporal geographically weighted regression model to study the heterogeneity, and gives some suggestions: focusing on the implementation of urbanization; Optimizing the role of fiscal expenditure; When playing the role of the level of opening to the outside world, we should pay at-

tention to the region.

## Keywords

Urban-Rural Income Gap, Heterogeneity, GTWR Model

Copyright © 2021 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

在当下，要更注重解决城乡收入差距这一问题，我国的发展才能保持长久高速稳定。本文将针对各种相关因素对城乡收入差距的影响进行异质性研究，以提出精准建议。

## 2. 文献综述

国内外的城乡收入差距主要集中于以下几个方面：第一，关于经济水平对其影响，最早是由库兹涅茨[1]研究，提出倒“U”形曲线理论，他表示，经济增长在短期会使得收入差距扩大；在长期，又会使其缩小。第二，关于城镇化对其影响，向书坚和许芳[2]发现存在地域差异。第三，关于产业结构对其影响，库兹涅茨[1]在研究中也提及了。第四，关于数字普惠金融发展水平对其影响，罗剑朝和蒋庆正[3]发现这一影响具有区域性差异。第五，关于受教育程度对其，李丹、裴育[4]发现存在地域差异，西部最显著。第五，关于财政支出对其影响，多数学者发现财政支出一般会扩大城乡收入差距，如 Sacchi 和 Salotti [5]的研究。第五，关于对外开放水平对其影响，姚丹、毛传新[6]发现存在地域差异。

## 3. 空间异质性实证研究

### 1) 变量说明

本文采用 ArcGIS 软件来做时空地理加权回归分析以研究异质性。解释变量为城乡收入差距，使用泰尔指数(theil)；被解释变量暂定为数字普惠金融发展水平(difi)、经济水平(rgdp)、受教育程度(edu)、城镇化(urban)、产业结构(is)、财政支出(gov)、对外开放水平(open)这七个。样本时间为 2013 年~2018 年，数据均来源于国家统计局。

### 2) 描述性统计

从表 1 可以看出，中国的城乡收入差距很大，均值为 1.561，最小值为北京在 2013 年的泰尔指数值 0.724，但西藏在 2013 年的泰尔指数却达到 4.476。另外，各个解释变量也具有一定的区域差异性，详细情况见表 1。

Table 1. Descriptive statistics

表 1. 描述性统计

| 变量     | 观测数量 | 均值    | 标准差   | 最大值    | 最小值   |
|--------|------|-------|-------|--------|-------|
| 城乡收入差距 | 186  | 1.561 | 0.626 | 4.476  | 0.724 |
| 普惠金融指数 | 186  | 2.263 | 0.553 | 3.777  | 1.151 |
| 经济水平   | 186  | 5.559 | 2.557 | 15.310 | 2.315 |

## Continued

|        |     |       |       |        |       |
|--------|-----|-------|-------|--------|-------|
| 受教育年限  | 186 | 9.105 | 1.145 | 12.560 | 4.220 |
| 城镇化率   | 186 | 0.572 | 0.127 | 0.896  | 0.237 |
| 产业结构   | 186 | 0.904 | 0.050 | 0.997  | 0.766 |
| 财政支出   | 186 | 0.286 | 0.211 | 1.379  | 0.121 |
| 对外开放水平 | 186 | 0.106 | 0.155 | 0.819  | 0.000 |

## 3) 模型设定

本文以中国 31 个省份(不包括港澳台)的 2013 年~2018 年的数据进行研究, 具体变量见上文。

GTWR 模型的数学表达如下:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i, t_i) + \sum_{k=1}^p \beta_k(u_i, v_i, t_i)x_{ik} + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3.1)$$

其中,  $(u_i, v_i, t_i)$  为经度、纬度以及时间的坐标; 误差  $\varepsilon_i$  呈  $(0, \sigma^2)$  分布。

在 GTWR 模型中, 要对任一参照点, 给定一组权。这就需要用到权函数, 最常用权函数为高斯核函数:  $w_{ij} = \exp\left(-\frac{d_{ij}^2}{h^2}\right)$ 。为得到权值, 要确定最优带宽, 常用 AIC 法取最小值来确定最优带宽, 其中:

$$AIC = 2m \ln(\hat{\sigma}) + m \ln(2\pi) + m \left[ \frac{m + \text{tr}(S)}{m - 2 - \text{tr}(S)} \right] \quad (3.2)$$

于是, 本文的 GTWR 模型表示为下面的式子:

$$theil = \beta_0 + \beta_1 difi + \beta_2 rgdp + \beta_3 edu + \beta_4 urban + \beta_5 is + \beta_6 gov + \beta_7 open + \varepsilon \quad (3.3)$$

该模型的估计参数会跟随样本参考点的时间与空间位置而发生变化。

## 4) 实证分析

## a) 系数估计结果

本研究的参数估计结果, 见表 2:

**Table 2.** Coefficient estimation results

**表 2.** 系数估计结果

| 变量       | 均值      | 标准差            | 最小值      | 最大值     | 统计显著比例   |        |        |
|----------|---------|----------------|----------|---------|----------|--------|--------|
|          |         |                |          |         | 1%       | 5%     | 10%    |
| C1_difi  | -0.0067 | 0.1085         | -0.1436  | 0.4876  | 0.1022   | 0.2742 | 0.4032 |
| C2_rgdp  | 0.0228  | 0.1066         | -0.4479  | 0.1861  | 0.3011   | 0.4140 | 0.5000 |
| C3_edu   | 0.0103  | 0.0899         | -0.2559  | 0.3414  | 0.1183   | 0.2204 | 0.2796 |
| C4_urban | -5.0625 | 2.3271         | -11.6312 | -1.4136 | 0.8602   | 0.9355 | 0.9624 |
| C5_is    | 0.8975  | 1.8354         | -5.5780  | 6.0344  | 0.3333   | 0.4677 | 0.5161 |
| C6_gov   | 1.3464  | 0.9601         | -0.7059  | 3.1558  | 0.5699   | 0.6452 | 0.6935 |
| C7_open  | -4.3060 | 17.805         | -95.2343 | 2.2151  | 0.3387   | 0.4677 | 0.5430 |
|          |         | R <sup>2</sup> |          |         | 0.994822 |        |        |
|          |         | 带宽             |          |         | 0.117641 |        |        |
|          |         | 样本数            |          |         | 186      |        |        |

表 2 的左边系数估计结果；右边为通过 1%、5%、10% 的显著性水平的估计系数所占比例，当占比高于 0.5 时，就认为估计结果显著。可以发现，变量 *edu* 没有通过 10% 的显著性水平检验且在上述变量中最不显著，对最不显著且没有通过 10% 的显著性水平检验的变量进行删除并再次进行回归检验，又发现变量 *difi* 没有通过 10% 的显著性水平检验且在該次保留的变量中最不显著，再次删除并进行回归检验。重复上述步骤，于是，又依次删除了变量 *is*、变量 *rgdp*，最终，如表 3 所示，发现变量 *urban*、*gov*、*open* 的通过 10% 的显著性水平检验的统计显著比例都超过了 0.5，即变量 *urban*、*gov*、*open* 显著，于是模型改为：

$$theil = \beta_0 + \beta_1 urban + \beta_2 gov + \beta_3 open + \varepsilon \quad (3.4)$$

最后的系数估计结果见表 3：

**Table 3.** Coefficient estimation results  
**表 3.** 系数估计结果

| 变量       | 均值             | 标准差     | 最小值       | 最大值     | 统计显著比例   |        |        |
|----------|----------------|---------|-----------|---------|----------|--------|--------|
|          |                |         |           |         | 1%       | 5%     | 10%    |
| C1_urban | -4.1481        | 2.0135  | -9.5320   | -1.9494 | 0.9355   | 0.9624 | 0.9892 |
| C2_gov   | 0.9094         | 0.8214  | -0.7288   | 2.4086  | 0.5484   | 0.5753 | 0.6290 |
| C3_open  | -3.8751        | 17.6885 | -130.6252 | 2.5848  | 0.3978   | 0.5376 | 0.6237 |
|          | R <sup>2</sup> |         |           |         | 0.991424 |        |        |
|          | 带宽             |         |           |         | 0.114996 |        |        |
|          | 样本数            |         |           |         | 186      |        |        |

在这个表中，变量 *urban* 与 *gov* 的通过 1% 的显著性水平检验的统计显著比例都大于 0.5，变量 *open* 的通过了 5% 的显著性水平检验的统计显著比例大于 0.5，即认为变量 *urban*、*gov*、*open* 显著，并且拟合度为 0.991424，说明模型优良。可以看出，变量城镇化 *urban* 与对外开放水平 *open* 都能使城乡收入差距缩小，并且城镇化时空动态作用更强；变量财政支出 *gov* 反而扩大了城乡收入差距，但作用并不强。

#### b) 空间分布图

使用空间分布图，能够将时空异质性情况清晰表现出来。

通过图 1 和图 2，可以发现，城镇化对 31 个省份的城乡收入差距均有缩小的作用。在 2013 年与 2018 年，从西到东，负值系数逐渐变大，说明，从西到东，城镇化对城乡收入差距的缩小作用减弱。对比 2013 年与 2018 年，发现 2018 年的江苏、浙江、上海三省的城镇化对城乡收入差距均有缩小的作用较 2013 年稍微弱化。

通过图 3 和图 4，可以发现，财政支出对几乎全部省份的城乡收入差距均有扩大的作用；但在 2013 年财政支出对辽宁、海南两省以及在 2018 年对辽宁、海南、北京、河北、内蒙古几省的城乡收入差距有缩小的作用。从西北到东南，系数逐渐变大，说明，从西北到东南，财政支出使城乡收入差距的扩大的作用增强。

通过图 5 和图 6，发现，对外开放水平对东部的城乡收入差距主要有增大的影响，对西部主要有缩小的影响；并且，在东部区域，从西至东，增大的作用逐渐减弱；在西部地区内，从西至东，缩小的作用也逐渐减弱。对比 2013 年与 2018 年，可以发现变化不大。

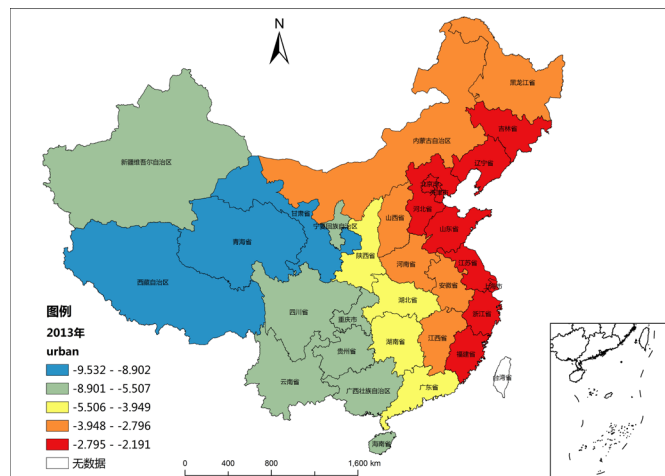


Figure 1. Spatial distribution of the effect of urbanization in 2013  
图 1. 2013 年城镇化作用的空间分布图

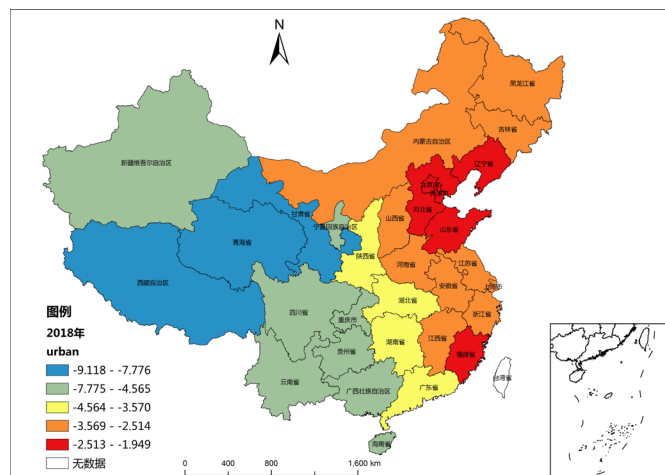


Figure 2. Spatial distribution of the effect of urbanization in 2018  
图 2. 2018 年城镇化作用的空间分布图

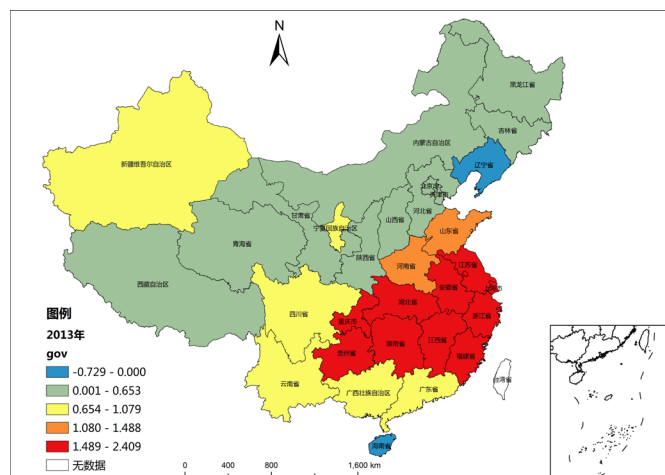


Figure 3. Spatial distribution of fiscal expenditure in 2013  
图 3. 2013 年财政支出作用的空间分布图

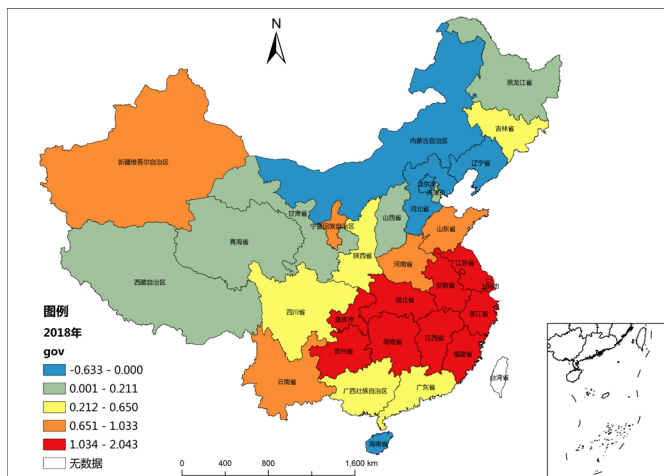


Figure 4. Spatial distribution of fiscal expenditure in 2018  
 图 4. 2018 年财政支出的空间分布图

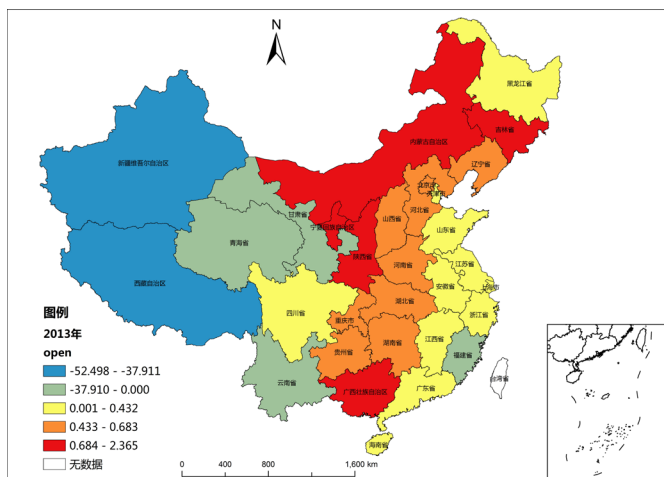


Figure 5. Spatial distribution of the horizontal effect of opening-up in 2013  
 图 5. 2013 年对外开放水平作用的空间分布图

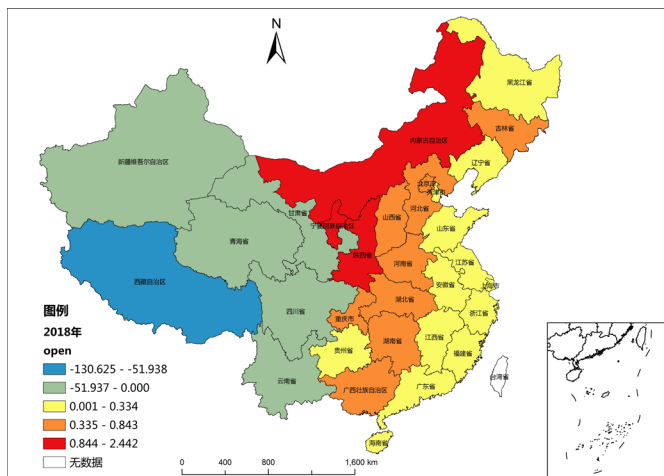


Figure 6. Spatial distribution of the horizontal effect of opening-up in 2018  
 图 6. 2018 年对外开放水平作用的空间分布图

## 4. 结论与建议

第一，城镇化是缩小城乡收入差距的最重要的因素，要着重实施城镇化。城镇化在不同地区的缩小作用程度不同，是由城镇化阶段不同决定的。西部的城镇化率要低于东部的城镇化率，而城镇化会创造获得了大量就业机会，并能带动农村就业，从而缩小城乡收入差距。而东部，如江苏、浙江、上海三省，因为城镇化率较高，这三省目前所进行的城镇化大多在扩大城镇规模上，而不在使“人口城镇化”，所以对缩小城乡收入差距的作用不大。因此，要大力实施城镇化举措，尤其要加大西部地区的城镇化，要注重保障农民工权益、加强农村基础建设、改进户籍制度。

第二，要更好地发挥财政支出的作用。对于大部分省份来说，财政支出会使得城乡收入差距拉大，这是因为大部分的地方政府比起“公平”更关注“效率”。因此各级地方政府，尤其是西北部地区地方政府，要注意，相比于注重扩大财政支出规模，更应优化其结构，如：加大支农支出占比，加快农村建设、加强农村的教育及就业培训；提高教育支出占比，如加强农村教师的引进、保障农村子女以及农民工子女的教育；提高医疗卫生支出占比，保障全国农村地区特别使西部农村地区的基础医疗；提高社保支出占比；降低非必要的行政支出、避免浪费。

第三，发挥对外开放水平的作用时，要注重区域性。对外开放水平对东西部地区的城乡收入差距的作用不同，是由东西部地区的产业发展水平决定的。东部主要是技术密集型产业，而西部是劳动或资本密集型产业，对外开放水平更容易作用在技术密集型产业上，因此对于东西部的农村人口就业分别有扩大和缩小两个相反的作用。因此，要改善对外开放结构、更注重农业的对外贸易；注重低附加值的劳动密集型产业改革，实现农业现代化。

## 参考文献

- [1] Kuznets, S. (1949) National Income and Industrial Structure. *Econometrica*, **17**, 205-241. <https://doi.org/10.2307/1907310>
- [2] 向书坚, 许芳. 中国的城镇化和城乡收入差距[J]. 统计研究, 2016, 33(4): 64-70.
- [3] 罗剑朝, 曹璨, 罗博文. 西部地区农村普惠金融发展困境、障碍与建议[J]. 农业经济问题, 2019(8): 94-107.
- [4] 李丹, 裴育. 城乡公共服务差距对城乡收入差距的影响研究[J]. 财经研究, 2019(4): 111-123.
- [5] Sacchi, A. and Salotti, S. (2014) The Effects of Fiscal Decentralization on Household Income Inequality: Some Empirical Evidence. *Spatial Economic Analysis*, **9**, 202-222. <https://doi.org/10.1080/17421772.2013.833343>
- [6] 姚丹, 毛传新. 国际贸易对我国区域城乡收入差距的影响研究[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2013(2): 15-25.