

房价变动对城乡收入差距的影响

——基于面板矩阵指数空间模型的实证研究

王晗笑, 彭丽玲, 马小斐, 张甜甜, 范国锋*

平顶山学院数学与统计学院, 河南 平顶山

收稿日期: 2025年1月21日; 录用日期: 2025年2月5日; 发布日期: 2025年3月10日

摘要

本文基于面板矩阵指数空间模型, 采用中国大陆31个省(市、自治区)2000年~2022年的平衡面板数据, 实证研究了房价变动对城乡收入差距的影响。研究结果表明: 本地区城乡收入差距的增大可通过空间溢出效应扩大相邻地区的城乡收入差距; 房价的上涨也会对本地区和相邻地区的城乡收入差距带来正向影响。

关键词

房价, 城乡收入差距, 面板矩阵指数空间模型, 直接效应, 间接效应

The Impact of Housing Price Changes on Urban-Rural Income Gap

—An Empirical Study Based on the Panel Matrix Exponential Spatial Specification

Hanxiao Wang, Liling Peng, Xiaofei Ma, Tiantian Zhang, Guofeng Fan*

School of Mathematics and Statistics, Pingdingshan University, Pingdingshan Henan

Received: Jan. 21st, 2025; accepted: Feb. 5th, 2025; published: Mar. 10th, 2025

Abstract

Based on the panel matrix exponential spatial specification, this paper empirically studies the impact of housing price changes on the urban-rural income gap by using the balanced panel data of 31

*通讯作者。

文章引用: 王晗笑, 彭丽玲, 马小斐, 张甜甜, 范国锋. 房价变动对城乡收入差距的影响[J]. 金融, 2025, 15(2): 350-362.
DOI: 10.12677/fin.2025.152037

provinces (municipalities and autonomous regions) in Chinese mainland from 2000 to 2022. The results show that the urban-rural income gap in this region can widen the urban-rural income gap in adjacent areas through spatial spillover effects. Rising housing prices will also have a positive impact on the rural-urban income gap between the region and neighbouring regions.

Keywords

Housing Price, Urban-Rural Income Gap, Panel Matrix Exponential Spatial Specification, Direct Effects, Indirect Effects

Copyright © 2025 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

当前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。党的十八大以来,国家全面深化收入分配制度改革,提高城乡居民收入,历史性地解决了绝对贫困的问题,使得城乡居民收入的差距持续缩小。根据国家统计局公布的年度数据测算可知:截至2023年,城乡居民人均可支配收入之比为2.39,比2000年的2.74下降了0.35,比2007年的峰值3.28下降了0.89¹。但与世界上其他国家相比,大部分国家的城乡收入比基本在2以下[1]。可见,我国的城乡收入差距依然较大,城乡收入差距的问题是我们全面深化改革、推进中国式现代化过程中,必须重视的问题。

房价是关系国计民生的重要经济变量。我国房价从2000年的2112元/平方米,一路攀升到2023年的10,437元/平方米¹。尽管国家不断对房地产市场的发展进行宏观调控,改善了房价持续高涨的现象。尤其是疫情过后,房价明显有了回落,但仍然有很多人“望房兴叹”。过高的房价很容易造成城乡居民在财产性收入、投资能力等多方面的差距,导致城乡居民收入差距的加重,影响到社会的公平公正。因此,研究房价变动对城乡收入差距的影响对维护社会稳定和谐、促进经济高质量发展等都具有重要意义。

2. 文献综述

围绕房价变动对城乡收入差距的影响,普遍的研究结论是房价的上涨会加深城乡收入差距的鸿沟。早期的研究中,国外学者Case(2001)等发现房地产市场存在着财富效应[2]。之后,Matlack和Vigdor(2006)通过对1970年~2000年美国的住房市场研究,发现房价上涨会带来收入的不平等,将加剧社会的贫富差距[3]。我国学者刘呈庆和任玲(2021),立足于全国270个地级市17年的面板数据,通过建立PVAR模型,得出房价的持续高涨将拉大城乡收入差距的结论[4]。

然而,也有学者认为房价上涨有助于缩小城乡收入差距。沈悦和安磊(2017)基于动态面板计量模型的研究表明:房价升高与城乡收入差距呈负相关关系,并且西部地区相对于东部地区而言,住宅类商品房价格的升高更有助于降低城乡收入差距[5]。

随着研究的深入,部分学者在研究房价变动对城乡收入差距的影响时,还考虑到空间因素的影响,得出了更为丰富的结论。季晓旭和丛颖(2016)基于2002年~2014年全国各地区的省际面板数据,建立了空间滞后模型(SLM),研究表明:房价的不断上扬将显著拉大城乡收入差距,但不存在明显的空间溢出效应;此外,房价的升高会拉大东部地区及周边地区的城乡收入差距,但对中部地区没有显著影响,对西部地区有增大效应但对周边地区为缩小效应,对东北地区均表现为缩小效应[6]。陶丽娜(2024)通过建立

¹数据来源:国家统计局,国家数据检索自<https://data.stats.gov.cn/>。

空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM),得出结论:在东部和西部地区,房价上涨将扩大城乡收入差距,这与季晓旭和丛颖(2016)的结论一致;而在中部地区,房价上涨将缩小城乡收入差距,这与季晓旭和丛颖(2016)的结论不同[7]。

纵观国内外研究文献可知,首先,房价是影响城乡收入差距的重要因素。但在研究过程中,学者们出于不同的研究视角和研究方法,最终得出的结论亦不尽相同。可见,房价变动对城乡收入差距的影响仍有广阔的研究余地。

其次,在实证研究中,尽管有学者对城乡收入差距的空间效应进行了验证,但都局限于传统的空间计量模型范畴。例如:常见的空间滞后模型(SLM)及其衍生模型等。即,在引入空间因素后的模型建立上,鲜有创新。

最后,对涉及空间效应的模型而言,各解释变量一方面会对本地区的被解释变量造成影响,另一方面还可能以空间滞后项为媒介给邻近地区的被解释变量带来影响,因此,空间模型中参数估计的结果并不能像一般线性回归模型中的参数那样直接解释。而在大多数文献中,仅通过分析模型的回归系数就得出相应的结论,明显缺乏严谨性。

本文的边际贡献主要体现在:(1) 研究方法的创新。就房价变动对城乡收入差距的影响,本文将参考最新研究成果,考虑空间相互作用的影响。但在刻画变量间的空间关系时,不拘泥于传统的空间计量模型,而是采用更具优越性的矩阵指数空间模型(Matrix Exponential Spatial Specification,以下简称 MESS 模型),从而实现研究方法的扩展和创新。(2) 模型分析结果更稳健。鉴于空间模型中各变量的回归系数并不能完全反映解释变量与被解释变量的真实关系。本文在对模型的回归系数初步分析后,还将对各变量的空间效应进行分解。通过分解后的直接效应与间接效应,来深入剖析各变量对本地区以及相邻地区的城乡收入差距的影响,由此得出的结论也将更加可靠。

3. 理论分析

根据已有文献,房价变动对城乡收入差距的影响主要通过以下途径来实现:一是财富效应。房地产市场发展的方向主要在城市,城市地区的商品房可以在市场上自由出售、租赁、抵押。而农村地区的房屋则是农村居民申请宅基地后的自建房,按照国家规定,不得随意在市场上进行交易。当房价上涨时,城市居民可以把房产作为高投资回报率的工具,通过商品房买卖、租赁等方式提高收入,充分享受到房产升值带来的红利。与之形成对比的是,农村的房地产市场受政策的限制,不能通过这一方式实现增值。因而,房价的上涨将扩大城乡收入的差距。二是信贷效应。居民可通过住房贷款、抵押贷款等方式进行融资,在房价上涨时,以房产为抵押品的授信额度也会增加。城市居民可利用这些金融资源,获得更多再投资的机会,增加收入的来源。而农村居民由于宅基地和自建房不得抵押,无法通过这些金融权益享受间接收益。三是人口迁移效应。随着经济的繁荣发展,农村居民纷纷涌向城市,期望提高家庭收入来源[7]。这带动了城市商品房买卖、租赁等需求的增加。而房价的上涨无疑会提高农村居民在城市生活的成本,增加房产拥有者-城镇居民的收入。

可见,房价上涨可通过多种途径影响城乡收入差距。而这种影响效应有多大,是否具有显著意义?当考虑到地区间可能存在的空间因素时,该影响是否依然存在?本文将通过实证研究,依次解答这些问题。

4. 研究设计

4.1. 模型设定

4.1.1. 矩阵指数空间模型(Matrix Exponential Spatial Specification, MESS)

Le Sage 和 Kelley Pace (2007)提出的一般模型的形式如下:

$$Sy = X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim n(0, \sigma^2 I_n) \quad (1)$$

其中, S 是 $n \times n$ 阶矩阵, y 是因变量的 n 个观测值, X 为解释变量的 $n \times k$ 阶观测值矩阵, β 为解释变量系数, ε 为随机误差项[8]-[11]。

在空间模型中, 我们一般认为相邻的两个个体间可能存在着互相影响的空间效应, 甚至这种空间效应还可以通过相邻的个体传导给不相邻的个体, 即“邻居的邻居”, 从而产生更高阶的空间影响。为了描述个体间这种复杂的空间作用, 令 $S = I_n - \rho W$ (其中, I_n 为 n 阶单位阵, W 为空间权重矩阵, 反映了观测个体的空间位置信息。 ρ 为空间自相关系数, 反映了被解释变量 y 的空间相关性, 即邻近区域的被解释变量对本地区的被解释变量的影响效应), 则可得到传统的空间滞后模型(SLM):

$$(I_n - \rho W)y = X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{即: } y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

当 $|\rho| < 1$, W 的主对角线为 0 且为行随机矩阵时, 有:

$$(I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots \quad (4)$$

公式(4)中 $\rho^2 W^2$ 等高阶项体现了在传统的空间模型中, 描述变量间更复杂深远的空间关系时, 采用了几何衰减的形式。

若令 $S = e^{\alpha W}$, 则可得到矩阵指数空间模型(MESS), 如公式(5)所示:

$$e^{\alpha W} y = X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

而对于 $-\infty < \alpha < +\infty$ 及任意 W , 有:

$$S(\alpha) = I_n + \alpha W + \frac{\alpha^2}{2!} W^2 + \frac{\alpha^3}{3!} W^3 + \dots \quad (6)$$

且, $\alpha = \ln(1 - \rho)$, 即: $e^\alpha = 1 - \rho$ 或 $\rho = 1 - e^\alpha$ 。

传统的 SLM 模型和 MESS 模型, 均可作为空间模型的基础。例如: 将解释变量的空间滞后项纳入到 SLM 模型中, 即可派生出传统的空间杜宾模型(SDM)。同理, 将解释变量的空间滞后项添加到 MESS 模型中, 也可得到空间杜宾 MESS 模型。二者都能依照研究需求, 加入各个解释变量的空间滞后项来丰富空间模型的形式和意义。

观察公式(4)和公式(6), MESS 模型在表征空间关系时采用了指数衰减的形式, 这与传统的 SLM 模型的几何衰减形式不同[8], 同时, 指数形式的求逆运算也更简单。因此, MESS 模型改进了数值计算的过程。

其次, Chiu 等(1996)发现矩阵指数的设定总能产生正定的协方差矩阵(在空间回归模型中, 要求协方差矩阵必须满足这一前提假定) [9]。具体地, 在传统的 SLM 模型中, 协方差矩阵 $\text{Var}(\rho) = \sigma^2 (I_n - \rho W)^{-1} (I_n - \rho W)^{-T}$, 这里需要对参数 ρ 施加约束并进行检验来保证协方差矩阵的正定性。而对于 MESS 模型的协方差矩阵 $\text{Var}(\alpha) = \sigma^2 (e^{\alpha W})^{-1} (e^{\alpha W})^{-T}$, 不需要对参数 α 有任何限制即可始终满足正定性的要求, 显然 MESS 模型的空间过程将更稳定。

最后, 在 MESS 模型中参数估计的极大似然函数为:

$$\ln L(\alpha; y) = \kappa + \ln |S(\alpha)| - (n/2) \ln (y' S(\alpha) H S(\alpha) y) \quad (7)$$

其中, κ 是不依赖于 α 的常数, $H = I_n - X(X'X)^{-1}X'$, $|S(\alpha)|$ 是 y 向 $S(\alpha)y$ 转换的雅可比行列式。根据 Chiu 等(1996)给出的矩阵指数的性质, 有:

$$|S(\alpha)| = |e^{\alpha W}| = e^{\text{tr}(\alpha W)} = e^0 = 1 \quad (8)$$

因此, 公式(7)中对数雅可比行列式 $\ln|S(\alpha)|$ 为 0, 这将显著提高极大似然估计的效率。但在传统的 SLM 模型中, 对数雅可比行列式项却无法被消除。公式(7)最终可简化为:

$$\ln L(\alpha; y) = \kappa - (n/2) \ln(y' S(\alpha) H S(\alpha) y) \quad (9)$$

综上所述, MESS 模型在理论建模、数值计算、参数估计等方面均比传统的空间计量模型更具优势[11]。

鉴于 Le Sage 和 Kelley Pace (2007)提出的 MESS 模型是基于截面数据进行分析的[8]。Figueiredo 和 da Silva (2014)便将 MESS 模型推广到面板数据的研究中, 提出了普适性更强的固定效应面板数据 MESS 模型的形式[10]。具体形式如下:

$$Sy = I_T \otimes e^{\alpha W} y = I_T \otimes \mu + \lambda \otimes I_N + X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim n(0, \sigma^2 I_n) \quad (10)$$

其中, $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$ 为个体固定效应, $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_T)'$ 为时间固定效应, I_T 和 I_N 是由 1 组成的向量。 $S = I_T \otimes e^{\alpha W}$ 是面板形式的矩阵指数设定。 y 是因变量的观测值, X 为解释变量的观测值矩阵, I_n 为 n 阶单位阵, W 为空间权重矩阵。面板 MESS 模型参数的协方差矩阵与 Le Sage 和 Kelley Pace (2007)提出的计算方法一致[8], 参数估计依然采用极大似然估计的方法, 具体过程不再赘述。

4.1.2. 空间权重矩阵设定

空间权重矩阵 W 可以反映不同地区的空间邻近关系。本文的空间权重矩阵 W 是从两地区经济距离的角度来进行构造的, 主要采用两地区的经济指标(GDP)之差的绝对值的倒数来进行计算。即在空间权重矩阵 W 中, 第 i 行第 j 列的元素 w_{ij} 为:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|GDP_i - GDP_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (11)$$

其中, i 和 j 对应本文中全国 31 个省市自治区。从公式(11)中可以看出: 两地区间经济发展水平(GDP)的差值越低, 在空间权重矩阵中对应元素的取值将越高, 则两地区的空间相互联系程度就越强。

此外, 空间权重矩阵 W 还可以在经济距离的基础上嵌套地理距离来进行构造。即在空间权重矩阵 W 中, 第 i 行第 j 列的元素 w_{ij} 为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 0.5 * \frac{1}{|GDP_i - GDP_j|} + 0.5 * \frac{1}{d_{ij}}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (12)$$

其中, d_{ij} 为采用两地区经纬度数据计算的地理距离。为检验在不同空间权重矩阵下 MESS 模型的稳定性, 本文将依据公式(12)所构建的嵌套权重矩阵来进行后续的稳健性检验。

4.2. 数据来源与变量说明

4.2.1. 数据来源

为保证数据的完整性和可得性, 本文选取了 2000 年~2022 年中国大陆 31 个省(市、自治区)的平衡面板数据进行分析。原始数据均来源于国家统计局官方网站的统计数据、《中国统计年鉴》、各地方政府官方网站公布的《地方统计年鉴》, 部分数据后经手动计算整理得到。本文实证研究部分所建立的模型均运用 Stata18 以及 R 语言软件来实现(面板 MESS 模型的建模部分主要参考魏学辉(2022)在《空间计量分析软件: R 语言操作手册》中提供的方法[11])。

4.2.2. 变量选择

(1) 被解释变量：城乡收入差距。对于城乡收入差距的测度常用的有两种方法：一种是泰尔指数(*theil*)，另一种是城乡居民收入比。本文选择大多数学者普遍使用的泰尔指数来衡量城乡收入差距。泰尔指数的计算方法如下：

$$theil_{i,t} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{I_{ij,t}}{I_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{I_{ij,t}}{I_{i,t}} \frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} \right)$$

其中，*i* 表示各地区，即全国 31 个省(市、自治区)，*j* 取值为 1 和 2，分别代表城镇和农村地区，*t* 代表年份，*I* 代表城镇或农村地区的总收入，*P* 代表城镇或农村地区的总人口。若泰尔指数的值与 0 越接近，那么城乡收入差距越小；相反地，则意味着城乡收入差距越大。

(2) 核心解释变量：房价。本文采用住宅商品房平均售价来衡量，并以 2000 年为基期对住宅商品房平均售价进行 *CPI* 平减，以消除价格因素的影响。同时，为降低异方差的影响，对平减后的房价进行对数处理。

(3) 控制变量：为最大可能地减少遗漏变量带来的内生性问题，保证模型的稳健性，本文加入以下对城乡收入差距可能产生影响的解释变量：城镇化水平，采用各地区城镇人口与地区总人口之比测度；人力资本水平，采用各地区人均受教育年限的对数值测度；政府干预度，采用一般公共预算支出与地区生产总值的比值测度；产业结构升级，采用第二产业与第三产业增加值占各地区 *GDP* 比重测度；经济开放程度，采用各地区的进出口贸易总额占地区 *GDP* 的比重测度。

针对上述各变量的定义进行汇总，详细内容如表 1 所示。

Table 1. Variable definitions

表 1. 变量定义

变量类型	变量名	测度方法	符号
被解释变量	城乡收入差距	泰尔指数	<i>theil</i>
核心解释变量	房价	住宅商品房平均售价的对数值	<i>lnhp</i>
控制变量	城镇化水平	各地区城镇常住人口/总人口	<i>urban</i>
	人力资本水平	各地区人均受教育年限的对数值	<i>edu</i>
	政府干预度	各地区一般公共预算支出/地区生产总值	<i>gov</i>
	产业结构升级	各地区第二、三产业增加值/ <i>GDP</i>	<i>ind</i>
	经济开放程度	各地区进出口贸易总额/ <i>GDP</i>	<i>eco</i>

4.2.3. 各变量的描述性统计分析

表 2 和图 1 展示了各变量的描述性统计结果：被解释变量城乡收入差距(*theil*)的均值为 0.111，最小值为 0.017，最大值为 0.354(见表 2)。从图 1 核心变量的峰峦图中可以看出：(1) 样本期内城乡收入差距的核密度估计曲线大多呈现出右偏分布，这与 *theil* 的偏态系数非负取值 1.022(见表 2)吻合。可见，在样本期内存在城乡收入差距极大的现象，拉高了城乡收入差距的平均水平。(2) 核心解释变量房价(*lnhp*)的偏态系数为 0.64(见表 2)，同时图 1 的峰峦图中显示房价在样本期内不断攀升，呈现出右偏的多峰分布的特点。这说明房价存在着部分地区过高和过低的两极分化的现象。房价的这种差异与城乡收入之间的差距是否存在关联呢？这值得我们进一步分析。

Table 2. Descriptive statistical analysis
表 2. 描述性统计分析

变量名	符号	均值	最小值	最大值	偏态系数
城乡收入差距	<i>theil</i>	0.111	0.017	0.354	1.022
房价	<i>lnhp</i>	8.06	6.75	10.37	0.64
城镇化水平	<i>urban</i>	0.521	0.171	0.896	0.275
人力资本水平	<i>edu</i>	2.135	1.098	2.548	-1.582
政府干预度	<i>gov</i>	0.245	0.069	1.354	3.528
产业结构升级	<i>ind</i>	0.882	0.636	0.998	-0.52
经济开放程度	<i>eco</i>	0.297	0.008	1.712	2.031

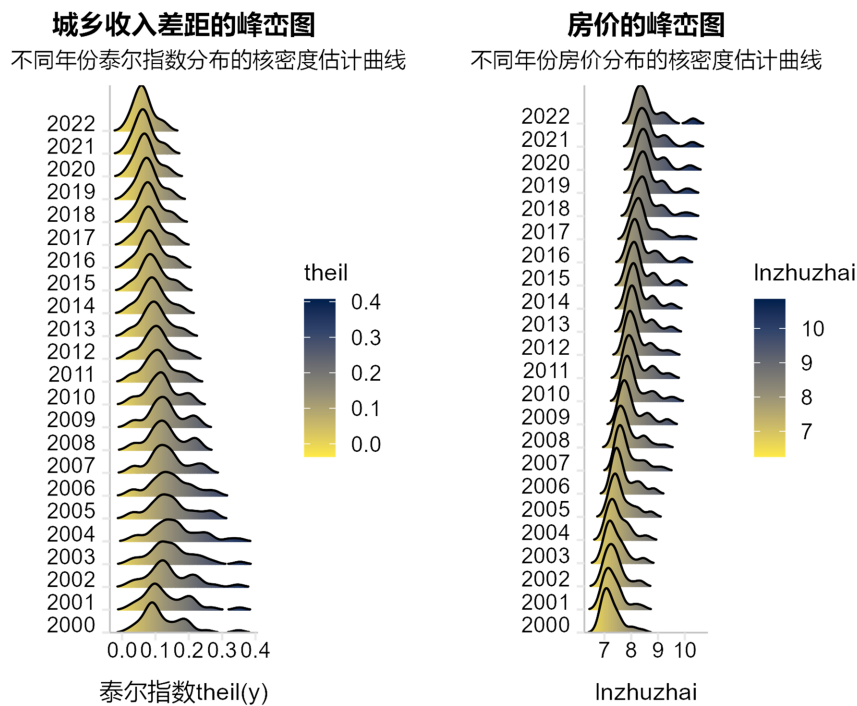


Figure 1. Ridgeline plot of core variables
图 1. 核心变量的峰峦图

5. 实证结果分析

5.1. 城乡收入差距的空间特点

本文运用 Stata18 软件对城乡收入差距(*theil*)进行了全局空间相关性检验(见表 3), 并绘制莫兰指数散点图(如图 2), 来考察样本期内各省(市、自治区)之间的城乡收入差距是否具有空间自相关性。

5.1.1. 全局空间相关性检验

表 3 汇报了样本期内各年度被解释变量的全局莫兰指数: 历年城乡收入差距的莫兰指数皆为正, 并且在 1%的统计水平下显著。这说明相邻地区的城乡收入差距存在着显著的正相关关系。

Table 3. Global Moran's I
表 3. 全局莫兰指数

年份	Moran's I	P 值	年份	Moran's I	P 值
2000	0.3407	0.000	2012	0.3545	0.000
2001	0.3418	0.000	2013	0.3554	0.000
2002	0.3752	0.000	2014	0.3543	0.000
2003	0.3774	0.000	2015	0.3705	0.000
2004	0.3712	0.000	2016	0.3713	0.000
2005	0.3656	0.000	2017	0.3721	0.000
2006	0.2986	0.000	2018	0.3744	0.000
2007	0.3716	0.000	2019	0.374	0.000
2008	0.3674	0.000	2020	0.3557	0.000
2009	0.3783	0.000	2021	0.3566	0.000
2010	0.3810	0.000	2022	0.3522	0.000
2011	0.3581	0.000			

5.1.2. 莫兰散点图

本文以 2022 年为例，绘制了被解释变量的局部莫兰指数散点图，形象地展示出城乡收入差距的空间分布特征。如图 2 所示。

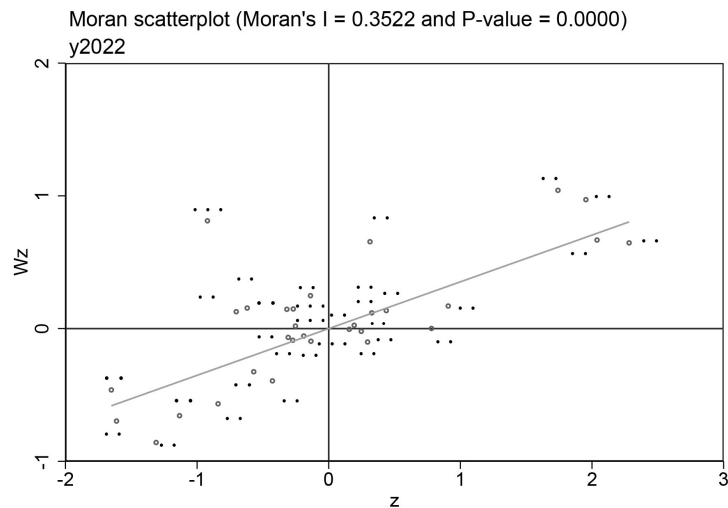


Figure 2. Moran index scatter plot
图 2. 莫兰指数散点图

图 2 表明大部分城市都聚集在第一和第三象限，城乡收入差距在空间上呈现出集聚性和正相关性。这与表 3 中莫兰指数检验的结果一致，再次印证了本文将研究模型设定为空间模型是科学合理的。

5.2. 基准回归分析

5.2.1. 模型输出结果分析

R 语言输出了不含解释变量滞后项的面板 MESS 模型(模型 1)以及含有解释变量滞后项的面板 MESS 模型(模型 2)的结果(见表 4)。

Table 4. The output results of the mess model
表 4. MESS 模型输出结果

变量名称	模型 1	模型 2
<i>lnhp</i>	0.023*** (0.000)	0.023*** (0.000)
<i>urban</i>	-0.131*** (0.000)	-0.152*** (0.000)
<i>edu</i>	-0.069*** (0.000)	-0.106*** (0.000)
<i>gov</i>	-0.078*** (0.000)	-0.087*** (0.000)
<i>ind</i>	-0.081*** (0.010)	-0.117*** (0.000)
<i>eco</i>	-0.004 (0.415)	-0.022*** (0.002)
<i>lag. lnhp</i>	\	-0.002 (0.786)
<i>lag. urban</i>	\	-0.125*** (0.000)
<i>lag. edu</i>	\	0.082*** (0.002)
<i>lag. gov</i>	\	-0.078*** (0.000)
<i>lag. ind</i>	\	0.513*** (0.000)
<i>lag. eco</i>	\	0.026** (0.032)
α	-0.770*** (0.000)	-0.694*** (0.000)
ρ	0.537*** (0.000)	0.500*** (0.000)
<i>Adj.R²</i>	0.415	0.512

注：括号内数值为检验的概率 P 值，***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著。

依据表 4 中两个模型的输出结果可知：(1) 空间自回归系数 ρ 的值均为正，且在 1% 的统计水平下显著。这说明在控制其他解释变量不变的情况下，本地区的城乡收入差距变大，将拉大相邻地区的城乡收入差距。这是因为空间中经济邻近的两个地区在经济发展水平、劳动力要素流动、公共服务均等化等多方面容易产生趋同效应，从而使得城乡收入差距呈现出正向的空间溢出效应。在模型 1 中，空间自回归系数 ρ 的值约为 0.537，模型 2 中 ρ 的值约为 0.5，由于模型 2 中引入了全体解释变量的空间滞后项，在一定程度上解释了部分空间效应，所以模型 2 的空间自回归系数 ρ 相较于模型 1 略有下降。总体来看，两个模型的空间自回归系数均反映出空间中邻近地区的城乡收入差距具有正相关关系，这与前文中空间相关性检验的结论吻合。(2) 核心解释变量房价的回归系数在两个模型中均显著为正，这说明住宅商品房的平均售价越高，将导致城乡收入差距越大。(3) 各控制变量的回归系数均显著为负，这说明城镇化水平、人力资本水平、政府干预度、产业结构升级、经济开放程度的水平越高，越有利于降低城乡收入差距的水平。

对比表 4 的模型 1 和模型 2：(1) 模型 2 调整后的 R^2 为 0.512，模型 1 调整后的 R^2 为 0.415，即：模型 2 的拟合优度 R^2 要比模型 1 的高。这表明添加解释变量的空间滞后项有利于提升模型的解释能力。(2) 在模型 2 中，多数解释变量滞后项的系数都比较显著，这说明在解释变量中也存在着不容忽视的空间效应。即：各地区的解释变量不仅会影响本地区的城乡收入差距，还将凭借空间效应，对相邻地区的城乡收入差距产生影响。

通过上述分析，我们判定包含解释变量滞后项的 MESS 模型更具合理性和有效性。因而，本文把含有解释变量滞后项的 MESS 模型作为重点分析模型。

5.2.2. 空间效应分解

由于各解释变量的变动不但可以作用于本地区的被解释变量，而且会经由模型中的空间滞后项对邻域的被解释变量造成影响。因此，表 4 里各解释变量的回归系数无法完整准确地展现出它们对城乡收入

差距的全部影响。为得出更稳健的研究结论,本文通过对各解释变量的空间效应进行分解(见表5),以揭示变量间的真实关系。

Table 5. Spatial effect decomposition

表 5. 空间效应分解

变量名称	直接效应	间接效应
lnhp	0.023*** (0.000)	0.017 (0.180)
urban	-0.175*** (0.000)	-0.380*** (0.000)
edu	-0.100*** (0.000)	0.052 (0.150)
gov	-0.100*** (0.000)	-0.230*** (0.000)
ind	-0.056* (0.067)	0.849*** (0.000)
eco	-0.019*** (0.004)	0.029 (0.148)

注: 括号内数值为检验的概率 P 值, **、*、*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著。

表 5 中, 直接效应代表着各解释变量的变动对自身所处地区的城乡收入差距的平均影响。间接效应代表着各解释变量对“邻居”的城乡收入差距的平均影响, 属于解释变量的空间溢出效应。

从表 5 的空间效应分解结果中不难发现: (1) 核心解释变量房价对城乡收入差距的直接效应为 0.023, 此效应在 1%的统计水平下显著。这意味着在确保其他变量恒定的条件下, 本地区房价每升高 1%, 将推动本地区泰尔指数平均升高 0.00023, 即房价上涨会显著扩大大地区的城乡收入差距; 房价的间接效应为 0.017, 同样说明在控制其他变量不变的情况下, 本地区的房价每升高 1%, 将会导致相邻地区的泰尔指数平均升高 0.00017。即: 房价的上涨会对本地区和相邻地区的城乡收入差距带来正向影响。然而, 房价对城乡收入差距的间接效应没有通过显著性检验, 所以房价的空间溢出效应并未凸显。(2) 在控制变量中, 城镇化水平对城乡收入差距影响的直接效应为-0.175, 间接效应为-0.38, 二者都显著。这意味着提升城镇化发展的水平, 能够有效缩小本地区的城乡收入差距, 同时可以借助明显的空间效应来缩小相邻地区的城乡收入差距。这是因为随着户籍制度的放松、城市成熟健全的工业体系加上相对发达的服务业, 为本地区及毗连地区的农村居民供给了众多的就业岗位与就业机会, 使其收入水平提高。因而, 城镇化水平的提高有助于降低本地区与相邻地区的城乡收入差距[12]。(3) 人力资本水平的直接效应是-0.100, 具备统计显著性。这意味着人力资本水平每升高 1 个单位, 将使本地区的城乡收入差距平均减少 0.1。究其原因在于人力资本水平的提高能够改善农村劳动力的质量, 比如劳动者的工作能力以及技术水准等, 催生更高的生产能力和劳动生产率, 为他们带来更高的收入, 减少与城市居民收入的差距; 人力资本水平的间接效应是 0.052, 但不具备统计显著性, 即人力资本水平的空间溢出效应不明显。(4) 政府干预水平的直接效应和间接效应均具有统计显著意义, 且为负。这意味着当提高政府干预水平时, 本地区与相邻地区的城乡收入差距也会随之降低。这是因为政府的宏观调控有助于资源、公共服务等在城乡之间的分配, 从而缩小城乡收入差距。(5) 产业结构升级的直接效应为-0.056, 间接效应为 0.849, 均通过了显著性检验。这意味着产业结构升级在降低本地区的城乡收入差距的基础上, 还能通过空间效应, 拉大相邻地区的城乡收入差距。这是因为随着第二三产业的蓬勃发展, 产生了巨大的劳动力需求, 为本地区农村人口进城就业和落户创造了条件, 提高了本地区农村人口的收入, 从而缩小本地区的城乡收入差距。但由于相邻地区间存在一定经济竞争, 不同产业基础和资源禀赋也不同, 本地区产业升级程度的提高不利于缩小相邻地区的城乡收入差距。(6) 经济开放程度的直接效应是-0.019, 且显著, 间接效应是 0.029, 不具备显著性。这意味着随着经济开放程度的增强, 本地区的城乡收入差距能够显著降低, 但对相邻地区的城乡收入差距的影响不大。

5.3. 稳健性检验

本文重点围绕以下三个部分进行模型的稳健性检验，并将最终结果汇总在表 7 中。

5.3.1. 采用空间杜宾模型建模

通过建立传统的空间模型来进行稳健性检验。根据表 6 中相关检验的结果，本文选择建立含有固定效应以及全体解释变量滞后项的空间杜宾模型(SDM)。

Table 6. Tests related to the choice of spatial models

表 6. 空间模型选择的相关检验

检验名称	检验统计量
LM 检验(SEM)	132.886*** (0.000)
Robust LM 检验(SEM)	12.027*** (0.001)
LM 检验(SLM)	144.181*** (0.000)
Robust LM 检验(SLM)	23.322*** (0.000)
Hausman 检验	40.15*** (0.000)
Wald 检验(SDM 退化为 SLM)	83.9*** (0.000)
Wald 检验(SDM 退化为 SEM)	120.09*** (0.000)

注：括号内数值为检验的概率 P 值，***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著。

此外，在空间杜宾模型(SDM)中，我们依然通过对各变量的空间效应进行分解来探索变量间的内在联系，相关结果见表 7 的模型 3。

5.3.2. 替换核心解释变量

参考既有文献，诸多学者将商品房平均售价作为房价的度量指标。故，本文以商品房平均售价替代住宅商品房平均售价作为核心解释变量建立 MESS 模型，相关结果见表 7 的模型 4。

Table 7. Robustness test

表 7. 稳健性检验

变量名称	模型 3		模型 4		模型 5	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lnhp	0.023** (0.049)	0.039 (0.182)	0.028*** (0.000)	0.019 (0.112)	0.026*** (0.000)	0.062* (0.075)
urban	-0.168*** (0.002)	-0.447*** (0.001)	-0.172*** (0.000)	-0.393*** (0.000)	-0.118*** (0.000)	-0.583*** (0.000)
edu	-0.996*** (0.000)	0.016 (0.869)	-0.100*** (0.000)	0.051 (0.166)	-0.110*** (0.000)	0.048 (0.617)
gov	-0.095*** (0.000)	-0.285*** (0.003)	-0.104*** (0.000)	-0.245*** (0.000)	-0.079*** (0.000)	-0.242** (0.031)
ind	-0.071 (0.459)	0.912** (0.022)	-0.062** (0.020)	0.867*** (0.000)	-0.071** (0.011)	0.478 (0.226)
eco	-0.020 (0.117)	0.020 (0.504)	-0.018*** (0.008)	0.023 (0.2145)	-0.027*** (0.000)	0.050 (0.318)
α	\		-0.688*** (0.000)		-1.366*** (0.000)	
ρ	0.642*** (0.000)		0.497*** (0.000)		0.745*** (0.000)	
Adj.R ²	0.391		0.520		0.382	

注：括号内数值为检验的概率 P 值，***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著。

5.3.3. 替换空间权重矩阵

用公式(12)中展示的经济距离与地理距离加权运算之后的嵌套矩阵来建立 MESS 模型, 相关结果见表 7 的模型 5。

6. 结论与建议

6.1. 结论

本文通过建立面板矩阵指数空间模型, 并对各变量的空间效应进行分解, 最终得出以下结论: (1) 被解释变量城乡收入差距存在着正向的空间溢出效应, 即: 本地区城乡收入差距的增大可扩大相邻地区的城乡收入差距。(2) 房价上涨对城乡收入差距的直接效应和间接效应均为正向影响。也就是说, 房价升高将扩大本地区与相邻地区的城乡收入差距。模型稳健性检验的结果也充分印证了房价的变动对城乡收入差距的这种影响。(3) 各控制变量对城乡收入差距的直接效应均为负。这说明, 随着各地区城镇化水平、人力资本水平、政府干预度、产业结构升级、经济开放水平的提高, 能够有效缩小本地区的城乡收入差距。(4) 从间接效应来看, 随着本地区的房价、人力资本水平、产业结构升级、经济开放程度的提高, 将通过正向的空间溢出效应扩大相邻地区的城乡收入差距。而本地区的城镇化水平、政府干预度的提高均有助于降低相邻地区的城乡收入差距。

6.2. 建议

本文认为可从以下几个方面缩小城乡收入差距: (1) 完善房地产税收制度, 使房产与房产税挂钩, 通过税收将房价稳定在合理范围; 加快住房租赁市场的发展, 通过完善的住房租赁与租购并举的政策, 降低农村居民向城市迁徙和定居中的成本; 支持城市商品房的“以旧换新”, “老房子”由政府收为廉租房, 承接农村人口的导入, 满足城乡居民多样化的改善性住房需求; 充分发挥政府在房地产市场中的调控作用, 允许各地政府结合自身房地产市场的真实情况制定相关政策, 推动房地产市场的高质量发展。(2) 加速新型城镇化进程, 实施乡村振兴战略, 完善乡村公共服务体系, 加快农业现代化, 推动城乡融合发展。(3) 提高人力资本水平, 优化人力资本要素结构; 大力培养乡村人才, 提高农村劳动力质量与就业比率; 配套“人才引进”政策, 创造条件让人才留在乡村, 缩小城乡收入差距。(4) 政府二次分配时, 要将农村作为一般公共预算优先保障领域。统筹城乡基础设施供给数量与质量的均衡, 为城乡提供公平的教育、医疗与养老服务, 推进城乡公共服务均等化。(5) 推进产业融合, 促进一二三产业的融合发展, 重点培育新兴产业与特色优势产业; 构建多元化的乡村产业体系, 提高农村居民经营收入。

基金项目

平顶山学院校级青年基金项目——房价变动对城乡收入差距影响的实证研究(项目编号: PXY-QNJJ-202005)。

参考文献

- [1] 郭燕, 李家, 杜志雄. 城乡居民收入差距的演变趋势: 国际经验及其对中国的启示[J]. 世界农业, 2022(6): 5-17.
- [2] Case, K.E., Quigley, J.M. and Shiller, R.J. (2001) Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market. Cowles Foundation Discussion Paper No. 1335.
- [3] Matlack, J.L. and Vigdor, J.L. (2008) Do Rising Tides Lift All Prices? Income Inequality and Housing Affordability. *Journal of Housing Economics*, 17, 212-224. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2008.06.004>
- [4] 刘呈庆, 任玲. 城镇化、房价与城乡收入差距[J]. 经济与管理评论, 2021, 37(4): 58-69.
- [5] 沈悦, 安磊. 地区差异、房地产价格与城乡收入差距——基于中国地市级面板数据的经验研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2017, 37(8): 46-58.

- [6] 季晓旭, 丛颖. 房价对区域城乡收入差距影响的空间计量分析[J]. 东北财经大学学报, 2016(4): 59-64.
- [7] 陶丽娜. 房价上涨对共同富裕的影响探究——基于城乡收入差距视角的空间计量分析[J]. 广东水利电力职业技术学院学报, 2024, 22(2): 104-108.
- [8] Le Sage, J.P. and Kelley Pace, R. (2007) A Matrix Exponential Spatial Specification. *Journal of Econometrics*, **140**, 190-214. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.09.007>
- [9] Chiu, T.Y.M., Leonard, T. and Tsui, K. (1996) The Matrix-Logarithmic Covariance Model. *Journal of the American Statistical Association*, **91**, 198-210. <https://doi.org/10.1080/01621459.1996.10476677>
- [10] Figueiredo, C. and da Silva, A.R. (2014) A Matrix Exponential Spatial Specification Approach to Panel Data Models. *Empirical Economics*, **49**, 115-129. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0862-2>
- [11] 魏学辉, 张超, 沈体雁. 空间计量分析软件: R 语言操作手册[M]. 北京: 北京大学出版社, 2022: 204-219.
- [12] 陈菡彬, 任伟. 房价、城镇化对城乡收入差距的影响研究[J]. 中国物价, 2023(7): 112-119.