

# 土地发展权交易对城乡收入差距 的影响及作用机制\*

——以重庆地票实践为例

张占录 李鹏辉

**摘要：**在中国全面推进乡村振兴、建立健全城乡融合发展体制机制的背景下，分析区域间基于发展权交易的土地要素流动及其对城乡收入差距的影响具有重要的现实意义。本文研究基于2008—2017年重庆市38个区县的地票交易数据，采用空间自相关检验方法和空间计量模型，探讨了土地发展权交易对城乡收入差距的影响及其作用机制。研究表明：①城乡收入差距空间相关性及其显著性水平较高，而区域间土地发展权交易的空间相关性水平较低。②土地发展权交易显著影响各个区县城乡收入差距，随着地票交易量扩大，城乡收入差距逐渐缩小。③土地发展权交易对周边区域城乡收入差距存在空间溢出效应。基于此，本文建议加大土地发展权交易实施力度，适当提高土地发展权交易金额和数量；重塑土地发展权内涵，建立一般土地发展权制度；推进土地要素市场化配置，搭建城乡间、区域间要素流动的有效通道，从而健全城乡融合发展机制，形成土地、资本、劳动力多要素协同作用的城乡融合发展体系，推进乡村振兴和新型城镇化。

**关键词：**土地发展权 地票 城乡收入差距 城乡融合

**中图分类号：**F301.1 **文献标识码：**A

## 一、引言

城乡发展不平衡与乡村发展不充分是中国城乡关系的突出特征，也是当前社会主要矛盾之一。城乡融合发展是全面推进乡村振兴的首要路径，是实现以人为核心的新型城镇化，打破城乡分割体制壁垒，实现共同富裕的关键举措（陈坤秋和龙花楼，2019；叶超和于洁，2020）。城乡居民收入差距是工业化过程中普遍存在的现象，也是中国面临的重大挑战之一（Sicular et al., 2007；Molero-Simarro, 2017；陈丰龙等，2018）。从绝对值看，中国城乡居民收入差距由2001年的4541元扩大至2020年的26703元<sup>①</sup>，成为城乡协调发展亟须解决的关键难题。城乡收入差距是表征城乡融合发展水平的重

\*本文研究获得中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目“基于土地发展权的城乡统一

要指标（赵德起和陈娜，2019），缩小城乡发展差距和居民生活水平差距是城乡融合发展的基本目标。

现有文献对城乡收入差距影响因素的研究主要包括内生性因素研究和外生性因素研究（余泳泽和潘妍，2019）。内生性因素研究主要探究经济发展对城乡收入差距的影响，所涉及的因素主要包括经济发展水平（陈斌开和林毅夫，2013；彭镇华等，2018；Wang et al., 2019）、城市化水平（余菊和刘新，2014；王能和李万明，2016；李子叶等，2016；Yuan et al., 2020）、金融发展（杨楠和马焯欣，2014；刘贯春，2017）；外生性因素研究主要分析外生性因素对城乡收入差距的影响，常见的外生性因素包括户籍制度改革（刘志强和谢家智，2014）、交通基础设施水平（余泳泽和潘妍，2019；陈丰龙等，2018）、互联网发展水平（程名望和张家平，2019）。此外，影响因素对城乡收入差距的空间溢出效应也是研究热点。例如，王建康等（2015）、殷贺等（2020）、李红等（2019）利用空间杜宾模型分别研究了城市化、普惠金融、对外开放对城乡收入差距的直接影响和间接影响。总体而言，影响城乡收入差距的主要因素包括经济发展水平、城市化进程、经济结构、经济开放度等（周端明和蔡敏，2008；郭庆旺和吕冰洋，2012）。目前关于土地发展权对城乡收入差距影响的研究集中于探讨土地发展权在合理分配土地增值收益和维护社会公平的作用方面，认为土地发展权的科学配置可以实现效率和公平的平衡，促进均衡发展（朱一中和曹裕，2012；程雪阳，2014；何明俊，2018；Wang et al., 2020），但对土地发展权如何影响城乡收入差距缺乏定量研究，而随着土地要素市场化改革及城乡统一建设用地市场构建，明确其在城乡融合发展中的作用机制愈发关键。

建设用地市场是城乡要素流动的空间载体，是承载城乡融合发展的关键要素，其指标转移主要通过土地发展权交易实现。新中国成立以来，城乡二元的建设用地市场制度有力支撑了国家的工业化发展。但是，随着经济社会的发展，二元土地制度的弊端凸显，使得城乡差距拉大，社会矛盾激化（蒋省三等，2007）。随着城乡融合战略的实施，部分地区以土地发展权交易为支撑探索构建城乡统一建设用地市场，畅通了城乡土地、资金等要素流动渠道。其中，重庆的地票<sup>①</sup>实践最为典型，它是土地增减挂钩政策的重要形式之一，是统筹城乡改革试验中推动土地流转制度改革的重要举措，并入选“改革开放40年地方改革创新40案例”<sup>②</sup>。随着地票等土地发展权交易实践的展开，学者们从制度起源、国际经验、地方实践等方面对土地发展权交易进行了大量研究，但缺少对区域间土地发展权交易影响的分析。鉴于此，本文研究以地票实践区域重庆市为样本，分别从理论和实证层面分析土地发展权交易对城乡收入差距的影响和土地发展权交易带来的空间溢出效应，以期为完善土地发展权制度提供理论支持和决策参考。

建设用地市场构建及利益分配关系研究”（编号：20XNL005）资助。

<sup>①</sup>根据国家统计局“国家数据”网站（<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）相关数据计算。

<sup>②</sup>地票政策是指将闲置的农村宅基地等农村集体建设用地进行复垦，由此产生的建设用地指标投入土地交易所进行交易，购得地票的开发商或土地储备公司等可按指标额度征收土地（顾汉龙等，2020；冯桂，2014）。

<sup>③</sup>参见《“改革开放40年地方改革创新40案例”名单揭晓》，<http://www.chinareform.net/index.php?m=content&c=index&a=show&catid=358&id=29001>。

## 二、研究假说

土地利用的外部性是指人们在对土地利用的过程中, 对他人的生活或社会产生的外部影响, 而这种影响无法通过市场来交易(沈满洪和何灵巧, 2002)。随着中国城镇化的推进, 土地非农化过程在花费社会成本的同时产生了经济和社会效益, 对经济效益的过度关注导致社会效益成为了外部性效益, 因而社会成本和社会效益的差异导致外部性的出现(刘湘洪和徐艳晴, 2010)。具体而言, 在土地非农化过程中, 土地利用外部性的产生是因为农地价值与价格相偏离使农地价格不能反映其价值以及缺乏农地保护的产权制度(董德坤等, 2004)。土地利用的外部性导致乡村耕地被占用, 而城镇建设用地扩张, 造成土地资源在城镇和乡村配置失衡, 城乡发展差距拉大, 最终影响城乡居民收入。根据科斯定理, 在交易费用不为零的前提下, 明确界定产权并通过产权交易可以实现资源的最佳配置, 从而克服外部性(科斯等, 1994; 科斯, 1994)。土地发展权交易包括土地发展权的确认、购买和转让, 它可以通过明晰产权、促进交易来解决土地利用的外部性问题, 进而促进土地资源在城镇和乡村之间重新配置, 实现主体间利益分配的公平性, 从而缩小城乡收入差距。

土地发展权交易通过土地市场化和资源优化配置对城乡收入差距产生直接影响。①土地市场化。科斯(1994)认为, 土地市场化是解决土地利用外部性的必然要求, 在市场机制的作用下, 土地可以自由流转, 消除土地利用的外部性。地票作为新增建设用地指标, 可以促进农村土地要素市场化, 从而盘活农村土地资源, 使边际收益较低的土地参与级差地租分配, 最终通过地票价款直接增加农村资金投入。②资源优化配置。科斯(1994)指出, 交易可以消除土地利用的外部性, 促进资源优化配置。地票使得村集体和村民直接获得资金, 可以促进农村产业发展; 城市获得建设用地指标, 可以加速城市化发展, 进而承接农村转移劳动力, 并实现资金和土地要素的自由流动, 从而实现资源优化配置(见图1)。

土地发展权交易通过集聚效应和扩散效应对城乡收入差距产生间接影响(图1)。土地利用的外部性可以划分为区内外部性和区外外部性, 其中, 区外外部性是指土地利用对区域外产生的影响。当土地发展权交易集聚到达一定程度, 促使要素通过扩散效应向周边区域转移, 影响区外外部性, 从而对区外城乡收入差距带来间接影响(张琳等, 2015)。重庆作为中国面积最大的直辖市, 38个区县城乡发展水平差距较大。地票可以畅通要素流动渠道, 实现区域协调发展。①集聚效应。通过增加的建设用地指标, 城市扩大发展, 实现产业和经济活动在空间上的集聚, 可能导致城乡收入差距扩大。②扩散效应。随着区域城乡融合水平不断提升, 周边区域会从中心区域获得资本、人才等支持, 进而促进本区域发展。

基于以上分析, 本文研究提出如下假说:

H1: 土地发展权交易对城乡收入差距有负向影响。

H2: 土地发展权交易对周边区域城乡收入差距存在空间溢出效应, 即一区域的土地发展权交易会影响相邻区域的城乡收入差距。

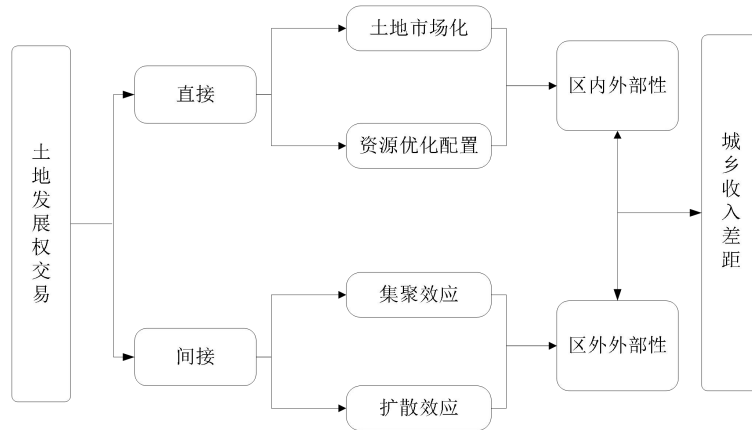


图1 土地发展权交易对城乡收入差距的作用机制

### 三、研究方法与数据说明

#### (一) 研究方法

##### 1. 空间自相关分析

(1) 全局莫兰指数 (Global Moran's I)。Global Moran's I 是评价空间自相关的常用统计指标，目的是确定变量在空间上是否相关及其相关的程度 (Moran, 1948)。本文计算 Global Moran's I 主要用以探索各区县土地发展权交易和城乡收入差距整体空间分布状况，判断各区县土地发展权交易及城乡收入差距在空间上是否存在相关性。Global Moran's I 计算公式如下：

$$I = \frac{\sum_i^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\frac{1}{n} \sum_i^n (X_i - \bar{X})^2 \sum_i^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij}} \quad (1)$$

其中， $X_i$  和  $X_j$  分别表示区域  $i$  和区域  $j$  的观察值； $W_{ij}$  为空间权重矩阵； $n$  为区域总数目。

(2) 安瑟伦局部莫兰指数 (Anselin Local Moran's I)。给定一组加权要素，通过 Anselin Local Moran's I 可以识别具有相似属性值的要素的空间聚类状态。该工具还可以用来识别空间异常值。本文主要用该指标分析各区县土地发展权交易和城乡收入差距空间聚集和异常值情况，并进行 LISA (Local Indicators of Spatial Association) 聚类分类。Anselin Local Moran's I 计算公式如下：

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (2)$$

其中， $Z_i$  和  $Z_j$  分别表示区域  $i$  和区域  $j$  标准化观察值。

##### 2. 空间面板模型

(1) 模型设定。基于研究假说，为验证可能存在的空间溢出效应，本文研究选择同时考虑了空间滞后项和空间误差项的空间面板杜宾模型。基本模型如式 (3)，当  $\theta = 0$  时，该模型退化为空间滞后模型；当  $\theta + \rho\beta = 0$  时，该模型退化为空间误差模型。

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \theta \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中, 被解释变量  $Y_{it}$  为区域  $i$  在  $t$  时刻的城乡收入差距; 解释变量  $X_{it}$  为影响被解释变量变动的各影响因素, 包括土地发展权交易和控制变量;  $\beta$  为解释变量的回归系数;  $\rho$  和  $\theta$  表示被解释变量和解释变量的空间自相关系数;  $\mu_i$  与  $\nu_t$  分别表示空间和时间固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项;  $W_{ij}$  为空间权重矩阵, 采用二进制 0-1 邻接空间权重矩阵。

(2) 变量选择。本研究所用模型的被解释变量为城乡收入差距 ( $Y$ ), 借鉴陈斌开和林毅夫 (2013) 的做法, 本文研究根据城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值确定。解释变量为土地发展权交易 ( $land$ ), 若某区县当年发生土地发展权交易则记为 1, 否则记为 0。参考已有研究 (例如周端明和蔡敏, 2008; 郭庆旺和吕冰洋, 2012) 的做法, 本文研究选择经济发展水平 ( $pgdp$ )、城市化水平 ( $urban$ )、对外开放度 ( $open$ )、经济结构变动 ( $ter$ ) 作为相应的控制变量。其中, 经济发展水平 ( $pgdp$ ) 以人均地区生产总值表征, 变量值取对数; 城市化水平 ( $urban$ ) 用城镇化率表征, 其计算方式为城镇常住人口和总常住人口比值; 对外开放度 ( $open$ ) 用进出口总额与地区生产总值的比值表征; 经济结构变动 ( $ter$ ) 用第三产业增加值和地区生产总值的比值表征。

## (二) 数据来源与描述性统计

本文研究所用数据有三部分: ①2008—2017 年重庆市 38 个区县的地票交易数据, 来源于重庆农村土地交易所网站<sup>①</sup>。②2008—2017 年重庆市 38 个区县城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入数据<sup>②</sup>, 来源于历年《重庆市统计年鉴》<sup>③</sup>。③2008—2017 年重庆市 38 个区县常住人口、地区生产总值、人均地区生产总值、第三产业增加值、进出口总额数据, 来源于历年《重庆市统计年鉴》。表 1 为各个变量的描述性统计。

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$Y$	380	2.52	0.48	1.00	3.80
$land$	380	0.42	0.49	0.00	1.00
$pgdp$	380	10.75	1.28	8.59	15.43
$urban$	380	0.53	0.23	0.20	1.00
$open$	380	0.13	0.34	0.00	2.45
$ter$	380	0.39	0.13	0.16	0.97

<sup>①</sup>重庆农村土地交易所网站: <https://www.ccle.cn/index>。

<sup>②</sup>由于农村居民人均可支配收入数据和农村居民人均纯收入数据差异较小, 且变化趋势一致, 因此 2008—2013 年农村居民人均可支配收入数据采用农村人均纯收入数据代替。

<sup>③</sup>参见 [http://tjj.cq.gov.cn/zwgk\\_233/tjn/](http://tjj.cq.gov.cn/zwgk_233/tjn/)。

## 四、实证分析

### (一) 城乡收入差距与土地发展权交易

2008—2017年，重庆市城乡收入差距呈现逐年减小的趋势，自2008年的3.48下降至2017年的2.55（详见图2）。其中，2008年城乡收入差距较大的区县包括城口县、武隆区、巫山县，城乡收入差距较小的区县包括渝中区、北碚区、南岸区；2017年城乡收入差距较大的区县包括城口县、秀山县、巫山县，城乡收入差距较小的区县包括渝中区、大渡口区、南岸区。

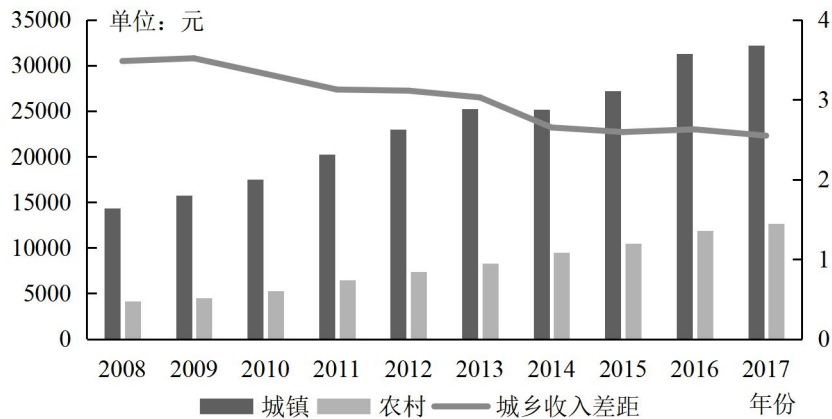


图2 2008—2017年重庆市城乡收入差距

2008—2017年，重庆土地发展权交易次数为159，总交易面积为16266.99万平方米，平均交易面积为102.31万平方米（详见图3）。从时间上看，2008—2011年土地发展权交易呈现逐年上升的趋势，2012—2016年土地发展权交易呈现稳定的趋势，至2017年土地发展权交易达到高峰。从空间上看，土地发展权交易次数和交易面积低的区县包括大渡口区、渝中区、南岸区、江北区；土地发展权交易次数高的区县包括綦江区、彭水县、铜梁区、忠县、云阳县，而土地发展权交易面积高的区县包括开州区、万州区、云阳县（详见表2）。

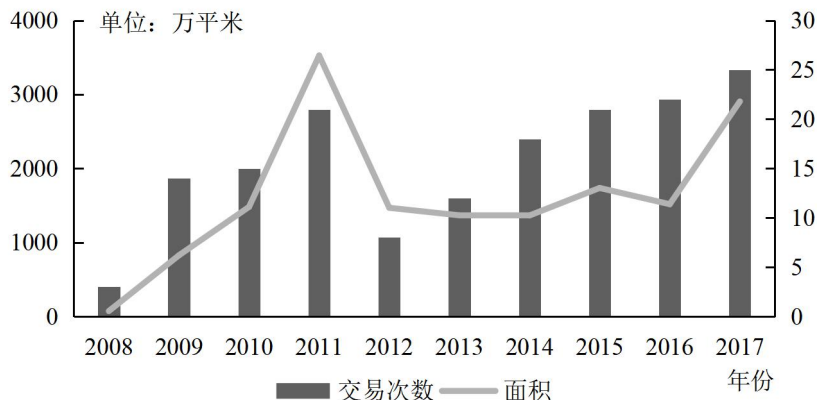


图3 2008—2017年重庆市地票交易趋势图

表2 重庆市38个区县地票交易分类

级别	交易次数	交易面积
低	大渡口区、渝中区、南岸区、江北区、沙坪坝区、大足区、长寿区、九龙坡区、北碚区、渝北区、丰都县	大渡口区、渝中区、南岸区、江北区、沙坪坝区、大足区、长寿区、丰都县、九龙坡区、北碚区、渝北区、永川区、璧山区、合川区、南川区
较低	璧山区、永川区、潼南区	巴南区、潼南区、武隆区、酉阳县、石柱县、巫溪县、垫江县
中等	南川区、荣昌区、巫山县、酉阳县、江津区、巴南区、涪陵区、万州区、巫溪县	巫山县、梁平区、城口县、荣昌区、奉节县、铜梁区
较高	秀山县、武隆区、垫江县、石柱县、开州区、城口县、黔江区、合川区、梁平区、奉节县	江津区、涪陵区、彭水县、黔江区、綦江区、忠县、秀山县
高	綦江区、彭水县、铜梁区、忠县、云阳县	开州区、万州区、云阳县

本文研究进一步采用 Global Moran's I 和 Anselin Local Moran's I，分别对重庆市38个区县的城乡收入差距和土地发展权交易进行全局空间自相关检验和局部空间自相关检验，结果分别见表3和表4。可以看到，城乡收入差距 Global Moran's I 处于 0.51~0.61 之间，表明城乡收入差距在空间上呈现聚集效应。而土地发展权交易 Global Moran's I 处于 -0.09~0.03 之间，表明区域间土地发展权交易呈现一定的空间关联性，但是水平较低。

表3 重庆市各区县城乡收入差距和土地发展权交易的 Global Moran's I

	2008年	2013年	2017年
城乡收入差距 Global Moran's I	0.60	0.51	0.61
土地发展权交易 Global Moran's I	-0.09	-0.07	0.03

2017年城乡收入差距呈现高值(HH)聚类的区县包括巫山县、彭水县、黔江区、酉阳县、秀山县；呈现低值(LL)聚类的区县包括合川区、铜梁区、北碚区、璧山区、沙坪坝区、九龙坡区、江津区、渝中区、南岸区、大渡口区、江北区。2017年土地发展权交易呈现高值(HH)聚类的区县包括开州区和云阳县；呈现低值(LL)聚类的区县包括北碚区、沙坪坝区、璧山区；呈现高值主要由低值围绕的异常值(HL)的区县为綦江区；呈现低值主要由高值围绕的异常值(LH)的区县为万州区。详见表4。

表4 城乡收入差距和土地发展权交易的 LISA 聚类分析结果

级别	城乡收入差距	土地发展权交易
高值聚类	巫山县、彭水县、黔江区、酉阳县、秀山县	开州区、云阳县
低值聚类	合川区、铜梁区、北碚区、璧山区、沙坪坝区、九龙坡区、江津区、渝中区、南岸区、大渡口区、江北区	北碚区、沙坪坝区、璧山区
高值主要由低值围绕的异常值		綦江区
低值主要由高值围绕的异常值		万州区

从空间相关性分析可以看出，不论是城乡收入差距还是土地发展权交易，均存在显著的空间相关关系，因此，有必要进行空间计量分析以探索土地发展权交易对城乡收入差距的影响及作用机制。

(二) 土地发展权交易对城乡收入差距的影响分析

首先，本文研究采用方差膨胀因子（VIF）检验变量共线性问题，检验结果表明单变量 VIF 均小于 10，平均值为 1.28，表明变量间不存在多重共线性问题。其次，为了判断模型是否存在空间误差效应和空间滞后效应，本文分别做了 LM 检验、Wald 检验和 LR 检验。结果显示，LM 检验、Wald 检验和 LR 检验都在 1% 的显著性水平上拒绝了原假设，表明模型中同时存在空间滞后项与空间误差项，因而本文研究选取空间杜宾模型分析更为有效（Lesage and Pace, 2009）。空间杜宾模型分为固定效应模型和随机效应模型。Hausman 检验结果在 1% 显著性水平上拒绝了原假设，因此，本文研究选择固定效应模型进行回归。表 5 为时空固定效应、地区固定效应、时间固定效应模型的回归结果。进一步通过联合显著性检验，本文研究选择时空固定效应模型进行回归结果分析。

表 5 模型回归结果

	时空固定效应	地区固定效应	时间固定效应
<i>land</i>	-0.019* (-1.88)	-0.025** (-1.97)	0.001 (0.03)
<i>urban</i>	-0.031 (-0.37)	-0.287*** (-2.90)	-0.431*** (-2.83)
<i>pgdp</i>	-0.020 (-0.80)	0.042*** (3.31)	-0.063 (-1.20)
<i>open</i>	-0.047** (-2.26)	0.004 (0.16)	0.113** (2.02)
<i>ter</i>	0.018 (0.18)	0.145 (1.18)	-1.108*** (-7.20)
<i>W_land</i>	0.018*** (3.72)	0.018*** (3.32)	-0.025 (-1.46)
<i>W_urban</i>	-0.044 (-1.21)	0.361*** (10.10)	0.320*** (6.69)
<i>W_pgdp</i>	0.002 (0.78)	-0.013*** (-4.82)	-0.019*** (-5.92)
<i>W_open</i>	-0.006 (-0.73)	0.056*** (5.70)	-0.008 (-0.32)
<i>W_ter</i>	-0.083** (-2.04)	0.219*** (4.63)	0.056 (0.78)
<i>Spatial : rho</i>	0.320*** (57.57)	0.313*** (67.34)	0.320*** (41.81)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为 z 统计量。



1.城乡收入差距的空间溢出效应。在时空固定效应、地区固定效应、时间固定效应模型下，区域城乡收入差距空间溢出效应系数分别为 0.320、0.313 和 0.320，且均通过 1%水平的显著性检验。结果表明，研究期内重庆市各个区县城乡收入差距呈现正向的空间集聚状态，空间溢出效应较为显著。

2.土地发展权交易对城乡收入差距的总体、直接和间接效应。表 5 显示，在时空固定效应模型下，本区域与相邻区域土地发展权交易对区域城乡收入差距的影响系数分别在 10%和 1%的统计水平上显著。这说明，区域城乡收入差距不仅受到本区域土地发展权交易的影响，也受到相邻区域土地发展权交易的影响。上述结果表明，土地发展权交易具有显著的空间溢出效应，不仅影响本区域城乡收入差距，也影响周边区域的城乡收入差距。

进一步，根据 Lesage and Pace（2009）的研究，本文将各影响因素的作用分解为直接效应和间接效应，即区域土地发展权交易对本区域城乡收入差距的影响为直接效应，其中包含了相邻区域的空间反馈效应，而区域土地发展权交易对相邻区域城乡收入差距的影响为间接效应即溢出效应。从表 6 可以看到，土地发展权交易对城乡收入差距的总体效应系数为-0.131，且在 1%水平上显著，表明土地发展权交易可以缩小区域城乡收入差距。土地发展权交易对城乡收入差距的直接效应和间接效应系数分别为-0.031 和-0.100，且分别通过 1%和 5%水平的显著性检验，表明土地发展权交易显著地影响着本区域和相邻区域的城乡收入差距，对周边区域存在溢出效应。

表 6 空间溢出效应结果

		时空固定效应	地区固定效应	时间固定效应
直接效应	<i>land</i>	-0.031*** (-2.65)	-0.042*** (-2.96)	0.026 (0.71)
	<i>urban</i>	0.026 (0.33)	-0.753*** (-4.79)	-0.620*** (-3.14)
	<i>pgdp</i>	-0.013 (-0.74)	0.043*** (4.33)	-0.016 (-0.38)
	<i>open</i>	-0.026 (-1.22)	-0.097** (-2.50)	0.080 (1.36)
	<i>ter</i>	0.100 (1.06)	-0.315 (-1.62)	-0.810*** (-3.04)
间接效应	<i>land</i>	-0.100** (-2.14)	-0.090* (-1.71)	0.190 (1.09)
	<i>urban</i>	0.447 (1.21)	-2.336*** (-9.00)	-1.467*** (-3.33)
	<i>pgdp</i>	0.032 (0.57)	-0.000 (-0.02)	0.309** (2.31)
	<i>open</i>	0.165** (2.22)	-0.505*** (-5.65)	-0.244 (-1.10)
	<i>ter</i>	0.614	-2.303***	2.415***

土地发展权交易对城乡收入差距的影响及作用机制

		(1.54)	(-5.14)	(4.14)
总体效应	<i>land</i>	-0.131*** (-2.65)	-0.132** (-2.26)	0.216 (1.19)
	<i>urban</i>	0.473 (1.22)	-3.089*** (-10.33)	-2.087*** (-4.56)
	<i>pgdp</i>	0.020 (0.46)	0.043*** (4.19)	0.293*** (2.61)
	<i>open</i>	0.139* (1.79)	-0.602*** (-5.59)	-0.164 (-0.69)
	<i>ter</i>	0.714* (1.76)	-2.618*** (-4.85)	1.605** (2.47)

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为 z 统计量。

3.控制变量对城乡收入差距的影响分析。对外开放程度对城乡收入差距呈现显著正向影响，具体来看，对外开放程度对本区域城乡收入差距直接效应不显著，而对周边区域城乡收入差距的间接效应系数为 0.165，且在 10%水平上显著，表明对外开放程度会对周边区域产生虹吸效应，从而增大周边区域的城乡收入差距。

### (三) 稳健性检验

为保证回归结果的可靠性，本文采用以下四种方法进行稳健性检验：

一是借鉴龙海明等（2015）的方法，采用泰尔指数<sup>①</sup>表征城乡收入差距，并替换城乡收入比值重新进行回归。二是采用反距离空间权重矩阵代替二进位 0-1 邻接空间权重矩阵重新进行回归。三是考虑到土地发展权交易可能存在时滞效应，把空间杜宾模型中的土地发展权交易替换为滞后一期变量重新进行回归。四是采用地票交易面积（*area*）表征土地发展权交易，重新进行回归。四种检验的结果如表 7 所示。

经比较发现，表 7 中的估计结果与表 5 中的回归结果基本一致，进一步验证了土地发展权交易对城乡收入差距有负向影响且对周边区域城乡收入差距存在空间溢出效应的假说。

表 7 稳健性检验结果

	检验 1	检验 2	检验 3		检验 4
<i>land</i>	-0.001* (-1.840)	-0.016* (-1.740)	-0.017* (-1.940)	<i>area</i>	-0.011** (-2.125)
<i>urban</i>	-0.266*** (-23.859)	-0.254*** (-3.353)	-0.067 (-0.740)	<i>urban</i>	-0.962*** (-6.738)
<i>pgdp</i>	-0.002 (-1.113)	-0.038* (-1.804)	-0.022 (-0.992)	<i>pgdp</i>	-0.003 (-0.163)

<sup>①</sup>泰尔指数 =  $\frac{\text{农村收入}}{\text{总收入}} \ln\left(\frac{\text{农村收入/总收入}}{\text{农村人口/总人口}}\right) + \frac{\text{城镇收入}}{\text{总收入}} \ln\left(\frac{\text{城镇收入/总收入}}{\text{城镇人口/总人口}}\right)$

土地发展权交易对城乡收入差距的影响及作用机制

<i>open</i>	0.002* (1.853)	0.006 (0.345)	-0.019 (-1.035)	<i>open</i>	-0.029 (-1.554)
<i>ter</i>	-0.000 (-0.048)	-0.026 (-0.273)	0.049 (0.497)	<i>ter</i>	-0.191** (-2.103)
<i>W_land</i>	-0.003** (-2.478)	-0.045** (-2.343)	0.012*** (2.760)	<i>W_area</i>	-0.023*** (-2.617)
<i>W_urban</i>	0.079** (2.203)	-0.171 (-0.648)	-0.035 (-0.903)	<i>W_urban</i>	-0.613** (-2.563)
<i>W_pgdp</i>	-0.008* (-1.802)	-0.060 (-0.979)	0.003* (1.767)	<i>W_pgdp</i>	0.018 (0.916)
<i>W_open</i>	0.010** (2.186)	0.134** (2.017)	-0.011 (-1.515)	<i>W_open</i>	-0.139*** (-2.638)
<i>W_ter</i>	0.001 (0.046)	0.389 (1.386)	-0.078* (-1.885)	<i>W_ter</i>	0.105 (0.531)
<i>Spatial : rho</i>	0.279*** (3.966)	0.253*** (3.319)	0.321*** (54.119)	<i>Spatial : rho</i>	0.575*** (12.292)

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为 z 统计量。

## 五、研究结论与启示

### （一）研究结论

本文研究以地票实践区域重庆市为样本，利用 2008—2017 年重庆市地票交易和城乡收入差距数据，采用空间自相关检验方法和空间面板模型进行实证分析，探讨了土地发展权交易对城乡收入差距的影响及其作用机制。研究结果显示，重庆市各区县城乡收入差距存在显著的空间正相关关系，且集聚水平保持稳定，均存在显著的溢出效应。土地发展权交易对于缩小区域城乡收入差距具有显著的促进作用，总体效应进一步分解为直接效应和间接效应显示，土地发展权交易显著地影响着本区域和周边区域的城乡收入差距，即对周边区域存在溢出效应。

### （二）政策启示

基于以上结论，本文研究得出以下几点政策启示：

第一，加大土地发展权交易实施力度，适当提高城乡土地发展权交易金额和数量。鉴于土地发展权交易对于缩小城乡收入差距具有积极作用，建议增加国土空间规划中对集体土地发展权的虚拟指标分配，加大城乡土地发展权交易实施力度，从而在缩小城乡收入差距，促进乡村振兴，推动城乡融合发展中发挥更大的作用。

第二，重塑土地发展权内涵，建立一般土地发展权制度。当前以地票为代表的土地发展权交易制度仅涉及耕地和建设用地的增减挂钩，没有将林地、草地、水域等生态用地与建设用地的增减挂钩纳入在内，重视了粮食安全和经济效益，忽视了生态效益。因此，土地发展权制度改革应当扩大土地发展权内涵，将生态用地纳入交易范围，建立一般的土地发展权制度，实现生态效益和经济效益双赢。

与此同时要明晰土地发展权管控的前置条件,明确国土空间规划的“三区三线”,避免破坏耕地和生态用地。

第三,推进土地要素市场化配置,搭建城乡间、区域间要素流动的有效通道。土地发展权交易促进了土地、资本、劳动力等要素在空间的合理配置,提高了要素区域间的配置效率。建议发挥市场机制的作用,推进土地、资本和劳动力等要素在城乡间、区域间的高效配置,构建城乡统一的建设用地市场。进一步以土地发展权为基础推动城乡要素平等交换,健全城乡融合发展机制,形成土地、资本、劳动力多要素协同作用的城乡融合发展体系,推进乡村振兴和新型城镇化。

#### 参考文献

- 1.陈斌开、林毅夫,2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期,第81-102页、第206页。
- 2.陈丰龙、徐康宁、王美昌,2018:《高铁发展与城乡居民收入差距:来自中国城市的证据》,《经济评论》第2期,第59-73页。
- 3.陈坤秋、龙花楼,2019:《中国土地市场对城乡融合发展的影响》,《自然资源学报》第2期,第221-235页。
- 4.程名望、张家平,2019:《互联网普及与城乡收入差距:理论与实证》,《中国农村经济》第2期,第19-41页。
- 5.程雪阳,2014:《土地发展权与土地增值收益的分配》,《法学研究》第5期,第76-97页。
- 6.董德坤、朱道林、王霞,2004:《农地非农化的外部性分析》,《经济问题》第4期,第55-57页。
- 7.冯桂,2014,《重庆地票制度的价值及其对城乡一体化改革的启示》,《国家行政学院学报》第1期,第81-85页。
- 8.顾汉龙、刘忆莹、王秋兵,2020:《土地发展权交易与区域经济增长的时空溢出效应——基于重庆地票交易政策的实证分析》,《中国人口·资源与环境》第3期,第126-134页。
- 9.郭庆旺、吕冰洋,2012:《论要素收入分配对居民收入分配的影响》,《中国社会科学》第12期,第46-62页、第207页。
- 10.何明俊,2018:《城市规划、土地发展权与社会公平》,《城市规划》第8期,第9-15页。
- 11.蒋省三、刘守英、李青,2007:《土地制度改革与国民经济成长》,《管理世界》第9期,第1-9页。
- 12.李红、梁炳礼、龙雨,2019:《对外开放对城乡收入差距的空间溢出效应研究》,《华东经济管理》第11期,第86-93页。
- 13.李子叶、韩先锋、冯根福,2016:《中国城市化进程扩大了城乡收入差距吗——基于中国省级面板数据的经验分析》,《经济学家》第2期,第69-74页。
- 14.刘贯春,2017:《金融结构影响城乡收入差距的传导机制——基于经济增长和城市化双重视角的研究》,《财贸经济》第6期,第98-114页。
- 15.刘湘洪、徐艳晴,2010:《土地利用的外部性及政府对策研究》,《湖北社会科学》第12期,第33-35页。
- 16.刘志强、谢家智,2014:《户籍制度改革与城乡收入差距缩小:来自重庆的经验证据》,《农业技术经济》第11期,第31-39页。
- 17.龙海明、凌炼、谭聪杰、王志鹏,2015:《城乡收入差距的区域差异性研究——基于我国区域数据的实证分析》,

《金融研究》第3期,第83-96页。

18.科斯,1994:《论生产的制度结构》,盛洪、陈郁译,上海:上海三联书店。

19.科斯、阿尔钦、诺思,1994:《财产权利与制度变迁》,胡庄君、陈剑波、丘继成、刘守英译,上海:上海三联书店。

20.彭镇华、吴志军、刁明明,2018:《城乡收入差距、政府发展战略与空间溢出效应——基于长江经济带的实证研究》,《江西社会科学》第9期,第66-75页。

21.沈满洪、何灵巧,2002:《外部性的分类及外部性理论的演化》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》,第1期,第152-160页。

22.王建康、谷国锋、姚丽,2015:《城市化进程、空间溢出效应与城乡收入差距——基于2002-2012年省级面板数据》,《财经研究》第5期,第55-66页。

23.王能、李万明,2016:《财政分权、城市化与城乡收入差距动态关系实证分析——基于向量自回归模型》,《农业经济问题》第9期,第32-41页、第110页。

24.杨楠、马绵欣,2014:《我国金融发展对城乡收入差距影响的动态倒U演化及下降点预测》,《金融研究》第11期,第175-190页。

25.叶超、于洁,2020:《迈向城乡融合:新型城镇化与乡村振兴结合研究的关键与趋势》,《地理科学》第4期,第528-534页。

26.殷贺、江红莉、张财经、蒋鹏程,2020:《数字普惠金融如何响应城乡收入差距?——基于空间溢出视角的实证检验》,《金融监管研究》第9期,第33-49页。

27.余菊、刘新,2014:《城市化、社会保障支出与城乡收入差距——来自中国省级面板数据的经验证据》,《经济地理》第3期,第79-84页、第120页。

28.余泳泽、潘妍,2019:《高铁开通缩小了城乡收入差距吗?——基于异质性劳动力转移视角的解释》,《中国农村经济》第1期,第79-95页。

29.张琳、郭雨娜、王亚辉,2015:《中国城市土地稀缺度及其空间溢出效应测度》,《城市问题》第11期,第10-17页。

30.赵德起、陈娜,2019:《中国城乡融合发展水平测度研究》,《经济问题探索》第12期,第1-28页。

31.周端明、蔡敏,2008:《中国城乡收入差距研究述评》,《中国农村观察》第3期,第66-74页。

32.朱一中、曹裕,2012:《农地非农化过程中的土地增值收益分配研究——基于土地发展权的视角》,《经济地理》第10期,第133-138页。

33.Lesage, J. P., and R. K. Pace, 2009, *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, F.L.: CRC Press.

34.Molero-Simarro, R., 2017, "Inequality in China revisited. The effect of functional distribution of income on urban top incomes, the urban-rural gap and the Gini index, 1978-2015", *China Economic Review*, 42: 101-117.

35.Moran, P.A.P., 1948, "The interpretation of statistical maps", *Journal of the Royal Statistical Society*, 10: 243-251.

36.Sicular, T., X. M. Yue, B. Gustafsson, and S. Li, 2007, "The urban-rural income gap and inequality in China", *Review of Income and Wealth*, 53(1): 93-126.

37.Wang, H., C. C. He, W. Q. Li, X. Nie, H. Y. Zhong, and L. J. Wen, 2020, "Will transferable development rights (TDR)

increase regional economic imbalance? — A quota transaction case of cultivated land conversion and reclamation in Guangxi, China”, *Habitat International*, 104(4): 102254.

38.Wang, S. L., S. K. Tan, S. F. Yang, Q. W. Lin, and L. Zhang, 2019, “Urban-biased land development policy and the urban-rural income gap: Evidence from Hubei Province, China”, *Land Use Policy*, 87: 104066.

39.Yuan, Y., M. S. Wang, Y. Zhu, X. J. Huang, and X. F. Xiong, 2020, “Urbanization’s effects on the urban-rural income gap in China: a meta-regression analysis”, *Land Use Policy*, 99: 104995.

(作者单位：中国人民大学公共管理学院)

(责任编辑：陈静怡)

## **The Impact of Land Development Right Transaction on Urban-rural Income Gap and Its Mechanism: An Example of the Practice of Chongqing Land Ticket**

ZHANG Zhanlu LI Penghui

**Abstract:** Under the background of China’s strategy of comprehensively promoting rural revitalization and establishing and improving urban-rural integrated development system and mechanism, it is of great practical significance to analyze the interregional land factor flow based on the transaction of land development right and its impact on the urban-rural income gap. Based on the land ticket transaction data of 38 districts and counties in Chongqing from 2008 to 2017, this article uses spatial autocorrelation test method and spatial econometric model to explore the impact of land development right transaction on urban-rural income gap and its mechanism. The results show that, first of all, the spatial correlation and significance level of urban-rural income gap is high, while the spatial correlation level of interregional land development right transaction is low. Secondly, the transaction of land development right has a significant impact on urban-rural income gap in each district and county. With the expansion of land ticket transaction, the urban-rural income gap has gradually reduced. Thirdly, the transaction of land development right has a spatial spillover effect on the urban-rural income gap in the surrounding areas. Based on this, this study proposes to strengthen the implementation of land development right transaction and appropriately increase the amount and quantity of land development right transaction. Besides, the connotation of land development right should be re-shaped and a general land development right system should be established. Moreover, there is a need to promote the market-oriented allocation of land factors and build an effective channel for the flow of factors between cities, villages and regions, so as to improve urban-rural integrated development mechanism, form an urban-rural integrated development system with the synergistic effect of land, capital and labor, and promote rural revitalization and new urbanization.

**Keywords:** Land Development Right; Land Ticket; Urban-rural Income Gap; Urban-rural Integration