

# 土地配置扭曲与城乡收入差距

——基于城镇化不平衡发展的视角

张建平,葛 扬

(南京大学 经济学院,江苏 南京 210093)



**摘要** 从土地市场配置扭曲的视角,探究中国城镇化不平衡发展、城乡收入差距持续扩大的原因。理论分析表明,土地市场扭曲的制度保障征地制导致农村剩余劳动力激增,大批失地农民未能获得公平的失地补偿;土地市场扭曲在扩大城市面积的同时,并未使农村失地劳动力有效转移入市,导致城镇化不平衡发展,土地入市后的增值收益在城乡之间分配不均,最终拉开了城乡收入差距。利用 2003—2017 年省级面板数据,构建土地市场扭曲的指标,实证检验发现土地市场扭曲显著扩大了城乡收入差距,并验证了土地市场扭曲主要通过城镇化不平衡发展这一影响机制拉开城乡收入差距。因此,应摒弃“以地谋发展”方式,推进以人为核心的新型城镇化,保证农民获得市场机制下公平合理的失地补偿,完善入市收益合理分配机制。

**关键词** 土地市场扭曲;城镇化;不平衡发展;城乡收入差距

**中图分类号:**F 20 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)03-0172-10

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.03.019

发展经济学理论指出,经济发展就是农村劳动力向城市转移、城乡收入差距不断缩小的过程<sup>[1]</sup>,然而在经济飞速增长的背景下,中国的城乡居民收入比与人口城镇化进程却有悖于经典的发展经济学理论。一方面,我国的城乡居民收入比从 1983 年的 1.82 一路高涨至 2007 年的 3.14<sup>①</sup>,虽然此后稍有下降,但均高于世界大多数国家 1.60 的水平<sup>[2]</sup>;另一方面,长期以来,城镇化是政府主导的“要地不装人”的城镇化,即“都市圈外移的城镇化”<sup>[3]</sup>。1982—2000 年间,按照城市建成区面积衡量的土地城镇化增长速度是按照城镇常住人口衡量的人口城镇化增长速度的 1.36 倍,2000—2018 年间,两者速度差距扩大到 1.57 倍<sup>②</sup>。2018 年中国常住人口的城镇化率为 59.58%,按照户籍人口测算则只有 43.37%<sup>③</sup>,远低于发达国家 80% 的平均水平<sup>[4]</sup>。那么,是什么导致了我国城乡收入差距居高不下与城镇化不平衡发展?二者又有什么关联?现有研究认为,经济和社会地位<sup>[5]</sup>、教育资源<sup>[6]</sup>、居民基本权力<sup>[7]</sup>均会对城乡收入差距造成影响,提高教育回报率<sup>[8]</sup>、加大对农村居民的培训<sup>[9]</sup>、改善健康水平<sup>[10]</sup>等均可以避免农村居民陷入“贫穷恶性循环”。与上述文献不同,本文将从土地市场扭曲的视角出发,探究其对城乡收入差距的影响机理和实现途径,并进一步分析其关键作用机制——城镇化不平衡发展。

## 一、制度背景和研究假说

党的七届二中全会确认了重工业优先发展的战略,自此我国走上了工业化发展道路。工业化的

收稿日期:2020-10-16

基金项目:南京大学优秀博士研究生创新能力提升计划 B(202002B05)。

① 城乡居民收入比根据《中国统计年鉴(2019)》《新中国六十年统计资料汇编》相关数据计算所得。

② 土地城镇化根据《中国统计年鉴(2019)》《中国城市建设统计年鉴(2017)》相关数据计算所得;人口城镇化根据《中国统计年鉴(2019)》相关数据计算所得。

③ 数据来源:《2018 年国民经济和社会发展统计公报》。

本质是大规模开采各种自然资源,以用于经济发展和人类需求,而土地则是工业发展的资源之母<sup>[11]</sup>。同农业发展所需要的包含动植物等自然资源的土地不同,现实中的工业发展对土地的需求,除了用于工业生产活动的空间场地,也离不开各种富含化石能源、矿物等土地资源的投入。一般理论认为,在一国致力于农业发展的时候,土地要素与产业资本互为替代品,但当致力于工业发展的时候,土地要素与产业资本互为互补品,即政府对城镇“招商引资”越多,需要对其投入的产业用地就越多。由此可知,实施工业优先发展战略对土地的需求会更大。工业发展战略下资本密集型工业的特征还体现在对劳动力需求少上面,这和中国劳动力要素富余的优势与土地资源紧缺的劣势相悖。因此,如果政府不加干预,中国的工业用地成本会远高于其他土地资源禀赋更好的经济体<sup>[12]</sup>,工业优先发展战略就会由于土地价格高而延误。为此,地方政府开启了扭曲土地配置的模式,一方面,向工业企业尤其是外资企业提供了大批量的低价土地,以吸引其入驻本地助推工业化;另一方面,抬高商住用地价格以保证地方土地收入最大化。这种土地扭曲配置模式对城乡收入差距造成的影响主要体现在如下几个方面。

首先,政府低价出让工业用地将减少城市对农村劳动力的需求,不利于人口城镇化,对城乡收入差距造成影响。这是由于,一方面,工业属于资本密集型产业,其本身吸纳劳动力的能力有限,2003年和2013年,中国第二产业增加值占GDP的比重分别为45.60%和44.20%,而第二产业就业人数占劳动力数量的比重分别为21.26%和29.22%<sup>①</sup>;另一方面,在市场经济体制下发展不符合中国比较优势的工业,往往需要政府对其补贴才能弥补亏损,自然难以与相关产业产生集聚效应,导致相关产业吸纳劳动力的能力受到限制<sup>[13]</sup>。随着征地权被滥用,大批土地被投入于城镇建设和工业发展,虽然扩大了城镇空间,却造成了一部分社会技能较低的农民面临进城就业难的困境,不利于人口城镇化发展,同时也拉低了均衡工资,反映在现实中就是农民工工资收入降低,而且随着近年来工业智能化的发展,受教育程度普遍较低的农村居民更加难以符合对人力资本要求较高的企业用人标准<sup>②</sup>,因此,低价出让工业用地造成了城镇化不平衡发展,同时拉大了城乡收入差距。

其次,政府高价出让商业与住宅用地的使用权将造成城市房价大幅度增长,增加了失地劳动力在城市的生存压力与生活成本。一方面,失地后进城务工农民中的很大一部分难以在城市安家,需要耗费巨大人力、财力等成本“候鸟式”迁徙于城乡之间。据统计,2016年游走于城乡之间的农民工大军已高达2.7亿人,他们没有城市居所,没有社会保障,像是这座城市的“隐形人”<sup>③</sup>。不但抑制了人口城镇化发展,而且耗费了农民工劳动性收入。另一方面,有一部分人为了在城市安家,往往要承受“终身房贷”对其劳动收入的吞噬。也应该注意到,农业与工业不同,农业生产以土地为主,土地具有规模报酬递减的属性,在土地城镇化发展快于人口城镇化发展的时候,会使农村劳动力数量与农村土地规模偏离合理的配比,导致土地的平均产出和边际产出下降,从而不利于提高农村居民收入。

再次,土地市场化的制度保障征地制度会对城乡收入差距造成影响。作为地方政府扭曲土地市场配置的制度保障,征地制度是国家出于社会公共利益需求、按照法律强制获取土地并对农民进行补偿的制度安排,现实中,征地制度存在的主要问题有:第一,公共利益范围不清晰,征地权被滥用,导致农民土地财产权被侵害,出现了大批农村剩余劳动力。1998年《土地管理法》指出:“国家为公共利益需求,可以依法对农村集体土地进行征收。”<sup>④</sup>现实中,地方政府出于政绩竞赛,将经济建设也作为公共利益的行为,致使征地权被滥用,使农民“离土”“出村”“进城”,丧失了具有生产资料和生活保障双重角色的土地。第二,征地程序安排不公正,农民无法直接参与土地征收的谈判,导致征地补偿过低。1998年10月30日以前,各地政府主要实施的是“协议征地”,由土地使用者与土地所属村集体直接

① 数据来源:国家统计局;<http://www.stats.gov.cn/>。

② 数据来源:蔡禾,2017:《中国劳动力动态调查:2017年报告》,北京:社会科学文献出版社。

③ 济南日报,2016年11月7日。<http://jnrb.e23.cn/shtml/jnrb/20161107/1604180.shtml>。

④ 2020年新《土地管理法》首次对公共利益进行了界定,新增的第45条,对“为了公共利益的需要”进行了规定,以列举的形式写明军事和外交需要用地、基础设施建设需要用地、公益事业需要用地、安居工程建设需要用地、经省政府批准的成片开发建设需要用地五种情形,和一条兜底条款。

协商确定土地出让价格,地方政府的国土部门只作为二者中介,农民在讨价还价的形势下可以多得一些补偿,而 1998 年《土地管理法》将“协议征地”改为了“公告征地”,这实际上是政府按法律从农村直接征地的行为<sup>[14]</sup>。农民在“公告征地”模式下没有机会与政府见面协商,无法参与谈判过程,只有村领导有权代表被征地农民去与政府协议,而能否完成征地任务,则与乡村领导的经济绩效考核挂钩,正是在这种激励机制下,村集体代表农民以每亩地几万元甚至几千元的补偿就将农地的使用权永久放弃<sup>①</sup>,且很多地方政府只是将青苗与附着物补偿给农民,而把安置补助与土地补偿费直接交由村集体支配,导致农民收入大打折扣,根据世界银行报告,1990—2010 年,政府对农村土地的征地补偿低于市场价值大概 2 万亿元<sup>②</sup>,2012 年的全国平均征地补偿费为每亩 4.4 万元,而同年全国平均土地出让金高达每亩 55.5 万元<sup>③</sup>。

最后,地方政府利用扭曲土地市场配置的发展方式促使地方经济腾飞的同时,并没有明确土地出让收益用于吸纳农村劳动力在城镇就业、安家以及享受与城镇居民均等的社会福利的支出比例,也没有明确用于回馈农村的支出比例。土地出让收益中的大部分都被用于城市发展,2010—2014 年,城市建设资金支出占土地出让收益的比重平均是 29.32%,国有土地收益基金占土地出让收益的比重平均是 3.24%,保障性安居工程支出占土地出让收益的比重平均为 7.91%,三项合计,5 年平均为 40.47%;而用于农业、农村的部分极低,从 2010 年到 2014 年间,农业土地开发资金支出占土地出让收益的比重平均为 0.55%;农村基础设施建设支出占土地出让收益的比重平均为 2.11%,两项合计,5 年平均为 2.66%<sup>④</sup>。此外,城镇用地单位获取土地使用权后,享有该土地在期限内的占用、收益、转让和担保抵押权,随着经济增长,土地价值不断上涨,该地占有者占据了土地未来增值收益的主要部分<sup>[15]</sup>。

基于此,本文提出假说:

H<sub>1</sub>: 土地市场扭曲程度越大,城乡收入差距越大。

H<sub>2</sub>: 土地市场扭曲会通过城镇化不平衡发展对城乡收入差距造成影响。

本文理论机制如图 1 所示:

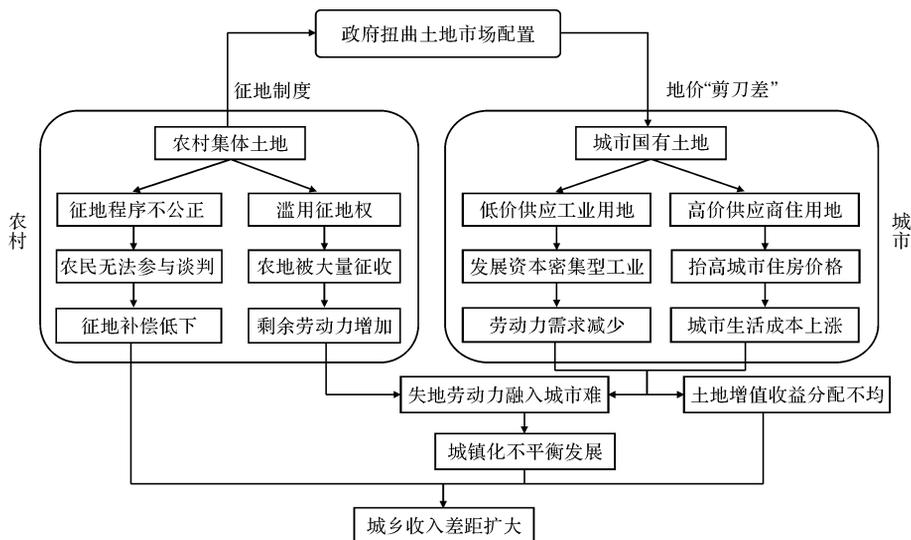


图 1 土地市场扭曲、城镇化不平衡发展和城乡收入差距的机制

① 相关内容见 2004 年《关于修改〈中华人民共和国土地管理法〉的决定》(第二次修正),第 47 条规定。

② 数据来源:财政部、国务院发展研究中心和世界银行 2014 年联合发布的《中国:推进高效、包容、可持续的城镇化》。

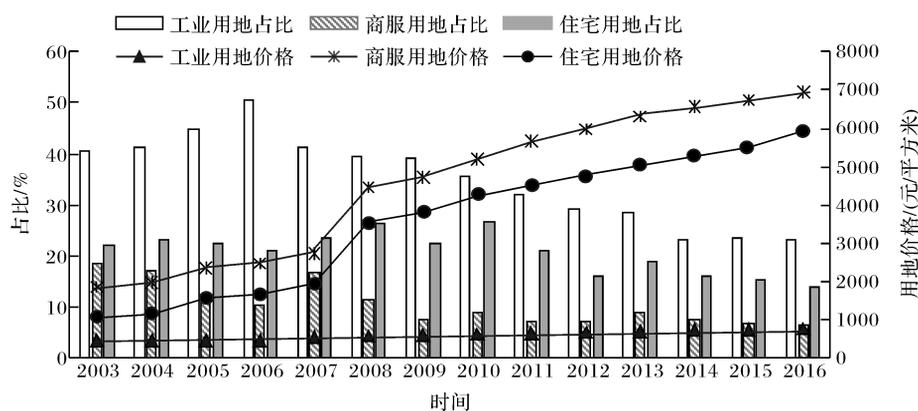
③ 数据来源:中国农业大学 2016 年课题报告《新增建设用地土地增值收益分配实证研究项目成果》;全国土地平均出让金根据《中国国土资源统计年鉴(2013)》相关数据计算所得。

④ 数据来源:根据《中国国土资源统计年鉴(2011—2015)》《中国财政年鉴(2011—2015)》相关数据计算所得。

## 二、变量选取与数据来源

### 1. 变量选取及描述性统计

(1) 土地市场扭曲。中国实行的是城乡二元、政府垄断土地市场的土地制度。这种特有的二元土地制度为 21 世纪初以来工业飞速发展与城市迅速扩张奠定了良好的基础,但也导致了土地市场化配置扭曲的问题。2000 年以后,中国不仅在经济结构转变的方式上产生了巨变,工业化与土地城镇化的发展也比之前更加迅猛。在土地供给结构方面,从 2003 年到 2011 年,政府将征地中的 20%~30% 用于商服与住宅用地;将 32%~51% 的城镇建设土地用于工业用地(图 2),工业用地占比远高于国家标准(GBJ137-90)所制定的 15%~30%<sup>①</sup>。2012 年后,虽然工业用地比例逐渐符合用地规定,但住宅用地比例却一路下降,从 2012 年的 16.12% 下降为 2016 年的 14.03%,一直低于国家标准(GB50137-2011)规定的 25%~40%<sup>②</sup>,这说明地方政府以控制房地产供地量来保证土地收入的机制没变。



注:我国供地类型主要分为工业用地、商服用地、住宅用地、基础设施等用地,基础设施等用地主要采取无偿划拨的形式,所以这里只列出其他三种用地类型占比和价格;面积比重根据《中国国土资源统计年鉴(2005—2017)》《中国国土资源年鉴(2004)》相关数据计算所得;用地价格来自中国地价监测网:<http://www.landvalue.com.cn>。

图 2 2003—2016 年全国工业、商服与住宅用地价格与占比

比不合理的供地结构更凸显的问题是不合理的供地价格。中国的产业资本极为稀缺,为了吸引产业资本发展工业,政府会降低其进入障碍,由于前文已经阐述了土地与产业资本之间的互补关系,因此,最为有效的方法是降低二者的交易与结合成本,即抑制工业用地价格上涨,2003 年工业用地价格为 472 元/平方米,住宅用地价格为 1079 元/平方米,商服用地价格为 1864 元/平方米;2016 年工业用地价格仅为 782 元/平方米,商服与住宅用地的价格已经涨到 6937 元/平方米和 5918 元/平方米,13 年间工业用地价格仅上涨了 65.68%,远低于住宅和商服用地的 448.47% 和 272.16%。由于价格是决定经济体系效率水平和活力水平的关键性因素,价格是否由市场决定也就成为要素市场化配置体制改革的一个重要评判依据,因此,土地价格“剪刀差”是衡量土地市场化配置扭曲程度的一个重要评判依据。

现有文献均以住宅用地价格与工业用地价格的比值作为衡量土地市场价格扭曲的指标<sup>[16-17]</sup>。为全面考察中国土地市场扭曲的程度,本文在测度土地价格扭曲进行创新,采用加权平均值,一并考虑

① 1990 年国家建设部第 250 号文件公布《城市用地分类与规划建设用地标准(GBJ137-90)》为国家标准,自 1991 年 3 月 1 日起实施。其中,第 4.3.2 条规定工业用地占建设用地的比例为 15%~25%,居住用地比例为 20%~32%。

② 2011 年国家住房和城乡建设部(原称国家建设部)第 880 号公告公布《城市用地分类与规划建设用地标准(GB50137-2011)》为国家标准,自 2012 年 1 月 1 日起实施,原《城市用地分类与规划建设用地标准(GBJ137-90)》同时废止。其中,第 4.4.1 条规定工业用地占建设用地的比例为 15%~30%,居住用地比例为 25%~40%。

了住宅用地价格与工业用地价格比值和商服用地价格与工业用地价格比值,具体算法如下:

$$DL = W_1 \times DL_1 + W_2 \times DL_2 \quad (1)$$

式(1)中, $DL$  为土地综合价格扭曲指数; $DL_1$ 和 $W_1$ 分别为住宅用地价格与工业用地价格之间的扭曲程度及权重; $DL_2$ 和 $W_2$ 分别为商服用地价格与工业用地价格之间的扭曲程度及权重,考虑到住宅用地与工业用地价格之间的扭曲程度、商服用地与工业用地价格之间的扭曲程度对我国土地市场价格的综合扭曲程度同样重要,将 $W_1$ 和 $W_2$ 设为  $1/2$ <sup>①</sup>。

本文土地价格扭曲程度指标数据采用“市区-省份”的结构进行处理,该指标数值越大说明土地市场扭曲程度越高。住宅用地价格与工业用地价格之间的扭曲程度模型见公式(2),商服用地价格与工业用地价格之间的扭曲程度见公式(3):

$$DL_1 = \sum_{j=1}^n \frac{H_{ij}}{I_{ij}} Z_{ij} \quad (2)$$

$$DL_2 = \sum_{j=1}^n \frac{C_{ij}}{I_{ij}} Z_{ij} \quad (3)$$

在式(2)、(3)中, $Z_{ij}$ 代表  $i$  省内  $j$  城市土地价格扭曲的权重。首先,找出中国地价监测网公布地价的的城市,然后按省份将有地价数据的城市进行归类,再分别找出这些城市当期 GDP 值,最后依次取  $i$  省  $j$  市 GDP 值与省内各城市当期 GDP 加总量的比值作为  $i$  省  $j$  市的土地价格扭曲权重 $Z_{ij}$ 。 $H_{ij}$ 、 $C_{ij}$ 和 $I_{ij}$ 分别代表  $i$  省  $j$  市住宅用地价格、商服用地价格和工业用地价格。

商住用地价格与工业用地价格比值的加权平均值是土地市场扭曲的代理变量,其本身也是土地市场扭曲的结果,因此可能存在内生性问题,一方面,商住用地价格与工业用地价格比值的加权平均值可能存在测量误差;另一方面,可能存在某些对城乡收入差距造成影响的同时,又与商住用地价格与工业用地价格比值具有相关性、且不可观测的遗漏变量。因此,本文选取城市建成区面积( $land$ )与商住用地价格与工业用地价格的加权平均值的一阶滞后项( $L1.landist$ )作为土地价格扭曲的工具变量,主要是由于:其一,城市建成区面积与土地价格扭曲具有很强的相关性,地方政府对农地非农化和城市一级土地市场的双向垄断,这种双向垄断导致的土地配置的扭曲主要体现在城市建设用地面积的不断增长<sup>[18]</sup>,且城市建成区面积并不会对城乡收入差距产生直接影响,基本可以满足工具变量的两个前提条件。其二,使用解释变量的滞后项作为工具变量是一种常用的工具变量选择方法,以一段持续的经济过程而言,商住用地价格与工业用地价格比值的加权平均值的一阶滞后项与当期的商住用地价格与工业用地价格比值的加权平均值有较强的相关性,但与当期的误差项不相关。

(2)城乡收入差距。采用城镇人均可支配收入与农村人均纯收入比值作为衡量城乡收入差距的基准指标。考虑到泰尔指数可以同时测量城乡居民收入以及人口结构的变化,进而能够较完善地反映出城乡收入差距,故此本文将用于稳健性检验,具体计算公式如下:

$$theil_{it} = \sum_{j=1}^2 \frac{P_{it,j}}{P_{it}} \ln \left( \frac{P_{it,j}}{P_{it}} / \frac{Z_{it,j}}{Z_{it}} \right) \quad (4)$$

式(4)中, $theil_{it}$ 为衡量  $i$  省(市、自治区)在  $t$  时期的城乡收入泰尔指数, $j=1$  表示城镇, $j=2$  表示农村; $P_{it,j}$ 表示  $i$  省/市/自治区在  $t$  时期城镇( $j=1$ )或农村( $j=2$ )的总收入,利用相对应的人口和人均收入的乘积计算得出, $P_{it}$ 为  $i$  省(市、自治区)在  $t$  时期的居民总收入; $Z_{it,j}$ 为  $i$  省(市、自治区)在  $t$  时期城镇( $j=1$ )或农村( $j=2$ )的人口数量, $Z_{it}$ 为  $i$  省(市、自治区)在  $t$  时期的总人口数量。

(3)城镇化不平衡发展。采用各省份城市建设用地增长速度衡量土地城镇化程度<sup>[19]</sup>;用各省份城镇户籍人口的增长速度衡量人口城镇化程度<sup>②</sup>。测算出两者比值作为城镇化不平衡发展的代理变量。

① 作者在对中国土地市场价格扭曲程度进行分析时,首先从土地市场结构的角进行了分析,土地价格扭曲分别体现在商用对工业和住宅对工业,因此,将 $W_1$ 和 $W_2$ 均确定为  $1/2$ ,不影响我们对中国土地市场价格扭曲程度的总体判断。

② 《2020 年新型城镇化建设和城乡融合发展重点任务》强调要促进农业转移人口等非户籍人口在城市便捷落户。

(4)控制变量。房价:采用住宅商品房的平均销售价格取对数来表示。初次分配:采用职工工资总额占GDP比重来表示。金融发展水平:采用金融机构存贷款余额占GDP比重来衡量。市场化程度:采用国有企业从业人员数占城镇从业人员总数比重来衡量。财政支出:采用财政支出占当年该地区GDP比重来衡量。工业化:采用第二产业增加值与GDP的比值来衡量。

考虑到土地市场扭曲对城镇化不平衡发展的影响因素与对城乡收入差距的影响因素可能存在差异,本文在进行土地市场扭曲与城镇化不平衡发展的回归分析时,还使用了如下变量。科教文卫支出:使用当年政府科学、文化事业、教育经费以及卫生服务支出占GDP比重来表示。土地利用效率:采用数据包络法(DEA),以土地、劳动、资本为投入变量,分别对应城市建成区面积、从业人员数、固定资产投资;以经济效益和环境效益作为产出指标,分别对应地区GDP与预算内财政收入(经济效益)、绿地面积(环境效益)<sup>[20]</sup>。教育水平:采用每万人普通本专科毕业生数来衡量。

变量及其描述性统计见表1。

## 2. 数据来源

本文利用我国2003—2017年30省份的面板数据<sup>①</sup>实证分析土地价格扭曲对我国城乡收入差距的影响。由于2002年中国才开始实行土地使用权“招拍挂”改革,因此,从2003年开始的时间段作为研究对象符合本文需要。土地相关数据来自中国地价监测网、《中国城市建设统计年鉴》《中国统计年鉴》;其余变量数据来自《中国统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》《中国劳动统计年鉴》《中国财政年鉴》、中经网分省份年度数据库、各省份统计年鉴、中国宏观经济数据库、EPS数据库、Wind数据库。

## 三、土地市场扭曲与城乡收入差距的实证分析

### 1. 土地市场扭曲对城乡收入差距的直接效应

(1)模型。为了验证土地市场扭曲对城乡收入差距的直接影响,本文构建如下基准模型:

$$urgap_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 landist_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j control_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

在式(5)中, $i$ 表示省份, $t$ 表示年份, $\mu_i$ 与 $\delta_t$ 分别表示地区效应与时间效应, $\epsilon_{it}$ 为随机误差项; $urgap_{it}$ 代表城乡收入差距, $landist_{it}$ 是土地价格扭曲程度; $control_{it}$ 为控制变量; $\alpha_1, \alpha_j (j=2, 3, \dots, n)$ 为系数。若系数 $\alpha_1$ 显著为正,则表明土地市场扭曲扩大城乡收入差距。

(2)模型结果。在进行回归分析之前,采用方差膨胀因子法对文中解释变量与控制变量进行多重共线性检验,发现所有自变量的VIF远小于10,表明并不存在严重的多重共线性问题。经Hausman检验后使用固定效应模型(FE)进行回归分析,但对于本文所选用的面板数据而言,扰动项难免存在异方差与序列相关问题,因此采用SCC模型修正后的固定效应模型(FE/SCC)进行估计,表2是使用SCC模型修正的FE模型的结果。

表2列(1)~(5)汇报了依次加入控制变量后的回归结果,可以看出,土地价格扭曲程度对城乡收入差距的回归系数始终显著为正,表明土地价格扭曲扩大了城乡收入差距,验证了本文的假说1。

表1 变量及其描述性统计  $N=450$

变量	均值	最小值	最大值
城乡收入差距	2.8922	1.8540	4.7590
泰尔指数	0.1207	0.0200	0.2936
土地价格扭曲	6.5774	1.2281	23.2648
城镇化不平衡发展	2.7127	0.0159	20.4636
金融发展水平	2.8762	1.2875	8.8815
市场化	0.2743	0.0800	0.6450
财政支出	0.2096	0.0770	0.6370
工业化	11.3222	2.1529	37.2787
房价对数	8.3104	7.0980	10.3770
初次分配	0.1260	0.0234	0.3811
土地利用效率	0.7039	0.3367	1.0000
教育水平	39.9523	6.5540	89.3783
科教文卫支出	0.2586	0.0870	0.3470
城市建成区面积	1390.8610	101.8400	5911.0500

注:城市建成区面积单位为公顷,初次分配、金融发展水平、市场化、财政支出、工业化、科教文卫支出单位为%。

① 由于数据的可获得性,我国30省份指除香港、澳门、台湾、西藏之外的其他省、市、自治区。

表 2 土地价格扭曲对城乡收入差距的影响效应检验:基准回归

N=450

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE/SCC				
土地价格扭曲	0.0195*** (3.5238)	0.0188*** (4.1998)	0.0202*** (5.3500)	0.0200*** (5.6511)	0.0205*** (5.9167)
金融发展水平	0.0377*** (3.3004)	0.0739*** (3.5366)	0.0910*** (3.7332)	0.0922*** (3.8321)	0.0950*** (3.9882)
市场化	4.2027*** (4.8474)	1.6159*** (2.8703)	2.0135*** (3.6514)	1.9912*** (3.5321)	2.0302*** (3.4435)
财政支出		2.9808*** (5.7432)	3.0433*** (5.2980)	3.0454*** (5.3441)	3.0189*** (5.5625)
工业化			0.0239*** (3.5942)	0.0238*** (3.4873)	0.0240*** (3.3811)
房价对数				0.0161 (0.7002)	0.0600** (2.2619)
初次分配					-0.8417** (-2.4883)
_cons	1.4963*** (4.8271)	2.1923*** (10.6727)	1.9892*** (9.2544)	2.1439*** (5.3814)	2.3628*** (6.4291)
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Hausman 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
F	239.5364	4573.8715	1350.6028	6997.4791	2837.4901
R <sup>2</sup>	0.3903	0.4810	0.5180	0.5182	0.5207

注:第一行为各变量系数估计值;括号内为 *t* 值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

金融发展显著扩大城乡收入差距,可能是城乡金融二元结构以及城市偏向性政策导致金融发展更有利于城市居民收入增长,因此城乡收入差距并不会因金融发展水平上升而缩小;市场化系数显著为正,即地区国有企业占比越高,市场化程度越低,城乡收入差距越大;工业化显著扩大城乡收入差距,说明资本密集型工业化会使剩余农村失地劳动力存在就业难的问题,进而扩大城乡收入差距;财政支出系数显著为正,这可能是因为地方政府偏向城市的财政支出结构导致城乡收入差距扩大;房价对数的系数显著为正,说明房价的财富效应扩大了城乡收入差距;初次分配系数为负,说明提高初次分配中的工资比重可以缩小城乡收入差距。

(3)稳健性检验。表 3 中,首先,列(1)采用面板校正标准误方法(PCSE)进行回归,结果与之前基本一致,说明本文的实证结果不会由于模型差异而影响其稳健性。

其次,列(2)中使用城乡泰尔指数进行稳健性检验,发现土地价格扭曲对城乡泰尔指数显著为正,其他控制变量的系数符号与表 2 中基准回归结果一致,进一步验证了假说 1 的结果是稳健的。

表 3 土地价格扭曲对城乡收入差距的影响效应:

稳健性检验

N=450

变量	(1)	(2)
	城乡收入差距 PCSE	城乡泰尔指数 FE/SCC
土地价格扭曲	0.0205*** (3.1763)	0.0018*** (4.7016)
金融发展水平	0.0950*** (4.2140)	0.0176*** (8.5224)
市场化	2.0302*** (4.8307)	0.2209*** (3.3730)
财政支出	3.0189*** (9.3261)	0.3022*** (6.9599)
工业化	0.0240*** (5.8905)	0.0020*** (3.3712)
房价对数	0.0600** (2.1638)	0.0017** (1.9915)
初次分配	-0.8417** (-2.3571)	-0.0498** (-2.2963)
_cons	2.3628*** (5.9878)	0.0643* (1.9415)
时间固定	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes
Hausman 检验		0.0000
F		1147.8610
R <sup>2</sup>	0.5207	0.5971

(4)内生性检验。本文分别使用 2SLS、LIML 和 GMM 三个方法进行检验,结果见表 4。

表 4 土地市场价格扭曲与城乡收入差距:内生性检验

变量	(1)2SLS	(2)2SLS	(3)GMM	(4)LIML
土地价格扭曲	0.0189** (2.5409)	0.0188** (2.5296)	0.0191*** (3.2969)	0.0188** (2.5284)
金融发展水平	0.0940*** (3.9433)	0.0939*** (3.9400)	0.0957*** (5.3293)	0.0939*** (3.9397)
国有化	1.9155*** (4.3613)	1.9133*** (4.3565)	1.9100*** (4.0115)	1.9132*** (4.3560)
财政支出	2.9542*** (9.0035)	2.9520*** (9.0035)	2.9663*** (8.1603)	2.9721*** (9.0035)
工业化	0.0216*** (5.7159)	0.0262*** (5.7152)	0.0231*** (6.8465)	0.0232*** (5.7151)
房价对数	0.0546** (2.1291)	0.0531** (2.1849)	0.0555** (2.2186)	0.0531** (2.1596)
初次分配	-0.5538** (-1.9913)	-0.5529** (-2.0824)	-0.5848** (-2.3627)	-0.5529** (-2.5017)
_cons	1.2589*** (2.8145)	1.2605*** (2.8180)	1.2817*** (2.9334)	1.2606*** (2.8181)
工具变量	<i>L1.landist</i>	<i>Land</i> 和 <i>L1.landist</i>	<i>Land</i> 和 <i>L1.landist</i>	<i>Land</i> 和 <i>L1.landist</i>
内生性检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Sargan 检验		0.4108	0.4338	0.4104
弱工具变量	1485.970	741.796	687.190	741.796
N	419	419	419	429
R <sup>2</sup>	0.5241	0.5241	0.5241	0.5241

注:弱工具变量是 Cragg-Donald Wald F 值,内生性检验是 Davidson-MacKinnon 值。

由表 4 可知,在对解释变量的内生性检验中,得出 Davidson-MacKinnon 检验统计量的 P 值均小于 0.05,拒绝了核心解释变量为外生变量的原假设,所以可以认为该指标的确存在显著的内生性,因此应该引入工具变量。对弱工具变量进行检验,发现 Cragg-Donald Wald F 统计量数值大于 10,因此不存在弱工具变量问题。Sargan 检验表明工具变量不存在过度识别。综上,结果说明本文的工具变量是合理的。

在表 4 中,列(1)为仅使用土地市场扭曲指标的一阶滞后项(*L1.landist*)的 2SLS 估计结果,列(2)是同时引入城市建成区面积(*land*)与土地市场扭曲指标的一阶滞后项(*L1.landist*)为工具变量的 2SLS 估计结果。为进一步确保工具变量的稳健性,列(3)与列(4)分别用 GMM 与 LIML 方法进行回归,结论依然不变。

2.土地市场扭曲影响城乡收入差距的机制检验

(1)土地市场扭曲与城镇化不平衡发展。为检验土地市场扭曲对城镇化不平衡发展的影响,本文设定如下模型:

$$urbanub_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 landist_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j control_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中,*urbanub<sub>it</sub>*为城镇化不平衡发展程度,其余变量含义与模型(5)一致。

表 5 列(1)和(2)分别采用 FE/SCC 和 PCSE 方法进行回归。可以发现,土地市场价格扭曲对城镇化不平衡发展的影响显著为正,表明地方政府越扭曲土地资源的配置,则土地城镇化的发展就越快于人口城镇化的发展。

财政支出的系数显著为正,说明偏向城市的财政支出对城镇化不平衡发展有显著的推动作用;科教文卫支出、初次分配、城市土地利用效率和教育水平的系数为负,说明政府增加对区域科教文卫的支出、

表 5 土地价格扭曲对城镇化不平衡发展的检验结果 N=420

变量	(1)	(2)
	FE/SCC 城镇化不平衡发展	PCSE 城镇化不平衡发展
土地市场扭曲	0.2671** (2.0063)	0.2671*** (2.6609)
金融发展水平	1.4620 (1.4712)	1.4620 (1.4400)
市场化	-8.1919 (-0.7007)	-8.1919 (-0.9184)
财政支出	0.1723*** (3.8544)	0.1723*** (2.8867)
城市土地利用效率	-3.6098** (-2.3714)	-3.6098** (-2.4342)
教育水平	-0.0212** (-2.1528)	-0.0212 (-1.4188)
初次分配	-7.5864* (-1.8215)	-7.5864* (-1.6913)
科教文卫支出	-9.0741* (-1.7251)	-9.0741* (-1.9524)
_cons	6.9238** (2.0169)	6.9238** (2.2719)
时间固定	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes
Hausman 检验	0.0000	
F	8.3760	
R <sup>2</sup>	0.3262	0.3262

增加初次分配中的工资收入、提高城市土地利用效率和改革教育制度将有助于降低城镇化不平衡发展的程度;金融发展与市场化的系数均不显著。

(2)城镇化不平衡发展与城乡收入差距。为了刻画城镇化不平衡发展与城乡收入差距之间的影响关系,设定如下计量模型:

$$urgap_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 urbanub_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(7)中, $urgap_{it}$ 和 $urbanub_{it}$ 分别为城乡收入比和城镇化不平衡发展指标,其余变量含义与模型(5)一致。

表6列(1)和列(2)分别采用FE/SCC和PCSE方法进行回归,可以发现,城镇化不平衡发展对城乡收入差距有显著正向作用。

表6 城镇化不平衡发展对城乡收入差距的回归检验

N=420

变量	(1)	(2)	(3)	(3)
	FE/SCC 城乡收入差距	PCSE 城乡收入差距	FE/SCC 城乡收入差距	PCSE 城乡收入差距
城镇化不平衡	0.0072* (1.9426)	0.0072*** (2.8456)	0.0064** (2.2997)	0.0064** (2.5284)
土地价格扭曲			0.0128** (2.0560)	0.0128** (2.4337)
金融发展水平	0.0866** (2.1694)	0.0866*** (2.7543)	0.0885** (2.4843)	0.0885*** (2.8344)
市场化	1.6106* (1.9627)	1.6106*** (3.4899)	1.7573* (1.8019)	1.7573*** (3.8018)
工业化	0.0035* (1.7428)	0.0035* (1.6913)	0.0041* (1.8026)	0.0041* (1.7237)
城市土地利用效率	-0.0934(-1.3666)	-0.0934(-1.2179)	-0.0614(-1.2055)	-0.0614(-0.7941)
教育水平	-0.0005* (-1.7581)	-0.0005* (-1.6852)	-0.0005* (-1.7348)	-0.0005* (-1.6716)
初次分配	-0.2675* (-1.6924)	-0.2675* (-1.8507)	-0.2343* (-1.9137)	-0.2343* (-1.8862)
科教文卫支出	-1.1097** (-2.3715)	-1.1097** (-2.2463)	-1.1882* (-1.6824)	-1.1882** (-2.4168)
_cons	1.4058*** (4.1574)	1.4058*** (5.1802)	1.1815*** (3.2891)	1.1815*** (4.1485)
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定	Yes	Yes	Yes	Yes
Hausman 检验	0.0420		0.0156	
F	3584.3764		1580.4729	
R <sup>2</sup>	0.9293	0.9293	0.9302	0.9302

教育水平和科教文卫支出系数均显著为负,说明发展地方教育和增加科教文卫支出可以缩小城乡收入差距;城市土地利用效率对城乡收入差距不显著;其余控制变量与土地市场扭曲的系数符号与显著性与基准回归结果基本一致。

列(3)和列(4)加入了土地市场扭曲这一指标是为了验证城镇化不平衡发展是否为完全中介变量以及是否存在直接效应,由结果可知,土地市场扭曲对城乡收入差距存在显著的直接和间接影响,但略小于基准回归表2中的系数,因此,城镇化不平衡发展承担部分中介变量的职能。

## 四、结论与建议

20世纪90年代中后期以来,城镇空间的高速扩张实际是以扭曲土地市场配置支撑的,一方面,土地市场配置扭曲的制度保障征地制安排不公导致征地补偿较低,征地权被滥用导致农村剩余劳动力激增;另一方面,政府以扭曲土地市场的方式配置工业、商服和住宅用地以获取大额的土地出让金和发展城市经济,导致城镇化发展不平衡,最终扩大了城乡收入差距。

在信息愈发透明的社会环境下,政府扭曲土地市场的模式已不可再持续,基于此,本文提出如下建议。

(1)变更土地作为经济增长的引擎功能,摒弃“以地谋发展”方式。中央应严格管控城市建设用地供给规模,调低工业用地占比,遏制地方政府扭曲土地价格招商引资,放弃对某些产能、技术落后的工业企业实施土地优惠政策,加快实现工业用地供应体系和流转体系的市场化改革,使产业发展不再依靠政府扭曲土地价格来维持。

(2)推进以人为核心的新型城镇化。在城市面积飞速扩张的同时,迅速贯彻户籍制度的改革,摒

弃就业时的户籍歧视,保证农村劳动力无障碍流入城镇,避免出现“失地即失业”的情况,这就要以提高劳动力尤其是农村失地劳动力的素质为基石,增加对科教文卫的支出和提高教育水平,在城市边缘开放集体建设用地市场,批准村集体在集体建设用地上建立租赁房,使进城打工的失地者住有所居,从而实现人口城镇化与土地城镇化协调发展。

(3)实行城市用地结构优化的利益分享体系,保证农民获得市场机制下公平合理的失地补偿。政府制定征地补偿时应根据土地用途制定原产权拥有者的分享比率,在设立补偿政策时应该充分考虑农民的长期就业补偿和社会保障补偿,针对不同健康状况、年龄段、谋生能力的失地农民制定就业技能培训或者社会安置保障。

(4)积极推进集体建设直接入市,完善入市收益合理分配机制。贯彻实施2020年新修正的《土地管理法》,推行集体土地入市,以农地产权为基础,建立健全集体农地入市后增值收益公平分享机制,承认农民集体所有权主体以及收益分配主体地位的法律地位,最重要的,要避免入市主体与执行主体不一致导致的收益分配矛盾,构建农地增值收益分配机制时要考虑各方权益均衡,如政府对增值收益收取调节金比例等规范性问题都有待进一步落实。

### 参 考 文 献

- [1] LUCAS R E. Life earnings and rural-urban migration[J]. *Journal of political economy*, 2004, 112(1): 29-59.
- [2] 杨森平, 刘树鑫. 间接税对我国城乡居民收入的调节: “正向”还是“逆向”? [J]. *财政研究*, 2019(1): 116-128.
- [3] 周飞舟, 吴柳财, 左雯敏, 等. 从工业城镇化、土地城镇化到人口城镇化: 中国特色城镇化道路的社会学考察[J]. *社会发展研究*, 2018(2): 42-64.
- [4] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. *中国社会科学*, 2013(4): 81-102.
- [5] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. *经济研究*, 2004(6): 50-58.
- [6] 陈斌开, 张鹏飞, 杨汝岱. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J]. *管理世界*, 2010(1): 36-43.
- [7] 徐振宇, 赵天宇, 朱鹤. 居民基本权利差异对城乡差距的影响——来自中国省级面板数据的实证证据[J]. *财贸经济*, 2015(1): 90-104.
- [8] 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(10): 24-36.
- [9] FERNANDEZ R, ROGERSON R. Public education and the dynamics of income distribution: a quantitative evaluation of education finance reform[J]. *American economic review*, 1998, 88(4): 813-833.
- [10] HEMMI N, TABATA K, FUTAGAMI K. The long-term care problem, precautionary saving, and economic growth[J]. *Journal of macroeconomics*, 2007, 29(1): 60-74.
- [11] 金碚. 中国工业化的资源路线与资源供求[J]. *中国工业经济*, 2008(2): 5-19.
- [12] 刘守英. 土地制度与中国发展[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2018.
- [13] 葛扬, 岑树田. 中国基础设施超常规发展的土地支持研究[J]. *经济研究*, 2017(2): 25-51.
- [14] 刘守英. 中国土地问题调查: 土地权利的底层视角[M]. 北京: 北京大学出版社, 2017.
- [15] 张莉, 李舒雯, 杨轶柯. 新中国70年城市化与土地制度变迁[J]. *宏观质量研究*, 2019(2): 80-102.
- [16] 尚晓晔. 要素市场扭曲对中国产业结构优化升级的影响[J]. *求索*, 2016(9): 114-118.
- [17] 韦朕韬, 赵仁康. 土地价格扭曲、收入分配与我国居民消费[J]. *现代经济探讨*, 2018(11): 8-14.
- [18] 左翔, 殷醒民. 土地一级市场垄断与地方公共品供给[J]. *经济学(季刊)*, 2013(2): 693-718.
- [19] 谢冬水. 土地供给的城乡收入分配效应——基于城市化不平衡发展的视角[J]. *南开经济研究*, 2017(2): 76-95.
- [20] 彭冲, 陈乐一, 韩峰. 新型城镇化与土地集约利用的时空演变及关系[J]. *地理研究*, 2014(11): 2005-2020.

(责任编辑: 金会平)