

房屋征收对中国居民家庭收入差距的影响

杨佩鸿 曾国安¹

【摘要】：基于 2010-2018 年中国家庭追踪调查数据 (CFPS)，运用倾向值匹配法实证分析了房屋征收对居民家庭之间收入差距的影响，并对其结果进行稳健性检验和拓展性研究。研究发现：第一，房屋征收与居民家庭收入呈正相关关系，增加值远超居民家庭平均收入；第二，房屋征收扩大了被征收家庭和全部样本家庭之间的收入差距，基尼系数增加值呈先增长后下降的倒 U 型；第三，针对具有不同议价能力的居民家庭，房屋征收的收入和收入分配效应呈明显差异，拥有二套房家庭收入增加值明显高于无二套房家庭，二套房居民家庭收入差距扩大程度也高于无二套房家庭。由此来看，在制定收入分配调节政策时应通过收入再分配以及其他政策（比如征财产税）消减房屋征收对居民家庭之间收入差距扩大的影响。

【关键词】：房屋征收 收入差距 议价能力 倾向值匹配

【中图分类号】：F126 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1009-2382(2021)03-0033-10

一、引言

伴随着经济的迅猛发展，中国居民生活水平得到大幅度提高。据国家统计局公布的数据显示，我国居民人均可支配收入在 2013 年为 18311 元，2018 年达到 28228 元，扣除物价上涨因素后，全国居民人均可支配收入实际增长 1.54 倍，年均实际增长率达 7%；在居民平均收入水平提高的过程中，居民之间收入分配结构也出现了新的变化，基尼系数由 2013 年 0.473 下降到 2017 年的 0.467。¹ 虽然我国收入分配的基尼系数下降了，但多认为居民收入分配的基尼系数还处于比较高的水平（李实，2020；谭智心，2020）。更重要的是一些导致居民之间收入差距扩大的因素持续发挥着作用，制约着收入分配结构的改善。对这些因素展开研究，探讨科学合理的治理机制，对于纠正一般性收入分配调节政策的偏误，制定和实施更加精准的收入分配调节政策，具有重要的现实意义。

在城市扩展和更新改造中，房屋拆迁实际上已成为常态，房屋征收收入已经成为部分城镇居民获得财产性收入的主要途径。拆迁暴富的事例屡见报端，许多房屋被征收家庭因为房屋征收收入而一跃成为当地的百万富翁、千万富翁甚至是亿万富翁。有学者关注到了这一问题，也进行了一些研究。袁微和黄蓉（2018）根据心理账户认为房屋拆迁大大增加了家庭意外收入，孟军（2007）针对房屋征收过程中被征收家庭货币补偿等问题进行了研究，他认为房屋征收加剧了被征收家庭中低收入家庭的贫困，增加了被征收家庭中高收入家庭的收入，从而造成被征收群体内部收入差距加大。贺蕊莉（2006）也提出城市房屋拆迁与财富逆向转移的问题，她认为各地方政府房屋征收补偿标准普遍偏低，而且被征收家庭属于中低收入家庭，房屋征收使得中低收入家庭成为财富转出者，而具有竞争能力的高收入家庭成为财富转入者，由此房屋征收补偿导致财富从低收入群体向高收入群体逆向转移，即房屋征收扩大社会群体间收入差距。然而苏群等（2019）认为房屋拆迁会减少城镇居民家庭收入，主要是减少东部和中部城镇家庭收入，对西部城镇家庭收入没有影响。那么房屋征收收入到底是拉大了居民之间的收入差距，还是缩小了居民之间的收入差距呢？应该说，这主要取决于征收补偿政策安排和被征收群体的经济特征。如果征收补偿倾向于被征收人，则会提高被征收人的收入，如果倾向于压低征收补偿标准，则会使被征收人受损。在征收补偿政策倾向于被征收人的条件下，若被征收人恰为低收入群体，则会因此而提高其收入水平，从而缩小其与其他收入群体的收入差距，但会带来其与原群体及群体内部收入差距的扩大，若被征收人恰为

¹**作者简介**：杨佩鸿，湖南省洞庭湖生态经济区建设与发展协同创新中心、湖南文理学院经济与管理学院讲师、博士（常德 415000）；曾国安，武汉大学发展研究院、武汉大学马克思主义理论与中国实践协同创新中心教授、博士生导师（武汉 430072）。

基金项目：国家社会科学基金一般项目“互动式治理视角下农村环境多元共治的实现机制研究”（编号：19BZZ077）；湖南省社会科学评审委员会项目“随机因素对湖南省居民家庭之间收入差距的影响研究”（编号：XSP19YBC134）

高收入群体,则会进一步拉大其与其他收入群体的收入差距,当然也会改变其内部收入分配结构;在征收补偿政策倾向于压低征收补偿标准的条件下,若被征收人恰为低收入群体,则会因此而拉大其与其他收入群体的收入差距,也会降低其在收入群体中的收入等级,若被征收人恰为高收入群体,则会因此而缩小其与其他收入群体的收入差距,当然也会改变其内部收入分配结构。一般而言,房屋征收服从于城市发展和改造规划,不会专门针对低收入群体,也不会专门针对高收入群体,因此征收补偿政策安排往往会成为收入差距变化方向的具有随机性的重要决定因素。各地的征收补偿政策安排存在着差异,在城市发展的不同阶段,征收补偿政策安排也不相同,因此房屋征收对于不同城市、同一城市不同时期居民家庭收入差距所产生的影响存在着差异。

本文的主要贡献在于:首先,运用2010-2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证分析了房屋征收对居民家庭收入差距的影响;实证检验了房屋征收对居民家庭收入的可能影响路径。其次,考虑到我国居民家庭之间存在差异,与博弈相关的房屋征收补偿对不同议价能力的居民家庭收入差距影响也呈现相应的差异,本文进一步分析了房屋征收影响不同议价能力的家庭的收入分配效应。下文结构安排如下:第二部分为政策背景分析和备检假说;第三部分为数据来源与变量说明,介绍本文选取的变量数据来源并对变量进行简要说明;第四部分为实证分析,通过模型构建和分析工具运用检验相关假说,分析实证结果;第五部分为结论与政策建议。

二、房屋征收政策与备检假说

1. 房屋征收政策

按照《国有土地上房屋征收与补偿条例》,为了公共利益的需要,征收国有土地上单位、个人的房屋,应当对被征收房屋所有权人给予公平补偿,公平补偿一方面是指补偿与被征收财产价值相当,体现了政府征收虽然有强制性,但是在经济上不应让为公共利益作出贡献的被征收人受损,另一方面是指对被征收人应当适用统一的标准,体现被征收人之间的公平。征收补偿范围包括:被征收房屋价值的补偿;因征收房屋造成的搬迁、临时安置的补偿;因征收房屋造成的停产停业损失的补偿,其中对被征收房屋价值的补偿包括对被征收房屋及其占用范围内的土地使用权的补偿以及房屋室内装饰装修价值的补偿。为了贯彻《国有土地上房屋征收与补偿条例》精神,各地根据实际情况制定了实施细则。虽然各地的具体规定有差异,但就房屋征收补偿作出的基本规定大体相同:第一,征收单位必须对房屋被征收人进行补偿;第二,对被征收房屋价值的补偿不低于与被征收房屋类似房屋的市场价格;第三,过半数被征收人、公有房屋承租人认为征收补偿方案不符合征收与补偿规定的,需要对方案进行修改。由于征收收入是补偿性收入,国家实行免征个人所得税的政策。从现行的征收补偿政策安排来看,是存在着被征收人获取更高的收入、改变收入阶层和拉大居民家庭之间收入差距的可能性的。

(1)财产变现和获取溢价收入的可能性会提高被征收人的收入水平,使被征收人所处的收入阶层上移。拆迁往往集中于城中村、城市郊区、城市棚户区、工矿棚户区以及危旧住房改造等,由于这些地区居住环境差、基础设施建设落后、人员混杂,如果没有拆迁,这些区域的住房等房屋的流动性很差,很难变现,也谈不上获取溢价收入,而一旦进行拆迁,很容易就实现了财产价值的变现,并且很容易获取溢价收入(因为补偿标准不得低于市场价格)。一旦实现了财产价值变现,被征收人就可以进行投资,而获取新的投资收入。²如果被征收人恰好是低收入群体,则可起到缩小居民之间收入差距的作用,但一般而言,被征收人既包括低收入群体,也包括中等收入和高收入群体,收入越高的家庭拥有的房产往往更多,房屋拆迁往往造成的是高收入群体获得更高的收入,因此造成的结果一方面是拉大被征收群体和未被征收群体的收入差距,另一方面是居民整体收入差距的扩大。

(2)房屋(财产)的高集中度可能带来征收补偿收入的高集中度,也可能造成城镇居民整体收入集中度的提高。征收标准相同,拥有的房屋财产越多,获得的征收收入越多。一般而言,原城中村和城郊用地原属农村集体用地,房屋建设多处于放任状态,这使得一些村民拥有了大量的房屋财产,因此也就能获得巨额的房屋征收收入,而这种收入的规模绝对是劳动收入积累所望尘莫及的,因为征收补偿包括了城市发展带来的溢价(分红),房屋征收收入势必造成收入集中度的提升。如果房屋所处地段征收标准高,房屋征收收入更多,收入集中度会更高。这些高收入者再将其征收收入进行投资,可以获取更多的收入,会导致收入集中度的进一步提高。

(3) 补偿形式的可选择性提供了获得二次溢价收入的可能性, 从而提供了进一步扩大收入差距的可能性。在货币补偿与实物补偿(房屋置换)两种形式可选择的情况下, 在房价上涨的城市, 选择实物补偿意味着可以获得二次溢价收入, 房价上涨幅度越大的地区, 二次溢价收益率越高。这一方面使收入集中度更向这部分被征收人倾斜, 另一方面也会进一步拉大与未被征收群体之间以及全体居民整体的收入差距。

(4) 议价的可能性使得议价能力强的被征收人有获得更多征收收入的可能性, 也因此可能带来被征收人群体内部和居民整体收入差距的进一步扩大。为了维护社会稳定, 强拆越来越受限制, 房屋拆迁补偿标准也因此越来越受被征收人的议价能力的影响, 议价能力越强, 拆迁补偿标准越高, 被征收人获得的收入越多。由于议价能力的强弱具有差异性, 由此带来的超过公开补偿标准的收入的分配不可能是均衡的, 由此造成的结果, 一方面会拉大其与未被征收的具有同一议价能力家庭的收入差距, 另一方面则是房屋征收导致议价能力强的家庭之间的收入差距增加额大于议价能力弱的家庭之间收入差距的增加额。

2. 备检假说

通过上述分析, 本文提出两个备检假说:

假说 1: 房屋征收会造成全体居民家庭整体(包括被征收群体和未被征收群体)收入差距的扩大。一方面由于房屋征收服从于城市发展和改造规划, 很多居民家庭房屋并不可能被征收, 因此就无法获得房屋被征收而带来的财产性收入, 而房屋被征收家庭则可获得新的财产性收入, 另一方面房屋征收会导致收入集中度的进一步提高, 由此房屋征收将会导致居民家庭整体收入差距的扩大。

假说 2: 房屋征收会加剧不同议价能力家庭之间的收入差距。由于拆迁的非均衡性、被拆迁人原身份和房屋财产拥有量的不同、房屋市场价格的不同、被征收人的议价能力的不同以及拆迁补偿形式的可选择性等原因, 使得房屋征收补偿收入在被征收居民家庭之间的分配很不平等, 从而造成不同议价能力的居民家庭之间收入差距的扩大。

三、数据来源与变量说明

1. 数据来源

本文所使用的数据来自北京大学社会调查中心在全国开展的家庭基本状况调查——中国家庭追踪调查(CFPS)。CFPS 样本覆盖 25 个省、市、自治区, 目标样本规模为 16000 多户, 调查对象包含农村居民和城镇居民家户中的全部家庭成员。CFPS 样本于 2008、2009 两年在北京、上海、广东三地分别开展了初访与追访的测试调查, 并于 2010 年正式开展访问。经 2010 年基线调查界定出来的所有基线家庭成员及其今后的血缘、领养子女将作为 CFPS 的基因成员, 成为永久追踪对象。中国家庭追踪调查数据库包括社区层面、家庭层面和个人层面的经济活动信息, 该数据库具有较大的样本容量、丰富的家庭经济活动统计指标和较长的时间跨度。本文首先在家庭层面数据库中选择房屋征收、家庭各项收入、金融保险、房产及家庭特征变量, 然后根据家庭数据库中户主编码提取个人层面数据库中户主人口统计学特征变量。但中国家庭追踪调查数据库也存在一些指标的缺失和异常及明显的测量误差。本文在剔除 2010-2018 年家庭收入信息缺失的样本后, 2010、2012、2014、2016 和 2018 年最终分别进入分析样本的家庭有 13156、12414、13351、13659 和 13179 户。³

2. 变量选择与说明

本文涉及的变量有 23 个。被解释变量为居民家庭人均收入(Y), 包括人均工资性收入、人均经营性收入、人均转移性收入、人均财产性收入和其他收入。解释变量为房屋是否被征收, 如果家庭房屋被征收, 则此变量设为 1, 否则设为 0。根据收入来源, 影响居民家庭人均收入的家庭主要特征变量包括: ①在外务工, 指农村家庭成员除务农外, 是否还在外务工(比如去城市打工)挣

钱;②工资性收入,指家庭成员是否获得了工资性收入;③个体经营活动,指家庭成员是否进行个体经营活动或开办私营企业;④农业生产活动,指家庭是否在当年从事农业生产活动;⑤浸入金融市场程度,指家庭通过金融市场获得财产性收入的多少,一般用家庭金融产品价值作为代理变量;⑥养老金的领取,指家庭成员是否有养老金收入;⑦国家补助,指家庭是否得到政府以现金或实物发放的各类补助,包括低保、农业补助等。

家庭其他特征变量还包括:融资能力,指家庭能更好地进行生产经营活动的能力,一般用从亲朋好友借钱数量作为代理变量;参与商业性保险,指家庭利用商业性保险弥补其遭受的相关损失;居住地理位置,离城市越近,越容易获得收入,用家庭做饭燃料作为代理变量,离市区越近,越不会使用柴草作为做饭燃料;文化程度,指家庭整体教育程度,用受访者是否使用普通话作为代理变量;社会资本,我国是一个人情社会,家庭通过社会资本可以获得工作机会或者获得更多收入,用家庭人情礼金支出作为代理变量(苏静等,2019);第二套房,房产属于家庭资产,房产数量越多,家庭资产越雄厚,在征收时,议价能力强(Li等,2020),一般指样本家庭除了当前居住的房屋,是否另有第二套住房;所处地区,我国房屋征收补偿具有明显地区差异,不同地区的家庭获得房屋征收收入不同,具体指家庭是否居住在东部地区;户口性质,指是否为城镇户口;家庭规模,指家庭常住人口数量。户主特征变量包括:户主年龄、性别、民族、教育、健康程度。

家庭主要特征变量中变量①和②表示影响工资性收入的因素,变量③和④表示影响经营性收入的因素,变量⑤表示影响财产性收入的因素,变量⑥和⑦表示影响转移性收入的因素。影响家庭收入的变量远不止上述7个变量,因此本文还选取了家庭结构、地理位置、社会资本及户主特征等变量。21个控制变量指标说明如表1所示。

表1 控制变量指标说明

	变量名	指标说明		变量名	指标说明	
家庭主要特征 (收入来源角度)	外出务工	是设为1,否设为0		第二套房	是设为1,否设为0	
	工资性收入	有设为1,没有设为0		文化程度	普通话设为1,方言设为0	
	农业生产活动	是设为1,否设为0		家庭规模	常住人口数量	
	个体经营活动	是设为1,否设为0		所处地区	东部地区设为1,其余地区设为0	
	浸入金融市场程度	家庭拥有金融产品的价值		户口性质	城镇户口设为1,其余设为0	
	养老金的领取	是设为1,否设为0		户主特征	年龄	户主的年龄大小
	国家补助	有设为1,无设为0			教育	受教育年限
家庭其他特征 变量	参与商业性保险	是设为1,否设为0	户主特征	性别	男设为1,女设为0	
	融资能力	亲朋好友借贷金额		民族	汉族设为1,其余设为0	
	社会资本	家庭人情礼金支出额		健康程度	非常不健康设为0,非常健康	

			度	设为 5
	居住地理位置	管道煤气、罐装液化气或电设为 1, 其余设为 0		

为直观了解房屋征收对居民家庭人均收入的影响,表 2 列出了房屋被征收家庭人均收入均值、房屋未被征收家庭人均收入均值和全部样本家庭人均收入均值,通过对三者比较发现,2010-2018 年三者人均收入均值总体呈增长趋势,表明我国居民家庭收入随经济增长而增加。全部样本家庭人均收入均值由 2010 年的 10753.15 元增加到 2018 年的 29925.01 元,期间年均增长率达到 12.04%;房屋未被征收家庭人均收入均值由 2010 年的 10607.16 元增加到 2018 年的 27530.22 元,期间年均增长率为 11.18%;房屋被征收家庭人均收入均值由 2010 年的 14526.85 元增加到 2018 年的 161262.58 元,期间年均增长率高达 30.66%,大大超过房屋未被征收家庭人均收入均值和全部样本家庭人均收入均值的增长速度,这表明房屋征收大大增加了被征收家庭的收入。

四、实证分析

1. 实证模型

(1) 收入决定函数。

表 2 各年份样本家庭(包括房屋被征收和未被征收家庭)人均收入均值(单位:元)

年份	房屋被征收家庭人均收入均值	房屋未被征收家庭人均收入均值	全部样本家庭人均收入均值
2010 年	14526.85	10607.16	10753.15
2012 年	44610.35	12865.29	13113.36
2014 年	156811.75	16099.35	17859.44
2016 年	178421.58	22141.63	24670.21
2018 年	161262.58	27530.22	29925.01

在 Mincer(1974)收入决定方程和程名望等(2014)研究基础上,我们将影响家庭收入高低的因素确定为房屋征收、家庭主要特征、家庭其他特征变量以及户主特征变量,这些因素将被作为被解释变量家庭人均可支配收入的解释变量。由此,构建回归方程形式如下:

$$\ln Y_i = \alpha + X_i\beta + D_i\gamma + \varepsilon_i \quad (1)$$

$\ln Y_i$ 表示家庭 i 人均收入的对数; X 表示控制变量; D 表示哑变量,如果家庭房屋被征收,则取值为 1,如果家庭房屋没有被征收,那么取值为 0; β 和 γ 分别表示控制变量和哑变量的相关系数; ε_i 是误差项。由于收入变量属于正态分布,所以本文利用半对数模型。

(2) 倾向值匹配法。

囿于各家庭的异质性强, 房屋征收无明显的随机性, 影响分配效应的因素复杂, 直接使用未经随机化规则处理的观测性数据或多元回归模型研究房屋征收的分配效应, 可能会出现选择偏差和内生性问题, 且我们可能面临变量间复杂的关联关系, 无法有效地推论因果效应。为克服此类问题, 采用 Rubin 专门开发用于准确评估观测数据处理效应的方法分析房屋征收对居民家庭收入产生的影响(樊丽明和解垚, 2014; 杨子等, 2017; 刘敏等, 2020)。

首先, 将样本分为两个组, 处理组指房屋被征收组, 对照组指房屋没被征收组, 然后依据家庭特征和户主特征等数据估计家庭房屋被征收和没被征收的概率, 得到其倾向得分值; 其次, 根据得分值的大小进行匹配, 找到房屋被征收与没被征收不同情况下与之相似的样本; 再次, 将匹配好的与房屋被征收的倾向得分最接近的没被征收家庭作为其反事实; 最后, 比较两组间家庭人均收入的差异, 再对计算出来的差异取均值, 得到房屋征收对家庭人均收入的平均处理效应 ATT 值(卢亚娟等, 2018)。如下式:

$$ATT = E_{p(X)|D=1} [E(Y_{1i} - Y_{0i}) | D=1, p(X)] - E_{p(X)} [E(Y_{1i} | D=1, p(X)) - E(Y_{0i} | D=0, p(X))] \quad (1)$$

其中, Y_{1i} 表示家庭 i 房屋被征收后的实际收入, Y_{0i} 表示房屋被征收的家庭 i 如果房屋没有被征收的收入, $E[Y_{1i} | D_i=1]$ 表示房屋被征收家庭 i 的收入期望值, $E[Y_{0i} | D_i=1]$ 表示房屋被征收的家庭 i 如果房屋没有被征收的家庭收入期望值, $p(X)$ 表示被征收房屋不被征收的概率。

结合公式(1)和(2)得出 ATT 的估计值:

$$\hat{ATT} = \frac{1}{n_D} (1 - e^{-\hat{\gamma}}) \sum_{i=1}^{n_0} Y_i \quad (2)$$

其中, n_0 表示房屋征收的家庭数量, $\hat{\gamma}$ 是公式(1)中 γ 的估计值。

依据上述房屋征收对家庭收入产生的影响, 计算房屋征收对居民家庭收入差距的影响, 具体计算公式如下:

$$\Delta I_{D_i=1} = I_{1_i}^{D_i=1} - I_{0_i}^{D_i=1} \quad (3)$$

$I_{1_i}^{D_i=1}$ 表示样本中房屋被征收家庭的收入差距, $I_{0_i}^{D_i=1}$ 表示样本中房屋已经被征收的家庭如果没有遭受房屋征收的收入差距, 由于 $I_{0_i}^{D_i=1}$ 不能直接观察到, 所以需要反事实法估算, 估算公式如(4)所示:

$$Y_{i, D_i=0} | (D_i = 1) = e^{-\hat{\gamma}} Y_{i, D_i=1} | (D_i = 1) \quad (4)$$

对于整个样本家庭来说, 我们也可以测算房屋征收对收入不平等产生的效应。

$$\Delta I = I - I_{D=0}$$

6)

I 表示样本中所有家庭的被观察到的收入不平等, $I_{D=0}$ 表示样本中房屋被征收家庭的收入被重新估算出来后与房屋未被征收家庭收入共同组成的居民家庭整体的收入不平等。本文的收入差距用基尼系数表示。

2. 实证分析

(1) 收入决定方程的回归结果。

为了验证房屋征收的收入效应, 本文依据收入决定方程, 在解释变量和控制变量基础上利用 Stata16 软件分别对 2010-2018 年的变量进行数据分析, 得到回归分析结果如表 3 所示。

由表 3 可知, 房屋征收的系数为正, 2010 年在 10%显著性水平上通过检验, 其后几年在 1%显著性水平上通过检验, 其对人均可支配收入具有正效应。2010-2018 年回归模型中, F 值比较大且 P 值拒绝原假设, 模型具有显著性, 拟合度好。回归的 R^2 虽然小, 但对后续的匹配结果影响不大。2010-2018 年房屋征收对人均收入的影响系数分别是 0.0691、0.7165、1.1952、1.0744 和 0.9001, 表明随着时间的延长, 房屋征收对收入的影响效应逐步增加, 且增加幅度比较大。前面的理论分析表明, 房屋征收会直接增加居民家庭当年财产性收入, 进而增加总收入; 城镇化进程的加快会导致房屋征收占当年家庭总收入的比重上升, 房屋征收对居民家庭收入的影响会持续存在。

家庭主要特征变量中, 家庭是否有人外出务工、是否有工资性收入、是否个体经营、是否从事农业生产、浸入金融市场程度、是否领取养老金以及国家补助等 7 个变量都在 10%显著性水平上通过检验, 反映它们都对人均收入有影响。其中, 是否从事农业生产这一变量, 除了在 2010 年对人均收入增长产生正效应外, 其余年份对人均收入增长均为负效应, 这意味着若仅务农, 人均收入必然减少。家庭是否有人外出务工和是否有工资性收入这两个变量对家庭人均收入影响为正, 这意味着从事非农工作, 获得工资性收入能增加家庭人均收入。表 3 中是否个体经营的系数为正, 说明从事个体经营会增加居民家庭人均收入。浸入金融市场程度对人均收入影响为正效应, 说明家庭拥有金融产品价值越多, 家庭人均收入越高。总体来看, 养老金能增加人均收入, 国家补助对人均收入的影响则很微弱。

表 3 各年份收入决定方程的估计结果

变量	2010 年	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年
房屋征收	0.0691*	0.7165***	1.1952***	1.0744***	0.9001***
外出务工	0.0725***	0.5748**	0.4832***	0.2018***	0.5825***
工资性收入	0.6092***	0.9766***	0.2429***	0.2684***	0.6765***
个体经营活动	0.1059***	0.4237***	0.2208***	0.2716***	0.3383***
农业生产活动	0.1424***	-0.047*	-0.3507***	-0.2308***	-0.1029***
养老金的领取	0.3683***	-1.711***	0.1524*	0.1594***	0.1813***
国家补助	-0.0001***	-0.187***	0.00002***	0.000006***	0.00001***

浸入金融市场程度	0.0000018***	0.0000019***	0.000001***	0.0000007***	0.0000003***
参与商业性保险	0.00002***	0.00003***	0.00002***	0.00001***	0.00002***
融资能力	0.0000006*	0.0000004*	-0.0000006***	0.0000006***	0.0000003
社会资本	0.00005***	0.00002***	0.00003***	0.00002***	0.00002***
第二套房	0.2197***	0.268***	0.2986***	0.2894***	0.2422***
居住地理位置	0.4268***	0.3054***	0.2946***	0.3501***	0.2605***
文化程度	0.1771***	0.1676***	-0.0534**	0.1772***	0.1323***
所处地区	0.1372***	0.015	0.2248***	0.1858***	0.1506***
户口性质	0.1635***	0.2136***	0.168***	0.1863***	0.2108***
家庭规模	-0.1146***	-0.0765***	-0.1102***	-0.116***	-0.1438***
年龄	0.0001	0.0065***	-0.0026***	-0.007***	-0.005***
性别	0.0227	0.0707***	0.0386**	0.063***	0.067***
教育	0.0471***	0.0107***	0.0573***	0.0404***	0.0424***
民族	0.0938**	0.0518*	-0.0712	0.273***	0.0787**
健康程度	-0.001	-0.009	-0.0215**	0.0339***	0.03***
观测值量	13156	12414	13351	13659	13179
R ²	0.3862	0.2675	0.2804	0.3985	0.4925
F 值	375.63	236.11	236.12	410.59	580.38

家庭其他特征变量中,参与商业性保险在 1%显著性水平上通过检验,对家庭人均收入影响为正效应,即增加家庭人均收入,家庭购买商业保险可以弥补家庭遭受灾害事故带来的收入减少。社会资本也能增加家庭人均收入,但影响较小。融资能力总体上也可增加家庭人均收入,但影响微弱。家庭居住地理位置、文化程度、户口性质均对家庭人均收入增长产生正效应,这意味着越靠近市中心、文化程度越高与拥有城镇户口的家庭越有机会获得更多的收入。家庭拥有二套住房会显著增加家庭人均收入,这意味着家庭拥有的房屋财产越多,越有利于增加家庭人均收入。家庭所处地区在 2014 年没有通过显著性水平检验,在其余年份中通过显著性水平检验,且系数较大并为正,说明经济越发达的地区,家庭人均收入越高。家庭规模在 1%显著性水平上通过检验,对家庭人均收入影响为负效应,即家庭人口数量增加会导致家庭人均收入减少。

户主特征变量中,户主年龄在 2010 年与人均收入呈正相关关系,但是没有通过显著性水平检验,在其余年份中,户主年龄在 1%显著性水平上通过检验,与人均收入均呈负相关关系,这体现了生命周期中收入倒 U 型变化的影响。户主性别除了 2010 年外,其余 4 年在 1%显著性水平上通过检验,且对人均收入影响为正效应,即户主为男性,会有助于增加家庭人均收入,这体现了收入分配男高女低的影响。户主受教育程度在 1%显著性水平上通过检验,且对人均收入影响为正效应,即户主受教育程度越高越有利于增加家庭人均收入。户主民族为汉族对人均收入影响是正效应(2014 年系数虽为负,但没有通过显著性水平检验)。户主健康状况对家庭人均收入的影响有 2 个年份未通过显著性水平检验(2010 年和 2012 年),有 3 个年份通过了显著性水平检验,其中 2016 年和

2018年系数为正,2014年为负,逻辑上户主健康有助于增加家庭人均收入,但可能因为户主年龄偏大,不是主要劳动力等原因带来了影响的多样性。

(2) 倾向值匹配结果。

在利用最小二乘法进行回归分析后,进行倾向值匹配分析,主要分析房屋征收对家庭人均收入的影响。本文主要采用近邻匹配法得到匹配结果,近邻匹配法的原理是在处理组和对照组之间寻找相似的倾向值进行匹配,而且对照组的样本可以替换重复使用,能确保每个实验组找到近似它的对照组,匹配度高,偏差则小。具体结果如表4和表5所示。表4反映的是样本中房屋被征收的家庭人均收入的ATT效应,表5反映的是房屋被征收的家庭和包括房屋被征收和未被征收的全部家庭的收入差距。

由表4可知,2010年房屋被征收的家庭人均收入均值为14526.85元,而通过倾向值匹配后人均收入均值为16544.9元,ATT值是-2018.05元,t值是1.75,具有显著性,即房屋被征收导致被征收家庭人均收入均值减少了2018.05元,究其原因可能有二:一是在2010年调查问卷中,大部分家庭不是在2010年进行房屋征收,且房屋征收家庭的补偿标准较低;二是房屋征收影响居民家庭的经营活动,经营性收入减少(苏群等,2019)。2012年房屋被征收的家庭人均收入均值为44610.35元,通过倾向值匹配后人均收入均值是13083.1元,ATT值是31527.25元,t值是3.65,具有显著性,即房屋被征收导致被征收家庭人均收入均值增加了31527.25元。2014年、2016年和2018年的ATT值都为正,t值大于1.69,具有显著性,房屋被征收导致被征收家庭人均收入均值分别增加了138443.38元、155686.38元和126781.4元,增加值远远超过了当年家庭人均收入的均值(2014、2016和2018家庭人均收入均值为17859.43元、24670.21元和29925.01元⁴)。财产变现和获取溢价收入使得被征收家庭收入得以大幅度增加,甚至超过了家庭总收入;财产价值变现后,被征收人进行投资获得新的投资收入,进而增加家庭总收入,房屋被征收俨然成为被征收家庭增收的主要途径。

表4 样本中房屋被征收的家庭人均收入的ATT效应

年份	Y_{1i}	Y_{0i}	ATT($Y_{1i}-Y_{0i}$)
2010年	14526.85	16544.9	-2018.05(1.75)
2012年	44610.35	13083.1	31527.25(3.65)
2014年	156811.75	18368.37	138443.38(4.73)
2016年	178421.58	22736.19	155685.38(5.7)
2018年	161262.58	34481.18	126781.4(4.5)

表5 房屋被征收家庭和全部样本家庭人均收入的基尼系数

年份	$I_{Di=1 1}$	$I_{Di=1 0}$	$\Delta I_{Di=1}$	I	$I_{D=0}$	ΔI
2010年	0.4567	0.5423	-0.0856	0.5334	0.5377	-0.0043
2012年	0.6812	0.4458	0.2354	0.5230	0.5159	0.0071
2014年	0.7755	0.5018	0.2737	0.5545	0.5116	0.0429

2016年	0.7323	0.4555	0.2768	0.5620	0.5171	0.0449
2018年	0.7546	0.5698	0.1848	0.5614	0.5312	0.0302

由表5可知,2010年房屋被征收家庭人均收入的基尼系数是0.4567,匹配后的房屋被征收家庭人均收入的基尼系数是0.5423,房屋征收导致房屋被征收家庭人均收入基尼系数减少了0.0856,原因是2010年补偿标准没有受居民议价能力影响,居住在同地的家庭获得的征收补偿差异性不大,同时房屋征收导致居民经营性收入和工资性收入减少,因而被征收的居民家庭之间收入差距缩小;全部样本家庭人均收入的基尼系数是0.5334,匹配后的全部样本家庭人均收入基尼系数是0.5377,房屋征收导致全部样本家庭人均收入基尼系数减少了0.0043,原因是被征收的房屋性质属于经营场所,中高收入阶层的经营性收入大大降低,收入差距缩小(假设1和假设2在2010年没有得到验证)。其后四个时间段,房屋征收导致被征收家庭之间人均收入的基尼系数各增加了0.2354、0.2737、0.2768和0.1848,基尼系数值增加幅度均超过了0.15以上,尤其是2016年基尼系数增加值达到了0.2768,通过观察表3发现,2016年房屋征收导致收入增加值最多,与前面理论分析一致,居民议价能力与地区经济发展的差异性导致被征收家庭获得的征收收入是不均衡的,最终扩大了被征收家庭之间的收入差距(假说1得到验证)。从全部样本来看,2012-2018年间,房屋征收导致各年全部样本家庭人均收入基尼系数各增加了0.0071、0.0429、0.0449和0.0302,增幅不容小觑(假说2得到验证),房屋征收补偿不仅包括了城市发展带来的溢价,还包括了收入的高集中度,居民家庭之间的财产性收入差距扩大,进而导致收入差距扩大。

3. 稳健性检验

为检验上述方法是否有效计算出房屋征收对居民家庭收入差距的影响,本文在原变量基础上,运用分位数回归方法进行实证分析,2010-2018年结果如图1依次所示(注:图中虚线表示OLS回归系数值)。

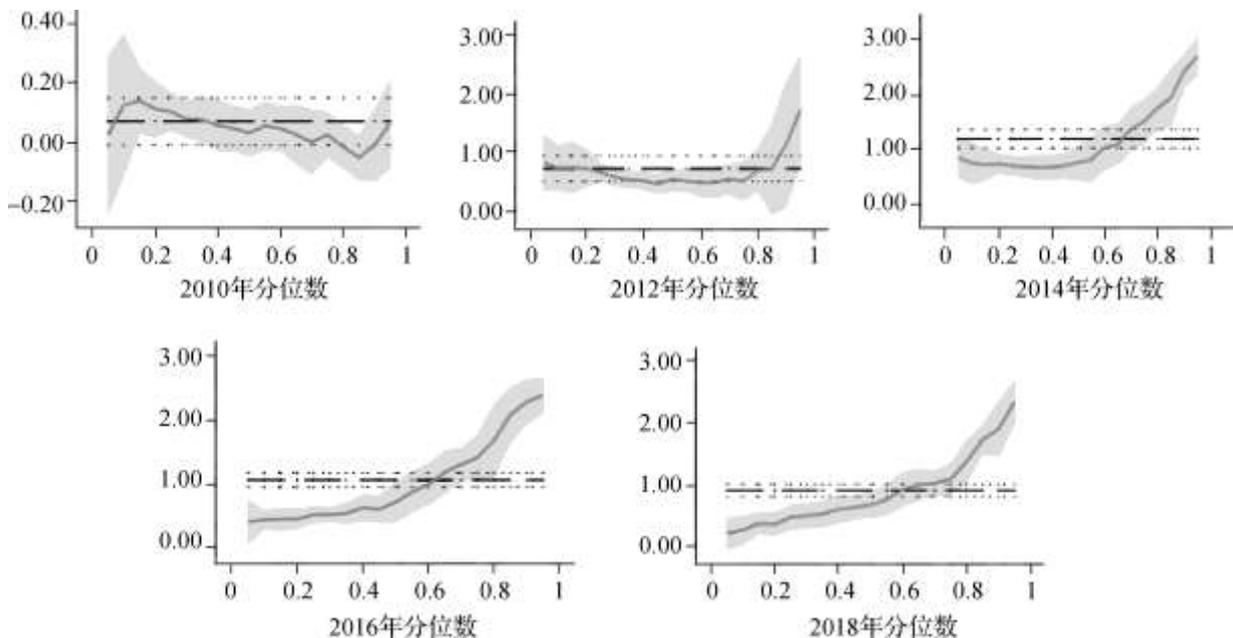


图1 2010-2018年房屋征收对居民家庭收入影响的分位数回归结果

如图1所示,2010年房屋征收增加了各收入阶层家庭收入(系数为正),从系数大小可知,房屋征收对低收入家庭的影响大于高

收入家庭,即低收入家庭因房屋征收获得的收入大于高收入家庭获得的收入,因此,2010 年房屋征收缩小了居民家庭之间的收入差距。从其余四图可知,2012-2018 年房屋征收增加了各年各收入阶层家庭收入,从系数大小可知,2012 年房屋征收对 8/10 分位数以上收入阶层的家庭影响系数大于 OLS 回归的系数,对位于 2/10 到 8/10 分位数之间收入阶层家庭收入影响最小,即房屋征收主要拉大高收入阶层和其他收入阶层的收入差距。随着分位数水平的增加,2014-2018 年房屋征收对收入的回归系数值在增加,而且 6/10 分位数以上收入阶层的家庭影响系数大于 OLS 回归的系数,因此,2014-2018 年房屋征收显著地扩大了居民家庭收入差距。分位数回归分析结果与前文 OLS 回归和倾向值匹配结果一致。

4. 房屋征收对不同议价能力居民家庭收入差距的差异比较

家庭议价能力的强弱差异性会导致拆迁补偿标准的不同,最终导致征收收入的不同。家庭议价能力的替代指标有很多,综合朱宁和马骥(2015)分析农户家庭议价能力影响因素得出本文家庭议价能力的替代指标为家庭拥有房屋数量。根据样本统计,本文选取了家庭是否拥有二套房两个子样本实证分析房屋征收对不同房屋拥有数量的家庭收入效应和收入分配效应。具体结果分别如表 6 和表 7 所示。

如表 6 所示,房屋征收增加了有、无二套房家庭的人均收入。同年份相比较,拥有二套房家庭人均收入的增加额大于没有二套房家庭的,2018 年二者相差额最多,达到 117245.87 元,2016 年二者相差额最少,为 1708.09 元。与前面的理论分析一致,家庭拥有房产数量能在一定程度上反映出家庭财富状况,拥有更多财富的家庭有获得信息的优势,房屋征收时拥有二套房的家庭议价能力明显高于只拥有一套房的家庭,拆迁补偿标准高,最后可以获得更多的征收收入。

表 6 不同房屋拥有数量被征收后的人均收入 ATT 效应

	Y_{1t}	Y_{0t}	ATT($Y_{1t}-Y_{0t}$)
2010 年有二套房	19164.64	17136.51	3265.12(0.62)
2012 年有二套房	58985.63	16812.62	42173.01(1.71)
2014 年有二套房	240765.81	26486.29	214279.52(2.1)
2016 年有二套房	200402.83	47798.07	152604.77(3.7)
2018 年有二套房	257312.06	40073.31	217238.75(2.85)
2010 年无二套房	13598.21	13529.67	68.541(0.06)
2012 年无二套房	40142.36	13061.93	27081.27(3.21)
2014 年无二套房	132917.13	15361.93	117555.2(4.95)
2016 年无二套房	169262.72	18366.04	150896.68(4.31)
2018 年无二套房	124752.54	24759.66	99992.88(3.95)

表 7 不同房屋拥有数量的家庭之间人均收入的基尼系数

	I	$I_{D=0}$	ΔI
--	---	-----------	------------

2010 年有二套房	0.5492	0.5491	0.0001
2012 年有二套房	0.5117	0.5017	0.01
2014 年有二套房	0.5487	0.4842	0.0645
2016 年有二套房	0.5641	0.5198	0.0443
2018 年有二套房	0.5632	0.5129	0.0503
2010 年无二套房	0.5192	0.5209	-0.0017
2012 年无二套房	0.5152	0.5088	0.0064
2014 年无二套房	0.5453	0.5076	0.0377
2016 年无二套房	0.5504	0.5085	0.0419
2018 年无二套房	0.5459	0.5213	0.0246

如表 7 可知,房屋征收不仅扩大了拥有二套房家庭之间的收入差距,而且扩大了无二套房家庭之间的收入差距(2010 年除外,表 6 中 t 值不显著)。表中数值表明,有无二套房家庭分样本与总样本的收入差距基尼系数相似,符合事实情况。拥有二套房家庭之间收入差距基尼系数增加值明显大于无二套房家庭之间的收入差距,即房屋征收导致拥有二套房家庭之间的收入差距大于无二套房家庭的收入差距(假说 2 得到验证)。究其原因是有二套房的家庭拥有一定的财富,其在选择住房质量、条件与地理位置等方面具有一定的优势,这种优势势必会导致房屋征收过程中议价能力增强,最终导致拥有二套房家庭获得了超额的收入(包括更高的征收补偿和城市发展红利),最后相比较拥有二套房没有被征收的家庭,其收入的增加额远远超过家庭总收入,收入差距因为房屋征收而扩大。无二套房家庭的劣势不明显,其收入增加值不够多,虽造成了收入差距的扩大,但收入差距扩大的程度低于前者。

五、结论与政策建议

由上述实证结果可以看出,房屋被征收补偿收入占被征收居民家庭总收入的比重很大,根据倾向值匹配分析和分位数回归分析发现房屋征收已经成为导致居民家庭之间人均收入差距过大的重要原因。不同议价能力的家庭获得的征收收入具有差异,一般是议价能力强的家庭获得的征收收入大于议价能力弱的家庭,且房屋征收导致拥有二套房居民家庭之间的收入差距超过了拥有一套房的居民家庭。伴随着城市的扩展和更新改造,房屋拆迁仍会不断出现,尽管拆迁是城市发展过程中的必然现象,可能具有外溢效应,同时也会使一部分低收入居民“脱低入高”,但通过上述分析可知,不能将缩小居民家庭之间的收入差距寄希望于拆迁,因为就整体而言,拆迁(房屋征收收入)所造成的是居民家庭之间收入差距的扩大。可惜的是,迄今为止并未有针对性的应对之策,而如果不解决由此造成的收入差距扩大的问题,既会损害社会公平,也会损害经济效率。因此,我们应该积极采取有效措施来抑制拆迁(房屋征收收入)对居民家庭之间收入差距扩大的影响。

第一,要在保护劳动收入的前提下统筹考虑收入分配政策的调整。目前针对居民收入征收的税收主要是劳动收入,而非劳动收入所得的征税不仅范围很小,并且税率很低。这显然不利于劳动供给的增长,也很不公平。应该按照“着重保护劳动所得”、“形成合理有序的收入分配格局”⁵的要求,大幅度降低劳动收入税收负担,而相应增加包括房屋被征收补偿收入在内的非劳动收入的税收负担。

第二,要建立私人权利与公共权利的平衡机制,努力实现房屋拆迁的公平补偿。正当的私人权利必须得到法律的保护,任何以

公共权利的名义掠夺私人权利的行为都是应该被禁止的,但私人权利的无限扩张最终必然会损害公共权利,这也是不能允许的。当前所存在的拆迁暴富现象实际上就是公共权利向被拆迁人过度让渡的结果,而公共权利之所以会过度让渡,主要是在拆迁环节公共权利的代理人结构性缺位所造成的,因为过高的补偿标准和过宽的补偿范围造成的过高的补偿金的最终支付者既不是拆迁谈判机构,也不是开发商,而是纳税人和消费者。私人权利与公共权利平衡机制的缺失破坏的不仅仅是社会公平,也会严重损害社会的效率机制。应当秉持私人权利与公共权利相平衡的理念,通过立法和司法手段,在拆迁补偿中建立起私人权利与公共权利相平衡的机制,扭转房屋拆迁中过度补偿的行为,最终实现房屋拆迁的公平补偿。

第三,要通过收入再分配政策防止由房屋征收造成居民家庭之间收入分配的两极分化。虽然实现房屋拆迁的公平补偿十分重要,但从现实来看,需要循序渐进,因此同时需要采取的措施就是通过收入再分配政策对房屋征收收入进行调节,具体来看,可以通过对财产收入征收累进税的方式进行调节,因为无论房屋征收收入采取何种形式,最终都只能以财产的形式存在,只要对财产收入征收足够的税⁶,就可以抑制由房屋征收造成的收入差距的扩大。

参考文献:

[1]. Li, C., M. Y. Wang, and J. Day. Reconfiguration of State-society Relations: The Making of Uncompromising Nail Households in Urban Housing Demolition and Relocation in Dalian, China. *Urban Studies*, 2020, 6:1-17.

[2]. Mincer, J. *Schooling, Experience and Earnings*. Chicago: University of Chicago Press, 1974.

[3]. 程名望、史清华、Jin Yanhong:《农户收入水平、结构及其影响因素——基于全国农村固定观察点微观数据的实证分析》,《数量经济技术经济研究》2014年第5期。

[4]. 樊丽明、解垚:《公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?》,《经济研究》2014年第8期。

[5]. 贺蕊莉:《城市房屋拆迁补偿的理论标准与财富逆向转移》,《财经问题研究》2006年第8期。

[6]. 李实:《中国特色社会主义收入分配问题》,《政治经济学评论》2020年第1期。

[7]. 刘敏、赵雲泰、钟太洋:《“倒挂型”土地利用总体规划的耕地保护效果评价》,《中国土地科学》2020年第3期。

[8]. 卢亚娟、刘澍、王家华:《人口老龄化对家庭金融资产配置的影响——基于家庭结构的视角》,《现代经济探讨》2018年第5期。

[9]. 孟军:《房屋拆迁中低收入群体货币补偿问题浅议》,《山东房地产》2007年第1期。

[10]. 苏群、高君、常雪:《拆迁会影响城镇居民家庭的收入吗?——基于CHIP2013的实证分析》,《人口学刊》2019年第1期。

[11]. 胡继亮、张天祐等:《收入识别与长期多维贫困:基于中国家庭追踪调查数据的实证分析》,《经济问题》2019年第8期。

[12]. 苏静、肖攀、胡宗义:《教育、社会资本与农户家庭多维贫困转化》,《教育与经济》2019年第2期。

[13]. 谭智心:《城镇化进程中城乡居民财产性收入比较研究——一个被忽略的差距》,《学习与探索》2020年第1期。

[14]. 杨子、马贤磊等:《土地流转与农民收入变化研究》,《中国人口·资源与环境》2017年第5期。

[15]. 袁微、黄蓉:《房屋拆迁与家庭金融风险资产投资》,《财经研究》2018年第4期。

[16]. 袁微、黄蓉:《“此钱非彼钱”:拆迁冲击下的家庭消费——家庭财富和健康状况调节效应分析》,《商业研究》2018年第3期。

[17]. 朱宁、马骥:《农户议价能力及其对农产品出售价格影响的实证分析》,《经济经纬》2015年第4期。

注释:

1 国家统计局住户调查办公室编:《中国住户调查年鉴 2018》,中国统计出版社 2018 年版。

2 拆迁使“乌鸡变凤凰”,溢价使“乌鸡变成金凤凰”,投资再使“乌鸡变成下蛋的金凤凰”。

3 北京大学开放研究数据平台:<http://opendata.pku.edu.cn/dataset.xhtml>。

4 2014年、2016年和2018年家庭人均收入均值通过中国家庭追踪调查数据库中的数据计算而得。

5 人民网:《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,<http://cpc.people.com.cn/n/2013/1115/c64094-23559163.html>,2020年11月1日。

6 以将超过公平补偿的收入部分收归公共财政作为最低要求。