

最低工资标准改善了我国低收入群体住房条件吗？

——基于城镇住户调查数据的研究

秦 蒙^a, 金 岳^b

(中国社会科学院: a. 经济研究所, 北京 100836; b. 工业经济研究所, 北京 100006)

摘 要: 最低工资制度是保障我国低收入群体获取足额劳动报酬, 提高城镇低收入家庭住房支付能力的重要手段。“居者有其屋”, 是千百年来的社会理想, 也是增进民生福祉、实现共同富裕的一个重要体现。在此背景下, 分析最低工资制度对低收入群体住房条件的实际影响效果, 具有重要的理论与现实意义。本文利用国家统计局城调队 2002—2009 年中国城镇住户调查数据, 以 2004 年最低工资制度实施为政策冲击, 检验了最低工资标准提升这一政策制度对城镇低收入家庭人均住房面积和人均住房价值的影响。结果发现: 最低工资提升对人均住房价值有促进效应, 对人均住房面积有抑制效应。本文进一步检验了城镇低收入家庭的房屋产权性质、其他房产拥有情况, 以及抚养青少年和赡养老年人情况对最低工资家庭住房条件的影响, 并发现: 拥有商品房产权或拥有其他住房的最低工资家庭表现出更高的人均住房价值促进效应和更低的人均住房面积抑制效应, 存在青少年抚养情况和老年人赡养情况的最低工资家庭则分别表现出更高的人均住房面积抑制效应和更低的人均住房价值促进效应。因此, 在实施最低工资制度的基础上, 还应不断完善社会保障机制和公共服务体系; 规范商品房市场, 适当修建经济适用房、共有产权房以及公租房和保障性租赁住房等相应配套政策, 以提高低收入群体的住房条件。

关键词: 最低工资标准; 低收入群体; 住房条件

中图分类号: F061.3; F061.4 文献标识码: A 文章编号: 1006-2912(2023)06-0064-16

一、引 言

住房问题是重要的民生问题, 也事关经济发展全局。党中央、国务院高度重视解决人民群众的住房问题。改革开放以来, 我国不断深化城镇住房制度改革, 城镇居民的居住条件得到了较大改善。据住房和城乡建设部数据显示, 2019 年我国城镇居民人均住房面积达到了 39.8 平方米, 比 1978 年增长了近 6 倍, 住房质量、配套设施与环境等也大为改观。^①但与此同时, 我国也正经历着

作者简介: 秦蒙, 女, 江苏扬州人, 中国社会科学院经济研究所助理研究员, 经济学博士, 研究方向: 增长与贫困问题、马克思主义增长理论; 金岳 (通讯作者), 男, 辽宁沈阳人, 中国社会科学院工业经济研究所助理研究员, 经济学博士, 研究方向: 产业经济。

^① 数据资源来源于: 王蒙微, 住房和城乡建设事业发展成就显著, https://www.mohurd.gov.cn/xinwen/jsw/202010/20201023_247686.html

一个城镇房价全面高涨的阶段（陈彦斌和邱哲圣，2011）^[1]。在这一阶段，随着我国城镇化进程的加速推进，城镇人口迅速增长，城镇住房需求持续上升；而住房供给却存在结构性短缺问题，由此推动了城市住房价格的不断上涨。部分城市的房价已经超过了当地普通居民的住房支付能力，这进一步加速了我国住房财富的不平等趋势（Walder, A.G., and X.He, 2014^[2]；Wu, Xiaogang 2019^[3]；Chen Wei et al. 2019^[4]），尤其是城镇低收入家庭的住房困难和住房不平等问题日益凸显。

低收入家庭住房困难的形成，最主要的原因在于收入低、就业不充分（李克强，2011）^[5]。最低工资制度是各国普遍实施的，用以确保低收入者的最低劳动报酬、维持低收入者基本生活水平的一项基本制度（Flinn C, 2006）^[6]。近年来，我国各地区的最低工资标准逐年上升，截止2022年4月，北京、上海、广州等一线城市的月最低工资标准均超过了2300元/月，云南、青海等欠发达地区的月最低工资标准也超过了1600元/月。^①伴随着最低工资标准的提升，低收入家庭的家庭收入、生活水平等均有了较大提升与改善。在我国继续向人民“住有所居”目标迈进和扎实推进共同富裕战略目标的背景下，通过最低工资制度来提升低收入群体的收入水平是提高低收入家庭住房支付能力，解决低收入家庭住房困难的一个重要思路与方法。因此，分析最低工资标准提升对低收入群体住房条件的实际影响效果，具有重要的理论与现实意义。

二、文献评述：从收入到住房的研究机制

拥有住房并拥有高质量的住房是人民群众的普遍愿望（Rex and Moore, 1967）^[7]。一般认为，拥有住房所有权与家庭收入提升、家庭成员就业率和受教育程度提高密切相关（边燕杰和刘勇利，2005^[8]；胡蓉，2012^[9]；Zavisca, J. R., and T. P. Gerber, 2016^[10]；Herbert, C. E., et al., 2014^[11]；Cheol-Joo Cho, 1997^[12]）。改革开放以来，我国城镇居民的可支配收入快速增长，越来越多的城镇居民能够拥有住房，住房也日渐成为我国城镇家庭重要的资产和财富，并显著影响城镇家庭的财富积累和家庭消费。第一，住房财富增加可以降低预防性储蓄动机，从而刺激家庭消费支出，并具有正的财富效应（尹志超等，2021^[13]；黄静和屠梅曾，2009^[14]；Aladangad. A, 2017^[15]）。第二，住房也是家庭资产的重要组成部分，具有消费和投资双重属性（杨赞等，2014）^[16]，且住房的高投资价值进一步刺激了中低收入家庭的购房需求，并以此获取更高的家庭资产增值（杨小科和王晶，2018）^[17]；同时，住房资产也可以作为具有抵押性质的家庭固定资产，从而帮助低收入家庭在信贷市场拥有更多获得信贷的机会，缓解流动性约束，并增加家庭消费支出以及住房消费支出（Nguyen, H., 2019）^[18]。但亦有学者指出，中国的高房价也在一定程度上抑制了年轻家庭的消费，加剧了低收入家庭购房的困难程度（陈彦斌和邱哲圣，2011）^[1]。

尽管收入水平提升刺激了住房消费，但随着住房社会化、商品化程度的提高，中国城镇家庭住房的不平等趋势日益显现。首先，中国的住房市场具有明显的社会分层属性，不同职业、不同收入阶层在住房产权、房屋面积和房屋质量等方面都存在较大差异（边燕杰和刘勇利，2005^[8]；胡蓉，2012^[9]），且收入差距扩大（罗楚亮，2013）^[19]、住房市场化改革（胡蓉，2012^[9]；SATO, H, 2006^[20]）和不断上涨的房价是导致住房不平等的重要原因。其次，住房财富的积累导致了不同阶级城镇家庭资产特征的差异，中低收入家庭因购买住房而呈现出了高资产和高负债并存的特征（杨小科和王晶，2018）^[17]。第三，住房市场承担了城镇公共资源空间分配的重要功能，住房资源分配的贫富差距也导致了不同收入阶层、不同区域的城镇家庭在公共资源分享上的不公平现

^① 数据资源来源于：中华人民共和国人力资源和社会保障部：全国各地区最低工资标准情况（截至2022年4月1日），http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyshshzb/laodongguanxi/_fwyd/202204/t20220408_442833.html

象（郑思齐，2013）^[21]。一些中低收入家庭可能会为了追求房产所处区域附带的公共资源，如入
学教育、医疗等，牺牲对住房面积的要求（岳树民等，2019）^[22]。

与已有文献相比，本文可能具有的不同或创新之处在于：现有文献几乎没有直接研究最低
工资制度对低收入群体住房条件实际影响效果的。第一，已有的关于最低工资制度政策效果的
研究鲜有直接涉及低收入群体住房条件影响的研究成果。国内外文献关于最低工资制度效果
的研究多涉及其劳动力市场效应（Umkehrer ,M. ,and P. Vom Berge ,2021^[23]；Bailey ,M. J. et al. ,
2021^[24]；Neumark ,D. ,and L. F. M. Corela ,2021^[25]）、收入分配效应（DiNardo ,J. et al. ,1996^[26]；
Teulings. C. N. 2003^[27]；邱俊鹏和韩清 2015^[28]）及其对企业行为的影响（Alegreto ,S. and M. Reich ,
2018^[29]；Mayneris ,F. et al. ,2018^[30]；Kim ,H. S. ,and S. Jang ,2019^[31]）等其他方面（席艳乐等，
2021）^[32]。第二，已有的关于低收入群体住房困难以及住房条件的研究更多的是从保障性住房视
角展开，而并未涉及收入提升对低收入群体住房条件的影响。如有学者指出，尚不健全的保障性
住房制度是导致中低收入群体住房困难的重要原因（贾康和刘军民，2007）^[33]，因此，扩大保障
性住房以及公租房的供应能够有效解决低收入家庭的住房困难和居住质量低下问题（陈琳等，
2010^[34]；梁士坤，2021^[35]）。有基于此，本文使用国家统计局城调队 2002—2009 年中国城镇住
户调查数据（Urban Household Survey , UHS），选取人均住房面积和人均住房价值作为反映低收入家
庭住房条件的指标，直接分析并解读了最低工资标准这一政策制度对于城镇最低工资线家庭住房
条件的实际影响效果。与此同时，依据住房资产的投资属性以及所承担的公共资源配置的重要功
能，本文又进一步检验了房屋产权属性、其他房产拥有情况以及抚养青少年和赡养老年人对于最
低工资家庭住房条件的影响，并据此提出解决低收入家庭住房困难、改善低收入家庭住房条件
的政策建议。

三、研究设计

（一）数据来源与处理

本文根据“最低工资”、“家庭住房条件”和“城市”等核心研究主题，按照全面性、代表性
和有效性的原则，确定了三部分主要样本数据来源：（1）家庭部门数据。本文使用国家统计局城
调队 2002—2009 年中国城镇住户调查数据，该数据包括北京、山西、辽宁、黑龙江、上海、江
苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南、甘肃等地区的抽样家庭样本，
涵盖了居民家庭收支、消费、居住、耐用品、人口和个人等主要情况的数据指标。其中，家庭居
住情况详细统计了住房面积、产权、住房价值等重要指标，为本文核心因变量的构建提供了重要
基础。同时，家庭收支、人口和个人等主要家庭特征指标也为控制变量的有效选取提供了有利条
件。（2）地区最低工资数据。为了与 UHS 数据形成充分而有效的对应，本文根据中国劳动保障部
门以及各省、自治区和直辖市发布的最低工资规定，手工查找并处理了 2002—2009 年 UHS 数据
库所对应的各省、自治区、直辖市 2813 个区县级正式员工月最低工资标准数据，按照“6 位县
市地区代码 + 年份”的方法与 UHS 数据进行匹配，得到了包含当年各地最低工资标准的家庭层
面样本数据。（3）城市主要特征数据。由于本文研究样本为城市家庭变量，且最低工资和住房等
研究主题都与城市特征有着极为密切的关联，因此本文使用 2002—2009 年《中国城市统计年
鉴》数据，选取其中重要指标作为本文的控制变量，从而提升实证研究的有效性与准确性。在
此基础上，本文进一步对样本数据进行如下处理：第一，对统计口径不一致的指标进行统一对
应，避免可能出现的前后年份间误差。第二，剔除核心指标为缺失值的样本。第三，对样本数
据进行 1% 的缩尾处理，消除异常值可能带来的影响。通过以上方法，本文最终得到了用于
实证检验的完整样本数据，主要变量的描述性统计情况如表 1 所示。

表1 描述性统计

	变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
核心变量	最低工资值	201909	6.180	0.347	4.875	6.909
	最低工资家庭哑变量	201909	0.074	0.261	0	1
	人均住房面积	201909	3.274	0.438	1.992	4.443
	人均住房价值	201909	10.598	0.961	7.314	12.883
家庭层面 主要变量	有收入者人均工资收入	201909	7.101	0.709	5.017	8.718
	人均其它收入	201909	3.951	2.121	0	7.621
	家庭人口数	201909	3.044	0.791	1	9
	无收入人口占比	201909	0.271	0.193	0	0.7
	房屋产权性质	201909	3.979	1.014	1	6
	其它住房情况	201909	0.097	0.296	0	1
	未成年人抚养情况	201909	0.502	0.500	0	1
	老年人赡养情况	201909	0.167	0.373	0	1
户主特征 变量	户主年龄	201909	3.831	0.215	2.890	4.605
	工作时间	201909	3.098	0.671	0	3.970
	受教育程度	201909	5.570	1.532	1	9
	职业类型	201909	3.332	3.225	0	15
城市层面 主要变量	地区生产总值	193835	16.173	1.183	12.390	18.829
	地区人口规模	193835	6.209	0.695	2.831	8.089
	第三产业占比	193835	0.401	0.119	0.110	0.755
	人均工资水平	193835	9.895	0.486	8.641	11.828

(二) 模型设定与变量定义

为了有效检验最低工资制度对低收入群体住房条件的影响效应,本文设定基准计量方程如下:

$$\ln Area_per_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Mw_{jt} + \lambda_1 X_{ijt} + \theta_1 Y_{it} + \varphi_{city} + \varphi_{year} + \varphi_{householder} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$\ln Value_per_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Mw_{jt} + \lambda_2 X_{ijt} + \theta_2 Y_{it} + \varphi_{city} + \varphi_{year} + \varphi_{householder} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

首先,对于核心被解释变量,本文以研究指标的代表性与价值性为选取原则,充分借鉴了已有文献和典型事实,最终确定了 j 城镇家庭 i 在 t 年份的人均住房面积($\ln Area_per_{ijt}$)和人均住房价值($\ln Value_per_{ijt}$)两项核心研究指标。一方面,人均住宅建筑面积作为国内外常用的经济社会指标,是衡量我国人居环境水平的重要变量,在已有研究中得到了广泛运用(陆歆弘,2010^[36];冯玲等,2011^[37];邹湘江,2013^[38])。鉴于该指标在家庭住房条件研究中的核心地位与重要意义,本文将其作为实证分析的核心被解释变量,通过家庭住宅建筑面积与家庭人口数比值并取对数的形式得到。另一方面,人均住房价值是衡量城镇居民住房条件的另一重要指标,其重要性在基于人均住房价值的房产税征收标准讨论中得到了极为充分的体现(岳树民等,2019^[22];侯一麟和马海涛,2016^[39];张平和侯一麟,2016^[40])。此外,从典型特征来看,房产价值存在明显的区域内和区域间分化特征,并与居民收入情况存在显著的关联(张平和侯一麟,2016)^[40]。与此同时,住房价值与住房面积同样可能存在分化特征,这主要由于我国城镇核心地段的小户型住房特征以

及城镇家庭对于教育、医疗、交通等核心要素的需求所造成的城镇房产单价与住房面积的负相关变动趋势（岳树民等，2019）^[22]。因此，本文选取人均住房价值作为实证分析的另一核心被解释变量，通过现住房按市场价估计值与家庭人口数比值并取对数的形式得到。

其次，本文的核心解释变量为最低工资水平（ $\ln Mw_{jt}$ ），通过对样本所在区县最低工资标准取对数的形式得到。此外，为了与最低工资标准样本实现有效对应，本文充分借鉴金岳和郑文平（2019）^[41]以及金岳等（2022）^[42]对 UHS 数据库最低工资线家庭的筛选方法，将家庭有收入者平均工资水平不高于当地最低工资标准的样本确定为最低工资线家庭（ $Mw_{ijt} = 1$ ），据此确定本文基本实证分析的目标样本。

再次， X_{ijt} 和 Y_{ijt} 分别代表本文家庭（包括户主）和城市层面的控制变量集，主要包含以下指标：第一，在家庭层面，本文选取的控制变量主要包括：（1）家庭人均其它收入水平（ $\ln Other_{ijt}$ ），通过家庭当年其它收入水平与家庭有收入者人数比值并取对数的方式得到。（2）家庭人口数（ $Population_{ijt}$ ），使用统计年份月均人口数进行表示。（3）家庭无收入人口占比（ $Noincome_{ijt}$ ），使用家庭无收入者人数占家庭总人口数比值的形式加以表示。第二，在户主层面，本文选取的控制变量有：（1）户主年龄（ Age_{ijt} ），使用“所处年份 - 户主出生年份 + 1”并取对数的计算方式得到。（2）户主工作时间（ $Work_{ijt}$ ），使用“所处年份 - 户主参加工作时间 + 1”的计算方式得到，对于处于退休年龄的户主，按照其退休年份与参加工作年份的差值计算。（3）户主受教育程度（ $Education_{ijt}$ ），按照户主受教育高低进行划分，包括未上过学（ $Education_{ijt} = 1$ ）到研究生（ $Education_{ijt} = 9$ ）等 9 个类别；户主职业类型（ $Career_{ijt}$ ），按照户主实际就业情况分为 15 个职业类别。第三，在城市层面，本文选取的控制变量包括：（1）地区生产总值（ $\ln GDP_city_{jt}$ ），通过家庭所在城市生产总值的对数形式表示。（2）地区人口规模（ $\ln Population_city_{jt}$ ），使用城市年末总人口对数的形式得到。（3）地区第三产业占比（ $Indus3_city_{jt}$ ），使用城市第三产业产值在地区生产总值中占比的形式表示。（4）地区人均工资水平（ $\ln Wage_city_{jt}$ ），使用城市职工平均工资水平的对数形式进行表示。

最后，本文计量方程还控制了家庭所处城市（ φ_{city} ）、所处年份（ φ_{year} ）和部分户主非连续特征（ $\varphi_{householder}$ ）的固定效应。 ε_{ijt} 为计量方程的随机扰动项。

四、实证分析

（一）基本回归结果

根据计量模型（1）的内容，本文首先检验了最低工资变化对目标群体人均住房面积的影响效应，结果如表 2 所示。可以看出，无论是在全部样本、私有住房样本，还是租赁住房样本的条件下，最低工资（ $\ln Mw$ ）的回归系数均显著为负。结果表明，对于城镇最低工资线家庭而言，当地最低工资水平的提升对家庭人均住房面积具有抑制效应。这一现象可能与两方面典型事实有关：一方面，已有研究表明，随着我国城镇住房市场化水平的提升，人均住房面积可能存在着有利于高收入阶层、不利于低收入阶层的典型收入分化特征（胡蓉，2012^[9]；罗楚亮，2013^[19]）。这一现象与我国城镇人均住房面积的提升并不矛盾，主要原因在于住房市场化与投机行为的增加促使并加速了住房资源向中高收入阶层聚集，从而导致低收入阶层的住房资源相对不足。与此同时，住房市场化带动的高房价水平也通过储蓄与投资行为的扭曲效应降低了低收入阶层对住房的消费需求（陈彦斌和邱哲圣，2011）^[1]，并最终表现为最低工资水平提升与目标群体人均住房面积降低的分化现象。另一方面，城镇家庭在住房选择方面出于对教育、医疗、交通等一系列重要条件的考虑，会适当降低对住房面积的要求（岳树民等，2019）^[22]。这一动机在低收入家庭表现得更为明显：在相对紧绷的预算约束下，低收入家庭对于教育、医疗等方面的需求会更加明显地挤占对住房面积的需求，而适当的可用于必要消费的收入提升则进一步为这一机制提供了支持与激励，从而表现为最低工资提升对目标家庭人均住房面积的抑制效应。

表2 最低工资与人均住房面积

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		私有		租赁	
<i>lnMw</i>	-0.206*** (0.037)	-0.242*** (0.033)	-0.167*** (0.037)	-0.220*** (0.033)	-0.232* (0.125)	-0.273** (0.112)
<i>lnOther</i>		0.056*** (0.003)		0.052*** (0.003)		0.039*** (0.008)
<i>Population</i>		-0.185*** (0.004)		-0.188*** (0.004)		-0.233*** (0.013)
<i>Noincome</i>		-0.207*** (0.021)		-0.201*** (0.021)		-0.093* (0.055)
<i>Age</i>		0.083*** (0.022)		0.042* (0.022)		0.242*** (0.063)
<i>Work</i>		-0.003 (0.004)		-0.011** (0.004)		0.006 (0.012)
<i>lnGDP_city</i>		0.038 (0.049)		-0.012 (0.050)		-0.079 (0.146)
<i>lnPopulation_city</i>		-0.779*** (0.224)		-0.188*** (0.004)		0.249 (0.664)
<i>Indus3_city</i>		0.112 (0.174)		-0.014 (0.179)		-0.028 (0.469)
<i>lnWage_city</i>		-0.024 (0.044)		-0.042 (0.046)		-0.169 (0.107)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
户主固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	14907	14393	12759	12313	1844	1787
R ²	0.1684	0.3546	0.1867	0.3891	0.2784	0.4626

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 以及 1% 的统计水平上显著，括号内为相应标准误。下表同。

在此基础上，本文进一步以人均住房价值作为被解释变量，对计量模型（2）进行了实证检验，结果如表 3 所示。可以看出，在各检验方法下，核心解释变量（*lnMw*）均在 1% 的统计水平上显著为正。结果表明，当地最低工资水平的提升会显著提升目标家庭人均住房价值。将这一结果与上文对于人均住房面积检验结果相结合可以发现，在城镇住房价格市场化程度显著提升的背景下，城镇房产单价与住房面积呈现出负相关变动的典型趋势，使得最低工资线家庭住房面积的分化特征并未体现在住房价值方面，最终表现为最低工资标准提升对人均住房价值的促进效应。

表3 最低工资与人均住房价值

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		私有		租赁	
<i>lnMw</i>	0.461*** (0.059)	0.438*** (0.056)	0.516*** (0.060)	0.470*** (0.057)	0.534** (0.208)	0.456** (0.204)
<i>lnOther</i>		0.095*** (0.005)		0.092*** (0.005)		0.069*** (0.014)
<i>Population</i>		-0.193*** (0.007)		-0.200*** (0.007)		-0.223*** (0.024)
<i>Noincome</i>		-0.282*** (0.035)		-0.288*** (0.036)		-0.131 (0.101)
<i>Age</i>		0.094** (0.037)		0.060 (0.038)		0.057 (0.115)
<i>Work</i>		-0.008 (0.007)		-0.017** (0.007)		0.004 (0.212)
<i>lnGDP_city</i>		0.107 (0.083)		0.092 (0.086)		-0.224 (0.266)
<i>lnPopulation_city</i>		-0.228 (0.377)		0.096 (0.388)		1.614 (1.212)
<i>Indus3_city</i>		0.209 (0.294)		0.419 (0.306)		-2.156** (0.857)
<i>lnWage_city</i>		0.073 (0.075)		0.054 (0.079)		-0.381* (0.196)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
户主固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	14907	14393	12759	12313	1844	1787
R ²	0.4801	0.5497	0.5018	0.5773	0.6385	0.6710

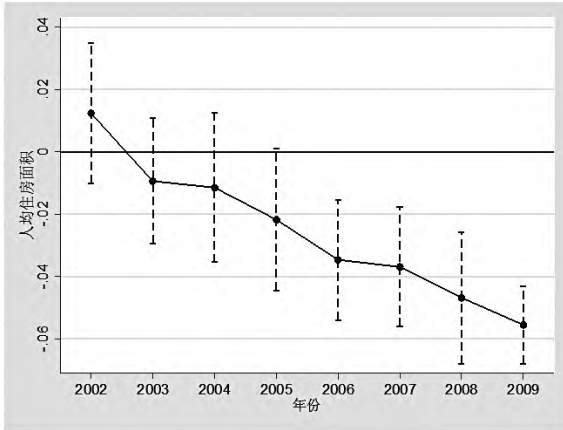
(二) 稳健性检验

为了充分验证核心研究结论的准确性，本文进一步构建了针对基本实证结果的稳健性检验。虽然本文基本实证分析对研究对象进行了准确的识别、对应、控制与检验，并有效规避了逆向因果关系所可能带来的内生性问题，但出于遗漏变量内生性问题等客观因素存在的可能性，本文出于谨慎考虑，参照已有最低工资文献的稳健性检验方法（金岳和郑文平，2019^[41]；金岳等，2022^[42]），立足于2004年《最低工资规定》带动各地最低工资标准显著提升的重要背景与典型事实，构建双重差分（Difference - In - Differences，DID）模型对最低工资线家庭住房影响效应进行研究，以此作为对本文核心研究结论的稳健性检验。据此构建DID模型的计量方程如下：

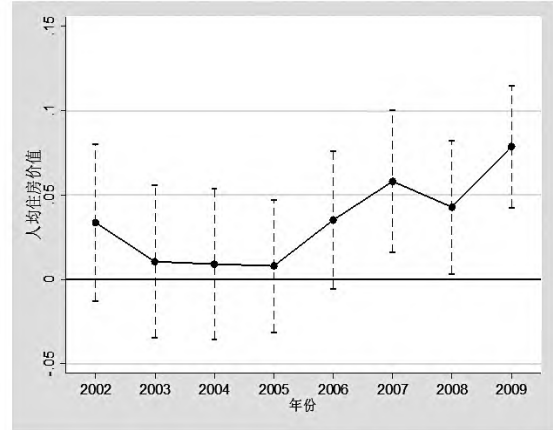
$$\ln Area_per_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 Mw_{ijt} + \gamma_2 Policy_{ijt} + \gamma_3 Mw \times Policy_{ijt} + \lambda_3 X_{ijt} + \theta_3 Y_{it} + \varphi_{city} + \varphi_{year} + \varphi_{householder} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$\ln Value_per_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 Mw_{ijt} + \delta_2 Policy_{ijt} + \delta_3 Mw \times Policy_{ijt} + \lambda_4 X_{ijt} + \theta_4 Y_{it} + \varphi_{city} + \varphi_{year} + \varphi_{householder} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, Mw_{ijt} 为前文介绍的按照金岳等 (2022)^[42] 的方法确定的最低工资线家庭代理变量 (最低工资线家庭 = 1; 其它家庭 = 0), $policy_{ijt}$ 为 2004 年《最低工资规定》的代理变量 (颁布前 = 0; 颁布后 = 1), $Mw \times Policy_{ijt}$ 为二者的交乘项, 也是 DID 模型重点关注的核心解释变量。模型其余控制变量和固定效应的选取方法与前文保持一致。



(a) 人均住房面积平衡趋势检验



(b) 人均住房价值平衡趋势检验

图 1 平衡趋势检验

基本回归结果如表 4 所示。可以发现, 在人均住房面积方面, 核心解释变量 $Mw \times Policy_{ijt}$ 均在 1% 的统计水平上显著为负; 在人均住房价值方面, 除租赁住房的检验结果不显著外, 其它回归结果均在 5% 的统计水平上显著为正。考虑到其它回归结果均显著, 且租赁住房样本数量不到整体样本的 10%, 以及政策冲击在小规模样本下的实际代表性偏差等因素, 我们有理由认为列 (6) 的检验结果并未对主要性和整体性研究结论造成影响。此外, 图 1 的结果也显示, 2004 年《最低工资规定》出台前处理组和对照组的家庭住房条件并不存在显著差别, 证明本文实证样本充分满足平衡趋势假定。据此, 本文得出结论: 稳健性检验证明最低工资的提升能够显著改善目标家庭人均住房价值, 但却造成了目标家庭人均住房面积的降低。这一结论与前文保持一致, 有效验证了本文基本研究结果的稳健性与准确性。

表 4 政策冲击对最低工资线家庭住房条件的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均住房面积			人均住房价值		
	全样本	私有	租赁	全样本	私有	租赁
Mw	-0.070*** (0.006)	-0.052*** (0.006)	-0.073*** (0.019)	-0.196*** (0.010)	-0.180*** (0.011)	-0.109*** (0.032)
$Policy$	0.079*** (0.009)	0.069*** (0.007)	0.089*** (0.031)	0.326*** (0.015)	0.267*** (0.012)	0.203*** (0.055)
$Mw \times Policy$	-0.029*** (0.007)	-0.026*** (0.007)	-0.058*** (0.021)	0.023** (0.011)	0.028** (0.012)	-0.028 (0.037)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均住房面积			人均住房价值		
	全样本	私有	租赁	全样本	私有	租赁
<i>lnOther</i>	0.014*** (0.0005)	0.013*** (0.0005)	0.008*** (0.002)	0.023*** (0.001)	0.022*** (0.001)	0.018*** (0.004)
<i>Population</i>	-0.213*** (0.001)	-0.218*** (0.001)	-0.232*** (0.005)	-0.209*** (0.002)	-0.216*** (0.002)	-0.217*** (0.009)
<i>Noincome</i>	-0.210*** (0.005)	-0.200*** (0.005)	-0.182*** (0.020)	-0.363*** (0.009)	-0.347*** (0.009)	-0.341*** (0.035)
<i>Age</i>	0.125*** (0.006)	0.101*** (0.006)	0.175*** (0.024)	0.147*** (0.010)	0.110*** (0.010)	0.217*** (0.041)
<i>Work</i>	-0.010*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.009 (0.006)	-0.012*** (0.003)	-0.015*** (0.003)	-0.024** (0.010)
<i>lnGDP_city</i>	0.037*** (0.011)	0.028*** (0.011)	-0.025 (0.047)	0.079*** (0.018)	0.063*** (0.019)	0.166** (0.083)
<i>lnPopulation_city</i>	-0.012*** (0.029)	-0.062** (0.028)	-0.485*** (0.188)	-0.030 (0.050)	0.058 (0.049)	0.051 (0.329)
<i>Indus3_city</i>	0.103*** (0.036)	0.066* (0.036)	-0.246 (0.150)	-0.208*** (0.063)	-0.277*** (0.064)	-0.734*** (0.263)
<i>lnWage_city</i>	0.013 (0.009)	-0.008 (0.009)	0.020 (0.038)	0.134*** (0.016)	0.112*** (0.016)	0.194*** (0.067)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
户主固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	193835	175423	14818	193835	175423	14818
R ²	0.3734	0.3938	0.3399	0.6078	0.6240	0.6660

五、进一步检验

(一) 房屋产权性质

已有研究表明,房屋产权是住房制度改革时期阶层差异和阶层分化的重要指标,同时也是影响不同收入群体住房条件的重要因素(边燕杰和刘勇利,2005^[8];罗楚亮,2013^[19])。因此,在低收入群体住房条件问题的研究中,应充分考虑房屋产权特征及其影响效应。为此,本文进一步针对不同房屋产权性质构建实证检验,结果如表5所示。最低工资与房改私产权的交互项($\ln Mw \times PR_2$)系数在1%的统计水平上显著为负,与商品房产产权的交互项($\ln Mw \times PR_3$)系数在1%的统计水平上显著为正。由此表明,在最低工资的人均住房面积抑制效应方面,房改私房的抑制效应相对较强,商品房的抑制效应相对较弱;在最低工资的人均住房价值提升效应方面,商品

房的提升效应相对较强，房改私房的提升效应则相对较弱。这一现象与已有研究形成了有效的呼应：在城镇住房改革背景下，以市场价格购买商品产权房是家庭经济成功的一项重要指标，使得经济能力相对较高的职业阶层对于“购买商品房产”具有更高的需求，同时也体现在购买商品房产对于其住房面积和质量的改善方面（边燕杰和刘勇利，2005^[8]）。相比之下，房改私房的市场化属性、高收入倾向性和住房质量改善特征要明显低于商品房，由此表现为二者在对最低工资线家庭住房条件影响方面的显著差异性特征。

表 5 房屋产权性质对最低工资线家庭住房条件的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均住房面积			人均住房价值		
	原有私房	房改私房	商品房	原有私房	房改私房	商品房
$\ln Mw$	-0.167*** (0.032)	-0.090*** (0.032)	-0.210*** (0.033)	0.469*** (0.057)	0.588*** (0.056)	0.491*** (0.056)
$\ln Mw \times PR_1$	0.031*** (0.001)			-0.0007 (0.002)		
$\ln Mw \times PR_2$		-0.041*** (0.001)			-0.037*** (0.002)	
$\ln Mw \times PR_3$			0.022*** (0.001)			0.045*** (0.002)
$\ln Other$	0.051*** (0.003)	0.046*** (0.003)	0.049*** (0.003)	0.092*** (0.005)	0.086*** (0.005)	0.086*** (0.005)
$Population$	-0.194*** (0.004)	-0.199*** (0.004)	-0.190*** (0.004)	-0.200*** (0.007)	-0.210*** (0.007)	-0.203*** (0.007)
$Noincome$	-0.205*** (0.021)	-0.221*** (0.020)	-0.209*** (0.021)	-0.288*** (0.036)	-0.306*** (0.035)	-0.304*** (0.035)
Age	0.033 (0.022)	0.105*** (0.021)	0.082*** (0.022)	0.060 (0.038)	0.117*** (0.038)	0.143*** (0.038)
$Work$	-0.007* (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.017** (0.007)	-0.011 (0.007)	-0.105** (0.007)
$\ln GDP_city$	0.005 (0.049)	0.007 (0.048)	-0.014 (0.050)	0.092 (0.086)	0.110 (0.085)	0.089 (0.084)
$\ln Population_city$	-0.368* (0.222)	-0.489** (0.216)	-0.516** (0.224)	0.094 (0.388)	0.050 (0.383)	-0.065 (0.382)
$\ln dus3_city$	0.032 (0.175)	-0.057 (0.170)	-0.071 (0.177)	0.418 (0.306)	0.380 (0.302)	0.302 (0.301)

续表 5

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均住房面积			人均住房价值		
	原有私房	房改私房	商品房	原有私房	房改私房	商品房
$\ln Wage_city$	-0.030 (0.045)	-0.056 (0.044)	-0.059 (0.045)	0.054 (0.079)	0.042 (0.078)	0.021 (0.077)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
户主固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	12313	12313	12313	12313	12313	12313
R^2	0.4129	0.4464	0.4027	0.5773	0.5883	0.5910

(二) 其它房产拥有情况

除住房产权特征之外,住房数量特征同样是本研究主题所需要考虑和着重分析的重要影响因素。其原因在于,在房产改革和房地产市场化发展的背景下,住房逐渐成为我国家庭重要的资产和财富,具有消费和投资的双重属性(尹志超等,2021^[13];杨赞等,2014^[16]),并因此对家庭现有住房条件存在着不可忽视的影响。于是,进一步对其它房产拥有情况进行深入检验,具有必要的理论与现实价值。本文据此构建相关检验,结果如表6所示。 OP 是家庭是否拥有其它房产的虚拟变量(有=1,无=0),核心解释变量为最低工资与家庭其它房产拥有情况的交乘项($\ln Mw \times OP$)。可以看出,除列(3)租赁住房的人均住房面积结果不显著之外,核心解释变量($\ln Mw \times OP$)回归系数在1%的统计水平上显著为正。由此表明,拥有其它房产的最低工资家庭表现出更高的住房价值提升效应和更低的住房面积抑制效应,并拥有相对更优的家庭住房条件。这一发现与住房的财富效应、流动性约束缓解效应以及消费能力提升效应形成了有效对应(尹志超等,2021)^[13]。

表6 其它房产拥有情况对最低工资线家庭住房条件的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均住房面积			人均住房价值		
	全样本	私有	租赁	全样本	私有	租赁
$\ln Mw$	-0.241*** (0.033)	-0.219*** (0.033)	-0.272** (0.112)	0.440*** (0.056)	0.471*** (0.056)	0.459** (0.204)
$\ln Mw \times OP$	0.027*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.008 (0.006)	0.037*** (0.003)	0.034*** (0.003)	0.024** (0.011)
$\ln Other$	0.050*** (0.003)	0.046*** (0.003)	0.038*** (0.008)	0.087*** (0.005)	0.084*** (0.005)	0.066*** (0.014)
$Population$	-0.188*** (0.004)	-0.192*** (0.004)	-0.232*** (0.013)	-0.198*** (0.007)	-0.206*** (0.007)	-0.221*** (0.024)
$Noincome$	-0.204*** (0.020)	-0.200*** (0.021)	-0.092* (0.055)	-0.279*** (0.035)	-0.287*** (0.036)	-0.128 (0.101)

续表 6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均住房面积			人均住房价值		
	全样本	私有	租赁	全样本	私有	租赁
<i>Age</i>	0.078*** (0.022)	0.037* (0.022)	0.244*** (0.063)	0.087** (0.037)	0.053 (0.038)	0.064 (0.115)
<i>Work</i>	-0.003 (0.004)	-0.010** (0.004)	0.006 (0.012)	-0.007 (0.007)	-0.016** (0.007)	0.004 (0.021)
<i>lnGDP_city</i>	0.041 (0.049)	-0.007 (0.050)	-0.083 (0.146)	0.110 (0.083)	0.100 (0.085)	-0.237 (0.266)
<i>lnPopulation_city</i>	-0.797*** (0.222)	-0.468** (0.225)	0.259 (0.664)	-0.253 (0.375)	0.056 (0.386)	1.645 (1.210)
<i>lnIndus3_city</i>	0.112 (0.173)	-0.016 (0.177)	-0.018 (0.469)	0.208 (0.293)	0.417 (0.305)	-2.125** (0.856)
<i>lnWage_city</i>	-0.016 (0.044)	-0.036 (0.046)	-0.169 (0.107)	0.083 (0.074)	0.062 (0.078)	-0.379* (0.195)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
户主固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	14393	12313	1787	14393	12313	1787
R ²	0.3649	0.3992	0.4632	0.5544	0.5816	0.6720

(三) 青少年抚养与老年人赡养情况

最后,正如前文所提到的,教育和医疗等关键条件已成为了影响家庭住房需求的核心因素(岳树民等,2019)^[22]。由此所自然产生的一个问题是,教育和医疗条件所对应的青少年抚养和老年人赡养等情形的出现是否影响了我国城镇最低工资线家庭的住房条件?相关检验结果如表7所示。存在青少年抚养情况的最低工资家庭具有更高的人均住房面积抑制效应,而存在老年人赡养情况的最低工资家庭具有更低的人均住房价值提升效应。由此表明,存在青少年抚养情况的最低工资家庭更倾向于维持住房价值,而接受相对较小的住房面积;存在老年人赡养情况的最低工资家庭则更倾向于维持住房面积,而接受相对更低的住房价值。这一现象反映出当前我国青少年抚养和老年人赡养特征对于家庭住房条件选择的现实影响。

表7 青少年抚养与老年人赡养情况对最低工资线家庭住房条件的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均住房面积		人均住房价值	
	青少年抚养情况	老年人赡养情况	青少年抚养情况	老年人赡养情况
<i>lnMw</i>	-0.220*** (0.033)	-0.219*** (0.033)	0.470*** (0.057)	0.472*** (0.057)
<i>lnMw × Teenager</i>	-0.003** (0.0014)		-0.003 (0.002)	

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均住房面积		人均住房价值	
	青少年抚养情况	老年人赡养情况	青少年抚养情况	老年人赡养情况
$\ln Mw \times Old$		-0.001 (0.002)		-0.0045* (0.0026)
$\ln Other$	0.052*** (0.003)	0.052*** (0.003)	0.092*** (0.005)	0.093*** (0.005)
$Population$	-0.184*** (0.005)	-0.187*** (0.004)	-0.197*** (0.008)	-0.197*** (0.007)
$Noincome$	-0.186*** (0.022)	-0.201*** (0.021)	-0.275*** (0.038)	-0.289*** (0.036)
Age	0.023 (0.024)	0.047 (0.023)	0.044 (0.041)	0.077* (0.040)
$Work$	-0.011** (0.004)	-0.011** (0.004)	-0.017** (0.007)	-0.017** (0.007)
$\ln GDP_city$	-0.011 (0.050)	-0.012 (0.050)	0.094 (0.086)	0.095 (0.086)
$\ln Population_city$	-0.448** (0.227)	-0.442* (0.227)	0.088 (0.388)	0.085 (0.388)
$\ln dus3_city$	-0.012 (0.179)	-0.014 (0.179)	0.421 (0.306)	0.420 (0.306)
$\ln Wage_city$	-0.042 (0.046)	-0.043 (0.046)	0.055 (0.079)	0.052 (0.079)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
户主固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	12313	12313	12313	12313
R^2	0.3894	0.3891	0.5773	0.5774

六、结论和政策建议

本文基于中国城镇住户调查数据刻画了最低工资制度对低收入家庭住房条件的实际影响效果：最低工资标准提升对人均住房价值有促进效应，对人均住房面积有抑制效应。这一实际影响效果也验证了几个典型事实：第一，对于处于最低工资线上的低收入家庭，最低工资标准的提升使得他们的住房资产呈现稳步上升的趋势，具体体现就是，最低工资标准的提高对低收入家庭的人均住房价值具有促进效应，且商品房的价值提升效应最为显著。此外，住房资产的财富效应、信贷效应在一定程度上刺激了低收入家庭的消费支出，尤其是住房消费支出，并帮助低收入家庭获得

更好的住房条件，进而提升生活幸福指数。第二，住房市场化改革带动的高房价加剧了中国住房的不平等，具体体现就是低收入群体的人均住房面积并没有随着收入水平的提高而扩大，反而有下降的趋势。这一方面是因为最低工资的提升速度慢于城镇房价的上升幅度，另一方面也是因为高房价刺激了更多的住房投资或投机行为，使得住房资源越来越多地集中于中高收入群体。第三，对子女入学教育、医疗等公共资源和公共服务的追求也会显著影响低收入家庭的住房选择：有子女的低收入家庭会为了子女教育而牺牲住房面积，而有老人赡养的低收入家庭则因需要更多的住房空间而牺牲住房质量。

基于上述几点结论，本文认为，仅仅依靠最低工资标准这一政策制度并不能真正解决低收入家庭住房困难、住房条件差的问题。为提升低收入群体的住房条件，还需要实施以下政策措施：第一，继续优化并完善最低工资制度实施机制。包括建立最低工资标准与经济发展水平同步增长机制；完善最低工资标准实施的监督检查机制确保最低工资标准落实到位，并以此刺激低收入家庭的住房消费需求。第二，不断规范商品房市场，适当修建经济适用房、共有产权房以及公租房和保障性租赁住房，提高住房供给，防止城镇房价涨幅过快。第三，还应不断完善社会保障机制和公共服务体系，包括加大对医疗、教育等方面的财政投入，降低低收入家庭抚养青少年和赡养老年人的支出；同时，要继续推进对老小区、城乡结合部、房改私房等低收入群体较多的社区的环境改造工作（如在社区附近建设社区医院、设置新的学校等），以提升这些社区的住房环境，让低收入家庭可以在不牺牲或少牺牲住房面积的情况下享受较高的住房价值。

参考文献：

- [1]陈彦斌,邱哲圣.高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等[J].经济研究 2011 46(10):25-38.
- [2]Walder A. G. and X. He. Public housing into private assets: wealth creation in urban China [J]. Social Science Research. 2014(46):85-99.
- [3]Wu Xiaogang. Inequality and social stratification in post-socialist China [J]. Annual Review of Sociology. Online on March 5 2019.
- [4]Chen Wei, Wu Xiaogang, and Miao Jia, "Housing and Subjective Class Identification in Urban China" [J]. Chinese Sociological Review 2019 51(3):221-250.
- [5]李志强.大规模实施保障性安居工程逐步完善住房政策和供应体系[J].求是 2011(08):3-8.
- [6]Flinn C. Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search Matching and Endogenous Contact Rates [J]. Econometrica 2006 74(4):1013-1062.
- [7]Rex J. and Moore R. Race, Conflict and Community: A Study of Sparkbrook [M]. Oxford: Oxford University Press 1967.
- [8]边燕杰,刘勇利.社会分层、住房产权与居住质量——对中国“五普”数据的分析[J].社会学研究 2005(03):82-98 243.
- [9]胡蓉.市场化转型下的住房不平等——基于CGSS2006调查数据[J].社会 2012 32(01):126-151.
- [10]Zavitsa J. R. and T. P. Gerber. The socioeconomic, demographic, and political effects of housing in comparative perspective [J]. Annual Review of Sociology 2016 42(1):347-367.
- [11]Herbert, C. E., McCue, D. T., and Sanchez - Moyano, R. Is homeownership still an effective means of building wealth for low-income and minority households?" in Homeownership built to last: Balancing access, affordability, and risk after the housing crisis, edited by E. S. Belsky, C. E. Herbert, and J. H. Molinsky. Washington, DC: Brookings Institution Press 2014:50-98.

- [12]Cheol – Joo Cho ,Joint Choice of Tenure and Dwelling Type: A Multinomial Logit Analysis for the City of Chongju [J] ,Urban Studies ,1997 ,34(9) : 1459 – 1473.
- [13]尹志超 ,仇化 ,潘学峰. 住房财富对中国城镇家庭消费的影响 [J]. 金融研究 ,2021(02) : 114 – 132.
- [14]黄静 ,屠梅曾. 房地产财富与消费: 来自于家庭微观调查数据的证据 [J]. 管理世界 ,2009 (07) : 35 – 45.
- [15]Aladangad. A. Housing Wealth and Consumption: Evidence from Geographically – Linked Micro– data [J]. American Economic Review 2017 ,107(11) : 3415 – 3446.
- [16]杨赞 ,张欢 ,赵丽清. 中国住房的双重属性: 消费和投资的视角 [J]. 经济研究 ,2014 ,49 (S1) : 55 – 65.
- [17]杨小科 ,王晶. 城市公共资源配置与家庭住房投资——基于 CSS(2006—2015) 五轮调查数据的研究 [J]. 公共行政评论 ,2018 ,11(02) : 73 – 89 ,191.
- [18]Nguyen ,H. ,Impact of Increasing Minimum Wage on Homeownership and Home Equity Loans [J]. International Atlantic Economic Society 2019 ,25(2) : 209 – 219.
- [19]罗楚亮. 城镇居民住房不均等性的变化 [J]. 中国人口科学 ,2013(04) : 14 – 25 ,126.
- [20]SATO ,H. Housing inequality and housing poverty in urban China in the late 1990s [J]. China Economic Review 2004 ,17(01) : 37 – 50.
- [21]郑思齐. 公共品配置与住房市场互动关系研究述评 [J]. 城市问题 ,2013(08) : 95 – 100.
- [22]岳树民 ,杨鹏展 ,徐从超. 居民住房房地产税免税扣除方式的效应分析——基于中国家庭收入调查数据的微观模拟 [J]. 财贸经济 ,2019 ,40(01) : 36 – 52.
- [23]Umkehrer ,M. and P. Vom Berge. Evaluating the minimum – wage exemption of the long – term unemployed in Germany [J] ,ILR Review 2020 ,73(5) : 1095 – 1118.
- [24]Bailey ,M. J. et al. The economic impact of a high national minimum wage: Evidence from the 1966 Fair Labor Standards Act [J]. Journal of Labor Economics 2021 ,39(Suppl2) : 329 – 367.
- [25]Neumark ,D. ,and L. F. M. Corela. Do minimum wages reduce employment in developing countries? A survey and exploration of conflicting evidence [J]. World Development 2021 ,137(C) : 105165.
- [26]DiNardo J. ,Fortin N. M. and Lemieux T. ,Labor market institutions and the distribution of wages ,1973 – 1992 [J]. Econometrica ,1996 ,64(5) : 1001 – 1044.
- [27]Teulings. C. N. ,The contribution of minimum wages to increasing wage inequality [J]. The Economic Journal 2003 ,113(490) ,801 – 833.
- [28]邱俊鹏 ,韩清 ,最低工资标准提升的收入效应研究 [J]. 数量经济技术经济研究 ,2015 ,32 (07) : 90 – 103.
- [29]Alegreto ,S. and M. Reich. Are local minimum wages absorbed by price increases? Estimates from internet – based restaurant menus [J]. ILR Review 2018 ,71(1) : 35 – 63.
- [30]Mayneris ,F. et al. ,Improving or disappearing: Firm – level adjustments to minimum wages in China [J]. Journal of Development Economics 2018 ,135(C) : 20 – 42.
- [31]Kim ,H. S. ,and S. Jang. Minimum wage increase and firm productivity: Evidence from the restaurant industry [J]. Tourism Management 2018 ,71: 378 – 388.
- [32]席艳乐 ,张一诺 ,吴承骏. 最低工资问题研究新进展 [J]. 经济学动态 ,2021(11) : 145 – 160.
- [33]贾康 ,刘军民. 我国住房改革与住房保障问题研究 [J]. 财政研究 ,2007(07) : 8 – 23.
- [34]陈琳 ,丁烈云 ,谭建辉 ,周耀旭 ,吴开泽. 低收入家庭住房需求特征与住房保障研究——来自广州的实证分析 [J]. 中国软科学 ,2010(10) : 133 – 142.
- [35]梁士坤. 经济发展、公租房政策与家庭居住质量——基于 2016 年低收入家庭调查的实证分

析[J]. 兰州学刊 2021(08):44-63.

[36]陆歆弘. 我国城市人居环境改善与能源消费关系研究[J]. 中国人口·资源与环境 2010 20(04):23-28.

[37]冯玲, 齐涛, 赵千钧. 城镇居民生活能耗与碳排放动态特征分析[J]. 中国人口·资源与环境 2011 21(05):93-100.

[38]邹湘江. 我国城市人口住房状况特征及变化分析——基于“五普”和“六普”数据的比较[J]. 广州大学学报(社会科学版) 2013 12(01):51-56,75.

[39]侯一麟, 马海涛. 中国房地产税设计原理和实施策略分析[J]. 财政研究 2016(02):65-78.

[40]张平, 侯一麟. 房地产税的纳税能力、税负分布及再分配效应[J]. 经济研究 2016 51(12):118-132.

[41]金岳, 郑文平. 最低工资提升了中国制造业企业资本存量吗? ——基于非线性关系的检验[J]. 统计研究 2019 36(12):68-80.

[42]金岳, 郑文平, 王文凯. 最低工资提升了低收入群体消费吗? ——基于中国城镇最低工资线家庭的比较分析[J]. 中央财经大学学报 2022 418(06):82-92.

(编辑校对: 牛蓉琴)

Does the Minimum Wage Standard Improve the Housing Conditions of Low-income Groups in China ——Based on Urban Household Survey Data

Qin Meng, Jin Yu

Abstract: The minimum wage system is an important means to ensure that low-income groups in China receive full labor remuneration and improve the housing affordability of low-income urban families. “Home ownership” has been a social ideal for thousands of years, and it is also an important embodiment of improving people’s livelihood and realizing common prosperity. This paper uses the data of Urban Household Survey in China from 2002 to 2009 by the urban survey team of the National Bureau of Statistics, and taking the implementation of the minimum wage policy in 2004 as the policy impact, testing the impact of the policy of raising the minimum wage on the per capita housing area and per capita housing value of urban low-income families. The results show that the increase in the minimum wage has a promoting effect on the per capita housing value and a inhibiting effect on the per capita housing area. This article further examines the impact of the nature of housing property rights, other property ownership, as well as the impact of raising adolescents and supporting the elderly on the housing conditions of minimum wage households in urban areas. It is found that minimum wage households that own commercial housing property rights or other housing exhibit higher promoting effects on per capita housing value and lower inhibiting effects on per capita housing area, minimum wage families with adolescent upbringing and elderly support have higher inhibiting effects on per capita housing area and lower promoting effects on per capita housing value respectively. Therefore, on the basis of implementing the minimum wage system, the social security mechanism and public service system should be improved constantly. It is also necessary to standardize the commercial housing market and to build supporting policies for affordable housing, shared property housing, public rental housing and affordable rental housing to improve the housing conditions of low-income groups.

Keywords: Minimum wage standard; Low-income groups; Housing condition