

有产者的就业焦虑：安居真的可以乐业吗 ——基于城市住房分层与工作满意度的观察

刘 斌¹, 张安全²

(1. 重庆工商大学 长江上游经济研究中心, 重庆 400067; 2. 西南财经大学 经济学院, 四川 成都 611130)

摘要:在当前以住房财富划分的社会分层已然形成的背景下,有大量研究证实了住房产权对主观幸福感的积极影响,然而,作为构成幸福感的重要方面,住房对工作满意度可能存在着更为复杂的影响。文章利用 CLDS2016 数据探索了住房分层对劳动者工作满意度的影响,估计结果表明:多套住房者的工作满意度更高,仅拥有一套住房者表现出了比其他群体更低的工作满意度。文章从心理机制和工作满意度主客观指标分解两方面探索了其原因:一方面,偿还房贷的压力和房价上涨引致的工作机会成本的提高所引发的相对剥夺感降低了一套住房者的工作满意度;另一方面,虽然在工作收入、工作时间和工作环境等客观条件方面与无房者没有明显差异,但一套房者对工作收入表现出了明显的不满情绪,多套住房者在三种工作条件上均优于其他群体,因此其满意度也更高。

关键词: 住房产权; 工作满意度; 相对剥夺感; 房奴效应; 财富效应

中图分类号: F062.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)01-0047-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20200917.302

一、引言

中国自古以来就有“安居乐业”的说法。“安于所居,乐于所业”不仅体现了古往今来社会治理者对社会安全稳定发展的基本要求,也承载着中国人对住房和就业这两大民生问题最美好的期许。改革开放以来,随着中国经济高速增长,人民的收入水平、生活质量和人均寿命均有了大幅度的提高。然而物质条件的极大丰富并不意味着幸福感的同比例提升,联合国近年发布的《全球幸福报告》指出,虽然经济增长成效显著,但中国被调查者的幸福感在最近二十多年时间里却出现了停滞。同样的现象也出现在上世纪的美国,Easterlin(1974)发现,二战以后美国人的财富和收入水平明显增长,但其幸福感并没有相应提高,这一发现被称为“依斯特林悖论”,引起了幸福经济学对该问题的大量探讨。

近年来中国日渐滋长的中产阶层焦虑既是上述悖论的典型体现,也在一定程度上构成了其原因——虽然收入不断提高,但是购房难、就业难等问题引发的不安和焦虑降低了城市劳动者尤其是中产家庭的幸福感。《2018 中国城市家庭财富健康报告》显示,当前中国家庭住房资产占总资产的比重已达 77.7%,远高于美国的 34.6%。住房不仅改变了家庭的财富构成,也导致了社会阶层的分化。有研究表明,中国社会已经由职业分层转变为以住房分层和收入分层并行的社

收稿日期: 2020-05-08

基金项目: 国家社会科学基金项目(17CJY018)

作者简介: 刘 斌(1986—)(通讯作者),男,甘肃庆阳人,重庆工商大学长江上游经济研究中心副教授;
张安全(1985—),男,四川苍溪人,西南财经大学经济学院副教授。

会结构,一个以住房财富划分的住房阶层已然形成:根据住房产权,当前城市家庭已经分化为无住房产权、有住房产权和多住房产权三大阶层(刘祖云和毛小平,2012)。由于住房在城市家庭中的重要地位,关于住房与幸福感的研究也成为学者关注的重点。大量研究发现,拥有住房产权对主观幸福感存在明显的正向影响。然而,作为一种既有消费属性又有投资属性的特殊商品,住房对家庭的影响也许并不仅限于生活感受,当前研究多偏重于对整体幸福感或生活满意度的观察,对劳动者工作态度方面的关注还十分有限。

对于靠职业收入获得阶层地位并且热衷于以住房投资来抵御社会风险的城市家庭来说,住房和就业问题构成了以中产阶层为代表的城市家庭焦虑的核心内容(张网成,2017)。一种较为流行的观点认为,高房价和高房贷改变了城市劳动者的就业观,使其在择业时只看重薪酬的高低,无法追求自己喜欢的工作,也不敢主动换工作,高房价的现实压力往往导致劳动者对现有工作产生不满却无力做出改变(董海军和郭云珍,2008)。近十多年来,伴随城市房价的不断攀升,类似观点屡屡见诸各类媒体,也频频引发各界的关注和讨论,但与此相关的实证研究却相当匮乏。那么,住房对劳动者工作满意度产生了什么样的影响?以住房分层形成的三大住房阶层在工作满意度方面是否存在不同的表现?在以产权获得为标志的住房阶层已然形成的背景下,探索住房分层对劳动者工作满意度的影响,对于理解当前的城市有产阶层焦虑,解决就业和住房两大民生问题具有非常重要的理论价值和现实意义。

本文利用中国劳动力动态调查数据,从多个维度探索了住房分层对劳动者工作满意度的影响,刻画了不同住房阶层在工作满意度方面的现实心态:对于多产住房阶层家庭而言,“住房自由”增进了其工作选择的自由,从而使其保持着较高的工作满意度;但对于唯一住房的有产阶层而言,偿还房贷的压力和房价上涨却不能兑现的相对剥夺感使有产住房阶层在就业尤其是工作收入方面表现出了明显的焦虑和不满。本文研究结论揭示了一个令人担忧的事实:虽然当前大部分劳动者已实现了“安居”,但高房价和高房贷限制了其“乐业”的能力,住房分化对城市劳动者“勤业乐业”的精神产生了一定程度的抑制和替代。

在住房对主观幸福感的积极作用被不断证实的背景下,本研究揭示了住房产权对刚需住房家庭工作满意度的消极作用,可能的边际贡献有以下两方面。第一,当前研究多关注住房对主观满意度的影响,本研究从住房分层和工作满意度角度对城市家庭尤其是有产家庭的焦虑问题进行了刻画,揭示了唯一住房家庭在就业方面的焦虑问题,这一发现从微观角度丰富了学界关于住房对主观满意度和就业市场影响的研究。第二,本文不仅对住房产权影响工作满意度的三方面心理机制进行了实证探索,还从工作收入、工作时间和工作环境三个角度,利用主客观指标估计结果的对比进一步揭示了刚需住房家庭就业焦虑的原因很大程度上来源于对工作收入的不满。这一思路有望丰富当前以纯主观变量为主的相关研究,其发现也有助于拓宽学界对有产阶层焦虑这一社会问题的认识和理解。

二、文献综述和理论分析

(一)住房与个人主观感受的相关研究。20世纪70年代提出的“依斯特林悖论”点燃了学者们关于财富和收入对主观幸福感影响的研究热情,作为财富象征的住房对幸福感的影响也得到了较多的关注。Oswald(1997)的早期研究从住房方面给予“依斯特林悖论”一个合乎逻辑的解释:住房自有率上升引起失业率增加,从而使劳动者幸福感降低,其中关于住房自有率上升引起失业率增加的论断被称为“奥斯瓦尔德假说”。早期研究利用多国样本证实了该假说(Nickell, 1998等),但后来的研究却发现了与前期研究相反的结论:拥有住房并没有增加失业的概率,自

有住房的劳动者更不容易失业并且持有更低的保留工资(Munch等, 2008; Coulson和Fisher, 2009), 住房自有率的上升降低了失业率(Garcia和Hernandez, 2004)。遗憾的是, 这些研究并没有进一步将住房对失业的影响与劳动者的主观感受系统联系起来。

作为一项特殊的物质资产, 住房与家庭的微观行为和主观感受密切相关。有更多研究尝试从家庭微观行为方面刻画住房与生活满意度及幸福感之间的关系。学者们广泛研究了住房对家庭的社会活动参与、资产组合与财富积累、健康状况、子女教育、生活质量和生活满意度等诸多变量的潜在影响(Dietz和Haurin, 2003; Davies等, 2011等等)。大部分研究认为, 住房产权对家庭成员的行为表现、生活质量和生活满意度等方面存在明显的积极影响。

近年不断攀升的房价使得以中国城市为样本的关于住房与幸福感的研究大量涌现。例如, 李涛等(2011)对住房产权与主观幸福感的关系进行了较早的探讨, 他们发现, 产权住房能显著提高居民幸福感, 但小产权住房对其幸福感没有影响; 张翔等(2015)发现, 住房产权和住房价格等资产属性的变化对居民主观幸福感的影响并不显著, 但是房间数目、人均使用面积和已使用年限等居住属性对居民的主观幸福感存在明显的正向影响; 王敏(2019)的研究发现, 拥有住房产权对城镇居民社会阶层认同与幸福感皆存在显著的正向效应。

现有研究对城市住房与主观幸福感问题进行了较为有益的探索, 取得了大量研究成果。然而, 作为一种既有消费属性又有投资属性的特殊商品, 住房对现代城市家庭的影响并不仅限于生活感受, 还可能会影响其工作态度, 当前研究多偏重于住房对家庭生活满意度和整体感受方面的研究, 住房对劳动者工作满意度方面的潜在影响尚没有得到足够的关注。鉴于此, 本文将尝试从住房产权形成的城市住房阶层分化角度来探索住房对劳动者工作满意度的影响。

(二)住房对主观幸福感的相关影响机制。现有关于住房与个人幸福感或其他主观感受的研究所涉及的影响机制主要有以下几个方面: 第一, 住房产权对流动性约束和预防性储蓄的影响。李涛等(2011)认为, 拥有住房产权会通过缓解家庭的流动性约束和降低预防性储蓄来提升幸福感, 然而该文仅根据流动性约束和预防性储蓄对样本进行了分类观察, 并没有对该机制进行直接的验证。第二, 住房的投资属性和财产属性。张翔等(2015)对住房的不同属性进行了分解, 从住房的投资属性和居住属性方面探讨了住房产权对居民幸福感的影响, 但是并没有对其内在的影响机制进行进一步提炼。第三, 住房对居民消费的影响。近年来有研究探讨了房价上涨和偿还贷款对家庭消费的影响, 并从理论上形成了两种机制: 房价上涨引起有房者的住房财富增值, 可能使家庭的生活消费增加, 产生财富效应; 偿还房贷使家庭不得不缩减生活消费, 从而产生房奴效应。实证研究发现, 房价上涨的财富效应并不明显, 住房对消费的影响更多是带来了房奴效应(黄静和屠梅曾, 2009; 李江一, 2018)。此外, 也有部分研究探讨了其他方面的可能机制, 例如欧阳文静(2019)发现房价对住房困难居民身心健康的影响机制是增加其晚睡的概率和降低其工作满意度。

上述研究在一定程度上总结并探索了相关的影响机制, 但是前两类思路提出的机制基本存在于理论层面, 缺乏系统的实证检验; 相较而言, 当前关于住房对消费的影响研究构建了财富效应和房奴效应两个影响机制, 对机制的探索和验证也较为系统深入, 但其并没有将住房对消费的影响与个人的主观幸福感直接联系起来。同时, 大部分现有研究倾向于用纯客观指标或者主客观混合的影响机制来解释住房对幸福感的影响, 本文认为, 不论是对于主观幸福感还是对于工作满意度等主观态度变量, 最理想的潜在影响机制应该是主观机制, 以客观指标构成的机制来解释主观态度变量的变化不一定是适合的。例如“依斯特林悖论”从本质上所揭示的也是客观收入指标的增长, 无法解释主观幸福感的变化这一现象。鉴于此, 本文在现有研究的基础上,

尝试结合住房产权对劳动者心理上的影响构建可能的机制,以便对住房与工作满意度的关系进行更为细致的刻画。

(三)理论分析:住房对工作满意度影响的心理机制。城市经济学理论认为,作为一种城市稀缺资源,是否拥有住房会给拥有者和非拥有者在社会机会方面带来不同的影响(蔡禾等,2020),而工作机会也包括在其中。住房是一种具有二重性的商品,同时具有消费品属性和投资品属性。一方面,作为重要的耐用消费品,住房可以满足城市家庭的居住需求和安全稳定发展的需要,产生安居效应;另一方面,作为一项重要的物质资产,城市家庭热衷于通过住房来实现家庭资产的保值增值(梁晓青,2018),伴随着房价上涨而产生财富效应。同时,作为一种价值较高且具有抵押功能的消费品,一部分劳动者在购买住房时背负了较大数额的住房贷款而成为“房奴”,从而产生房奴效应。根据住房的上述属性,我们构建住房对劳动者工作满意度影响的三方面潜在的心理机制。

第一,房奴效应。住房是一种价值较大且具有抵押功能的消费品,有研究指出,家庭因购房背负的沉重债务会使其幸福感降低(Davies等,2011)。同样地,偿还贷款的压力可能使得劳动者更不能承受长期的工作搜寻而易于接受工作收入、工作时间和工作环境都更不理想的工作。不够理想的工作和沉重的还贷压力之间的矛盾可能降低劳动者对工作的满意度。第二,安居效应。现有研究发现,住房作为城市家庭最重要的消费品,住房条件越好,劳动者的幸福感越强(张翔等,2015)。在工作满意度方面也可能存在类似影响,住房作为城市家庭安身立命之所,住房条件越好越能促使有房的劳动者更加努力地工作,可以增强其工作满意度。第三,财富效应。房价上涨会使拥有住房的劳动者房产价值增加而产生财富效应,房产价值增加使有房者尤其是有多套住房者的财富增长,可能使劳动者在工作选择方面也相对自由和宽松,因此导致有房者的工作满意度更高。

此外,不少研究发现,拥有产权住房的劳动者中,仅有一套住房和多套住房者的决策方式和心理感受是不一样的(林江等,2012;蔡禾等,2020),而这种差别也可能体现在住房对工作满意度的影响方面。第一,住房投资品属性能否实现的关键还在于家庭房产的数量,当房价上涨使家庭房产价值增加时,多套住房者有很大的机会和自由去选择利用抵押贷款再融资或者出售房产等方式来兑现资本收益,但是当住房为刚需住房而被家庭自己居住时,唯一住房者的财富效应是无法马上兑现的。蔡禾等(2020)指出,与多套住房者相比,无法兑现的财富效应会使刚需住房者产生相对剥夺感而导致其主观效用降低。类似地,对于工作满意度变量,房价上涨使多产住房阶层住房财富增加,并使其在工作选择方面也相对自由和宽松,从而提高其工作满意度;但对于唯一住房者来说,无法兑现的财富效应增加了劳动者工作的机会成本,强化了一套住房者认为辛苦工作不如买房的心理,并产生相对剥夺感,因此可能导致其工作满意度下降。第二,偿还住房抵押贷款所带来的房奴效应也有可能因房产的数量而不同,房奴效应可能会降低仅拥有一套刚需住房劳动者的工作满意度,但是对于在一定程度上已经实现“住房自由”的多产住房阶层来讲,住房更大程度上是作为一种财富保值增值的手段,其房奴效应可能是不明显的。因此,本文在观察住房对工作满意度的影响及其机制时,将进一步从多套住房、唯一住房和无住房角度考察社会住房分层对劳动者工作满意度的异质性影响。同时,由于工作满意度可能与客观工作条件密切相关,本文还将尝试从工作收入、工作时间与工作环境等角度对主观工作满意度进行分解并与相应的客观工作条件进行比较,以揭示主观工作满意度表现差异背后的客观现实。

三、样本、模型设定和变量选取说明

(一)数据样本的选取。本文微观研究样本来源于2016年中国劳动力动态调查数据。中国

劳动力动态调查(简称 CLDS)由中山大学社会科学调查中心组织,其以劳动力为主要调查对象,建立了涵盖劳动力个体、家庭和社区三个层面的追踪调查和横截面数据的综合性数据库。同时,本文采用各地级市土地供应、住房价格和住房自有率等宏观变量与微观数据相匹配,这些宏观数据分别来源于相应年份的《中国国土资源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国房地产统计年鉴》以及各城市相应年份的统计年鉴和统计公报。鉴于本文的研究对象,我们仅保留了年龄在15-65岁之间,2015年以来有过工作经历的城市居民样本。

(二)基准模型设定。参照现有研究的模型设定,我们利用式(1)对本文的基准模型进行说明。

$$\text{prob}(Y_i = 1) = \beta h_i + \gamma X_i + \chi C_i + \eta D_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,被解释变量 Y_i 表示工作满意度,为一个二值选择变量; h_i 为核心解释变量,代表住房产权变量(自有产权、家庭产权、不用租房或多套住房); X_i 为一系列个人和家庭特征变量; C_i 为一系列城市特征变量; D_i 为省区固定效应; ε_i 为随机扰动项。

(三)变量选取说明。本文选取劳动者对工作的整体满意度评价作为主要被解释变量。CLDS2016 调查问卷中有关于劳动者当前或最近一份工作的整体满意度调查,劳动者的回答包含从“非常满意”到“非常不满意”等五个选项,为了便于建立灵活的模型进行观察,我们令选择“非常满意”和“比较满意”的样本为1,其他选项为0构建一个工作满意度二元变量;当然,稳健性检验中我们保留了被解释变量的排序,采用排序工具变量 *probit* 方法来验证模型结论的稳健性。除了工作整体满意度变量以外,还分别选取了劳动者对工作收入、工作环境和工作时间等方面的满意度评价作为被解释变量,以对劳动者工作满意度进行多层面的分解。

本文的核心解释变量为劳动者的住房产权分层变量。借鉴现有研究,我们首先根据住房产权将劳动者划分为无住房产权、有住房产权(唯一房产)和多住房产权三个住房阶层;其次,对于仅有一套住房的有产阶层,借鉴孙三百(2018)的思路,将拥有住房产权分为三个维度:第一个维度为“自有产权”,如果现居住房的所有权由本人或者配偶所有则为1,否则为0;第二个维度是“家庭产权”,即现居住房的所有权由包括自己和配偶在内的任一家庭成员所有则为1,否则为0;第三个维度为“无需租房”,即只要现居住房的产权由包括自己在内的家庭成员、其他亲友、单位或雇主所有,本人无需自己租房,则为1,否则为0。这三个维度住房产权的范围不断扩大,能够较为全面刻画拥有住房产权对工作满意度的影响。最后,为了比较拥有一套住房和多套住房劳动者的差异,我们根据家庭除现住房以外是否拥有其他产权住房构建了“多套住房”变量,以代表多产住房阶层家庭。

为了对影响工作满意度的其他变量进行控制,本文同时控制了个人特征、家庭层面、社区层面和地区层面等诸多因素的影响。具体而言,本文控制了性别、年龄及其平方项、婚姻状况、政治面貌、个人工作收入、本地户口、受教育程度(虚拟变量组,小学及以下、初中、高中、大专、大学及以上)、工作类型(虚拟变量组,国家机关及企事业单位、企业、自治和社会组织、个体户自由职业者)等个人特征变量;同时控制家庭资产、家庭上年收入、人均地区生产总值增长率、空气质量等家庭和地区层面的变量;并引入省区虚拟变量对省市层级的固定效应进行控制。此外,对于工作满意度之类的主观指标,需要考虑到个人的性格情绪等变量的影响,我们在控制变量中专门增加了一组包括健康状况、宗教信仰和情绪问题在内的衡量身心健康和心理状态的变量。

(四)主要变量描述性统计。表1是本文的主要被解释变量和核心解释变量描述性统计结果。^①

^① 为节约篇幅,未报告多个层面控制变量的描述性统计结果,详见本文工作论文。

表 1 主要变量选取说明和描述性统计

	变量	说明	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
主要被解释变量	工作整体满意度	0-1 变量,非常满意、比较满意=1;其他=0	4 653	0.5631	0.4961	0	1
	工作收入满意度	0-1 变量,非常满意、比较满意=1;其他=0	4 705	0.3384	0.4732	0	1
	工作时间满意度	0-1 变量,非常满意、比较满意=1;其他=0	4 705	0.5078	0.5000	0	1
	工作环境满意度	0-1 变量,非常满意、比较满意=1;其他=0	4 705	0.5401	0.4984	0	1
核心解释变量	住房产权:自有产权	0-1 变量,现住房由自己或配偶所有=1;其他=0	4 705	0.6397	0.4801	0	1
	住房产权:家庭产权	0-1 变量,现住房由家庭成员(包括自己和配偶)所有=1;其他=0	4 705	0.7430	0.4370	0	1
	住房产权:不用租房	0-1 变量,现住房由家庭成员、其他亲友、单位或雇主所有,本人无需租房=1,其他=0	4 705	0.7796	0.4146	0	1
	住房产权:多套住房	0-1 变量,家庭除现住房外还有其他产权房屋=1,其他=0	4 705	0.1611	0.3677	0	1

四、安居是否真的乐业:基准模型和工具变量估计

(一)住房产权对工作满意度的影响: *probit* 估计。为研究住房产权对工作满意度的影响,本文基准模型的 *probit* 估计结果如表 2 所示。根据表 2 模型(1)–(3)自有产权、家庭产权、不用租房三个维度的住房产权变量系数估计结果可以看出,三类住房产权对工作满意度的系数估计值均为负,但均无法通过置信水平为 5% 的显著性检验。

表 2 住房产权对工作满意度的影响: *probit* 估计

变量	(1)	(2)	(3)
自有产权	-0.0144(0.0616)		
家庭产权		-0.0721(0.0856)	
不用租房			-0.0193(0.0775)
观测值	4 312	4 312	4 312
<i>Wald chi2</i>	306.67	306.01	306.56
<i>likelihood</i>	-2 784.17	-2 783.83	-2 784.17
<i>Pseudo R²</i>	0.0560	0.0562	0.0560

注:***、**和*分别表示估计值在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著异于 0;括号内为稳健标准误;为节约篇幅,未报告多个层面的个人、家庭、地区及省区控制变量估计结果;表 2、表 4—表 8 均控制了个人特征变量、身心健康变量、工作类型变量、家庭特征变量、地区特征变量和省区固定效应,为节省版面未列示这些变量的回归结果,备案。下表统同。

(二)住房产权对工作满意度的影响:工具变量法。本文虽尽可能引入多个层面的控制变量以削弱遗漏变量偏误,然而基准模型依然有可能受内生性问题的干扰。拥有住房产权可能会对劳动者的工作满意度产生影响;但同时,工作满意度更高的劳动者也更可能对未来产生稳定的预期,从而更愿意买房而不是租房,这将导致基准模型估计结果产生向上的偏误。同时,由于我们不可能穷尽所有影响工作满意度的因素,由此产生的遗漏变量问题依然可能导致模型存在内生性问题。因此,接下来考虑利用合适的工具变量来控制内生性问题。

1. 工具变量选取说明。目前以中国为样本的研究多利用中国政府土地供应划拨和出让制度的特点,选取与土地供应相关的变量作为住房变量的工具变量,其逻辑是:一方面,由于土地是房地产市场的关键投入要素,土地供应的大小将直接对房价乃至住房产权产生影响,土地供应越紧张,房价越高(陈斌开和杨汝岱,2013 等等),家庭买房更困难,自有住房的概率也越低;另一方面,中国长期以来对土地使用实行严格的用途管制和耕地保护制度,各城市每年的土地供应由中央和省级政府根据《土地利用年度计划管理办法》进行严格规划和管制,因此,土地供应往

往被看作是外生的。利用这一思路, 现有研究多采用上一年的人均土地出让面积、住宅用地供给面积等(陆铭等, 2015; 张莉等, 2017)类似变量作为房价等住房变量的工具变量。此外, 近年也有研究利用中国土地政策变化的外部冲击所引起的城市土地供应量的变化为住房变量构建了更为精巧的工具变量(Han 和 Lu, 2017; 张巍等, 2018)。以土地供应变量作为本文住房变量的工具变量也是合适的, 一方面, 土地供应紧张推高房价, 家庭拥有住房产权也更为困难; 另一方面, 目前尚无证据表明个人的工作满意度会影响由上级政府管控的土地供应变量。因此, 借鉴现有研究并结合本文的数据特点, 正文中我们利用中国土地政策变化所导致的城市土地供应量的增减来构建城市土地份额变化虚拟变量, 并以其作为工具变量;^①在稳健性检验中, 我们采用上年各城市市辖区人均土地出让面积和新增出让面积作为工具变量。

2. 工具变量估计结果。本文以历史土地供应份额变化为工具变量, 采用双变量 *probit* 模型对基准模型进行工具变量估计, 结果如表 3 所示。^②由表 3 可见, 在引入工具变量以后, 自有产权、家庭产权和不用租房三个维度的住房产权变量系数估计结果均显著为负。这表明, 拥有住房产权使劳动者工作满意度降低了, 而且, 从不用租房、家庭产权到自有产权, 随着住房产权拥有程度的加深, 这种负向关系的显著性似乎有明显提高的趋势。三个模型其他解释变量的系数估计结果也基本一致: 随着年龄的增加, 劳动者工作满意度大致呈现先减后增的“U”形变化趋势; 男性和经常有情绪问题的劳动者的工作满意度明显更低; 本地户口、中共党员、有宗教信仰、身体健康的劳动者的工作满意度明显更高; 家庭净资产和家庭收入更高的劳动者工作满意度更高; 以小学及以下为基准, 大专、大学及以上学历劳动者的工作满意度更高; 与国有单位相比, 工作类型为自治和社会组织的劳动者工作满意度更高。同时, 表 3 残差相关性检验结果表明, 两阶段模型残差存在明显的正相关, 如果以 *probit* 模型来进行估计, 确实会产生明显的向上偏误, 本文采用双变量 *probit* 模型进行工具变量估计是恰当的。最后一行弱工具变量检验中的 *K-P Wald F* 值远大于 10, 说明我们不用担心模型存在弱工具变量问题。

表 3 住房产权对工作满意度的影响: 工具变量 *probit* 估计

解释变量	(1)	(2)	(3)
自有产权	-0.8341*** (0.3075)		
家庭产权		-0.7012** (0.3020)	
不用租房			-0.5961** (0.2578)
年龄	-0.0211 (0.0143)	-0.0202 (0.0145)	-0.0225 (0.0145)
年龄平方	0.0004** (0.0002)	0.00034** (0.00017)	0.0004** (0.0002)
性别	-0.0961** (0.0401)	-0.0972** (0.0404)	-0.1011** (0.0407)
婚姻状况	0.0977 (0.0687)	0.0849 (0.0696)	0.0254 (0.0631)
中共党员	0.1843*** (0.0622)	0.1860*** (0.0621)	0.1874*** (0.0625)
本地户口	0.2899** (0.1304)	0.2524* (0.1380)	0.1100 (0.0814)

① 该工具变量构造思路: 以往中央政府在土地供应上更侧重沿海城市的发展, 从 2003 年开始, 土地供应政策出现了结构性的变化, 中央政府的建设用地配额开始向内陆城市倾斜, 对后来东中西部城市的房价产生了深远影响; Han 和 Lu(2017)认为这一政策冲击提供了一个准自然实验环境, 可以识别不同城市的房价影响。因此, 可以以 2003 年为界, 根据 2003 年前后各城市土地供应份额的变化将其分成两个组: 2003 年后土地供应份额相对 2003 年之前下降的组和 2003 年后土地平均供应份额相对于 2003 年之前上升的组; 令土地份额下降的城市为 1, 反之为 0, 便可以构建一个土地份额变量作为房价的工具变量。本文还利用多个 *probit* 模型对该工具变量的合理性进行了初步验证, 发现该变量对工作满意度的影响不显著, 同时与住房产权变量显著相关, 其作为工具变量是基本适合的, 为节约篇幅结果未在文中报告。

② 由于 *ivprobit* 模型不适用内生解释变量同为离散变量的情况, 本文利用 *STATA* 扩展回归模型框架 (*ERMS*), 在内生解释变量为离散变量时, 采用双变量 *probit* 模型对第一阶段回归进行有效处理。

续表3 住房产权对工作满意度的影响：工具变量 *probit* 估计

解释变量	(1)	(2)	(3)
情绪问题	-0.3768*** (0.1086)	-0.3925*** (0.1084)	-0.3933*** (0.1085)
宗教信仰	0.1425** (0.0670)	0.1449** (0.0681)	0.1346** (0.0682)
健康状况	0.2104*** (0.0465)	0.2221*** (0.0457)	0.2395*** (0.0452)
家庭资产对数	0.0085 (0.0073)	0.0102* (0.0062)	0.0352*** (0.0132)
上年工作收入对数	0.0024 (0.0061)	0.0037 (0.0061)	0.0048 (0.0060)
上年家庭收入对数	0.0751*** (0.0189)	0.0671*** (0.0197)	0.0460** (0.0190)
地区人均 GDP 增长率	-0.0206 (0.0150)	-0.0210 (0.0152)	-0.0172 (0.0151)
空气质量	0.0185*** (0.0040)	0.0188*** (0.0039)	0.0159*** (0.0038)
受教育水平	基准组：小学及以下		
初中	0.1039 (0.0712)	0.0945 (0.0711)	0.0743 (0.0715)
高中	0.1674** (0.0761)	0.1637** (0.0769)	0.1384* (0.0765)
大专	0.3047*** (0.0885)	0.2977*** (0.0893)	0.2571*** (0.0878)
大学及以上	0.3709*** (0.0961)	0.3570*** (0.0968)	0.2993*** (0.0926)
工作类型	基准组：国家机关及国有企事业单位		
私有企业	-0.0529 (0.0544)	-0.0579 (0.0542)	-0.0585 (0.0544)
自治和社会组织	0.1555 (0.1085)	0.1814* (0.1070)	0.1946* (0.1086)
个体户自由职业者	-0.0301 (0.0656)	-0.0248 (0.0658)	-0.0264 (0.0658)
省区固定效应	控制	控制	控制
残差相关性	0.4685*** (0.1737)	0.3651** (0.1686)	0.3351** (0.1400)
观测值	4 262	4 262	4 262
Wald chi2	343.85	318.94	312.59
Likelihood	-4 649.87	-4 439.71	-3 646.71
K-P Wald F statistic	31.01	32.04	19.62

注：本表双变量 *probit* 模型的工具变量为历史土地供应份额变化变量，下文除非特别说明，均采用了同样的模型和工具变量。

3. 稳健性检验。我们分别采用替换被解释变量或工具变量、改变估计策略等方法对本文模型的稳健性进行了进一步验证。(1) 替换被解释变量。用“是否经常感到工作压力大”的虚拟变量(是=1, 否=0)替换工作满意度变量作为被解释变量, 并引入与前文相同的所有控制变量对模型重新进行工具变量回归, 估计结果显示, ①多套房者经常感到工作压力大的概率更低, 而一套房者会比其他人更经常感到工作压力大, 显然, 这一结果从负面佐证了前文的结论。(2) 替换工具变量。利用所在城市市辖区上年人均土地出让面积和人均新增土地出让面积作为新的工具变量重新对模型进行估计, 估计结果与前文结论一致。(3) 排序 *probit* 工具变量估计。现有关于幸福感和工作满意度的部分研究采用了排序 *probit* 方法, 此处我们采用同样的设定方法, 在被解释变量中保留被调查者关于工作满意度从“非常不满意”到“非常满意”的排序, 以观察住房产权等变量对“非常满意”出现概率的影响, 采用双变量排序 *probit* 模型的估计结果显示, 排序因变量的估计结果与表3估计结果并无显著差异。

五、有产者为什么并不乐业：住房影响工作满意度的心理机制

(一) 住房产权分层对工作满意度的异质性影响。上文发现拥有住房产权对劳动者的工作满意度产生了明显的负面影响。为什么有房的劳动者反而工作满意度更低呢? 我们首先考虑住房

① 为节约篇幅, 稳健性检验回归结果未在文中报告。

产权的异质性,即城市家庭的住房分层问题对工作满意度的影响,表4按照家庭房产数量将住房产权变量分为拥有多套住房和仅拥有一套住房两种类型,并重新进行与表3相同设定的工具变量 *probit* 估计。表4模型(1)和(2)分别以所有劳动者和拥有住房的劳动者为观察样本,以是否拥有多套住房代表家庭的住房产权变量,从模型的估计结果可以看出,拥有多套住房者的工作满意度要明显高于其他劳动者,也高于只拥有一套住房的劳动者。模型(3)在所有劳动者样本中剔除了拥有多套住房的样本,以自有产权代表住房产权变量作为核心解释变量的估计结果表明,仅拥有一套住房的自有产权劳动者的工作满意度要明显低于非自有产权的劳动者。^①

表4 住房产权对多房和唯一住房者工作满意度的异质性影响:工具变量 *probit* 估计

解释变量\样本	(1)所有劳动者	(2)多房和唯一住房者	(3)唯一住房和无房者
多套住房	1.9894**(0.9918)	1.0917***(0.3806)	
自有产权			-0.7532**(0.3596)
观测值	4 262	3 323	3 613
<i>Waldchi2</i>	684.70	335.59	157.11
<i>Likelihood</i>	-4 196.55	-3 174.79	-3 609.98

(二)为什么唯一住房者并不乐业:对房奴效应、财富效应和安居效应的验证。上文发现拥有房产的劳动者并不乐业的原因在于,在有房者中占绝大多数的仅拥有一套住房者的工作满意度要明显低于其他人。那么,为什么唯一住房者的工作满意度更低?根据前文理论分析,我们尝试从住房产权影响工作满意度的三方面心理机制来寻找原因。

1. 房奴效应。为了验证房奴效应,我们以劳动者在购买住房时是否有贷款构造一个住房贷款变量(是=1,否=0),并引入住房贷款和住房产权变量的交叉项来观察自有产权(或多套住房)者的工作满意度是否受到住房贷款的影响。^②表5模型(1)是我们以无多套住房者为观察样本,引入自有产权、住房贷款及两者的交叉项并控制其他变量进行的工具变量 *probit* 估计,^③从自有产权与住房贷款交叉项系数的估计结果可以看出,与无贷款的自有住房者相比,有贷款的自有住房者的工作满意度明显更低,这表明,房奴效应对一套住房者工作满意度的负面影响是存在的。类似地,表5模型(2)报告了引入住房贷款和多套住房变量的交叉项并以所有劳动者为样本进行的工具变量 *probit* 估计结果,从估计结果可以看出,多套住房和住房贷款交叉项的系数估计值不显著,这表明多套住房者的工作满意度并不会因为是否有住房贷款而有明显的差别。可见,房奴效应主要影响的是仅有一套刚需住房的劳动者。

2. 安居效应。我们选取人均居住面积来表征住房的居住属性,并观察住房产权和住房的居住属性对工作满意度的影响。表5模型(3)和(4)加入了住房产权(多套住房或自有住房)与人均

① 本文同时对只拥有一套住房的家庭产权者和不用租房者也进行了同样的回归,结论与表4模型(3)一致:仅有一套住房的家庭产权者和不用租房者的工作满意度均低于非家庭产权和需要租房居住的劳动者。为节约篇幅,这两种产权形式的估计结果未在表格中报告,下文也只报告自有产权作为核心解释变量的估计结果。

② 关于房奴效应我们同时也进行了以下两方面验证:第一,在无多套住房者样本中剔除有住房贷款样本以后,与无房者相比,拥有住房产权对劳动者的负面影响不再显著;第二,剔除无住房贷款的有房者样本以后,住房产权对唯一住房者的负面影响十分显著。上述估计结果说明住房产权对工作满意度的影响中存在房奴效应,更明确的验证还需要观察住房贷款和住房产权变量的交互影响。

③ 本文住房产权变量是根据现居住房的产权性质得到的,由于现实中存在贷款购买住房却租房居住或者贷款购买期房尚未交付的情况,这使得交叉项模型可以被估计;同时,CLDS数据库中关于家庭住房贷款的问题相当于本文的家庭产权维度,这意味着即便没有贷款购房但并不自己居住和贷款购买期房尚未交付的样本,由于始终存在非自有产权的家庭产权且有贷款的劳动者样本,使得含有自有产权和住房贷款交叉项的模型(1)依然可以被估计。

居住面积变量的交叉项,并同时控制了住房产权和人均居住面积变量,从估计结果可以看出:人均居住面积的系数估计值显著为正,但不论是多套住房还是自有产权,两个模型的交叉项系数估计值均不显著,这表明,虽然人均居住面积对工作满意度整体上产生了正向影响,但是这种正向影响对无房者和有房者均存在,并不因住房产权不同而存在显著差异。可见,前文理论分析中提出的关于住房产权对劳动者工作满意度的安居效应并没有得到证实。

表5 为什么唯一住房者并不乐业:房奴效应、安居效应和财富效应

解释变量	房奴效应		安居效应		财富效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
自有产权	-0.8667 (1.4802)		0.6203 (3.7067)		-1.1782* (0.6202)		-3.9460*** (1.0555)
多套住房		2.9189*** (0.8147)		2.3084 (6.7942)		0.1533 (1.3728)	
住房贷款	6.1568** (3.1400) ^①	0.2253 (0.3858)					
人均居住面积			0.0060** (0.0030)	0.0034*** (0.001)			
住房价格					0.0034 (0.0192)	-0.0481** (0.0242)	-0.0971** (0.0396)
自有产权× 住房贷款	-6.5611* (3.5503)						
多套住房× 住房贷款		-1.0906 (3.3413)					
自有产权× 居住面积			-0.0072 (0.0153)				
多套住房× 居住面积				-0.0607 (0.3798)			
自有产权× 住房价格					-0.1274*** (0.0430)		0.2291** (0.0918)
多套住房× 住房价格						0.1758** (0.0750)	
观测值	3 613	4 262	1 672	2 073	3 531	4 171	3 177
Wald chi2	968.21	2406.54	2822.57	227.04	349.97	569.75	232.55
Likelihood	-440.7	-1745.7	-9117.1	-4892.8	-9600.6	-8701.1	-7036.4

注:本表模型的工具变量为历史土地供应份额变量、历史土地供应份额和住房贷款(居住面积、房价)的交叉项;模型(1)、(3)和(5)以无多套住房者为样本,关注唯一住房者和无房者的比较;模型(2)、(4)和(6)以所有劳动者为样本,关注多套住房者与其他劳动者的比较;为进一步验证财富效应对一套住房者心理状态的影响,模型(7)以有房者为观察对象,被解释变量为相对剥夺感变量。

3. 财富效应。表5模型(5)和(6)加入了住房产权(自有产权或多套住房)与房价变量的交叉项,并控制了相应的住房产权和房价变量,从两个模型交叉项的估计结果可以看出:对于拥有多套住房的劳动者来说,多套住房产权与房价变量的交叉项显著为正,说明房价上涨给多套住房者带来的住房财富增加提高了其工作满意度;但是对于唯一住房者来说,自有住房与房价变量的交叉项显著为负,这表明房价上涨的财富效应降低了一套房者的工作满意度。结合前文理论分析,这一估计结果意味着,对于多套住房者来讲,房价上涨引起的房产价值的增加使其在工作选择方面也相对宽松和自由,从而提高了其工作满意度;但对于唯一住房者来说,房价上涨带来的无法兑现的财富效应增加了劳动者工作的机会成本,强化了一套住房者认为辛苦工作不如买房

① 模型(1)住房贷款变量的系数估计值显著为正,代表着贷款购房但并不自己居住、贷款购买期房尚未交付以及非自有产权的家庭产权且有贷款的劳动者样本与无贷款的其他劳动者(租房者、无贷款家庭住房者等)在工作满意度方面的区别。当然,由于这部分样本包含的劳动者群体较为复杂,同时观测值十分有限,其估计结果可能并不具备充分的说服力,因此很难赋予其具有理论意义的解释。

的心理,进而产生了相对剥夺感,因此导致了其工作满意度的下降。为了进一步验证不可兑现的财富效应是否增强了一套房者的相对剥夺感,我们利用 CLDS 调查问卷中的一个问题“您认为您当前的生活水平和您在工作上的努力比起来是否公平”,令回答“比较不公平”和“完全不公平”的样本为 1,令其他回答为 0 构建相对剥夺感变量,以有房者为样本,以相对剥夺感为被解释变量重新对模型进行工具变量 *probit* 估计见表 5 模型(7)所示,自有产权变量与房价的交叉项系数估计结果显著为正,这说明与多套住房者相比,在房价上涨时,一套住房者表现出了明显的相对剥夺感。

总结对三种机制的观察结果可以较好地解释一套住房者工作满意度更低的原因:首先,偿还房贷引起的房奴效应对工作满意度产生了负面影响;其次,住房条件的改善虽然可以增强劳动者工作满意度,但是这种机制并没有因为产权状况的不同而有所差异;最后,无法兑现的财富效应增强了一套住房者的相对剥夺感,强化了其对工作的负面心理。

六、工作收入、工作时间与工作环境:对工作满意度的分解

上文对心理机制的观察发现,偿还贷款的压力和无法兑现的财富效应引发的相对剥夺感是引起唯一住房者工作满意度更低的原因。前文理论分析中指出,为了偿还房贷,刚需住房者无法承受较长的工作搜寻而易于接受工作条件并不理想的工作。那么,不同住房阶层在工作满意度方面的不同是否还来源于其工作条件的客观差异?下文我们将劳动者的工作满意度分解为工作收入、工作时间和工作环境三个方面,并尽可能选取对应的客观变量来探索主观满意度差异背后的客观现实。

(一)工作收入满意度。表 6 以劳动者工作收入满意度为被解释变量,分别以拥有多套住房、自有产权、家庭产权和不用租房等多个维度的住房产权变量为核心解释变量并采用与表 3 相同的工具变量建立模型,对不同住房阶层的工作收入满意度进行比较。从表 6 上半部分估计结果可以看出,与其他劳动者相比,多套住房者对工作收入的满意度更高;与无房者相比,不论产权形式是自有产权、家庭产权还是不用租房,唯一住房者的工作收入满意度均显著更低。为什么多套住房者对工作收入更满意,而一套房者的工作收入满意度最低呢?表 6 下半部分分别列出了不同住房阶层的上年平均工作收入,并同时对比未拥有多套住房、非自有产权、非家庭产权和需要租房的劳动者的工作收入进行对比。最后两列的 *T* 检验及其相伴概率显示,多套住房者的工作收入明显高于其他人,而对于一套住房者而言,不论是自有产权、家庭产权还是不用租房,其平均收入与无房者并无明显差异。从不同住房阶层工作收入满意度和客观收入的比较可以看出,对于多套住房者和其他劳动者而言,客观收入的差距能够在很大程度上解释其工作收入满意度的差异;而一套房者的工作收入与无房者没有明显差异,但是其工作收入满意度却比无房者更低,其原因也许来源于一套住房者对工作收入更高的心理期望。

表 6 住房产权、工作收入满意度与客观工作收入对比

	解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
住房产权对工作收入满意度的影响	多套住房	0.7214** (0.3610)			
	自有产权		-2.8990*** (0.6070)		
	家庭产权			-2.0613*** (0.9802)	
	不用租房				-2.6291*** (1.0255)
	观测值	4 308	3 658	3 658	3 658
	<i>Waldchi2</i>	316.27	1 545.90	360.21	530.13
	<i>Likelihood</i>	-4 208.56	-3 104.99	-1 977.44	-2 308.21

续表 6 住房产权、工作收入满意度与客观工作收入对比

客观工作收入均值对比	变量	1(均值)	0(均值)	T 检验(0-1)	相伴概率
	多套住房	54 395.79	39 367.18	-7.0479***	0.0000
自有产权	39 979.07	38 028.25	-1.1367	0.2557	
家庭产权	39 340.15	39 465.10	0.0646	0.9485	
不用租房	39 614.97	38 241.38	-0.6632	0.5072	

注:表格上半部分模型中的***、**、*分别表示估计值在1%、5%和10%置信水平上显著异于0;下半部分为客观工作收入对比,1为各住房阶层收入均值,与其相对应的0分别表示非多套住房、非自有产权、非家庭产权和租房劳动者的收入均值,T检验中的***表示两组数据均值在1%置信水平上存在显著差异。

(二)工作时间满意度。表7对劳动者的工作时间满意度进行观察。表7模型(1)和(2)是分别以所有劳动者和无多套住房劳动者为观察样本,以劳动者工作时间满意度为被解释变量,分别以拥有多套住房和自有产权变量为核心解释变量进行的工具变量probit估计,结果显示:多套住房者对工作时间的满意度明显更高,而仅有一套住房者的工作时间满意度与无房者没有明显差异。表7模型(3)和(4)以劳动者的周工作小时数为被解释变量,并以多套住房和自有产权为核心解释变量对劳动者的客观工作时间进行了观察,结果表明:多套住房者的周工作小时数明显低于其他人,而一套住房者的周工作时间与无房者相比并没有明显的差异。可见,不同住房阶层工作时间满意度的差异能够较好地被客户观工作时间差异所解释。

表 7 住房产权对工作时间满意度的影响

解释变量	工作时间满意度		周工作小时	
	(1)	(2)	(3)	(4)
多套住房	1.0722***(0.2716)		-1.0146***(0.0325)	
自有产权		-0.0474(0.7897)		-0.0680(0.0777)
观测值	4 308	3 658	4 294	3 647
Wald chi2	397.63	289.39	1 181.06	173.36
Likelihood	-4 397.32	-3 538.95	-5 825.84	-4 910.33

注:模型(3)和(4)的被解释变量为连续变量,因此利用ERM框架采用了probit-ols相结合的两阶段模型进行工具变量估计,工具变量依然与表3和其他模型相同。

(三)工作环境满意度。最后我们对工作环境满意度进行观察。表8模型(1)和(2)以劳动者工作环境满意度为被解释变量,分别以多套住房和自有产权变量为核心解释变量的工具变量进行probit估计,结果显示:多套住房者对工作环境的满意度更高,一套住房者对工作环境的满意度与无房者没有明显的差别。由于CLDS数据样本中并没有直接反映整体工作环境的客观指标,本文利用其中的一个关于劳动者“是否有固定的工作场所”的问题对劳动者客观工作环境进行观察。表8模型(3)和(4)中我们以“是否有固定工作场所”为被解释变量,并分别以多套住房和自有产权为核心解释变量的工具变量模型估计结果表明:多套住房者有更大的概率拥有固定的工作场所,而一套房者的工作场所与无房者并没有明显的差别。可见,不同住房阶层工作环境满意度的差异同样可以被客观工作环境的差异所解释。

总结上文比较结果我们发现,由于拥有更高的工作收入、更少的工作时间和更固定的工作场所,多套住房者对工作收入、工作时间和工作环境的满意度均高于其他劳动者;一套住房者在工作收入、工作时间和工作环境等客观工作条件方面与无房者没有明显差异,因此其对工作时间和工作环境的满意度与无房者也没有显著差异,但是其对工作收入的满意度却明显更低。可见,如果工作收入、工作时间和工作环境可以在较大程度上代表工作满意度的三个主要方面,那

么我们可以得出结论: 唯一住房者较低的工作满意度很大程度上表现为其对工作收入的不满情绪, 而这种不满情绪也许来源于其对工作收入更高的心理期望。

表 8 住房产权对工作环境满意度的影响

解释变量	工作环境满意度		固定工作场所	
	(1)多套住房	(2)自有产权	(3)多套住房	(4)自有产权
多套住房	1.1861*** (0.2050)		1.3702*** (0.2242)	
自有产权		0.1265 (0.4384)		0.2064 (0.2952)
观测值	4 308	3 658	4 308	3 658
Wald chi2	402.79	259.55	741.49	362.55
Likelihood	-4 396.15	-3 552.34	-2 967.71	-2 391.66

七、结论和讨论

本文利用 CLDS 数据探索了住房产权对劳动者工作满意度的影响。采用土地供应政策冲击作为工具变量的模型估计结果表明: 以住房产权为特征的“安居”并不一定会使劳动者更加“乐业”, 对于一套住房者来说, 不论是自己或配偶、家庭成员还是其他亲友拥有现居住房的产权均会对劳动者的工作满意度产生负面影响。从房奴效应、安居效应和财富效应三方面可能的心理机制进行观察发现, 一套住房者工作满意度更低的心理原因在于偿还房贷的压力和房价上涨引致工作机会成本的提高所带来的相对剥夺感。一套住房者工作满意度更低仅是由于心理上的压力和焦虑, 还是来源于客观工作条件的差异呢? 本文将工作满意度变量分解为工作收入、工作时间和工作环境三个方面, 研究结果发现, 由于拥有更高的工作收入、更少的工作时间和更固定的工作场所, 多套住房者对工作收入、工作时间和工作环境的满意度均高于其他人; 一套住房者在工作收入、工作时间和工作环境等客观工作条件方面与无房者没有明显差异, 其对工作时间和工作环境的满意度与无房者也没有差异, 但是其对工作收入的满意度明显更低。可见, 本文对客观工作收入、工作时间和工作环境的考察结果一方面在较大程度上解释了不同的住房状况对工作满意度的异质性影响; 另一方面, 本文发现, 唯一住房者较低的工作满意度更大程度上表现为其对工作收入的不满情绪, 而这种不满情绪可能来源于其对工作收入更高的心理期望。

现有研究证实了住房产权对劳动者主观幸福感的积极影响, 然而本文却发现, 这种正向影响并没有必然传递到劳动者的工作满意度方面。在一个以住房产权划分的社会阶层分化已然形成的背景下, 本文揭示了不同住房阶层在工作满意度方面的现实心态: 对于多产住房阶层家庭而言, “住房自由”通过增进其工作选择的自由, 从而使其保持较高的工作满意度; 但对于唯一住房者而言, 偿还房贷的压力和房价上涨却不能兑现的相对剥夺感使其在就业尤其是工作收入方面表现出明显的不满和焦虑情绪。可见, 虽然当前大部分城市劳动者已实现了“安居”, 但高房价和高房贷限制了其“乐业”的能力, 住房分化对“勤业乐业”的精神产生了一定程度的抑制和替代。如果说在中国住房市场化改革以前和改革之初, 是职业分化引起了当今的住房分化和收入分化, 那么当前社会的住房分化则可能进一步加剧就业和收入方面的分化, 这是一个令人担忧的趋势。本文研究结论的政策启示是: 第一, 面对日趋复杂的国际国内形势, 构建新的发展格局亟需调动城市劳动者尤其是中产阶层的消费潜力, 但由于有房阶层并非传统意义上的弱势群体, 当前住房和就业政策对有产阶层的关注还不够, 使其产生了明显的不安全感, 进而演化为对工作的不满和焦虑, 因此, 以城市住房保障政策和就业促进政策的完善来推动社会结构转型, 关注城市有产阶层的民生诉求才能充分发挥有产阶层稳定社会、扩大内需和促进经济社会健康发展的重要作用; 第二, 要坚持“房住不炒”理念, 抑制城市房价的过快上涨, 以改变全社会房价上

涨的预期,将大量城市劳动者从高房价和高房贷中解放出来,使他们真正拥有追求自己喜欢的工作、乐业从而勤业敬业的能力;第三,本文研究结论再次证实,住房和就业这两大民生问题从来都不是孤立存在的,在未来的城市民生建设中,政府的住房政策和就业政策不能各行其是,要注重政策目标的相互协同,充分发挥政策合力,以破解当前已形成的住房分化和就业收入差距之间相互加剧的困局。

参考文献:

- [1]蔡禾,卢云,张蕴洁. 房价、房产与城市居民的主观阶层地位——基于中国劳动力动态调查数据的实证研究[J]. 中山大学学报(社会科学版),2020,(2): 144-156.
- [2]陈斌开,杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. 经济研究,2013,(1): 110-122.
- [3]董海军,郭云珍. 住房:城市青年所承的结构压力[J]. 中国青年研究,2008,(4): 5-7.
- [4]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,(7): 35-45.
- [5]李江一.“房奴效应”导致居民消费低迷了吗?[J]. 经济学(季刊),2018,(1): 405-430.
- [6]李涛,史宇鹏,陈斌开. 住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题[J]. 经济研究,2011,(9): 69-82.
- [7]梁晓青. 转型期城市中产阶层焦虑对其消费行为的影响[J]. 西安交通大学学报(社科版),2018,(2): 78-85.
- [8]林江,周少君,魏万青. 城市房价、住房产权与主观幸福感[J]. 财贸经济,2012,(5): 114-120.
- [9]刘祖云,毛小平. 中国城市住房分层:基于2010年广州市千户问卷调查[J]. 中国社会科学,2012,(2): 94-109.
- [10]陆铭,张航,梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J]. 中国社会科学,2015,(5): 59-84.
- [11]欧阳文静. 房价与城市居民身心健康——来自CFPS数据的证据[J]. 财经研究,2019,(9): 141-153.
- [12]孙三百. 住房产权、公共服务与公众参与——基于制度化与非制度化视角的比较研究[J]. 经济研究,2018,(7): 75-88.
- [13]王敏. 住房、阶层与幸福感——住房社会效应研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版),2019,(4): 58-69.
- [14]张莉,何晶,马润泓. 房价如何影响劳动力流动?[J]. 经济研究,2017,(8): 155-170.
- [15]张巍,许家云,杨竺松. 房价、工资与资源配置效率——基于微观家庭数据的实证分析[J]. 金融研究,2018,(8): 69-84.
- [16]张网成. 中产阶层患有财富焦虑症吗[J]. 人民论坛,2017,(27): 70-71.
- [17]张翔,李伦一,柴程森,等. 住房增加幸福:是投资属性还是居住属性[J]. 金融研究,2015,(10): 17-31.
- [18]Coulson N E, Fisher L M. Housing tenure and labor market impacts: The search goes on[J]. *Journal of Urban Economics*, 2009, 65(3): 252-264.
- [19]Davies J B, Sandström S, Shorrocks A, et al. The level and distribution of global household wealth[J]. *The Economic Journal*, 2011, 121(551): 223-254.
- [20]Dietz R D, Haurin D R. The social and private micro-level consequences of homeownership[J]. *Journal of Urban Economics*, 2003, 54(3): 401-450.
- [21]Easterlin R A. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence[A]. David P A, Reder M W. Nations and Households in Economic Growth[M]. New York: Elsevier Inc., 1974: 89-125.
- [22]Garcia J A B, Hernandez J E R. User cost changes, unemployment and home-ownership: Evidence from Spain[J]. *Urban Studies*, 2004, 41(3): 563-578.
- [23]Han L B, Lu M. Housing prices and investment: An assessment of china's inland-favoring land supply policies[J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2017, 22(1): 106-121.
- [24]Munch J R, Rosholm M, Svarer M. Home ownership, job duration, and wages[J]. *Journal of Urban Economics*, 2008, 63(1): 130-145.
- [25]Nickell S. Unemployment: Questions and some answers[J]. *The Economic Journal*, 1998, 108(448): 802-816.
- [26]Oswald A J. Happiness and economic performance[J]. *The Economic Journal*, 1997, 107(445): 1815-1831.

Can Housing Property Necessarily Lead to Job Satisfaction? Based on the Observation of Urban Housing and Job Satisfaction

Liu Bin¹, Zhang Anquan²

(1. *Research Center for Economy of Upper Reaches of the Yangtze River,
Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China;*

2. *School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)*

Summary: In the context of the current social stratification of housing wealth, a large number of researches have confirmed the positive impact of housing property rights on happiness. However, as a special commodity with both consumption and investment attributes, the impact of housing on modern urban families may not be limited to life feelings. Most of the current researches focus on the observation of overall well-being or life satisfaction, and pay little attention to workers' working attitude.

For urban families who rely on their occupational income to obtain class status and use housing investment to resist social risks, housing and employment issues are the core content of the middle class anxiety. This paper uses CLDS data to explore the impact of housing stratification on workers' job satisfaction from many dimensions. This study shows the realistic mentality of families in various housing classes in terms of job satisfaction: For families with more than one housing property right, their "housing freedom" increases their freedom in working choices, so they maintain a high degree of satisfaction with their jobs; for families with single housing property right, the pressure of repaying the mortgage and the relative sense of deprivation that the rise of housing prices cannot be realized makes the real estate class show obvious anxiety and dissatisfaction in employment, especially in work income. The conclusion of this paper reveals a worrying fact: Although most urban workers have already achieved "Live in Peace", high housing prices and high mortgages have restricted their ability to "Work in Contentment", and housing differentiation has restrained and replaced the spirit of "work hard and work happy" of urban workers to a certain extent.

Different from the existing research, this paper reveals the negative effect of housing property rights on the job satisfaction of people with single housing property right. There are two possible marginal contributions: First, most of the current researches focus on the overall subjective satisfaction or life satisfaction, while the research on the subjective employment attitude such as housing to workers' job satisfaction is rarely involved. This study, from the perspectives of housing stratification and job satisfaction, depicts the anxiety problems of urban families, especially those with housing property rights, and reveals the employment anxiety that the single housing property right brings to the property families. This finding enriches the academic research on the impact of housing on subjective satisfaction and the job market from a micro perspective. Second, this paper not only conducts empirical exploration on the three psychological mechanisms of housing property rights affecting job satisfaction, but also uses subjective and objective index estimation results to compare work income, working hours and working environment to reveal the reasons for the employment anxiety of families with single housing property right. The reason is largely due to the dissatisfaction with work income. This idea is expected to enrich the related research based on purely subjective variables. The findings also help to broaden the academic community's understanding of the anxiety of middle class, and have enlightening significance for the government to formulate housing and employment policies.

Key words: housing property rights; job satisfaction; relative deprivation; mortgage-slave effect; wealth effect

(责任编辑 石头)