

住房财富与城镇家庭劳动供给： 来自中国家庭金融调查的发现^{*}

蒋佳伶¹ 王瑞²

摘 要 基于中国家庭金融调查(CHFS)数据,本文选取工具变量,实证分析住房财富对家庭成员劳动参与决策和劳动时间的影响。研究表明,住房财富增加会显著降低家庭成员劳动参与的概率,减少家庭成员的劳动时间,同时降低男性和女性的劳动参与概率。此外,住房增值显著减少家庭工作人数,降低工作人数占适龄劳动力的比例。研究还发现,住房增值对一二线城市以及高收入群体的劳动参与有更大的影响,但是住房增值对接受过高等教育的个体劳动参与率的影响较小。进一步分析发现,住房增值对劳动参与的负向影响随着年龄的增加而加强。住房的居住功能和投资功能均能显著降低家庭成员劳动参与的概率,且投资属性的住房对家庭成员劳动参与的作用更大。无自有住房家庭的劳动参与决策不受影响。本文经过替换变量、选取其他IV、选取已婚女性样本等稳健性检验后,结论依旧成立。本文的结论表明,住房财富对家庭成员劳动供给有显著的负向影响,相关政策的制定和调整需要充分重视住房对劳动供给的潜在影响。

关键词 住房增值;住房财富;劳动供给;劳动参与;劳动时间

0 引言

就业问题是重要的民生问题。习近平总书记反复强调,就业是最大的民生工程、民心工程、根基工程^①。党的二十大报告中指出:“实施就业优先战略,强化就业优先政策”^②。《“十四五”规划和2035年远景目标纲要》中明确推行“就业优先战略”^③。2023年国务院办公厅发布的《关于优化调整稳就业政策措施全力促发展惠民生的通知》提出:“要不断扩大就业容量,拓宽青少年就业渠道,降低失业率”^④。然而,中国的人口结构正在发生巨大

^{*} 本研究受国家自然科学基金青年项目:中国家庭的数字鸿沟:测度、成因及影响研究(72203021);北京市教委科研计划一般项目“数字鸿沟对京津冀家庭福利的影响研究”(SM202311417006)的资助。

¹ 蒋佳伶,北京联合大学商务学院副教授,E-mail:gtjialing@bnu.edu.cn。

² 王瑞(通信作者),湖北经济学院金融学院讲师,E-mail:hmgbybmgl213@163.com。

^① 资料来源:https://www.clsn.com/2022/12/07/wap_9913040.html

^② 资料来源:https://news.youth.cn/sz/202210/t20221016_14062721.htm

^③ 资料来源:https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm

^④ 资料来源:https://www.gov.cn/zhengce/content/2023-04/26/content_5753299.htm

的变化,较低的出生率和死亡率使得老龄化现象突出,人口红利正在逐渐消失。图1右轴描述了2000—2023年全国15岁及以上总体劳动参与率、男性劳动参与率和女性劳动参与率。由图1可知,无论是总的劳动参与率,还是分性别来看,随着时间的推移,劳动参与率均在不断下降,且女性劳动参与率相对于男性下降得更为迅速。从家庭层面看,劳动人口减少非常明显。尹志超(2024)指出,2011—2021年间我国城镇家庭平均每户就业人数呈下降趋势,从1.56人下降到1.20人,平均每户就业率也从48.75%下降到41.10%^①。

住房问题作为不容忽视的民生问题,房地产市场的健康平稳发展一直是政策制定者追求的目标。1998年7月的住房制度改革标志着住房商品化时代的到来,伴随而来的房地产市场的繁荣发展使得房价在总体上快速上涨,国家统计局数据表明,全国商品房销售均价从2000年的2112元上涨到2023年的10438元,远超居民收入增长速度。综观图1可知,从时间节点来看,劳动参与率下降的时间段恰好与中国房价快速上涨时期相吻合,初步表明住房价格和劳动参与率之间呈现负相关关系,在此背景下,深入探究住房价格和劳动供给之间的因果关系,对于促进房地产市场健康发展和保障劳动供给具有重要意义。

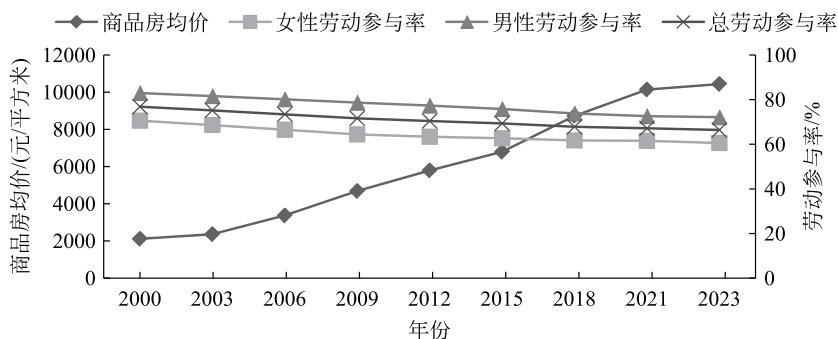


图1 2000—2023年商品房均价及15岁以上人口劳动参与率

资料来源:商品房均价来源于中国统计年鉴,劳动参与率来源于世界银行数据库,劳动力参与率是指年龄在15岁及以上的人口从事经济活动的人口比率

房产净值是家庭财富最重要的组成部分。根据《中国家庭财富调查报告2019》,中国家庭拥有住房的比例为93.03%,城镇居民家庭房产净值占家庭人均财富的71.35%。房价的快速上涨使得家庭资产负债表的财富发生巨大的变化,住房已经成为多数中国家庭的财富积累核心。图2直观地描述了2011—2021年中国城镇家庭住房财富发展情况,十年间,城镇家庭平均住房总财富从57.03万元增长到117.06万元,城镇家庭平均住房净财富从54.58万元增长到112.16万元。根据住房财富效应,住房增值使家庭获得了额外的财富,根本性地改善了家庭的经济状况。住房财富的增值可能会对劳动供给数量和质量产生一定影响。一方面,根据劳动供给理论,这将激励个体把更多时间用于闲暇而减少劳动。但另一方面,高昂的房价也使住房成本增加,低收入家庭可能无法购房,需要增加劳动时间以应对住房负担(Zhao and Burge, 2017)。

^① 根据国家统计局的定义,平均每户就业面为平均每户就业人口比平均每户家庭人口数。

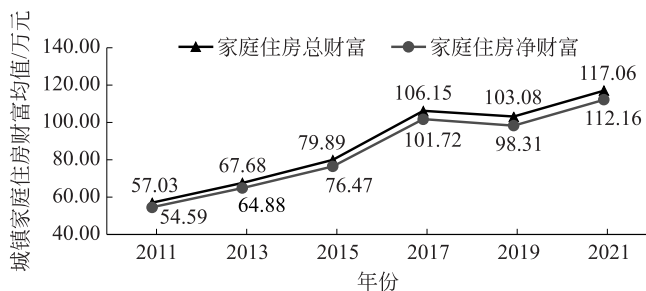


图2 2011—2021年城镇家庭住房财富变化情况

资料来源：中国家庭金融调查数据

基于中国家庭金融调查(CHFS)数据,本文实证检验了住房财富对家庭成员劳动供给的影响,为经济高质量发展时期我国住房制度的完善和劳动力市场的平稳发展提供政策参考。研究发现,住房财富增加会显著降低家庭成员劳动参与的概率,还会减少家庭成员的劳动时间。分样本研究发现,住房财富不仅会降低女性的劳动供给,也会降低男性的劳动供给。此外,住房增值也会显著减少家庭工作人数,显著降低工作人数占适龄劳动力的比例。研究还发现,住房增值对一二线城市以及高收入群体的劳动参与有更大的影响,但是住房增值对接受过高等教育的个体劳动参与率的影响较小。进一步分析发现,住房增值对家庭成员劳动参与的负向影响随着年龄的增加而加强,且对于临近退休的群体而言影响最大。住房的居住功能和投资功能均能显著降低家庭成员劳动参与的概率,且投资属性的住房对家庭成员劳动参与的作用更大。

1 文献回顾

财富的变化是影响劳动供给的重要原因。彩票中奖、遗产遗赠等一次性支付的意外收获,能够迅速改变家庭财富资产数量,有学者基于此来研究财富变化对劳动供给的影响(Joulfaian and Wilhelm, 1994; Cesarini et al., 2017)。Joulfaian and Wilhelm(1994)使用美国PSID数据研究发现,在预期继承到大笔遗产的情况下,劳动力的劳动供给减少,对遗产的期望越大,劳动供给时间减少越多。Cesarini et al. (2017)使用瑞典彩票数据的研究发现,彩票中奖之后,中奖人的劳动供给时间立即减少,这一影响长期不变,且中奖者的配偶在财富冲击之后也减少了劳动供给。张诚等(2024)的研究还发现在财富较低且有负债的家庭中,家中老人倾向于增加劳动供给和延迟退休。

大量国内外学者研究了住房财富与劳动供给的关系。第一,考察房价与劳动供给的关系。吴伟平等(2016)的研究发现对有房产家庭的女性来说,房价上涨降低女性劳动参与率,对于无房家庭而言,房价上涨则导致女性劳动参与率提高。冯苑(2020)发现,房价上涨会引发居民劳动参与率下降,且对女性劳动参与的负向影响更大。第二,考察住房财富与劳动供给的关系。梁银鹤等(2019)实证发现,房产财富的增加会降低户主的劳动供给。姚健(2021)却发现,住房财富对个体劳动参与决策产生显著正向影响。进一步分年龄段和性别来看,住房财富的变化对中年自有房屋者和租房者的劳动参与决策和劳动时间没有显著影响,会显著降低已婚年轻女性以及接近退休年龄的男性的劳动参与率

(Disney and Gathergood, 2018)。Fu et al. (2016)则也发现住房价值对男性的劳动参与率没有显著影响。第三,研究住房财富对老年群体劳动供给的影响。刘华等(2020)发现,住房财富效应会显著降低中老年人的劳动参与,但遗赠动机对住房财富效应有负向调节作用。第四,同时考察住房财富增加和减少的影响。Henley(2004)运用英国数据研究发现,住房增值后,男性和女性劳动时间会显著减少;遭遇住房损失后,男性劳动时间会相应增加。

对于住房财富影响家庭劳动供给的机制而言,现有研究发现财富效应是住房财富影响居民劳动参与的重要因素(吴伟平等,2016;冯苑,2020;姚健,2021),住房财富效应认为,当房价增长时,有房家庭财富增加,结合劳动供给理论,财富增值将激励个体把更多时间用于闲暇而减少劳动,进而抑制劳动参与。预期效应机制认为住房是一种投资品,当房价上涨,购房的投资回报超过其他投资品后,家庭的购房动机加强,此时会增加劳动供给(吴伟平等,2016;姚健,2021)。此外,梁银鹤等(2019)则发现,住房财富主要通过信贷约束渠道影响个人劳动供给。

通过梳理住房财富对劳动供给影响的相关文献可知,由于研究对象、研究样本和国内外文化差异等因素,住房财富对劳动供给的影响没有得出一致的结论。本文认为现有研究尚存在一些不足:第一,没有区分房价与住房财富。一些文献仅仅研究了房价对于劳动供给的影响(吴伟平等,2016),但房价与住房财富是不同的概念。房价只能细化到一定地区,住房财富由住房单价、房屋面积和房屋数量共同决定,更加准确识别微观家庭的房产财富。第二,大部分文献将样本限定于户主、已婚女性、老年群体或青年群体(Johnson, 2014;吴伟平等,2016;Fu et al., 2016;梁银鹤等,2019;刘华等,2020),没有提供住房财富影响劳动供给的全面证据。第三,大部分文献仅把劳动参与率作为因变量,忽视了劳动时间,未全面分析住房财富对劳动力市场带来的影响。此外,在定义劳动参与率时,未将季节性失业、摩擦性失业的人群纳入劳动参与范围可能导致劳动参与率被低估,从而影响估计结果的有效性。

因此,本文是对现有文献的有益补充和完善。本文可能的边际贡献总结如下:第一,与以往以房价或单一住房价值为自变量不同,本文从住房价值、住房增值和住房净财富三个维度,全面衡量了家庭住房财富。与以往仅以劳动参与概率为因变量不同,本文选取家庭成员劳动参与概率、劳动时间、家庭工作人数及家庭工作人数占比等指标,综合运用工具变量法、Heckman 两步法,系统考察了住房财富对家庭成员劳动供给的影响。第二,与以往文献主要将研究对象限定于户主、已婚女性、老年群体或青年群体不同,本文以所有适龄劳动力的家庭成员为研究对象,分性别、分年龄段考察了家庭成员劳动供给全貌,从住房增值的视角,为中国城市劳动参与率的下降提供了解释。第三,在已有研究的基础上,本文进一步区分住房的居住属性和投资属性,并分析了无自有住房家庭的劳动参与决策。

2 实证策略和内生性讨论

2.1 模型设定

为了考察住房财富对家庭成员劳动参与的影响,本文模型设定如下:

$$\text{LFP} = \alpha_1 \text{HW} + X_1 \beta_1 + \mu \quad (1)$$

式(1)中, $\mu \sim N(0, \sigma^2)$ 。LFP代表家庭成员劳动参与。HW是本文的关注变量住房财富,包括住房增值、住房价值和住房净财富。 X_1 是控制变量,主要包括家庭特征变量、个体特征变量和宏观经济变量、城市固定效应和时间固定效应。本文还分别考察了住房财富对男性和女性劳动参与决策的影响。

个体的劳动时间取决于个体是否进入劳动力市场,而个体是否参与劳动并非外生和纯随机事件,直接进行OLS估计得出的参数会有偏差。因此,为了准确考察住房增值对家庭成员劳动时间的影响,本文运用Heckman两步法进行估计。在第一阶段回归中,拟合出家庭成员劳动参与的概率,计算逆米尔斯比率(Lambda)。在第二阶段劳动时间回归方程中,控制逆米尔斯比率,以解决样本选择偏误^①。具体模型设定如下:

$$\text{Prob}(\text{LFP} = 1) = X\eta + \varepsilon \quad (2)$$

$$\lambda = \frac{\phi(X\hat{\eta})}{\Phi(X\hat{\eta})} \quad (3)$$

$$\text{Labor_time} = \alpha_2 \text{HW} + \omega\lambda + X_1\beta_2 + \mu \quad (4)$$

同理,式(2)中, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 。 X 是控制变量,主要包括住房增值、家庭特征变量、个体特征变量和宏观经济变量、城市固定效应和时间固定效应。式(4)中, Labor_time表示个体劳动时间,包括每月劳动天数和每天劳动小时。其余变量含义同式(1)。

2.2 内生性讨论

本文的关注变量住房财富可能是内生的。首先是逆向因果,家庭成员参与劳动力市场后,赚取工资收入,有能力购买面积较大的住房,从而影响家庭的住房决策。Johnson(2014)发现劳动参与会提升当地住房价格。其次是遗漏变量,家庭成员劳动参与和住房财富可能会同时受到其他因素的影响,比如个人偏好习惯、个人贴现率,这些变量无法观测。具体来说,性格这一因素会同时影响住房财富和家庭成员劳动参与,性格乐观的人,会看好未来的房地产市场,从而增持住房资产,不同性格的人是否选择就业也有显著差异。最后是测量误差,本文的住房财富包括住房增值、住房价值和住房净财富。住房价值是家庭主观估计的,与真实的价值可能存在偏差。因此,本文要处理的一个关键问题是住房财富的内生性。已有研究住房财富与劳动供给的文献采用工具变量方法解决内生性问题(Fu et al., 2016; 梁银鹤等, 2019)。本文采用同一社区其他家庭住房增值的平均值作为住房财富的工具变量进行估计。

该工具变量合理性在于,一方面,在特定的地理范围内,外部环境相似,住宅的基本属性如交通、教育、医疗等配套设施大体相同,房价差异并不大,房地产市场的供需关系也会使社区内的房价趋向于平衡。尽管楼龄、开发商甚至层高和户型等原因可能导致同一社区内房价差异在一定区间内波动,但一般同一社区内的房价相对稳定。同一社区内所有家庭住房的总价值、净价值和增值随房价波动,同一社区其他家庭的住房增值和本家庭的

^① 需要说明的是,第一阶段回归方程与第二阶段回归方程相比,需要额外控制一个识别变量,即影响个体劳动参与决策,但其对劳动时间不会产生影响。

住房增值具有相关性。另一方面,同一社区其他家庭的住房增值并不影响本家庭的劳动供给。尽管住房增值可能通过“财富效应”影响劳动供给情况,但这取决于本家庭的住房资产情况,而并非周边家庭的住房资产情况。因此,使用同一社区其他家庭住房增值的平均值作为该家庭住房财富的工具变量是合适的。

3 数据和变量

3.1 数据说明

本文所用数据来自西南财经大学开展的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)项目。CHFS包括家庭的资产与负债、收入与支出、保险与保障、家庭人口特征及就业等方面的详细信息。其中,与住房相关的信息,如产权、房产价值、按揭负债、购房成本等,以及就业的详细信息在该调查中均有收集。考虑到农村没有商品房,且农村的家庭生产和农业生产不容易区分,本文使用城市样本回归。本文使用2017年、2019年和2021年三轮调查样本展开研究,考察住房财富对家庭成员劳动供给的影响,经过数据清理后,三年总共保留114743个劳动力样本。本文在第5部分考察住房财富对已婚女性劳动参与的影响,将女性的年龄限定为16~55岁,经过数据清理后,共保留32831个样本。

3.2 变量介绍

3.2.1 被解释变量

本文严格定义了劳动参与(Labor Force Participation, LFP)变量和劳动时间变量。中国国家金融调查对个体是否有工作进行询问,对没有工作的个体再询问没有工作的具体原因,对有工作个体进一步询问工作的性质、行业和职业等。本文将过去一年有工作,包括在家庭成员或亲戚经营的公司、企业或生意中从事没有报酬的生产或服务的个体定义为劳动参与。劳动时间包括每天工作小时和每月工作天数。工作人数指家庭总的工作人数,工作人数占适龄劳动力比例为工作人数除以法定工作年限范围内的个体数。

3.2.2 核心解释变量

本文的核心解释变量是住房财富,包括住房增值、住房价值和住房净财富。本文将住房增值定义为目前房产价值与购房成本之间的差额。问卷询问了六套房的价值和购房成本。这里采用六套房的总价值作为住房价值,采用六套房的总成本作为住房成本。问卷中对应的问题分别是(c2016):目前,这所房子值多少钱?(c2013):当初获得这套房子时,您家一共花了多少钱?包括各种税费。本文将住房价值定义为所有房子的总价值,住房净财富定义为住房资产与住房负债(包括正规和非正规负债)的差额。在回归中,其加1取自然对数。

3.2.3 控制变量

参照以往文献,本文的控制变量主要有:(1)家庭特征变量,包括家庭规模、家庭老人数量、家庭6岁以下小孩数量、家庭6~15岁小孩数量、家庭住房负债、家庭非住房负债、家

庭收入(家庭总收入扣除工资性收入、与住房相关的收入,如租金,房屋补贴等)、家庭净财富(家庭非住房净财富)、家庭参与股票市场、家庭拥有自有车辆。(2)个体特征变量,包括年龄、性别、受教育年限、身体健康状况和风险态度。在稳健性检验部分关于已婚女性的实证研究中,将个体特征变量替换为丈夫年龄、丈夫健康状况、丈夫受教育年限、丈夫工资收入、本人年龄、本人健康状况和本人受教育年限。(3)宏观经济变量,包括地区人均 GDP 和地区失业率,以衡量各地区经济发展水平和对劳动力的需求情况。对于连续变量,在实证部分,采用加 1 再取自然对数的方法进行估计。表 1 给出了变量的描述性统计。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差
被解释变量			
劳动参与	114743	0.6254	0.4840
男性劳动参与	56781	0.7188	0.4496
女性劳动参与	57962	0.5339	0.4989
每月劳动天数	53706	23.9120	4.7526
男性每月劳动天数	30919	23.9124	4.9144
女性每月劳动天数	22787	23.9115	4.5239
每天劳动小时	53495	8.7668	2.3926
男性每天劳动小时	30767	8.9946	2.5371
女性每天劳动小时	8180	8.4583	2.1435
工作人数	41063	1.7858	0.9033
工作人数占适龄劳动力比例	41063	0.8276	0.2852
已婚女性劳动参与	32831	0.5887	0.4921
关注变量			
住房增值	114743	824734.5	1565996
住房价值	114743	1214477	1907440
住房净财富	114743	1147813	1830970
家庭特征变量			
家庭规模	114743	3.7133	1.5148
家庭小孩数量(0~5 个)	114743	0.2189	0.4924
家庭小孩数量(6~15 个)	114743	0.3615	0.6090
家庭老人数量	114743	0.2684	0.5657
家庭住房负债	114743	59077.11	181313.1
家庭非住房负债	114743	20737.07	75402.42
家庭收入	114743	43881.14	83682.81
家庭净财富	114743	414866.2	741670.7
家庭参与股票市场	114743	0.1134	0.3171
家庭拥有自有车辆	114743	0.4226	0.4940
个体特征变量			
Panel A:			
年龄	114743	43.2639	13.8331
女性	114743	0.5051	0.5000

续表			
变量	观测值	均值	标准差
个体特征变量			
Panel A:			
已婚	114743	0.7801	0.4142
受教育年限	114743	11.1305	3.9485
身体状况	114743	2.3483	0.9316
风险态度	114743	0.5997	0.4900
Panel B:			
丈夫年龄	32831	49.1689	10.0783
丈夫健康状况	32831	2.4223	0.9351
丈夫受教育年限	32831	11.1523	3.6081
丈夫工资收入	32831	36859.79	67588.36
本人年龄	32831	47.3124	10.1709
本人健康状况	32831	2.4687	0.9294
本人受教育年限	32831	10.4492	4.0437
宏观经济变量			
失业率	114743	3.0845	0.6384
各省区人均 GDP	114743	72017.57	32394.26

4 实证结果

4.1 住房财富与家庭成员劳动参与

首先考察住房增值与家庭成员劳动参与决策之间的关系,表 2 给出了线性模型和非线性模型的实证回归结果。在两阶段工具变量估计中,第一阶段估计的 F 值为 421.52,工具变量 t 值为 20.53, F 值大于临界值 10,因此不存在弱工具变量问题(Stock and Yogo, 2005)。因此,使用同一社区其他家庭的住房增值作为工具变量是合适的。根据表 2 的估计结果可以看出,住房增值能显著降低家庭成员劳动参与的概率且估计结果稳健。表 2 的(5)列和(6)列的结果表明,住房增值对男性劳动参与决策和女性劳动参与决策均有显著负向影响。

表 2 住房增值与家庭成员劳动参与

	劳动参与				男性劳动参与	女性劳动参与
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(OLS)	(2SLS)	(Probit)	(IV Probit)	(2SLS)	(2SLS)
住房增值	-0.0013 *** (0.0002)	-0.0260 *** (0.0023)	-0.0012 *** (0.0002)	-0.0257 *** (0.0024)	-0.0255 *** (0.0028)	-0.0267 *** (0.0036)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	114743	114743	114743	114743	56781	57962

续表						
	劳动参与				男性劳动参与	女性劳动参与
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(OLS)	(2SLS)	(Probit)	(IV Probit)	(2SLS)	(2SLS)
Wald chi2			30668.70 ***	44298.22 ***		
R^2	0.314	0.315			0.118	0.175
Pseudo R^2			0.2729			
第一阶段 F 值		421.52 ***		421.52 ***	209.35 ***	2117.47 ***
工具变量 t 值		20.53 ***		53.12 ***	14.46 ***	14.54 ***

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

根据 CHFS 数据,2017 年、2019 年和 2021 年房产占城市家庭总资产的比例分别为 69.82%、67.14%和 60.17%,住房资产是家庭资产的重要组成部分。家庭在拥有住房时,随着房价的不断攀升,相当于获得一笔额外财富,此时家庭会增加闲暇,减少劳动时间(Cesarini et al.,2017)。表 3 考察了住房价值、住房净财富对家庭成员劳动参与的影响,估计结果表明住房价值和住房净财富均能显著降低家庭成员劳动参与的概率,并且对男性劳动参与决策和女性劳动参与决策均有显著负向影响。

表 3 住房价值、住房净财富与家庭成员劳动参与

	劳动参与 (2SLS)	男性劳动参与 (2SLS)	女性劳动参与 (2SLS)	劳动参与 (2SLS)	男性劳动参与 (2SLS)	女性劳动参与 (2SLS)
住房价值	-0.0861 *** (0.0041)	-0.0774 *** (0.0053)	-0.0925 *** (0.0063)			
住房净财富				-0.0777 *** (0.0041)	-0.0698 *** (0.0051)	-0.0837 *** (0.0064)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	114743	56781	57962	114743	56781	57962
R ²	0.156	0.214	0.077	0.093	0.152	0.010
第一阶段 F 值	912.72 ***	456.09 ***	452.74 ***	242.40 ***	130.19 ***	114.07 ***
工具变量 t 值	30.21 ***	21.36 ***	21.28 ***	15.57 ***	11.41 ***	10.68 ***

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

4.2 住房增值与家庭成员劳动时间

近年来,中国职场中的“过劳”现象越来越严重。本文进一步分析住房增值对家庭成员劳动时间的影响。劳动供给分为劳动广度(extensive margin)和劳动深度(intensive margin),前者指是否参与劳动力市场,后者指参与劳动的劳动时间长度(Heckman,1993),第一阶段是个体决定是否参与劳动,第二阶段是在参与劳动的基础上对劳动时间

进行规划。如果直接用普通最小二乘回归,或仅在有工作样本回归,或将未参与劳动的工作时间视为 0 采用 Tobit 模型回归,均会造成样本选择偏差。由于仅有参与劳动力市场的个体才有劳动时间,与研究工资类似,这里采用 Heckman 模型估计。由表 4 可知,无论是每月劳动天数还是每天劳动小时,住房增值后,均会显著减少。

此外,已有研究发现,城镇女性的劳动时间很长,每周劳动 43 小时,没有足够的时间来满足对休息和闲暇的基本需要,更容易陷入“时间贫困”^①。因此,这里分别在男性和女性样本中回归,发现住房增值对男性和女性的劳动时间均有显著负向影响。综观表 4,逆米尔斯比率几乎均在 10%的水平下显著,说明存在样本选择偏误,运用 Heckman 两阶段模型纠正这一偏差是合适的。

表 4 住房增值与家庭成员劳动时间

	每月劳动 天数	每天劳动 小时	男性每月 劳动天数	男性每天 劳动小时	女性每月 劳动天数	女性每天 劳动小时
住房增值	-0.0061 ** (0.0027)	-0.0077 *** (0.0013)	-0.0077 ** (0.0036)	-0.0054 ** (0.0019)	-0.0041 (0.0040)	-0.0109 *** (0.0019)
逆米尔斯比率	-0.2321 (0.21112)	-0.3142 *** (0.1066)	-0.2864 (0.2990)	0.2739 * (0.1543)	-1.8072 *** (0.3979)	-0.3534 * (0.1911)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	53706	53495	30919	30767	22787	22728

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

4.3 住房增值与家庭工作人数及比例

住房增值,除了会显著降低家庭成员劳动参与的概率,是否会对家庭总的工作人数造成影响?接下来考察住房增值和家庭工作人数及家庭工作人数占适龄劳动力比例的关系。由表 5 可知,住房增值,会显著减少家庭总的工作人数,并显著降低家庭工作人数占适龄劳动力比例。住房财富对整个家庭在劳动力市场的决策中发挥着重要作用。

表 5 住房增值与家庭工作人数及比例

	家庭工作人数		工作人数占适龄劳动力比例	
	(OLS)	(2SLS)	(OLS)	(2SLS)
住房增值	-0.0019 *** (0.0005)	-0.0529 *** (0.0067)	-0.0006 *** (0.0002)	-0.0156 *** (0.0026)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是

① 资料来源:https://study.bjwomen.gov.cn/thought/live/2021/11/11/1337.shtml

	续表			
	家庭工作人数		工作人数占适龄劳动力比例	
	(OLS)	(2SLS)	(OLS)	(2SLS)
N	41036	41036	41036	41036
R ²	0.357	0.175	0.068	0.048
第一阶段 F 值		170.98 ***		169.09 ***
工具变量 t 值		13.08 ***		29.30 ***

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

5 稳健性检验

为了进一步证实估计结果的稳健性,本文选取省级房价作为住房增值的工具变量(Chetty et al.,2017)。省级房价 IV 的合理性在于,省级房价和家庭住房增值具有相关性,以北京和上海为例,北京和上海家庭的房价较高,其家庭住房资产普遍超过中西部家庭。对于有房家庭而言,省级房价的波动很难直接传到家庭,影响家庭的劳动供给决策。由表 6 可知,无论是总体劳动参与还是分性别来看,住房增值会显著降低家庭成员参与劳动力市场的概率。

表 6 稳健性检验一:省级房价 IV

	劳动参与	男性劳动参与	女性劳动参与
住房增值	-0.0352 *** (0.0102)	-0.0258 ** (0.0111)	-0.0454 ** (0.0186)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	114743	56781	57962
R ²	0.044	0.195	0.174
第一阶段 F 值	35.75 ***	22.22 ***	13.97 ***
工具变量 t 值	5.98 ***	4.71 ***	3.74 ***

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

限于数据可得性,本文仅基于 2017 年 CHFS 样本考察住房增值对家庭成员当前的劳动供给的影响。如果家庭成员最近一周为取得收入工作过 1 小时以上或在职但未上班,则定义为家庭成员就业。以此来考察住房增值对家庭成员就业的影响。表 7 第二、第三列的估计结果显示,住房增值显著降低家庭成员参与劳动力市场的概率。借鉴 Fu et al.(2016)的做法,本文将住房增值定义为住房价值和住房成本之比。表 7 最后一列估计结果显示,住房增值每增加 1 倍,劳动参与率下降 1.03%,本文结论稳健。

表 7 稳健性检验二:替换变量定义

	家庭成员就业 (OLS)	家庭成员就业 (2SLS)	家庭成员就业 (OLS)
住房增值	-0.0100 *** (0.0010)	-0.0460 *** (0.0040)	-0.0103 *** (0.0012)

续表

	家庭成员就业 (OLS)	家庭成员就业 (2SLS)	家庭成员就业 (OLS)
控制变量	是	是	是
省级固定效应	是	是	否
城市固定效应	否	否	是
时间固定效应	否	否	是
N	44449	44449	114743
R ²	0.314	0.315	0.324
第一阶段 F 值		476.93***	
工具变量 t 值		53.12***	

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

女性就业难一直是社会各界广泛关注的问题,随着三孩政策的放开,女性在职场上承受的压力越来越大。“女性顶起半边天”的时代正在悄然发生变化。有学者将这一现象解释为市场化改革的结果(李春玲和李实,2008),从不同角度解释了女性劳动参与率下降的原因:如性别歧视、二孩政策、照料小孩和老人、退休政策、从事家务劳动等。接下来本文将样本限定为已婚女性,考察住房财富和已婚女性劳动参与之间的关系。由表8可知,住房财富会显著降低已婚女性劳动参与率。以表8第(2)列为例,住房增值每增加1%,已婚女性劳动参与率下降0.03%,证实了结论的稳健性。

表 8 稳健性检验四:已婚女性子样本

	已婚女性劳动参与 (IV Probit)	已婚女性劳动参与 (2SLS)	已婚女性劳动参与 (IV Probit)	已婚女性劳动参与 (IV Probit)
住房增值	-0.0338*** (0.0054)	-0.0350*** (0.0053)		
住房价值			-0.1242*** (0.0112)	
住房净财富				-0.1021*** (0.0102)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	32831	32831	32831	32831
R ²		0.023		
内生性检验 Wald 值	46.86***		160.60***	140.88***
P 值	0.000		0.000	0.000
第一阶段 F 值	115.23***	115.23***	245.79***	82.89***
工具变量 t 值	10.77***	10.73***	15.72***	9.13***

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

6 异质性分析

中国住房价格近十几年来在不断攀升,且不同城市的房价存在很大的差异。一方面,一二线城市房价上涨得更快,家庭的住房财富增加更为迅速,所发挥的住房财富效应更大(梁银鹤等,2019),相比之下劳动带来的收入效应较小。另一方面,不同城市个体的劳动参与率和工作时间存在显著差异(Black et al., 2014),一二线城市工作压力较大,有房群体可能倾向于减少劳动供给。表 9 的(1)列报告了住房增值对家庭成员劳动参与的影响在不同规模城市的异质性,交互项的估计系数为负,表明住房增值对一二线城市个体劳动参与的负面影响更大。

表 9 住房财富与家庭成员劳动参与:异质性分析

	家庭成员劳动参与	家庭成员劳动参与	家庭成员劳动参与
	(1)	(2)	(3)
住房增值	-0.0009 *** (0.0002)	-0.0007 *** (0.0002)	-0.0010 *** (0.0002)
一二线城市	-0.0021 (0.0212)		
住房增值×一二线城市	-0.0008 *** (0.0003)		
高收入家庭		-0.0493 *** (0.0051)	
住房增值×高收入家庭		-0.0012 *** (0.0003)	
低等教育			0.0806 *** (0.0059)
住房增值×低等教育			-0.0011 *** (0.0004)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	114743	114743	114743
R ²	0.323	0.325	0.325

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

接下来考察住房增值对家庭成员劳动参与的影响在高收入样本的异质性。其中,以家庭收入的中位数为划分标准,生成高收入的哑变量。由表 9 的(2)列可知,住房增值与高收入家庭的交互项系数为负。这说明住房增值相比于收入较低的家庭,对高收入家庭个体劳动参与的负面影响更大。根据住房财富效应理论,家庭的住房财富增加意味着其整体财富水平的提高,从而减少对劳动收入的依赖。对高收入家庭而言,收入的基础较为稳固,收入渠道相对较多,劳动收入占其总收入的比例较低。更高的住房资产和更强的财

务保障可能使高收入家庭的成员更倾向于选择减少劳动供给。

对于高教育程度居民而言,大多签订相对长期的劳动合同,从事需要一定技能的工作,且工资水平也相对较高(冯苑,2020),同时这也意味着其退出劳动力市场的机会成本更高,稳定的工作也是高教育群体自我价值的发挥。基于此,本文认为受过高等教育的个体相比未受过高等教育的个体来说,具有更高的劳动力素质,住房增值对其劳动供给的影响更小。表 9 的(3)列报告了住房增值对家庭成员劳动参与的影响在不同教育群体的异质性,交互项系数为负。这说明住房增值,相比对于低教育水平的个体,对高教育水平个体参与劳动力市场的概率影响更小,一定程度上说明了住房增值并未扭曲劳动力市场,没有使得人力资本相对较高的劳动者提前退出。

7 进一步分析

随着信息科技的革新、教育程度的提升尤其是人工智能的兴起,个体参与劳动力市场面临的挑战更多,且退出劳动力市场的机会成本更大。基于此背景,本文进一步探究住房增值对年轻个体还是即将退休个体的劳动参与率影响更大。表 10 报告了住房增值和不同年龄段家庭成员劳动参与率之间的关系。由表 10 可知,随着家庭成员年龄的提高,住房增值对劳动参与的负面影响逐渐变大,特别是对处于退休年龄附近的个体劳动参与率影响最大。根据生命周期理论,年轻个体处于事业起步阶段,即使住房财富增加,住房财富对其劳动参与的影响也相对较小。对于中年个体甚至更年长个体来说,住房财富的增加对其一生财富的影响都会很大,因此对劳动参与决策的影响更明显。

表 10 住房增值与不同年龄段家庭成员劳动参与

	家庭成员劳动参与 (16~30 岁)	家庭成员劳动参与 (30~45 岁)	家庭成员劳动参与 (45~60 岁)	家庭成员劳动参与 (60 岁以上)
住房增值	-0.0091** (0.0036)	-0.0144*** (0.0045)	-0.0279*** (0.0036)	-0.0581*** (0.0086)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	25283	33833	41745	13882
R ²	0.406	0.026	0.058	0.574
第一阶段 F 值	112.92***	68.37***	168.97***	61.25***
工具变量 t 值	10.63***	8.27***	12.99***	7.83***

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

首套房一般难以变现,主要表现出居住属性;二套及以上住房则更多表现出投资属性。接下来,本文探究是住房的居住属性还是投资属性对家庭成员劳动参与的作用更大,分别估计第一套房和多套房增值对家庭成员劳动参与的影响。由表 11 可知,无论是首套房还是多套房家庭,住房增值后均能显著降低家庭成员劳动参与的概率,且二套及以上住房增值对家庭成员劳动参与的影响更大,说明投资属性的住房对家庭成员劳动参与的作用更大。

表 11 不同数量房屋增值与家庭成员劳动参与

	家庭成员劳动参与 (2SLS)	家庭成员劳动参与 (2SLS)
第一套房增值	-0.0019*** (0.0007)	
多套房增值		-0.0073*** (0.0007)
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	114743	114743
R ²	0.315	0.308
第一阶段 F 值	12688.33***	3110.88***
工具变量 t 值	112.64***	19.35***

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。圆括号里报告的标准差是稳健标准差。

为了进一步证实住房财富在劳动参与决策中的作用,本文将样本限定在无自有住房家庭,理论上,无自有住房家庭的劳动供给不会受到影响。对于无自有住房家庭,问卷中询问了目前所居住的房屋市价和使用面积,得到目前居住房屋的住房价值。由表12可知,无论是使用目前所居住房屋的价值、所在社区房价还是所在省房价进行估计,其对家庭成员劳动参与决策都没有显著影响。这表明有房和无房家庭的劳动参与决策是不同的。

表 12 住房财富与家庭成员劳动参与:无自有住房家庭

	家庭成员劳动参与 (OLS)	家庭成员劳动参与 (Probit)	家庭成员劳动参与 (OLS)	家庭成员劳动参与 (OLS)
住房价值	-0.0004 (0.0008)	-0.0005 (0.0007)		
社区房价			-0.0060 (0.0100)	
省级房价				0.0424 (0.0625)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	8739	8718	5334	8739
R ²	0.325		0.312	0.325
Pseudo R ²		0.275		

注:括号里报告的标准差是稳健标准差。由于2019年和2021年CHFS数据中缺少社区房价信息,(3)列回归仅使用2017年数据。

8 结论与建议

本文基于2017年、2019年和2021年中国家庭金融调查数据,分析了住房财富对家庭成员劳动供给的影响。研究发现,首先,住房财富增加显著降低了家庭成员参与劳动力市场的概率以及劳动时间,并同时降低男性和女性的供给;从家庭层面看,住房增值显著减少了家庭工作人数,并显著降低了工作人数占适龄劳动力的比例。其次,住房增值对一二线城市、高收入、低受教育水平和高龄家庭成员的劳动参与率有更大的影响。最后,相比于住房的居住功能,投资属性的住房对家庭成员劳动参与的作用更大。无自有住房家庭的劳动参与决策不受影响。住房财富的增加给家庭带来一定的经济安全感,也给家庭成员带来更灵活的就业选择。本文的结论对于进一步调控房价、促进社会稳定和实体经济高质量发展具有重要的政策启示。

首先,房价高涨带来的财富效应将挤出个体的劳动参与和劳动供给,这将会造成更严重的劳动力供需失衡问题。政府可以通过货币政策、土地政策和税收政策的协同作用稳定房价。其次,不同城市的房价往往表现出较大的差异性,对当地劳动参与产生异质性影响。政府应建立房地产分类调控机制,做到分类调控、因城施策,并强化舆论引导和预期管理。具体而言,大城市可以通过加大住房供应,加强住房保障等措施来缓解房价压力,中小城市则可以关注提升就业机会、改善住房条件等方面,以促进劳动力市场的稳定发展。最后,住房财富的增值会降低临近退休的个体劳动供给,也对已婚女性劳动参与有挤出效应。政府应警惕因房价过快增长造成非劳动收入的不合理增加对特定人群劳动供给的不利影响,加强对房地产市场的监管,以充分利用劳动力资源,提高经济增长的就业带动力。

参考文献

- 冯苑. 2020. 城市高房价会抑制居民劳动参与吗? [J]. 财经研究, 46(10): 154-168.
- Feng Y. 2020. Will high urban housing prices inhibit labor participation? [J]. *Journal of Finance and Economics*, 46(10): 154-168. (in Chinese)
- 李春玲, 李实. 2008. 市场竞争还是性别歧视—收入性别差异扩大趋势及其原因解释[J]. 社会学研究(2): 94-117.
- Li C L, Li S. 2008. Rising gender income gap and its dynamics in China: market competition or sex discrimination [J]. *Sociological Studies*, (2): 94-117. (in Chinese)
- 梁银鹤, 禹思恬, 董志勇. 2019. 房产财富与劳动供给行为—基于CFPS微观面板数据的分析[J]. 经济科学(1): 95-107.
- Liang Y H, Yu S T, Dong Z Y. 2019. Housing wealth and labor supply: an analysis based on micro panel data of CFPS[J]. *Economic Science*, (1): 95-107. (in Chinese)
- 刘华, 王姣, 陈力朋. 2020. 住房财富效应、遗赠动机与中老年人劳动参与[J]. 劳动经济研究, 8(3): 32-55.
- Liu H, Wang J, Chen L P. 2020. Housing wealth, bequest motive, and labor force participation among the elderly [J]. *Studies in Labor Economics*, 8(3): 32-55. (in Chinese)
- 吴伟平, 章元, 刘乃全. 2016. 房价与女性劳动参与决策—来自CHNS数据的证据[J]. 经济学动态(11): 57-67.
- Wu W P, Zhang Y, Liu N Q. 2016. Housing prices and female labor participation in decision-making-evidence from CHNS data[J]. *Economic Perspectives*, (11): 57-67. (in Chinese)

- 姚健. 2021. 住房财富与劳动参与决策：基于 CFPS 数据的分析[J]. 经济与管理评论, 37(1): 77-88.
- Yao J. 2021. Housing wealth and labor participation decision: evidence from CFPS data[J]. *Review of Economy and Management*, 37(1): 77-88. (in Chinese)
- 尹志超. 2024. 中国家庭经济风险研究[M]. 上海：格致出版社, 54-55.
- Yin Z C. 2024. Research on economic risks of Chinese families[M]. Shanghai: Truth & Wisdom Press, 54-55. (in Chinese)
- 张诚, 凌晓红, 翁希演. (2024-08-21). 家庭负债如何影响老年人口劳动参与[J/OL]. 经济学报, 1-30 [2025-06-11]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/10.1175.F.20240821.1422.002.html>.
- Zhang C, Ling X H, Weng X Y. (2024-08-21). How does household debt affect the labor participation of the elderly population? [J]. *China Journal of Economics*, 1-30. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/10.1175.F.20240821.1422.002.html>. (in Chinese)
- Black D A, Kolesnikova N, Taylor L J. 2014. Why do so few women work in New York (and so many in Minneapolis)? Labor supply of married women across US cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 79: 59-71.
- Cesarini D, Lindqvist E, Notowidigdo M J, et al. 2017. The effect of wealth on individual and household labor supply: evidence from Swedish lotteries[J]. *American Economic Review*, 107(12): 3917-3946.
- Chetty R, Sándor L, Szeidl A. 2017. The effect of housing on portfolio choice[J]. *The Journal of Finance*, 72(3): 1171-1212.
- Disney R, Gathergood J. 2018. House prices, wealth effects and labour supply[J]. *Economica*, 85(339): 449-478.
- Fu S H, Liao Y, Zhang J F. 2016. The effect of housing wealth on labor force participation: evidence from China[J]. *Journal of Housing Economics*, 33: 59-69.
- Heckman J J. 1993. What has been learned about labor supply in the past twenty years? [J]. *American Economic Review*, 83(2): 116-121.
- Henley A. 2004. House price shocks, windfall gains and hours of work: British evidence[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(4): 439-456.
- Johnson W R. 2014. House prices and female labor force participation[J]. *Journal of Urban Economics*, 82: 1-11.
- Joulfaian D, Wilhelm M O. 1994. Inheritance and labor supply[J]. *The Journal of Human Resources*, 29(4): 1205-1234.
- Stock J H, Yogo M. 2005. Testing for weak instruments in linear IV regression[M]//Andrews D W K, Stock J H. Identification and Inference for Econometric Models. Cambridge: Cambridge University Press, 80-108.
- Zhao L X, Burge G. 2017. Housing wealth, property taxes, and labor supply among the elderly[J]. *Journal of Labor Economics*, 35(1): 227-263.

Housing Wealth and Urban Household Labor Supply: Findings from China Household Finance Survey

Jialing Jiang¹ Rui Wang²

- (1. School of Business, Beijing Union University;
2. School of Finance, Hubei University of Economics)

Abstract Based on the data from the China Household Finance Survey (CHFS), this paper selects instrumental variables to conduct an empirical analysis of the impact of housing wealth on the labor participation decisions and labor time of family members. The research results show that an increase in

housing wealth significantly reduces the probability of family members' labor participation, also reduces their labor time, and decreases the labor participation of both men and women. Moreover, housing appreciation significantly reduces the number of family workers and the proportion of working people among the eligible labor force. The study also found that housing appreciation has a greater impact on the labor participation of individuals in first- and second-tier cities and high-income groups, but has a smaller impact on the labor participation rate of individuals with higher education. Further analysis revealed that the negative impact of housing appreciation on labor participation strengthens with age. Both the residential and investment functions of housing can significantly reduce the probability of family members' labor participation, and investment-oriented housing has a greater effect on the labor participation of family members. The labor participation decisions of families without their own housing are not affected. The results of the estimation after replacing variables, selecting other IVs, and selecting samples of married women show that the research conclusion is robust. The conclusion of this paper indicates that housing wealth has a significant inhibitory effect on the labor supply of family members. The formulation and adjustment of relevant policies need to fully consider the potential impact of housing on labor supply.

JEL Classification D1