

# 城市高房价会抑制居民劳动参与吗?

冯苑

(中南财经政法大学 金融学院, 湖北 武汉 430073)

**摘要:**我国现阶段劳动参与率的持续走低与房价高涨有密切联系。文章在构建劳动参与决策理论模型的基础上,采用 *Probit* 模型、*BiProbit* 模型和条件混合过程(CMP)估计,研究了房价对城镇居民劳动参与的影响。详细探讨了房价影响劳动参与的异质性和机制,并引入省级人均土地购置面积作为城市房价的工具变量以缓解内生性。研究发现:首先,房价上涨会引发居民劳动参与率下降,具体表现为降低家庭内部男女双方均参与劳动的概率和提升仅有一方参与劳动以及双方均不参与劳动的概率,并且对家庭中女方劳动参与的负向影响更大。其次,通过异质性分析发现,房价对教育程度较低的居民的劳动参与负面影响较大。房价会正面影响青年人劳动参与,负面影响中老年人劳动参与,而且随年龄增大,负面影响会加强。最后,通过机制分析发现房价上涨通过财富效应、成本效应和遗产动机影响居民劳动参与。文章的研究对政府调控房价、促进社会稳定与经济持续健康发展具有重要启示意义。

**关键词:** 房价; 劳动参与; *BiProbit* 模型; 条件混合过程

**中图分类号:** F063.4; F241.4; F016 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)10-0154-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20200518.401

## 一、引言

1998年我国住房商品化以来,住房价格经历了较大幅度的单边上涨,这为房主创造了巨大的住房资本收益。而同期居民劳动参与率却不断下降,<sup>①</sup>国际劳工组织估算数据显示,<sup>②</sup>我国劳动参与率从1999年的77.6%下降至2018年的68.7%。在人口数量对劳动力增长的作用逐年减弱、人口结构老龄化使劳动力增速放缓的背景下,劳动参与率的变化会带来劳动力总量的显著变化(马忠东等,2010)。劳动参与率下降不利于通过人口红利来促进经济持续、稳定地增长(蔡昉和王美艳,2004),对中国经济增长形成了制约(都阳和贾朋,2018)。经典的经济学理论表明,当房价上涨带来房产财富增值时,个人可能会增加闲暇消费,减少劳动供给。因此,我国劳动参与率下降与房价单边上涨之间可能存在密切联系。国内外学者对二者的关系进行了深入研究,然而现有文献并没有得到一致的结论。

**收稿日期:** 2019-08-18

**作者简介:** 冯苑(1992-),女,江西九江人,中南财经政法大学金融学院博士研究生。

<sup>①</sup> 很多学者考察了我国居民劳动参与率下降的原因。比如蔡昉和王美艳(2004)从失业角度;姚先国和谭岚(2005)从就业形势和丈夫收入角度;杜凤莲和董晓媛(2010)从学前教育服务价格角度;张川川(2011)从生育子女数量角度;吴燕华等(2017)、陈璐和范红丽(2016)从家庭老年照料角度;彭青青等(2017)从地区市场化角度。

<sup>②</sup> 国际劳工组织将劳动年龄人口定义为15岁及以上年龄总人口,具体估算方法参见国际劳工组织官网:<https://www.ilo.org/global/lang-en/index.htm>。国内学者都阳和贾朋(2018)根据人口普查、抽样调查数据测算得出,2010—2015年,中国16—65岁人口的劳动参与率下降了4.7个百分点。

第一类文献认为房价变动对居民劳动参与有负面影响。Farnham 和 Sevak(2016)发现居民对房价上涨的反应是下调预期退休年龄,如果实际住房价值上涨 10% 会导致预期退休年龄提前 4 个月左右。Fu 等(2016)发现住房价值每上升 10 万元,女性房主劳动参与、成为家庭主妇的概率分别降低 1.37% 和提升 1.49%,但是对男性房主无显著影响。吴伟平等(2016)研究了房价对女性劳动参与的影响,结果表明房价上涨 1% 将导致女性房主劳动参与概率下降 0.1 个百分点。Disney 和 Gathergood(2018)研究结果显示,房价上涨会抑制劳动供给,并且这种影响主要集中在年轻已婚女性房主和老年房主身上。Zhao 和 Burge(2017)发现住房财富增加一倍会使老年房主工作的概率降低 5% 左右,并且房产财富占比较多的房主和女性房主更容易受到住房财富冲击的影响。Zhao(2018)研究了住房价格与退休行为之间的关系,结果表明未预期房价下降 28%,使得接近退休年龄(55—64 岁)的房主劳动参与概率立即提升 1%,长期来看会使退休年龄延迟 2.8 个月。Begley 和 Chan(2018)发现不利的房价冲击对老年人的劳动力市场参与有重大影响,经历房价负面冲击的老年房主退休可能性较小。梁银鹤等(2019)研究发现房产财富增加会负面影响房主的劳动供给,而对租户没有显著影响。

第二类文献却得出相反的结论。Fortin(1995)发现住房抵押贷款债务会提升已婚女性劳动参与概率。Warren 和 Tyagi(2004)认为房价上涨使住房变得昂贵,促使已婚女性不得不工作,进而增加劳动力的供给。He(2015)发现房价上涨对劳动参与有显著正向影响。吴伟平等(2016)的研究表明,房价上涨 1% 将导致无房产女性的劳动参与概率上升 0.15 个百分点。Zhao 等(2018)发现房价上涨会显著地提升房主劳动参与概率,异质性分析表明女性和年轻房主劳动参与更受房价上涨的影响。彭争呈和邹红(2019)研究发现有未婚成年子女会通过房价对老年人劳动参与产生显著正面影响,且这种影响主要体现在有未婚子女的农村老年人身上。

上述文献的研究结论受研究样本、区域差异等影响。例如,同样研究中国问题,Fu 等(2016)将研究样本限定为至少有一套住房及其配偶。因此,不能简单地认为以上两大类文献的研究结论是相悖的。本文认为现有研究仍有待从以下三个方面进一步完善:第一,部分文献在选定研究样本时,未将在校、丧失劳动能力等样本剔除。在定义劳动参与时,未将失业但在努力寻找工作的人群纳入劳动参与范围。因此,这可能导致劳动参与率被低估和房价与劳动参与率负向关系估计不准确等问题。第二,大部分文献将样本限定于房主、已婚女性或老年群体,无法提供房价影响劳动参与的全面证据,如 Zhao 和 Burge(2017)、Zhao(2018)的研究重点均为老年人,考虑到更年轻的人群才是社会劳动的主要供给者,针对老年人的分析无法提供房价影响居民劳动参与行为的全面证据。第三,绝大多数文献未考虑到家庭成员(尤其是夫妻)之间劳动参与决策的强关联性,孤立而非联合地考察劳动参与行为,从而无法观测家庭成员劳动参与全貌,并且可能会带来较大的估计偏差。

因此,本文在家庭理性集体决策分析框架下,构建了劳动参与决策理论模型。在此基础上,使用 2013 年和 2015 年中国家庭金融调查(*China Household Finance Survey, CHFS*)数据,运用 *Probit* 模型研究了房价对城镇居民劳动参与的影响。考虑到家庭成员间劳动参与行为的关联性,使用 *BiProbit* 模型联合估计夫妻劳动参与方程。另外,由于房价影响存在异质性,文章基于 *Bootstrap* 检验对分样本回归进行系数差异比较。而城市房价与居民劳动参与之间可能存在内生性,引入“省级人均土地购置面积”作为城市房价工具变量,通过条件混合过程(*CMP*)方法进行估计。本文研究发现,房价上涨对居民劳动参与造成了负面影响,这种负面影响只体现在房主身上,并且表现出性别、教育程度和年龄的异质性。

本文可能的边际贡献主要有四点:第一,与以往文献孤立地考察家庭成员劳动参与行为不同,本文考虑了家庭成员劳动参与行为的关联性。运用 *BiProbit* 模型联合地考察房价对夫妻劳动参与的影响,考察了夫妻劳动参与全貌。第二,与以往文献主要将研究对象限定于房主、已婚女性或老年群体不同,本文以已婚且处于劳动力市场的样本为研究对象,从房价上涨的视角,为中国城市劳动参与率的下降趋势提供了解释。第三,本文相对有效地验证了房价影响家庭成员劳动参与的财富效应、成本效应和遗产动机。其中,还探讨了父母房产未来归属的额外财富效应,有助于理解房价变动产生影响的渠道。第四,通过居民自估住房市值估算城市房价,并引入省级人均土地购置面积作为工具变量,缓解城市房价的内生性,从而使实证结果更加稳健可靠。

本文接下来的章节安排如下:第二节为劳动参与决策理论模型及其推导;第三节为模型、数据与变量说明;第四节为实证结果与分析;第五节为结论与启示。

## 二、理论模型

劳动参与决策分析模式经历从个人理性、家庭理性单一决策再到家庭理性集体决策模式的转变。Becker(1965)在个人理性的基础上,提出了一个包含市场劳动、闲暇和家庭生产活动的家庭时间分配模型。Chiappori(1988)最先提出家庭集体劳动供给模型,打破利他性和偏好同质性假定。Apps 和 Rees(1997)在该模型的基础上引入家庭生产活动。

在保持个体作为家庭决策分析单位、考虑个体偏好异质性的基础上,本文构建了劳动参与决策理论模型。假设在第  $t$  期,个人瞬时效用函数  $U(c_t, e_t, f_t)$  取决于个人消费  $c_t$ 、闲暇时间  $e_t$  和家庭生产活动时间  $f_t$  (如照顾老人和小孩),并满足  $U'(c_t, e_t, f_t) > 0, U''(c_t, e_t, f_t) < 0$ ; 参数  $\varphi$  和  $\gamma$  分别表示不同群体对闲暇与家庭生产活动的异质性偏好系数。本文假设消费、闲暇和家庭生产活动对效用的权重相同,且代表性个体无法影响整体工资水平。个人瞬时效用函数可表示为:

$$U(c_t, e_t, f_t) = \frac{c_t^{1-\theta}}{1-\theta} + (1+\varphi) \frac{e_t^{1-\theta}}{1-\theta} + (1+\gamma) \frac{f_t^{1-\theta}}{1-\theta} \quad (1)$$

$U(c_t, e_t, f_t)$  为风险规避系数不变(CRRRA)的效用函数,其中  $\theta$  为相对风险规避系数,  $\theta$  越大,则消费者越不愿意接受跨期的大幅变化。在  $\theta \rightarrow 1$  的特殊情形下,效用函数可以简化为分析中比较常用的形式(罗默,2014):

$$U(c_t, e_t, f_t) = \ln c_t + (1+\varphi) \ln e_t + (1+\gamma) \ln f_t \quad (2)$$

假设个人在  $t$  期的总时间为 1, 在市场劳动  $l_t$ 、闲暇  $e_t$  和家庭生产活动  $f_t$  之间分配:

$$l_t + e_t + f_t = 1 \quad (3)$$

Ando 和 Modigliani(1963)对生命周期理论模型的设定中,将  $t$  期个人总消费  $c_t$  设定为总资源的一定比例  $\Omega_t$ 。比例  $\Omega_t$  取决于资产回报率和个体年龄等,总资源由  $t-1$  期净财富(资产)总额、 $t$  期非财产性工资收入和预期剩余职业生涯的非财产性工资收入贴现值构成。借鉴 Ando 和 Modigliani(1963)的研究,将净财富总额区分为房产净财富( $HW_{t-1}$ )和非房产净财富( $A_{t-1}$ ),将消费的预算约束形式设置如下:

$$c_t = \Omega_t [HW_{t-1} + A_{t-1} + w_t(1 - e_t - f_t) + y_{t+1}] \quad (4)$$

其中,  $w_t(1 - e_t - f_t)$  为个体  $t$  期税后工资收入总额,  $y_{t+1}$  为预期的从  $t+1$  期起剩余职业生涯的非财产性工资收入贴现值。

个人通过选择最优的  $l_t$ 、 $e_t$  和  $f_t$  来最大化效用函数,由此可构建拉格朗日函数如下:

$$L = U(c_t, e_t, f_t) - \lambda [\Omega_t HW_{t-1} + \Omega_t A_{t-1} + \Omega_t w_t(1 - e_t - f_t) + \Omega_t y_{t+1} - c_t] \quad (5)$$

对拉格朗日函数(5)关于  $c_t$ 、 $e_t$  和  $f_t$  求导,得:

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial(c_i)} = \frac{1}{c_i} + \lambda = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial(e_i)} = \frac{1+\varphi}{e_i} + \lambda\Omega_i w_i = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial(f_i)} = \frac{1+\gamma}{f_i} + \lambda\Omega_i w_i = 0 \end{cases} \quad (6)$$

进一步有:

$$\frac{1+\varphi}{e_i} = \frac{1+\gamma}{f_i} = \frac{\Omega_i w_i}{c_i} \quad (7)$$

将式(7)中 $c_i$ 依式(4)进行替换,且将 $f_i$ 用 $e_i$ 来表示,从而有:

$$\begin{cases} e_i = \frac{1+\varphi}{3+\varphi+\gamma} \left( 1 + \frac{HW_{t-1} + A_{t-1} + y_{t+1}}{w_t} \right) \\ f_i = \frac{1+\gamma}{1+\varphi} e_i = \frac{1+\gamma}{3+\varphi+\gamma} \left( 1 + \frac{HW_{t-1} + A_{t-1} + y_{t+1}}{w_t} \right) \end{cases} \quad (8)$$

结合式(3)和(8),化简可得:

$$l_t = 1 - e_t - f_t = 1 - \frac{2+\varphi+\gamma}{3+\varphi+\gamma} \left( 1 + \frac{HW_{t-1} + A_{t-1} + y_{t+1}}{w_t} \right) \quad (9)$$

进一步对 $HW_{t-1}$ 求导可得:

$$\frac{\partial(l_t)}{\partial(HW_{t-1})} = -\frac{2+\varphi+\gamma}{3+\varphi+\gamma} \frac{1}{w_t} = -\left( 1 - \frac{1}{3+\varphi+\gamma} \right) \frac{1}{w_t} < 0 \quad (10)$$

根据式(10),可得出以下四点理论推论。

推论 1: 市场劳动供给 $l_t$ 与房产净财富 $HW_{t-1}$ 存在负向关系,由于无房群体房产财富为 0,说明该负向关系只存在于有房群体中。

推论 2: 房产净财富变化对市场劳动供给的影响受到工资率 $w_t$ 的影响。在房产净财富相同的情况下,工资率较低群体的劳动供给受到的负面影响更大。

教育程度是对劳动者市场竞争潜力的反映,而当下个体竞争实力的综合体现是获得劳动收入(陈璐等, 2016)。美国和中国的数据均表明,教育能够提高劳动力的收入(陆铭和梁文泉, 2017)。因此,教育程度差异在一定程度上能反映个体间工资率的差异,相对高教育程度人群(工资率较高),低教育程度人群(工资率较低)的劳动供给受到房产净财富变化的负面影响较大。

推论 3: 房产净财富变化对市场劳动供给的影响还受到不同群体对闲暇时间的异质性偏好系数 $\varphi$ 的影响。在房产净财富相同的情况下,闲暇的异质性偏好系数 $\varphi$ 较大的群体的劳动供给受到负面影响较大。

单位闲暇时间对于老年人和年轻人的效用存在差异(梁银鹤等, 2019)。相比年轻人,老年人对闲暇的偏好更强。因此,相对年轻人(闲暇偏好较弱),老年人(闲暇偏好较强)的劳动供给受到房产净财富变化的负面影响较大。

推论 4: 房产净财富变化对市场劳动供给的影响还受到不同群体对家庭生产活动的异质性偏好系数 $\gamma$ 的影响。在房产净财富相同的情况下,家庭生产活动的异质性偏好系数 $\gamma$ 较大的群体的劳动供给受到负面影响较大。

家庭经济学关于家庭分工的比较优势理论认为,女性在家庭的生产活动中具有一定的比较优势,女性在面临市场劳动选择时可能受到更多家庭因素的影响(邹红等, 2018)。中国男女之间的收入差距也在不断上升(陆铭和梁文泉, 2017)。因此,通过家庭内部男女间的对比,在一定程

度上能反映不同样本对家庭生产活动偏好的强弱。相比男性,家庭中女性的劳动供给受到房价变化的负面影响更大。

### 三、模型、数据与变量说明

#### (一)模型设定

为探究房价对居民劳动参与决策的影响,在构建 *Probit* 模型的基础上,本文还考虑到家庭内部夫妻劳动参与决策间的交互影响,通过构建 *BiProbit* 模型,考察家庭内部夫妻劳动参与的联合决策。一方面,*BiProbit* 模型在估计时考虑不同模型之间干扰项的相关性,能通过修正干扰项协方差矩阵来提高估计效率;另一方面,*BiProbit* 模型估计有利于观察到夫妻劳动参与的全貌。目前,国内运用 *BiProbit* 模型进行实证分析的文献尚不太多,主要应用于农户正规信贷市场参与(黄祖辉等,2009),农地抵押贷款可得性(黄惠春,2014)和农户土地流转行为(王亚运和蔡银莺,2017)等领域。目前国内较少有文献将 *BiProbit* 模型应用于劳动参与研究领域。

#### 1. *Probit* 模型

*Probit* 模型设定如下:

$$\Pr(Y_i = 1) = \Phi(X_i'\beta_i) \quad (11)$$

其中,  $Y_i = 1$  表示参与劳动,  $X_i$  代表所有解释变量组成的向量(见下文表 1),  $\Phi(X_i'\beta_i)$  为标准正态分布的累积分布函数。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
劳动参与	参与劳动=1,不参与=0	47 238	0.77	0.42	0	1
男方劳动参与	参与劳动=1,不参与=0	47 238	0.89	0.32	0	1
女方劳动参与	参与劳动=1,不参与=0	47 238	0.66	0.47	0	1
城市房价	ln(城市房价(元/平方米))	47 152	8.35	0.86	6.08	10.24
性别	男=1,女=0	47 238	0.50	0.50	0	1
年龄	调查年份-出生年份	47 238	45.54	11.09	18	75
教育程度	大学及以上=1,其他=0	47 215	0.12	0.33	0	1
健康程度	1至5,取值越大越健康	47 203	3.27	1.04	1	5
家庭其他收入	ln(家庭其他收入(元))	47 238	11.81	0.38	0	13.37
家庭规模	家庭成员数量	47 236	3.54	1.33	1	20
幼儿抚养比	6岁及以下人数/家庭规模	47 238	0.07	0.13	0	0.50
老年抚养比	65岁及以上人数/家庭规模	47 238	0.08	0.20	0	1
工资水平	ln(城镇平均工资(元))	47 238	10.71	0.24	10.38	11.38
失业率	城镇登记失业率(%)	47 238	3.27	0.67	1.27	4.47

#### 2. *BiProbit* 模型

*BiProbit* 模型设定如下:

$$\begin{cases} Y_{hm}^* = X'_{hm}\beta_{hm} + \mu_{hm} \\ Y_{hf}^* = X'_{hf}\beta_{hf} + \mu_{hf} \end{cases} \quad (12)$$

其中,下标 *hm* 和 *hf* 分别表示同一家庭中丈夫和妻子,  $Y_{hm}^*$  和  $Y_{hf}^*$  为不可观测的潜变量,扰动项  $(\mu_{hm}, \mu_{hf})$  服从期望为 0, 方差为 1 的联合正态分布,相关系数为  $\rho$ , 即:

$$\begin{pmatrix} \mu_{hm} \\ \mu_{hf} \end{pmatrix} \sim N\left\{\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}\right\} \quad (13)$$

可观测变量 $Y_{hm}$ 和 $Y_{hf}$ 由以下方程决定:

$$Y_{hm} = \begin{cases} 1 & Y_{hm}^* > 0 \\ 0 & Y_{hm}^* \leq 0 \end{cases}, Y_{hf} = \begin{cases} 1 & Y_{hf}^* > 0 \\ 0 & Y_{hf}^* \leq 0 \end{cases} \quad (14)$$

$Y_{hm} = 1$ 表示家庭中男方参与劳动,  $Y_{hm} = 0$ 则表示男方不参与劳动;  $Y_{hf} = 1$ 表示家庭中女方参与劳动,  $Y_{hf} = 0$ 则表示女方不参与劳动。所以同一家庭中夫妻劳动参与的联合决策有四种可能, 简单表示为(1, 1)、(1, 0)、(0, 1)和(0, 0), 分别表示男女均参与劳动、仅男方参与劳动、仅女方参与劳动和男女均不参与劳动。显然, 如果 $\rho = 0$ , 则此模型等价于两个单独的 *Probit* 模型, 当 $\rho \neq 0$ 时, 家庭中男女双方均参与劳动概率为:

$$\begin{aligned} P(1, 1) &= P(Y_{hm} = 1, Y_{hf} = 1) = P(Y_{hm}^* > 0, Y_{hf}^* > 0) \\ &= P(\mu_{hm} > -X'_{hm}\beta_{hm}, \mu_{hf} > -X'_{hf}\beta_{hf}) = P(\mu_{hm} < X'_{hm}\beta_{hm}, \mu_{hf} < X'_{hf}\beta_{hf}) \\ &= \int_{-\infty}^{X'_{hm}\beta_{hm}} \int_{-\infty}^{X'_{hf}\beta_{hf}} \phi(z_1, z_2, \rho) d_{z_1} d_{z_2} = \Phi(X'_{hm}\beta_{hm}, X'_{hf}\beta_{hf}, \rho) \end{aligned} \quad (15)$$

其中,  $\phi(z_1, z_2, \rho)$ 与 $\Phi(X'_{hm}\beta_{hm}, X'_{hf}\beta_{hf}, \rho)$ 分别为期望为 0, 方差为 1, 相关系数为 $\rho$ 的二维正态分布概率密度函数与累积分布函数。同样可计算 $P(1, 0)$ 、 $P(0, 1)$ 、 $P(0, 0)$ 。实证分析中, 通过对原假设 $H_0: \rho = 0$ 进行 *Wald* 检验来确定是否使用 *BiProbit* 模型, 拒绝原假设即表明有必要使用 *BiProbit* 进行估计。

## (二) 数据与变量说明

本文使用 2013 年和 2015 年中国家庭金融调查 (*China Household Finance Survey, CHFS*) 数据进行分析。为满足研究需要, 按照数据处理顺序, 本文进行了以下样本筛选过程: (1) 仅保留城市样本。这是因为农村与城市房地产市场存在巨大差异。(2) 删除有任意一套住房位于本地以外的样本。这是因为本文的主要解释变量“城市房价”是居民自估房价在城市层面的平均值。因此, 若其中有位于本地以外的住房, 会影响城市房价计算的准确度。(3) 删除不在劳动力市场范围内和劳动参与与变量有缺失的样本。具体而言, 删除男性 60 岁及以上并且退休、女性 55 岁及以上并且退休样本, 删除在校学生及丧失劳动能力样本, 且只保留年龄在 18—75 岁样本。(4) 仅保留已婚(同居)受访者及其配偶样本。这是基于本文研究家庭内部夫妻劳动参与联合决策的需要。经过上述样本删选过程, 本文最终获得 47 238 个有效样本。

本文的被解释变量“劳动参与”定义沿用已有的研究 (Juhn 和 Potter, 2006; Fu 等, 2016)。对于目前有工作或目前没工作, 但是属于以下几种情况样本: 季节性工作, 目前不在工作季节; 失业或没有找到工作; 临时解雇, 等待返回原工作, 定义为参与劳动, 取值为 1, 否则为 0。

本文的主要解释变量“城市房价”定义方法如下: 因为 *CHFS* 数据并未公开样本所处地级市信息, 只公布了可用于区分样本是否同一城市识别码, 故本文先通过计算所有样本家庭至多三套住房“自估市值总额/总面积”以获取每一家庭自估住房单价,<sup>①</sup>再计算城市平均住房价格, 以此代表城市房价。选取该指标主要有两点优势, 一方面, 避免使用更不精确的省级房价数据进行研究; 另一方面, 相比官方地级市房价数据, 该指标更能有效反映居民实际感知的房价。

根据经济学原理和各国经验, 劳动参与反映的是潜在劳动力人口对于工作收入与闲暇的选择偏好。既受到家庭收入规模、年龄和性别等影响, 同时又受到劳动力市场状况等社会经济环境的影响 (蔡昉和王美艳, 2004)。因此, 本文实证分析中还控制个体特征变量: 性别、年龄、教育程度和健康状况; 家庭特征变量: 家庭其他收入、家庭规模、幼儿抚养比和老年抚养比; 地区特征变量: 省份城镇单位就业人员平均工资、省份城镇登记失业率和地区特征变量均来源于《中经网统计数据库》。此外, 还控制了省份和年份固定效应, 以控制区域和全国宏观经济环境及政策对居

① 中国家庭金融调查只询问了家庭至多三套住房的详细信息。

民劳动参与的影响。表1给出了本文的变量定义和样本详细描述性统计结果。实证分析中,本文对异常值明显的变量进行1%水平的缩尾处理,以排除异常值的干扰。对城市房价、家庭其他收入及工资水平进行对数处理。另外,本文通过省级消费者价格指数,以2010年为基期对所有价值型变量进行了平减处理。

#### 四、实证结果与分析

##### (一)基准回归:房价对居民劳动参与的影响

表2给出了基准模型的回归结果。其中,Panel A为有房居民的估计结果,第(1)列为Probit模型分析结果,被解释变量为劳动参与。结果显示房价边际效应为-0.047,且在1%的统计显著性水平上显著。说明在控制其他因素的情况下,房价上涨对劳动参与的净效应显著为负,且房价每上涨1%将导致居民劳动参与概率平均下降0.047个百分点。第(2)–(7)列为BiProbit模型的估计结果,Wald统计量和P值表明,可在1%的显著性水平下拒绝 $\rho=0$ 的原假设,<sup>①</sup>说明有必要使用BiProbit对家庭中夫妻劳动参与决策进行联合估计。其中,第(2)、(3)列为双方程边际效应结果。被解释变量分别对应男方劳动参与和女方劳动参与,房价边际效应分别为-0.036、-0.063,且均在1%的水平上显著,说明房价对女方劳动参与的负面影响大于男方。第(4)–(7)列为BiProbit模型 $P(1,1)$ 、 $P(1,0)$ 、 $P(0,1)$ 及 $P(0,0)$ 的估计结果,其边际效应分别为-0.068、0.033、0.005和0.030,且均在1%的水平上显著,表明房价上涨显著降低家庭中男女均参与劳动的概率,但是提升了仅男方参与劳动、仅女方参与劳动及男女双方均不参与劳动的概率。

表2 房价对居民劳动参与的影响

	(1)劳动	(2)男方劳动	(3)女方劳动	(4)(1,1)	(5)(1,0)	(6)(0,1)	(7)(0,0)
Panel A: 有房居民							
房价	-0.047*** (0.007)	-0.036*** (0.006)	-0.063*** (0.010)	-0.068*** (0.010)	0.033*** (0.008)	0.005*** (0.002)	0.030*** (0.004)
性别	0.238*** (0.005)	0.017*** (0.001)	0.018*** (0.002)	0.022*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.000)	-0.013*** (0.001)
年龄	-0.010*** (0.001)	-0.009*** (0.000)	-0.010*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	0.004*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.007*** (0.000)
教育程度	0.171*** (0.008)	0.044*** (0.007)	0.194*** (0.010)	0.187*** (0.009)	-0.143*** (0.010)	0.007** (0.003)	-0.051*** (0.005)
健康程度	0.007*** (0.002)	0.002 (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)	0.005* (0.003)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)
家庭其他收入	-0.053*** (0.008)	0.002 (0.006)	0.046*** (0.011)	0.041*** (0.011)	-0.039*** (0.008)	0.005** (0.002)	-0.006 (0.005)
家庭规模	0.006*** (0.002)	0.004** (0.002)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.001** (0.001)	-0.003** (0.001)
幼儿抚养比	-0.376*** (0.018)	-0.130*** (0.018)	-0.585*** (0.028)	-0.563*** (0.026)	0.434*** (0.026)	-0.021*** (0.007)	0.151*** (0.013)
老年抚养比	-0.113*** (0.015)	-0.075*** (0.012)	-0.095*** (0.020)	-0.110*** (0.020)	0.035** (0.014)	0.016*** (0.003)	0.059*** (0.010)
工资水平	-0.165 (0.214)	-0.037 (0.183)	-0.226 (0.298)	-0.213 (0.308)	0.176 (0.211)	-0.013 (0.051)	0.050 (0.142)

① 限于篇幅,全文均未报告Wald检验结果。有需要可向作者索取。

续表 2 房价对居民劳动参与的影响

	(1)劳动	(2)男方劳动	(3)女方劳动	(4)(1,1)	(5)(1,0)	(6)(0,1)	(7)(0,0)
<i>Panel A: 有房居民</i>							
失业率	-0.041** (0.017)	-0.025** (0.012)	-0.041 (0.025)	-0.045* (0.025)	0.020 (0.018)	0.004 (0.003)	0.021** (0.010)
省份固定效应	控制	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	控制
观测值	41 819	41 819	41 819	41 819	41 819	41 819	41 819
<i>Panel B: 无房居民</i>							
房价	-0.002 (0.011)	-0.008 (0.012)	-0.003 (0.019)	-0.006 (0.017)	-0.002 (0.018)	0.003 (0.005)	0.005 (0.008)
观测值	5 257	5 257	5 257	5 257	5 257	5 257	5 257

注: (1,1)、(1,0)、(0,1)和(0,0)分别表示男女均参与劳动、仅男方参与劳动、仅女方参与劳动和双方均不参与劳动。表中展示的均为平均边际效应结果,“\*”、“\*\*”和“\*\*\*”分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平,括号内为城市聚类稳健标准误。实证模型中均包含控制变量、省份和年份固定效应,有需要可向作者索取。下表同。

个体特征变量结果显示,男性劳动参与概率更高。年龄越大,劳动参与概率越低,教育程度为大学及以上居民劳动参与概率显著大于大学以下居民,且教育程度较高家庭中女方参与劳动概率显著高于教育程度较低家庭。家庭特征变量结果显示,家庭其他收入越高,居民劳动参与概率越低。家庭规模越大,居民劳动参与概率越高。幼儿抚养比及老年抚养比越高,居民劳动参与概率越低。地区特征变量结果显示,省份城镇平均工资水平对居民劳动参与没有显著影响,这可能是因为省份平均工资难以准确反映实际工资水平。

*Panel B* 为无房居民的基准回归结果,结果表明房价对无房居民劳动参与没有显著影响。其他控制变量结果与有房居民并无明显差异,限于篇幅,结果未在文中列出。理论推论 1 表明无房居民房产净财富为 0,因此房产净财富变化与劳动供给的负面关系仅存在于有房群体中。

## (二)稳健性检验<sup>①</sup>

针对有房样本,从以下四个方面进行稳健性检验。

1. 删除过去 2 年有过转让(出卖)、新购(新建)住房和未来 5 年有新购(新建)住房打算的样本。短期内有过住房买卖记录的家庭住房净财富受到除房价变化以外的冲击,可能会影响本文研究结论的可靠性。而未来 5 年有购房打算的家庭则被认为是“住房短缺”,其现拥有的住房价值小于未来住房的折现价值(Buiter, 2010)。因此,其成员劳动参与决策同样会受到房价变化以外的影响。根据估计结果,删除样本并不影响本文的基本结论。

2. 删除工作性质为“创业”样本。现有文献提出了房价影响居民创业的担保效应、财富效应、锁定效应和挤出效应(Chen 和 Hu, 2019)。为排除职业性质为“创业”的样本对本文结论的干扰,参照现有文献对“创业”的定义(张开迪等, 2018),识别创业样本并将其剔除。根据估计结果,删除创业样本并不影响本文的基本结论。

3. 参考赵西亮等(2014),使用省份住宅销售价格作为房价的替代变量。省份房价与居民个体劳动参与决策相关性较小。根据回归结果,房价变量的选择并未影响本文的基本结论。

4. 基于 65 岁以上老年人口劳动参与能力退化、劳动参与意愿降低的事实,将样本年龄控制在 18 至 65 岁之间。替换年龄样本后,本文的基本结论并未发生改变。

<sup>①</sup> 限于篇幅,实证结果略去。有需要可向作者索取。



(三)分样本的异质性分析

本文还将使用 *Probit* 和 *BiProbit* 模型,分别按照教育程度和年龄进行分样本异质性分析。运用 *Bootstrap* 检验方法将抽样次数设置为 1000 次,获取房价的经验 *P* 值,进行分样本组间系数比较。这样可解决分样本回归的组间系数不可比问题(连玉君和廖俊平,2017)。

1. 房价与教育程度

根据前文的理论推论,房产净财富对劳动参与的负面影响可能受到工资率的影响。因此,将有房样本划分为低教育程度(大学本科以下)、高教育程度(大学本科及以上),进行分样本异质性分析(见表 3)。

表 3 房价与教育程度

	(1)劳动	(2)男方劳动	(3)女方劳动	(4)(1,1)	(5)(1,0)	(6)(0,1)	(7)(0,0)
<i>Panel A:</i> 低教育程度(大学本科以下)							
房价	-0.050*** (0.008)	-0.040*** (0.006)	-0.064*** (0.011)	-0.071*** (0.011)	0.030*** (0.008)	0.006*** (0.002)	0.034*** (0.005)
观测值	36 531	36 531	36 531	36 531	36 531	36 531	36 531
<i>Panel B:</i> 高教育程度(大学本科及以上)							
房价	-0.030*** (0.007)	-0.007 (0.005)	-0.039*** (0.011)	-0.040*** (0.011)	0.034*** (0.010)	0.001 (0.003)	0.005** (0.002)
观测值	5 288	5 288	5 288	5 288	5 288	5 288	5 288

经验 *P* 值表明,可在 5% 的水平上显著拒绝两组样本间房价系数无差异的原假设。<sup>①</sup>房价对低、高教育程度居民劳动参与的边际效应分别为-0.05、-0.03,且均在 1% 的水平上显著,说明房价上涨对低教育程度居民劳动参与的负面影响大于高教育程度居民。

上述分析表明,相比高教育程度居民,低教育程度居民劳动参与受到房价变化的负面影响更大,其主要原因可能是:对于高教育程度居民而言,大多签订相对长期的劳动合同,工资水平也相对较高。因此,相同房价变化引起的房产净财富变化对高教育程度居民的负面影响要小于低教育程度居民。

2. 房价与年龄阶段

根据前文推论,房产净财富对劳动参与的负面影响可能受到居民对闲暇的异质性偏好的影响。年龄较大群体闲暇偏好相对更强,当房价变化导致房产净财富变化时,其劳动参与受到的影响可能也越大。因此,针对有房样本,按照国务院于 2017 年公布的《中长期青年发展规划(2016—2025 年)》对青年年龄范围的界定,以 35 岁为青年人口分界线;另外,以国内较为认可的 60 岁<sup>②</sup>作为老年人口分界线,从而将样本划分为青年组(18—35 岁)、壮年组(36—59 岁)和老年组(60—75 岁),进行分样本异质性分析(见表 4)。

经验 *P* 值表明,均可在 1% 的水平上拒绝三个样本组间房价系数无差异的原假设。除青年组系数不显著外,其余均在 1% 的水平上显著,说明房价对青年群体劳动参与有正面影响,对壮年和老年群体劳动参与有显著负面影响,且对老年群体的负面影响更大。同时所有年龄组结果均显示,相比男方,女方劳动参与受到房价变化的影响更大。

① 限于篇幅,全文均未报告经验 *P* 值结果。有需要可向作者索取。

② 中国老年社会追踪调查就是以年满 60 周岁的老年人作为调查对象。

表 4 房价与年龄阶段

	(1)劳动	(2)男方劳动	(3)女方劳动	(4)(1,1)	(5)(1,0)	(6)(0,1)	(7)(0,0)
<i>Panel A: 青年(18—35岁)</i>							
房价	0.005 (0.007)	0.000 (0.004)	0.011 (0.013)	0.010 (0.013)	-0.010 (0.013)	0.000 (0.002)	-0.000 (0.001)
观测值	7 877	7 877	7 877	7 877	7 877	7 877	7 877
<i>Panel B: 壮年(36—59岁)</i>							
房价	-0.042*** (0.006)	-0.025*** (0.005)	-0.064*** (0.011)	-0.069*** (0.011)	0.044*** (0.009)	0.006*** (0.002)	0.019*** (0.003)
观测值	28 812	28 812	28 812	28 812	28 812	28 812	28 812
<i>Panel C: 老年(60—75岁)</i>							
房价	-0.137*** (0.023)	-0.145*** (0.023)	-0.148*** (0.025)	-0.143*** (0.023)	-0.002 (0.010)	-0.004 (0.004)	0.149*** (0.023)
观测值	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130	5 130

有房居民中,青年群体劳动参与受到房价上涨的正面影响,主要原因为:现阶段中国青年群体需要更多的收入去支撑购房和还贷需求,使其劳动参与增加。已有相关研究表明房价上涨会显著降低有住房困难年轻人的身心健康水平(欧阳文静,2019)。而壮年与老年群体则从住房增值收益中获利,更有可能减少劳动供给或退休。此外,相对壮年及老年群体,青年群体对闲暇的偏好较弱,愿意将更多的时间投入到工作中。

#### (四)影响机制分析

本文通过使用居民感知的住房财富来验证房价影响劳动参与的财富效应。在此基础上,本文还将探讨可能弱化房价财富效应的两种机制:成本效应和遗产动机。

1. 财富效应。最直接能影响行为决策的是居民感知的住房财富。针对有房群体,本文分别以住房总价值、住房净价值和住房增值作为感知住房财富的代理变量,考察房价影响居民劳动参与的财富效应。财富效应估计结果显示(见表5),三种住房财富衡量指标均表现出对劳动参与的显著负面影响,且对女方劳动参与负面影响较大。具体而言,对(1,1)有显著的负面影响,对(1,0)、(0,1)和(0,0)有显著的正面影响,与基准分析中房价回归结果保持一致。

表 5 自有住房财富效应

	(1)劳动	(2)男方劳动	(3)女方劳动	(4)(1,1)	(5)(1,0)	(6)(0,1)	(7)(0,0)
住房总价值	-0.023*** (0.003)	-0.015*** (0.002)	-0.040*** (0.005)	-0.043*** (0.005)	0.028*** (0.004)	0.003*** (0.001)	0.012*** (0.001)
观测值	24 627	24 627	24 627	24 627	24 627	24 627	24 627
住房净价值	-0.029*** (0.008)	-0.024*** (0.006)	-0.052*** (0.018)	-0.058*** (0.017)	0.034** (0.017)	0.005* (0.003)	0.018*** (0.004)
观测值	26 833	26 833	26 833	26 833	26 833	26 833	26 833
住房增值	-0.005*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.000* (0.000)	0.002*** (0.000)
观测值	24 645	24 645	24 645	24 645	24 645	24 645	24 645

此外,考虑到父母房产未来可能归属于自己,因此可能会产生额外的财富效应。在前文财富效应检验的基础上,本文还将尝试对其进行探讨。在中国家庭金融调查问卷中,针对现住房屋来源进行了询问。据此,本文构建变量“现住房屋是否归父母所有”,当现住房屋来源于“父母、

岳父母或公婆”时,该变量取值为1,否则取0。现住房屋来源于父母,一定程度上代表未来该房产可能会归属于自己,因此可能会产生额外的财富效应。为验证这种财富效应可能的影响,本文构建如下模型进行估计:<sup>①</sup>

$$Y_i = X_i\beta_i + \gamma_i fmhouse_i \times \ln(nhw_i) + \mu_i \quad (16)$$

其中,ln(nhw<sub>i</sub>)为居民自有住房净价值,fmhouse<sub>i</sub>为现住房屋是否归父母的虚拟变量,除基准模型中的控制变量外,此处X<sub>i</sub>还包括所有构成交互项的一次项。主要关注系数为γ<sub>i</sub>,当系数γ<sub>i</sub>显著为负时,表明当考虑到父母的房产未来可能归属自己时,居民劳动参与概率会进一步降低。表6显示,交互项系数均显著为负,表明在居民自有住房净价值相同的情况下,现住房屋归父母所有的居民劳动参与概率较低。即当考虑到父母房产未来可能归属自己时,居民劳动参与概率会进一步降低,且家庭中女方劳动参与概率比男方降低的更多。

表6 父母房产可能归属自己的财富效应

	(1)劳动	(2)男方劳动	(3)女方劳动
住房净价值	-0.059*** (0.023)	-0.020 (0.013)	-0.120*** (0.029)
现住房屋归父母所有	1.072 (0.652)	0.917** (0.420)	1.421** (0.711)
住房净价值×现住房屋 归父母所有	-0.080* (0.048)	-0.067** (0.031)	-0.105** (0.051)
观测值	1 809	1 809	1 809

2. 成本效应。房价上涨直接推升了居民的购房和租房成本,产生“为买房而储蓄”的现象。鉴于成本效应主要集中于无房群体和仅有一套房屋群体中。本文针对有且仅有一套房屋且现居住房屋为租赁的样本,以“家庭每月支付租金”作为租房成本的代理变量。针对有且仅有一套房屋样本,以“家庭是否拥有房贷”作为购房成本的代理变量。

回归结果见表7,第(1)列结果表明房价与租赁家庭月实付租金呈显著正向关系,即房价上涨会推动租房成本上升。第(2)、(3)列分别为仅有一套房屋且无贷款样本、仅有一套房屋且有贷款样本的回归结果。经验P值结果表明在5%的统计显著性水平上拒绝两组样本间房价系数无差异的原假设。结果说明相对无贷款样本,房价对有贷款样本劳动参与的负面影响较小,房价上涨引起的贷款偿还压力(购房成本)会弱化房价上涨带来的财富效应。

表7 成本效应

	(1)月实付租金 (OLS)	(2)劳动 (Probit)	(3)劳动 (Probit)
房价	0.341*** (0.083)	-0.056*** (0.009)	-0.033*** (0.007)
观测值	2 081	22 402	7 928

3. 遗产动机。中国式父母具有较强的遗产动机,通常将遗产以住房的形式留给子女或为子女准备婚房(Jiang等,2015)。现在的房主可能会努力为下一代储备更多的住房,而不是通过减少劳动供给来享受住房资本收益。因此,遗产动机同样可能也会弱化住房影响劳动参与的财富效应。仅拥有的一套房屋更可能为消费性需求,两套及以上房产则通常被视为遗产动机(况伟大等,2018)。于是本文以老年人是否拥有多套房来测度遗产动机,形成变量“老年人是否拥有多套房”。当老年人有多套房,该变量取值为1,仅有一套房屋,取值为0。通过交互项的形式检验拥有多套房老年人相对仅有一套房屋老年人是否具有更强的遗产动机。同理,也将验证仅有一套房屋的老年人相对无房老年人是否存在遗产动机。

表8第(1)列、第(2)列结果对应的参照组分别为无房老年人、仅有一套房屋老年人。根据第(1)列结果,房价与老年人仅有一套房屋的交互项系数均显著为负。表明在面临同样房价的情况下,仅有一套房屋老年人劳动参与概率更低,仅有一套房屋老年人没有表现出显著的遗产动机。根据

<sup>①</sup> 为避免Ai和Norton(2003)提出的非线性模型交互项问题,含有交互项模型均使用现行概率模型进行估计。

第(2)列结果,房价与老年人有多套房的交乘项均显著为正,表明在面临同样房价的情况下,有多套房老年人相对仅有一套房的老年人劳动参与概率更高。该结论可在一定程度上证明拥有多套房老年人遗产动机更强,从而弱化住房影响劳动参与的财富效应。

#### (五)工具变量估计<sup>①</sup>

城市房价影响劳动参与决策的估计可能存在内生性问题,主要是因遗漏变量、反向因果和测量误差引起。在基准模型中,本文控制了多个控制变量、省份和年份固定效应。然而,还可能某些不可观测因素。劳动

参与决策会直接影响劳动力市场进而间接影响房地产市场。一般而言,劳动力市场活跃对房价也有正面影响。因此,可能存在反向因果问题。本文通过家庭自估住房市值来间接计算城市房价,虽能更为准确地反应居民感知的房价,但是其也可能因个人主观偏差而存在一定的测量误差。因此,本文将通过条件混合过程(*Conditional Mixed Process, CMP*)估计,在模型中引入工具变量以缓解内生性问题。

参考陈斌开等(2018)的研究,本文选取省级城镇人均房地产企业的土地购置面积作为城市住房价格的工具变量,这主要基于两个前提:(1)省级人均房地产企业的土地购置面积能影响到城市房价;(2)省级人均房地产企业的土地购置面积不通过除城市房价以外的其他途径影响到居民劳动参与决策。对于前提(1),人均土地购置面积越多,商品房供应也可能越多。根据供需理论,这会降低商品房销售价格并平抑商品房升值预期。因此,人均土地购置面积越高,城市房价越低。由于土地购置与土地开发、商品房供应间存在时滞,本文选取的是滞后一期省级人均土地购置面积,这更能准确反映土地购置与房价之间的关系。对于前提(2),一方面,土地购置主要反映地方政府土地供给。这与房地产市场高度相关,与居民劳动参与决策直接联系较弱。另一方面,省级土地购置面积与劳动力市场可能共同受到省级层面某些经济因素的影响。但相比城市层面土地购置面积,省级土地购置面积与个体劳动参与决策的关系进一步削弱。

根据有房样本的工具变量估计结果表明房价上涨对居民劳动参与有显著负面影响,且房价上涨显著地降低家庭(1,1)概率,提升(1,0)、(0,1)和(0,0)概率,主要结果与基准模型一致。总体而言,本文的研究结论较为稳健可靠。

## 五、结论与启示

中国劳动参与率下降趋势已维持多年,这与房价单边上涨可能有密切联系。为探索房价变化与劳动参与之间的联系,首先通过构建劳动参与决策理论模型,从理论上证明了房产净财富变化与居民劳动参与之间的负向关系。本文使用2013年和2015年CHFS数据,通过Probit和BiProbit模型实证检验了城市房价对个人劳动参与及夫妻劳动参与联合决策的影响。通过删除干扰样本、变换劳动参与变量、替换房价变量以及重新界定样本年龄范围的方式进行稳健性检验。其次,通过分样本回归,运用Bootstrap的检验方法进行异质性分析。最后,对房价影响居民劳动参

表 8 遗产动机

	(1)劳动	(2)劳动
房价	-0.142*** (0.028)	-0.172*** (0.026)
60岁及以上老年人仅有一套	0.298** (0.129)	
房价×60岁及以上老年人仅有一套	-0.034** (0.015)	
60岁及以上老年人有多套房		-0.392*** (0.139)
房价×60岁及以上老年人有多套房		0.041** (0.016)
观测值	4 609	5 130

<sup>①</sup> 限于篇幅,估计结果略去。有需要可向作者索取。

与的财富效应、成本效应及遗产动机进行了探讨。通过条件混合过程(CMP)估计,在基准模型中引入省级人均土地购置面积作为城市房价的工具变量,进行工具变量估计。

本文得出以下主要结论:第一,房价上涨对居民劳动参与有负面影响,房价上涨1%会导致有房居民劳动参与概率平均下降0.066个百分点,具体表现为降低家庭内部男女双方均参与劳动的概率、提升仅有一方参与劳动及双方均不参与劳动的概率,且对女方劳动参与的负向影响更大。第二,相对低教育程度居民,房价上涨对高教育程度居民劳动参与负向影响较小。有房居民年龄越大,房价对其劳动参与的负面影响越大。第三,居民自有住房财富效应、父母房产带来的额外财富效应均会引起劳动参与概率下降。而房价上涨引发租房和购房成本上升,会弱化财富效应的影响。

本文的结论对政府调控房价、促进社会稳定和经济持续健康发展具有重要的启示意义。首先,由于针对房产持有环节的房产税、针对父母房产继承环节的遗产税等政策有利于缓解房价对劳动参与的负面影响,因此应当加快推进房产税、遗产税等政策的实施。其次,应该从总体上进一步提升居民受教育程度。最后,政府部门在坚持“房住不炒”政策基调不变的同时,还应当避免短期炒房现象的频频出现。总之,在中国庞大的人口基数和老龄化趋势下,劳动参与率的变化会带来劳动力总量的显著变化。房价上涨可能会引发不同教育程度有房群体的内部收入分化,对社会稳定和经济良好运行存在负面影响。因此,为了社会稳定及经济良好发展,政府应当采取政策稳定房价,提高居民整体受教育水平,并为青年群体购房提供政策支持。

#### 主要参考文献:

- [1]蔡昉,王美艳.中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义[J].中国社会科学,2004,(4):68-79.
- [2]陈斌开,黄少安,欧阳涤非.房地产价格上涨能推动经济增长吗?[J].经济学(季刊),2018,(3):1079-1102.
- [3]陈璐,范红丽,赵娜,等.家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究[J].经济研究,2016,(3):176-189.
- [4]陈璐,范红丽.家庭老年照料会降低女性劳动参与率吗?——基于两阶段残差介入法的实证分析[J].人口研究,2016,(3):71-81.
- [5]戴维·罗默.高级宏观经济学[M].第4版.上海:上海财经大学出版社,2014.
- [6]杜凤莲,董晓媛.转轨期女性劳动参与和学前教育选择的经验研究:以中国城镇为例[J].世界经济,2010,(2):51-66.
- [7]都阳,贾朋.劳动供给与经济增长[J].劳动经济研究,2018,(3):3-21.
- [8]黄惠春.农村土地承包经营权抵押贷款可得性分析——基于江苏试点地区的经验证据[J].中国农村经济,2014,(3):48-57.
- [9]黄祖辉,刘西川,程恩江.贫困地区农户正规信贷市场低参与程度的经验解释[J].经济研究,2009,(4):116-128.
- [10]况伟大,王湘君,葛玉好.老龄化、遗产动机与房价[J].中国软科学,2018,(12):44-55.
- [11]连玉君,廖俊平.如何检验分组回归后的组间系数差异?[J].郑州航空工业管理学院学报,2017,(6):97-109.
- [12]梁银鹤,禹思恬,董志勇.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,2019,(1):95-107.
- [13]陆铭,梁文泉.劳动和人力资源经济学——经济体制与公共政策[M].第2版.格致出版社,2017.
- [14]马忠东,吕智浩,叶孔嘉.劳动参与率与劳动力增长:1982~2050年[J].中国人口科学,2010,(1):11-27.
- [15]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.
- [16]彭青青,李宏彬,施新政,等.中国市场化过程中城镇女性劳动参与率变化趋势[J].金融研究,2017,(6):33-49.
- [17]彭争呈,邹红.儿子、房子与老子——未婚子女、房价与老年人劳动参与[J].经济与管理研究,2019,(7):75-89.

- [18]王亚运,蔡银莺. 不同主体功能区农户家庭耕地利用功能对土地流转行为的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, (7): 128–138.
- [19]吴伟平,章元,刘乃全. 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, 2016, (11): 57–67.
- [20]吴燕华,刘波,李金昌. 家庭老年照料对女性就业影响的异质性[J]. 人口与经济, 2017, (5): 12–22.
- [21]姚先国,谭岚. 家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析[J]. 经济研究, 2005, (7): 18–27.
- [22]张川川. 子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响[J]. 人口与经济, 2011, (5): 29–35.
- [23]张开迪,吴群锋,高建,等. 外商直接投资对大众创业的影响[J]. 中国工业经济, 2018, (12): 79–96.
- [24]赵西亮,梁文泉,李实. 房价上涨能够解释中国城镇居民高储蓄率吗?——基于 CHIP 微观数据的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2014, (1): 81–102.
- [25]邹红,彭争呈,栾炳江. 隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二胎与延迟退休悖论[J]. 经济学动态, 2018, (7): 37–52.
- [26]Ai C R, Norton E C. Interaction terms in logit and probit models[J]. *Economics Letters*, 2003, 80(1): 123–129.
- [27]Ando A, Modigliani F. The “life cycle” hypothesis of saving: Aggregate implications and tests[J]. *American Economic Review*, 1963, 53(1): 55–84.
- [28]Apps P F, Rees R. Collective labor supply and household production[J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(1): 178–190.
- [29]Becker G S. A theory of the allocation of time[J]. *The Economic Journal*, 1965, 75(299): 493–517.
- [30]Begley J, Chan S. The effect of housing wealth shocks on work and retirement decisions[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2018, 73: 180–195.
- [31]Buiter W H. Housing wealth isn't wealth[J]. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 2010, 4(2010-22): 1–29.
- [32]Chen J, Hu M Z. What types of homeowners are more likely to be entrepreneurs? The evidence from China[J]. *Small Business Economics*, 2019, 52(3): 633–649.
- [33]Chiappori P A. Rational household labor supply[J]. *Econometrica*, 1988, 56(1): 63–90.
- [34]Disney R, Gathergood J. House prices, wealth effects and labour supply[J]. *Economica*, 2018, 85(339): 449–478.
- [35]Farnham M, Sevak P. Housing wealth and retirement timing[J]. *CESifo Economic Studies*, 2016, 62(1): 26–46.
- [36]Fortin N M. Allocation inflexibilities, female labor supply, and housing assets accumulation: Are women working to pay the mortgage?[J]. *Journal of Labor Economics*, 1995, 13(3): 524–557.
- [37]Fu S H, Liao Y, Zhang J F. The effect of housing wealth on labor force participation: Evidence from China[J]. *Journal of Housing Economics*, 2016, 33: 59–69.
- [38]He Z C. Estimating the impact of house prices on household labour supply in the UK[R]. University of York Discussion Papers in Economics, 2015.
- [39]Jiang Q B, Li X M, Feldman M W. Bequest motives of older people in rural China: From the perspective of intergenerational support[J]. *European Journal of Ageing*, 2015, 12(2): 141–151.
- [40]Juhn C, Potter S. Changes in labor force participation in the United States[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20(3): 27–46.
- [41]Warren E, Tyagi A W. The two-income trap: Why middle-class parents are going broke[M]. New York: Basic Books, 2004.
- [42]Zhao B. Too poor to retire? Housing prices and retirement[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2018, 27: 27–47.
- [43]Zhao J M, Liu L, Liu R H. How house price appreciation affects homeowners' labour force participation[J]. *Economics of Transition*, 2018, 26(2): 233–252.
- [44]Zhao L X, Burge G. Housing wealth, property taxes, and labor supply among the elderly[J]. *Journal of Labor Economics*, 2017, 35(1): 227–263.

## Will High Urban Housing Prices Inhibit Labor Participation?

Feng Yuan

(School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

**Summary:** In the past two decades, the sustained and rapid rise of housing prices has become a typical phenomenon in the process of China's economic development. At the same time, the labor force participation rate has been declining, which is not conducive to promoting China's sustained and stable economic growth through the demographic dividend. Classical economic theories show that when rising housing prices bring wealth appreciation, individuals may increase leisure consumption and reduce labor supply. Therefore, there may be a close relationship between the decline of China's labor participation rate and the unilateral rise of housing prices.

Therefore, based on the theoretical model of labor participation in decision-making, combined with the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2013 and 2015, this paper studies the impact of housing prices on urban residents' labor participation by using Probit model, BiProbit model and Conditional Mixed Process (CMP) estimation, and discusses the heterogeneity and mechanism of housing price impact. Furthermore, it introduces the "provincial per capita land acquisition area" as the instrumental variable of urban housing prices to alleviate the endogeneity. The results show that a 1% increase in housing prices will lead to an average decrease of 0.066 percentage points in the labor participation probability of homeowners. Specifically, it reduces the labor participation probability of both men and women within the family, increases the probability that only one person participates in the labor and both sides do not participate in the labor, and has a greater negative impact on the labor participation of women. The heterogeneity analysis shows that housing prices have a great negative impact on the labor participation of residents with low education level; housing prices have a positive impact on young people's labor participation, and a negative impact on the labor participation of adults and the elderly, and the negative impact increases with age. The mechanism analysis shows that rising housing prices affect residents' labor participation through the wealth effect, cost effect, and bequest motivation.

This paper has three main contributions: Firstly, different from the previous literature that examines the labor participation behavior of family members in isolation, this paper considers the correlation of family members' labor participation behavior and uses the BiProbit model to jointly examine the impact of housing prices on the labor participation of couples. Secondly, unlike the previous literature, which mainly limits the research object to homeowners, married women, or elderly people, this paper takes married people in the labor market as the research object, and explains the declining trend of the labor participation rate in China from the perspective of rising housing prices. Thirdly, this paper relatively effectively verifies the wealth effect, cost effect, and bequest motivation of housing prices affecting the labor participation of family members. Among them, it also discusses the additional wealth effect of "parents' property may belong to themselves in the future". In general, the research of this paper has important implications for the government to regulate housing prices and promote social stability and healthy economic development. Therefore, in order to achieve social stability and sustainable economic development, the government should adopt policies to stabilize housing prices, improve the overall educational level of residents and provide support for young people to buy houses.

**Key words:** housing prices; labor participation; BiProbit model; conditional mixing process

(责任编辑 顾 坚)