

住房财富效应、遗赠动机与中老年人劳动参与

刘 华 王 姣 陈力朋*

内容提要 中老年人劳动参与是当前人口老龄化背景下一个广受关注的话题。已有研究多数探讨社会保障和健康对中老年人劳动参与的影响，住房的作用很少受到关注。本文试图探讨住房“财富效应”和“遗赠动机”对中老年人劳动参与的影响。理论分析和基于中国健康与养老追踪调查2013年数据的实证结果表明，住房会通过“财富效应”抑制中老年人劳动参与；而“遗赠动机”对财富效应有负向调节作用，具体表现为子代中男性占比更高和有未婚男性子代的中老年人其劳动参与受住房财富效应的影响会显著降低。本文的研究结果表明，目前中国城镇中老年人持续增加的住房财富对其劳动参与形成了挤压，而中国家庭长期存在的遗赠动机会缓解住房财富效应的影响。

关键词 住房财富效应 遗赠动机 劳动参与率 劳动参与强度

一 引言

随着生育率持续下降和预期寿命逐渐延长，中国正经历着快速的人口老龄化。1999年，全国65岁及以上人口为8687万人，约占同期总人口的6.9%；2018年，全国65岁及以上人口达1.67亿，占总人口的11.9%。在此期间，65岁及以上人口占总

* 刘华，华中科技大学管理学院，电子邮箱：liuhua1967@hust.edu.cn；王姣（通讯作者），华中科技大学管理学院，电子邮箱：xifan612@hust.edu.cn；陈力朋，郑州大学商学院，电子邮箱：chenlipeng@zzu.edu.cn。本文是国家自然科学基金项目“房屋价值与居民收入不相称条件下的房地产税纳税能力评估与税制设计研究”（项目编号：71873049）、“开放性背景下房产税改革对居民行为的影响研究”（项目编号：71673094）和国家自然科学基金青年项目“税收凸显性、纳税感知度与居民行为偏好研究”（项目编号：71903182）的阶段性成果。作者感谢何凡博士、黄安琪博士、胡思妍博士对本文提出的宝贵建议。文责自负。

人口比重提高了5个百分点^①。人口老龄化持久发展，不仅会导致中国年轻劳动力规模和比重迅速下降，使劳动力供需格局发生反转，还会增加社会养老压力和年轻人的抚养负担。联合国《世界人口展望2019》中的数据显示，中国15~45岁劳动年龄人口比重自2006年达到峰值51.52%后逐年下降，预计2050年该比重将下降至32.9%；老年抚养比将由2018年的15.72%上升到2055年的50.96%。为应对未来劳动力供应短缺和养老负担过重问题，人力资源和社会保障部建议出台延迟退休的相关政策，旨在让更多中老年人留在劳动力市场。然而，中老年人的劳动参与会受到多方面因素的影响和制约。

现有研究认为，中老年人劳动参与不仅受健康、年龄和教育水平等个体特征和养老保险、医疗保险等社会保障的影响，也会受到家庭财富变化的影响。尤其是住房财富，是众多中老年人家庭退休资产组合的主要组成部分（Lusardi & Mitchell, 2007），会改变中老年人生命周期预算约束，从而影响其劳动参与决策。较早的市场经济发展和较丰富的微观数据，使得欧美发达国家在住房财富效应对中老年人劳动参与的影响方面已取得了一定的研究成果（Farnham & Sevak, 2016；Ondrich & Falevich, 2016；Zhao & Burge, 2017）。中国最近也有少部分文献将住房财富效应从消费扩展至劳动参与领域，对住房财富如何影响劳动参与展开了研究，但这些研究主要针对女性和中年房主（Fu et al., 2016；吴伟平等, 2016），未有研究关注到住房财富效应对中老年人劳动参与的影响。

事实上，中国城镇中老年人拥有较高的住房资产禀赋。一方面，城镇中老年人在1998年住房市场化改革后，大多已通过“福利分房”或低价购房获得自有住房；另一方面，住房市场化后商品房的价格大幅上涨^②，中老年人住房财富迅速积累。《2018中国城市家庭财富健康报告》显示，中国50岁及以上居民家庭住房资产总价值均值已超过了100万元，占家庭总资产的比重超过80%。与此同时，中老年人处于生命周期的较后阶段，闲暇偏好更强，更容易受到住房财富效应影响而退出劳动力市场。然而，住房不仅是家庭重要的消费和投资，还承担着维持代际关系的作用，是家庭代际遗赠的重要部分（Li & Wu, 2017）。如果中老年人的遗赠动机较强，中老年人很可能将住房留给子女，而不是将其转化为消费和休闲（Coile & Levine, 2011）。

① 来自国家统计局公布的年度国民经济和社会发展统计公报。

② 国家统计局数据显示，1998年全国商品房每平方米成交均价为1976元；到2017年，每平方米成交均价达到7892元，涨幅高达299.39%。

相比于西方国家,在儒家文化影响下的中国父母更看重家庭内部代际利益的一致性,往往将子代的社会经济特征与自己晚年福利水平同等看待,将子代的住房问题当作自己的责任和义务(Horioka, 2014; 谌鸿燕, 2017; 熊景维等, 2017)。当前,婚姻市场的竞争、“安居乐业”的传统观念和房产财富价值的诱惑,使得住房日渐成为象征着家庭财富实力的一种“地位商品”(Wei et al., 2017)。初入职场的年轻人,个人收入有限,想要自己购房困难重重,由父母遗赠住房或者共享父母的住房成为当代年轻人解决住房问题的主要形式(Rosenzweig & Zhang, 2019)。谌鸿燕(2017)认为,中国传统文化和家庭结构使得当前住房产权和财富存在明显的代际流动。住房财富向下代际转移会阻碍中老年人将住房转为消费和休闲,陈健和黄少安(2013)和陈鹏军(2013)等研究表明,家庭代际遗赠的传统文化是中国“以房养老”模式推行的重要阻力。因此,本文不仅探讨住房财富效应对中老年人劳动参与的影响,也考虑中国长期存在的遗赠动机如何调节住房财富效应。

本文在理论分析的基础上,利用2013年中国健康与养老追踪调查数据对理论假设进行实证检验。研究发现,住房财富效应会显著降低中老年人的劳动参与,而遗赠动机对住房财富效应有负向调节作用。具体而言,住房财富增加10%,中老年人劳动参与率会下降0.14个百分点,每周劳动时间下降4.74小时;在子代中男性较多或有未婚男性子代的家庭,住房财富效应对中老年人劳动参与的边际影响会降低。使用滞后两期的社区房价水平和滞后一期人均住宅用地出让面积作为工具变量进行内生性识别,并做剔除部分样本和替换变量检验,结果依然稳健。与以往文献相比,本文的主要边际贡献在于,在中国市场环境和文化背景下,探讨了住房财富对中老年人劳动参与的影响,不仅考虑了住房的财富效应,还考虑了住房在代际传递中的重要作用,进而探究了中老年人住房财富和遗赠动机对其劳动参与的共同影响。

本文余下部分的安排如下:第二部分为文献综述;第三部分为理论模型;第四部分为计量模型;第五部分为实证结果分析;第六部分为稳健性检验;第七部分为结论与政策启示。

二 文献综述

与本文密切相关的文献主要包括三个方面:一是分析中老年人劳动参与的影响因素;二是研究住房财富对劳动参与的影响;三是探讨遗赠动机对住房财富效应的影响。

随着世界老龄化进程的加快,由人口老龄化带来的劳动力短缺问题受到了越来越

多的关注。既有关于中老年人劳动参与的文献中，国外学者认为中老年人劳动参与主要受三方面因素制约：一是中老年人自身的健康和年龄（Coile & Levine, 2007; Hurd & Rohwedder, 2008）；二是医疗保险和养老保险等社会保障制度（Kaushal, 2014; Liebman et al., 2009; Vere, 2011）；三是财富冲击，包括金融财富（Goda et al., 2011; Kostol & Mogstad, 2014; Sevak, 2002）和住房财富（Begley & Chan, 2018; Ondrich & Falevich, 2016; Zhao & Burge, 2017）。

随着中国老龄化进程加快，中国学者在国外理论文献的基础上，结合中国国情，对中老年人劳动参与影响因素展开了一定的研究，主要包括健康、教育、年龄等个体特征以及养老和医疗保险等社会保障。李琴等（2014）和童玉芬和廖宇航（2017）分别使用中国健康与营养调查（CHNS）四期追踪数据和中国老年人健康长寿影响因素调查（CLHLS）2014年数据进行研究，结果均表明中老年人的健康状况是影响其劳动参与的重要因素。随着社会保障体系逐渐完善，学者们讨论了新农合（陈华等，2016）、新农保（李江一、李涵，2017；张川川，2015）和城居保（李江一，2018）等社会保障制度对中老年人劳动参与的影响，发现社会养老保障会在一定程度上降低中老年人劳动参与。目前中国对财富冲击影响中老年人劳动参与的关注还不够，这是因为中国金融市场和住房市场虽然最近发展迅速，但是起步较晚，相关数据仍然存在不足。

在人口老龄化更早出现且住房市场发展更加完善的欧美发达国家，关于住房财富对中老年劳动参与影响的研究已较为深入。起初，学者们基于时间分配理论（Becker, 1965），将闲暇看作一种以货币收入为成本的普通商品，将住房财富效应从消费扩展至劳动供给领域，对劳动参与决策中的住房财富效应展开了研究。这些研究较为一致的结论是，住房财富对劳动参与的影响仅仅对女性群体和中老年人显著，对中年男性劳动参与的影响很小甚至不存在（Colom & Molés, 2013; Henley, 2004; Johnson, 2014）。中年男性的劳动供给弹性很低，较难受到财富冲击的影响，而女性和中老年人的闲暇偏好更高（Evers et al., 2008; 李雅楠, 2016），尤其是对于临近退休年龄的中老年人，闲暇常常被认为是其消费组合的重要部分（Fu et al., 2016; Zhao & Burge, 2017）。因此，后来更多文献直接以中老年人为研究对象，探讨住房财富对其劳动参与和退休决策的影响。

多数文献从住房财富效应出发，利用欧美国家宏微观数据验证住房财富对中老年人劳动参与的影响。早期，有学者基于欧洲各国的宏观数据，认为退休年龄的下降可能源于住房自有率的提高（Doling & Horsewood, 2003）。后来，为更加深入地认识住房财富对中老年人劳动参与的微观影响，学者多采用微观调查数据。英国学者通过家户

长期追踪数据 (BHPS), 发现住房财富的增加降低了接近退休年龄的英国中老年人的劳动参与率 (Chandler & Disney, 2014; Disney & Gathergood, 2018); Ondrich & Falevich (2016) 和 Begley & Chan (2018) 通过美国健康与退休调查数据 (HRS) 发现美国亦存在相似的结论; 此外, 为了更好地处理内生性问题, Zhao & Burge (2017) 利用 2008 年金融危机前后住房财富受到外生冲击, 基于美国健康与退休调查提供的面板数据, 采用双重差分模型, 发现住房财富显著降低了中老年人劳动供给的广度 (参与率) 和深度 (工作时间)。亦有部分文献考虑了住房的消费属性和维持代际关系的作用, 发现住房财富对中老年人劳动参与和退休决策的影响很小甚至不显著。如 Coile & Levine (2011) 使用美国 1980 年至 2008 年的当前人口调查数据 (CPS), 发现中老年人因持有把住房留给子女的动机而不会对住房市场波动产生反应; Farnham & Sevak (2016) 基于美国联邦住房金融机构 (FHFA) 的房价波动数据和 HRS 数据的实证研究表明, 住房财富增加 10% 将会导致预期退休年龄降低 3.5 个月至 5 个月, 但是对于实际退休年龄没有影响。

中老年人住房财富对其劳动参与的影响存在争议的重要原因是住房在家庭中承担着不同功能, 而不同功能属性对中老年人劳动参与的影响方向并不一致。一方面, 住房作为家庭重要的固定资产投资, 其财富效应会放松中老年人生命周期预算约束, 从而促进闲暇对劳动参与的替代; 另一方面, 住房既满足家庭日常居住需求也承担着维持代际关系的重要作用, 搬迁的心理成本和对子女的遗赠动机会抑制中老年人将住房转化为消费和休闲。

尽管目前住房“倒按揭”等“以房养老”模式的推出缓解了中老年人搬迁的心理成本, 但是将住房留给子女的遗赠动机会依然会抑制住房财富效应。早在关于住房财富效应对消费影响的研究中, 就有学者提出中老年人的遗赠动机会降低住房财富效应对其消费的影响 (Skinner, 1993; Venti & Wise, 2001)。但是, 由于文化因素和家庭规模的变迁, 家庭代际遗赠特征在不同市场环境中存在较大差异, 因而遗赠动机对住房财富效应的影响也不尽相同。如 Hurd (1989) 认为, 尽管在美国住房是遗产的重要组成部分, 但是理性和利己的个体仍然会利用住房财富来平滑消费; Mitchell & Piggott (2004) 指出, 由于子女数量减少, 日本家庭遗赠动机逐渐减弱, 不会影响住房反向抵押贷款模式养老。虽然中国长期实行的计划生育政策导致中老年人子女数量大幅下降, 但是婚姻市场竞争加剧和“安居乐业”的传统文化使得家庭的代际遗赠动机有增无减。相比于西方国家, 中国父母有更强的遗赠动机 (Horioka, 2014), 家庭内部存在明显的代际传递 (郭凯明、颜色, 2016)。陈健和黄少安 (2013) 基于城市问卷调查数据的研究

发现，遗产动机使得中国住房财富对中老年人消费的影响降低了一半。

综上所述，既有的国内外文献在中老年人劳动参与和住房财富效应等领域展开了一定的分析，得出许多具有启示意义的研究成果。但是关于住房财富影响中老年人劳动参与的文献主要集中在发达国家，尚未有文献探讨中国中老年人劳动参与受到住房财富变化的影响，也未考虑遗赠动机对住房财富效应的调节作用。中国家庭资产配置和代际关系以及住房和信贷市场发展与发达国家存在诸多不同，因而住房财富的作用也可能存在一定的差异。鉴于此，本文建立附有闲暇偏好和遗赠动机的生命周期模型，从理论上厘清住房财富、遗赠动机和中老年人劳动参与的关系，再利用中国健康与养老追踪调查数据实证检验中国中老年人劳动参与的住房财富效应，以及遗赠动机对其产生的影响。本文从理论和实证两方面探讨中老年人住房财富和遗赠动机对其劳动参与的影响，为探讨中国中老年人劳动参与问题提供了新的视角，同时丰富了住房财富效应领域的文献。

三 理论模型

本文基于时间分配模型 (Becker, 1965)，参考 Skinner (1993) 的分析范式，构建一个简单的理论模型，分析住房财富和遗赠动机对中国中老年人劳动参与的影响。我们做如下假设：第一，中老年人的生命周期时间禀赋值固定为 T ，等于闲暇时间 L 和劳动时间 N 之和，闲暇时间和劳动时间选择不受外生因素强制影响；第二，市场利率水平为 r ，不考虑通货膨胀的影响，利息因子 I_t 恒定为 $1/\prod_{t=0}^T (1+r)$ ；第三，个体以家庭住房资产 H_0 进入中老年时期生活；第四，每小时工资率为完全外生的 W_t ，借贷不受约束，闲暇时期没有工资。

首先不考虑遗赠动机的影响，假设中老年人的效用来自日常消费 C_t 、住房服务 H_t 和闲暇时间 L_t 。其中，第 t 期的效用函数为 $U(C_t, L_t, H_t)$ ，满足 $U'(C_t, L_t, H_t) > 0$ ， $U''(C_t, L_t, H_t) < 0$ 。取利息因子 $I_t \equiv 1/\prod_{t=0}^T (1+r)$ ，则整个生命周期内的总效用函数可以表示为：

$$\text{MAX}\{V = \sum_{t=0}^T I_t U(C_t, L_t, H_t)\} \quad (1)$$

在时间和收入的预算约束下，式 (1) 会受制于：

$$\sum_{t=0}^T I_t H_t + \sum_{t=0}^T I_t C_t \leq H_0 + \sum_{t=0}^T I_t N_t W_t \quad (2)$$

$$\sum_{t=0}^T N_t + \sum_{t=0}^T L_t \leq T \quad (3)$$

参考陈健和黄少安（2013）研究住房财富对家庭消费影响的做法，采用固定替代弹性（ θ ）的效用函数，即：

$$U(C_t, L_t, H_t) = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} + \alpha \frac{L_t^{1-\theta}}{1-\theta} + \beta \frac{H_t^{1-\theta}}{1-\theta} \quad (4)$$

其中 θ 表示替代弹性， α 、 β 分别表示闲暇偏好和住房服务偏好。式（2）的含义是指在“充分收入”约束条件下，消费和住房服务不超过工作收入以及住房资产和收益；式（3）表示闲暇和劳动时间总和受制于总时间禀赋值。将式（4）在式（2）、式（3）的约束条件下构建拉格朗日乘子函数，得出均衡消费组合的最优解 L_t^* ：

$$L_t^* = \frac{(H_0 + \sum_{i=0}^T I_i N_i W_i)}{[\sum_{i=0}^T I_i (W_i + \alpha^{-\frac{1}{\theta}} W_i^{\frac{1}{\theta}} + \alpha^{-\frac{1}{\theta}} \beta^{\frac{1}{\theta}} W_i^{\frac{1}{\theta}})]} \quad (5)$$

则闲暇的财富边际效应为：

$$\frac{\partial L_t}{\partial H_t} = \frac{1}{[\sum_{i=0}^T I_i (W_i + \alpha^{-\frac{1}{\theta}} W_i^{\frac{1}{\theta}} + \alpha^{-\frac{1}{\theta}} \beta^{\frac{1}{\theta}} W_i^{\frac{1}{\theta}})]} \quad (6)$$

据式（6）可知，闲暇的住房财富边际效应大于 0，由此可得出：

命题 1：住房财富促进了中老年人闲暇对劳动参与的替代，即住房财富降低了中老年人劳动参与。

进一步，考虑中老年人的遗赠动机，则中老年人在自身的收入和时间约束下分配日常消费、住房服务、闲暇时间和代际遗赠以实现终身效用最大化。即效用函数为：

$$U(C_t, L_t, H_t, B_t) = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} + \alpha \frac{L_t^{1-\theta}}{1-\theta} + \beta \frac{H_t^{1-\theta}}{1-\theta} + \gamma \frac{B_t^{1-\theta}}{1-\theta} \quad (7)$$

其中 B_t 表示代际遗赠， γ 表示遗赠动机。式（7）受到时间约束依然为式（3），而收入预算约束变为：

$$\sum_{i=0}^T I_i H_i + \sum_{i=0}^T I_i C_i + B_t \leq \sum_{i=0}^T I_i N_i W_i + H_0 \quad (8)$$

求最优解得出，考虑遗赠动机时，闲暇的住房财富边际效应为：

$$\frac{\partial L_t}{\partial H_0} = \frac{1}{[\sum_{i=0}^T I_i (W_i + \alpha^{-\frac{1}{\theta}} W_i^{\frac{1}{\theta}} + \alpha^{-\frac{1}{\theta}} \beta^{\frac{1}{\theta}} W_i^{\frac{1}{\theta}} + \alpha^{-\frac{1}{\theta}} \beta^{\frac{1}{\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} W_i^{\frac{1}{\theta}})]} \quad (9)$$

比较式（6）和式（9）可以发现，由于遗赠动机（ γ ）的存在，使得式（9）中分母增加了 $\alpha^{-\frac{1}{\theta}} \beta^{\frac{1}{\theta}} \gamma^{\frac{1}{\theta}} W_i^{\frac{1}{\theta}}$ ，因而闲暇的住房财富边际效应减小，由此可得出：

命题2：考虑遗赠动机时，休闲的住房财富边际效应将减少，即遗赠动机会使得住房财富对中老年人劳动参与的影响降低。

四 计量模型

（一）模型设定

本文的被解释变量是劳动参与，参考 Heckman (1993)，本文从工作参与（广度）和工作时间（深度）两方面度量中老年人劳动参与。劳动参与属于二值变量，故建立 Probit 离散选择模型，见式 (10)；劳动时间是受限被解释变量，构建 Tobit 归并回归模型，见式 (11)：

$$P(LFP_i = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 LnHW_i + \beta_2 X_i + \mu_i) \quad (10)$$

$$Hour_i = MAX(0, \beta_0 + \beta_1 LnHW_i + \beta_2 X_i + \mu_i) \quad (11)$$

其中 LFP 、 $Hour$ 分别表示劳动参与率和劳动时间， $LnHW$ 是受访者自我评估住房价值对数，是本文的关键变量， β_1 表示劳动参与的住房财富边际效应； X 表示个人、家庭和地区层面的控制变量。进一步考虑遗赠动机对住房财富效应的影响，构建如下模型：

$$P(LFP_i = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 LnHW_i + \beta_2 BM_i + \beta_3 LnHW_i * BM_i + \beta_4 X_i + \mu_i) \quad (12)$$

$$Hour_i = MAX(0, \beta_0 + \beta_1 LnHW_i + \beta_2 BM_i + \beta_3 LnHW_i * BM_i + \beta_4 X_i + \mu_i) \quad (13)$$

$LnHW_i * BM_i$ 是遗赠动机和住房财富的交互项， β_3 表示遗赠动机对住房财富效应的调节效应，预期符号大于0，即代际遗赠会使住房财富对中老年劳动参与的负向影响降低。 X_i 表示的是个人、家庭、地区层面的控制变量，与式 (10) 和式 (11) 中相同。

（二）数据与变量

本文使用的家庭和个人层面微观数据来源于北京大学国家发展研究院 2013 年实施的“中国健康与养老追踪调查” (China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)。该项目参考美国健康与退休调查 (HRS)、英国老年追踪调查 (ELSA) 以及欧洲的健康、老年与退休调查 (SHARE) 等国际养老调查，采用 PPS 抽样方法调查了中国 150 多个县和社区的 45 岁以上居民，是研究中国老龄化问题最常用的数据来源之一。数据涵盖了 45 岁以上居民的个人基本信息、家庭结构、家庭及个人的消费和资产等，同时还提供了家户成员的劳动及收入信息，包括劳动的性质、时间和收入及退休养老金等具体信息，为本文研究相关问题提供了可靠的数据支持。下面对本文的一些主要变量进行说明。

本文主要解释变量是劳动参与，包括劳动参与率（广度）和劳动参与时间（深度）。劳

动参与仅指有劳动报酬的市场劳动参与,不包括家务劳动和义务劳动,但是包括劳动自雇和家庭生产经营帮工等。采用以往文献中的做法,每周平均劳动时间不小于1小时的受访者视为劳动参与者,劳动参与变量取值为1,否则取值为0;劳动参与时间采用受访者平均每周工作小时数来衡量,根据问卷中每天工作时间、每周工作天数和每年工作月数计算得来。

核心解释变量是住房财富,本文采用受访者自估的住房价值对数(LnHW)来衡量。虽然自我评估的住房价值由于评估误差和内生性问题受到一定的质疑,但是评估房产价值能够很好地反映出城市区县内部房价的异质性和个体住房资产禀赋值差异(梁银鹤等,2019)。因此,本文依然选取自我评估住房价值来衡量住房财富,同时通过工具变量法尽可能降低内生性问题造成的估计偏差。此外,自我评估误差问题并不会对本文估计结果产生严重影响,这是因为虽然受访者自我评估住房价值不一定能够代表住房的实际价值,但是能够影响到居民行为决策的正是能够感知到的价值(Zhao & Burge, 2017),所以感知的住房财富价值正是对本文结果起作用的部分。调节变量是遗产动机(BM)。在中国家庭中往往由儿子继承姓氏,承担家庭责任,并赡养年迈父母,同时在中国往往要求男方家庭提供结婚住房,因此父母对儿子的遗赠动机很大,尤其是未婚儿子。我们参考以往文献的做法分别以子代中男性的比例(SR)和是否有未婚男性子代(UMS)作为遗赠动机的代理变量。子代中男性的比例(SR)是连续变量,通过问卷中儿子的数量与子女总数的比值计算得来;是否有未婚男性子代(UMS)是二值虚拟变量,有未婚儿子取值为1,否则为0。

另外,本文分别在个人、家庭和地区层面控制了对中老年人劳动供给有影响的其他因素。个人层面,健康、年龄、性别、受教育程度、婚姻状况可能会影响中老年人劳动参与。健康(Health)来自受访者自评健康指标,包括很好、好、一般、差、很差五个层次;以最高学历水平衡量受教育程度(Education),分为文盲、小学未完成、小学、初中、高中及以上5个层次;在婚状态居民对应的婚姻哑变量(Married)取值为1,未婚或者丧偶为0。家庭层面因素包括家庭照料、家庭代际转移、家庭人均收入、恩格尔系数和其他非住房资产。其中家庭照料(LnCA)为受访者对家里老人和幼儿的照顾时间对数;家庭代际转移(LnTR)、家庭人均收入(LnAY)和非住房资产(LnTW)也分别取对数。地区层面的控制变量包括城市经济发展水平(GDP)、人口数量(IOP)、失业率(LW),同时控制城市固定效应。

表1给出了变量的全样本和参与劳动子样本的描述性统计结果。本文的研究样本为45岁以上的城镇中老年群体,删除关键变量缺失样本和异常值样本后,得到最终有效样本5726个,其中参与劳动的样本个数为2215个,劳动参与率达0.39,劳动子样

本每周劳动时间均值约为 33.38 小时，约每天工作 6 小时。从个体特征来看，参与劳动的中老年群体平均年龄和教育水平更低，健康程度更好，男性个体占比和农业户口个体占比更高。从家庭结构可以看出，有工作的中老年群体住房财富值、家庭非住房财富值、家庭人均收入水平都更低，恩格尔系数更高。

表 1 变量定义与描述性统计

变量定义	变量名称	全样本			劳动子样本		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
参与劳动 = 1	LFP	5726	0.39	0.49	2215	1.00	0.00
年度劳动时间	Hour	5726	12.91	20.81	2215	33.38	20.89
自估住房价值对数	LnHW	5726	12.05	1.40	2215	11.84	1.50
年龄	Age	5718	59.54	9.58	2212	55.73	7.57
男性 = 1	Male	5726	0.48	0.50	2215	0.56	0.50
农业户口 = 1	Arhukou	5715	0.45	0.50	2214	0.60	0.49
从很好到很差五个等级	Health	5718	3.26	1.01	2212	3.13	0.99
文盲 = 1	illiterate	5719	0.15	0.35	2211	0.14	0.34
小学未完成 = 1	Unprimary	5719	0.14	0.35	2211	0.15	0.35
小学 = 1	Primary	5719	0.21	0.41	2211	0.19	0.39
初中 = 1	Middle	5719	0.26	0.44	2211	0.26	0.44
高中及以上 = 1	Uphigh	5719	0.25	0.43	2211	0.26	0.44
在婚 = 1	Married	5726	0.90	0.30	2215	0.94	0.23
办理退休 = 1	Rete	5726	0.12	0.33	2215	0.06	0.23
家庭人均收入对数	LnTY	5716	7.10	3.34	2211	6.42	3.47
个体收入对数	LnTIY	5718	5.91	4.62	2211	5.98	4.62
家庭经济支持对数	LnTR	5726	6.44	3.46	2215	6.49	3.32
家庭非住房资产对数	LnTW	5723	5.60	7.30	2214	5.11	7.83
恩格尔系数	engel	5264	0.44	0.20	2097	0.45	0.20
家庭照料时间对数	LnCA	5726	2.46	3.53	2215	2.46	3.52
子女性别比	SR	5652	0.53	0.36	2192	0.53	0.38
家庭人数	Number	5726	3.50	1.58	2215	3.69	1.51
地区人均 GDP 对数	LnAGDP	5726	10.69	0.53	2215	10.65	0.55
地区常住人口	LnOLP	5726	6.22	0.64	2215	6.21	0.63
地区失业率	lw2013	5447	3.15	0.77	2128	3.14	0.74

资料来源：根据 CHARLS 2013 年数据计算得到。

五 实证结果分析

（一）住房财富对中老年人劳动参与的影响

表 2 给出了基于方程（10）和（11）的回归结果，分别估计了住房财富对中老年

人劳动参与率和劳动时间的影响。前三列报告了中老年人劳动参与率的住房财富边际效应，列（1）中仅加入中老年人个体特征等控制变量，此时住房财富的系数显著为负，表明住房财富抑制了中老年人劳动参与。在列（2）和列（3）回归中逐步加入家庭特征控制变量和地区固定效应，此时住房财富的系数仍然在1%或5%的显著性水平上为负，但系数绝对值有所减少，这说明不控制其他变量会高估住房财富对中老年人劳动参与的作用。在控制了相关变量后，住房财富每增加10%，劳动参与率下降0.14个百分点。表2后三列报告了中老年人劳动时间的住房财富边际效应，在逐步加入控制变量的过程中，住房财富系数的显著性水平和符号均未发生改变，而绝对值逐渐减少，说明住房财富的增加不仅从广度（劳动参与率），还从深度（劳动时间）上影响了中老年人劳动参与决策。在控制相关变量后，住房财富每增加10%，中老年人每周劳动时间减少4.74小时。这些结果与我们的理论模型推断是一致的，住房财富促进了中老年群体闲暇对劳动的替代，从而降低了其劳动参与。

表2 住房财富对中老年人劳动参与的影响

变量	劳动参与率			劳动参与时间		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnHW	-0.029 *** (0.005)	-0.028 *** (0.005)	-0.014 ** (0.006)	-0.778 *** (0.142)	-0.761 *** (0.150)	-0.474 *** (0.172)
Age	-0.017 *** (0.001)	-0.018 *** (0.001)	-0.018 *** (0.001)	-0.639 *** (0.026)	-0.662 *** (0.028)	-0.670 *** (0.028)
Male	0.135 *** (0.012)	0.123 *** (0.012)	0.114 *** (0.012)	5.162 *** (0.416)	4.535 *** (0.424)	4.407 *** (0.418)
Arhukou	0.171 *** (0.013)	0.214 *** (0.014)	0.163 *** (0.017)	4.945 *** (0.474)	6.523 *** (0.498)	4.715 *** (0.598)
Health	-0.040 *** (0.006)	-0.034 *** (0.006)	-0.037 *** (0.006)	-1.411 *** (0.193)	-1.218 *** (0.201)	-1.261 *** (0.199)
Unprimary	-0.049 ** (0.023)	-0.060 *** (0.023)	-0.043 * (0.023)	-1.831 ** (0.742)	-2.259 *** (0.757)	-1.817 ** (0.748)
Primary	-0.092 *** (0.021)	-0.100 *** (0.022)	-0.074 *** (0.022)	-2.703 *** (0.700)	-2.928 *** (0.726)	-2.248 *** (0.726)
Middle	-0.050 ** (0.021)	-0.100 *** (0.022)	-0.067 *** (0.022)	-3.166 *** (0.703)	-3.487 *** (0.725)	-2.652 *** (0.736)
Uphigh	0.014 (0.023)	-0.054 ** (0.024)	-0.020 (0.024)	-0.444 (0.758)	-2.125 *** (0.796)	-1.121 (0.824)
Married	0.050 ** (0.022)	0.039 (0.024)	0.036 (0.023)	1.750 ** (0.767)	1.396 * (0.828)	1.310 (0.810)

续表

变量	劳动参与率			劳动参与时间		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Retc	-0.147 *** (0.020)	-0.140 *** (0.021)	-0.133 *** (0.020)	-4.963 *** (0.784)	-4.628 *** (0.812)	-4.801 *** (0.802)
LnTY		-0.018 *** (0.002)	-0.018 *** (0.002)		-0.703 *** (0.062)	-0.726 *** (0.062)
LnTYY		0.021 *** (0.002)	0.021 *** (0.002)		0.802 *** (0.052)	0.766 *** (0.053)
LnTR		0.001 (0.002)	0.003 * (0.002)		-0.034 (0.063)	0.035 (0.063)
LnTW		-0.001 (0.001)	-0.001 * (0.001)		-0.041 (0.028)	-0.053 * (0.028)
engel		0.128 *** (0.030)	0.100 *** (0.030)		3.661 *** (1.025)	2.720 *** (1.022)
LnCA		-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)		-0.074 (0.060)	-0.081 (0.059)
SR		0.009 (0.016)	0.011 (0.016)		0.461 (0.545)	0.645 (0.541)
Number		0.017 *** (0.004)	0.014 *** (0.005)		0.622 *** (0.145)	0.627 *** (0.150)
城市固定效应	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
Pseudo R2	0.165	0.198	0.250	0.047	0.059	0.074
观测值个数	5634	5126	5107	5655	5126	5126

注：表中报告的是边际效应，括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著，后同。
资料来源：根据 CHARLS2013 年数据计算得到。

关于其他控制变量对中老年人劳动参与的影响，从中老年人个体特征的估计结果来看，年龄与中老年人劳动参与率和参与时间显著负相关，符合生命周期理论假说；健康状况下降显著地抑制了中老年人劳动参与，这与童玉芬和廖宇航（2017）的研究结论一致；男性的劳动参与率和劳动时间都高于女性，这种现象虽然是普遍存在的，同时也与中国女性的法定退休年龄低于男性有关；农业户口和受教育水平更低的中老年人劳动参与更高，这可能是由于中国农业户口和受教育水平更低的中老年人从事的工作往往收入和退休保障水平都相对较低，因而参与劳动的时间更久。办理了退休离职手续的中老年人劳动参与率和劳动时间均更低，这是因为如果已经退休，再重新返回劳动力市场的难度要大很多，因此适当提高法定退休年龄有助于促进中老年人劳动参与，从而缓解未来劳动力短缺问题。从中老年人家庭特征控制变量的估计结果来看，

家庭人均收入水平越高的中老年人，劳动参与率和劳动时间都更低，这说明家庭内部成员之间的收入转移可以缓解中老年人的经济压力，从而减少了中老年人劳动参与；恩格尔系数与劳动参与正相关，意味着越贫困的家庭劳动参与越多；家庭非住房资产对中老年人劳动参与的影响较小。

(二) 遗赠动机对住房财富效应的影响

进一步，基于方程(12)和(13)检验代际遗赠对住房财富效应的调节作用，我们使用子代中男性比例和是否有未婚男性子代两个代理变量来衡量遗赠动机。图1(a)展示了子代中男性的比例和住房财富对劳动参与率的交互影响，可以看出子代中男性的比例越高，住房财富对中老年人劳动参与的边际效应越小，当子代中男性占比接近1时，住房财富效应变得不显著，估计系数也接近0。图1(b)展示了子代中男性比例和住房财富交互项对劳动参与时间的影响，子代中男性的比例依然会显著降低住房财富对中老年人劳动参与时间的影响。图1表明中国的代际遗赠动机显著降低劳动参与的住房财富效应，当遗赠动机足够强(子代中男性比例为1)时，住房财富效应将不再显著。这是因为在长期的父系社会制度和儒家文化影响下，中国父母往往需要将住房遗赠给子代中的男性，既作为儿子将来能够为自己养老的保障，也作为儿子“成家立业”的经济支持。因此，子代中男性更多的中老年人有更强的住房遗赠动机，他们往往不会将住房卖掉或者抵押，而是倾向于将自己的住房留给儿子。

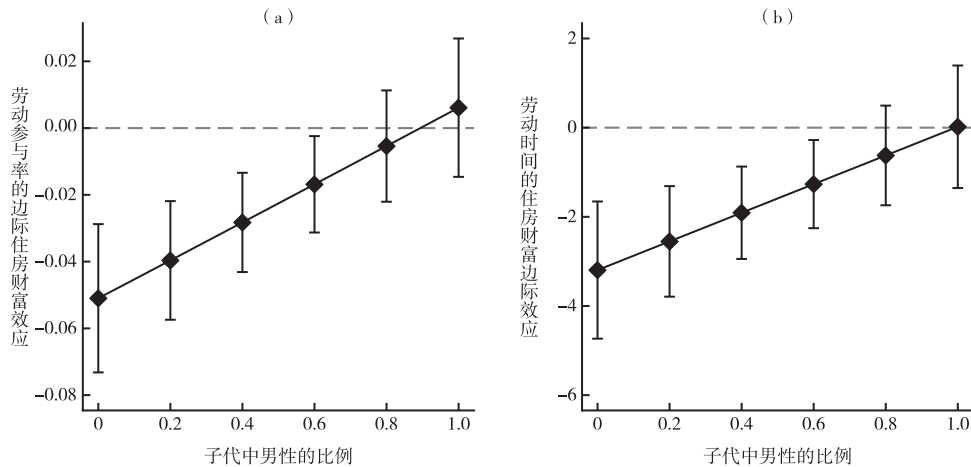


图1 遗赠动机(子代中男性比例)与住房财富的交互效应

资料来源:根据CHARLS2013年数据计算得到。

图2展示了是否有未婚男性子代（UMS）作为遗赠动机代理变量时，遗赠动机与住房财富对中老年人劳动参与的交互影响。图2（a）和（b）分别展示了中老年人没有未婚男性子代和有未婚男性子代时，其劳动参与率随住房财富值变化的趋势。可以看出，没有未婚男性子代时，住房财富增加，中老年人的劳动参与率预测值下降；当中老年人有未婚男性子代时，住房财富对中老年人劳动参与的影响不显著。图2（c）和（d）分别展示了中老年人没有未婚男性子代和有未婚男性子代时，住房财富对其劳动参与时间的影响。可以看出，有未婚男性子代的中老年人，其住房财富对劳动参与时间的影响显著降低。这一结论与中国现有的婚姻市场特征有关。一方面，受传统文化因素影响，夫妻婚后往往和男性父母同住，或者居住在男方家庭提供的住房中；另一方面，中国的“一孩”政策和“重男轻女”思想，使得当前男女性别比例失衡，男性在婚姻市场上的竞争加剧，当代众多男性需要通过住房来提高自己的竞争力。在中国利他型代际遗赠特征下，子代中未婚男性对住房的需求进一步增加了父母将住房向下代际遗赠的动机。因此，有未婚男性子代的中老年人，将住房遗赠给未婚儿子的动机较强，转化为消费和休闲的概率较低，从而使得住房财富对劳动参与的影响降低。

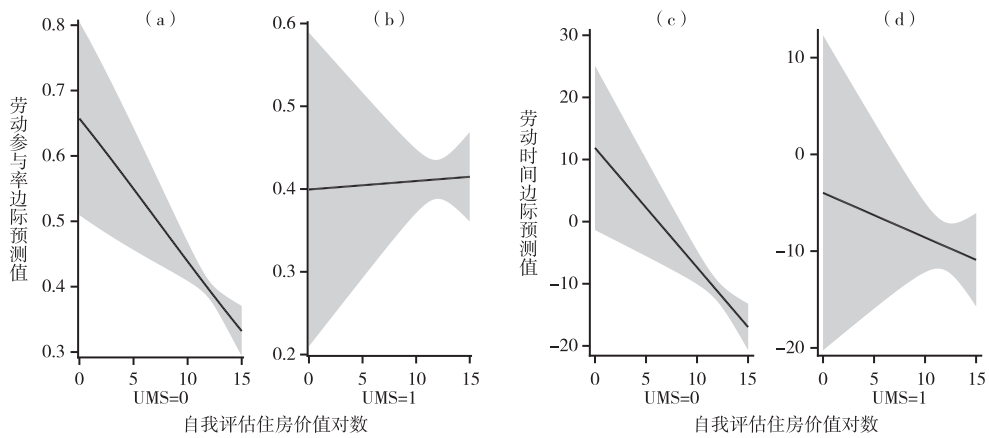


图2 遗赠动机（是否有未婚男性子代）与住房财富的交互效应

资料来源：根据 CHARLS2013 年数据计算得到。

（三）异质性分析

基准回归是将所有中老年人视为对住房财富具有相同偏好的同质群体。但事实上，个体对住房财富的偏好存在异质性，从而使得住房财富对中老年人劳动参与的影响不尽相同。在本部分，依据中老年人不同年龄段、不同健康状况、不同性别、不同教育

程度及不同家庭消费水平，考察住房财富对中老年人劳动参与的影响。

首先，我们考察当中老年人的年龄和健康程度变化时，住房财富对中老年人劳动参与的影响。当中老年人的年龄和健康程度变化时，影响劳动决策的关键因素会发生改变，住房财富对中老年人劳动参与的影响也会发生变化；同时年龄和健康程度会影响住房服务需求，中老年人应对房价的变化做出的劳动参与决策也会存在差异。图3(a)展示了不同健康程度下，住房财富对中老年人劳动参与的影响，可见当健康程度逐渐下降时，住房财富效应也会下降。这是因为当健康状况恶化时，健康对中老年人劳动参与的影响会增加，进而住房财富的作用会减少。图3(b)展示了不同年龄段的住房财富效应，可以看出，随着年龄的上升，住房财富对中老年人劳动参与的负向影响逐渐增加，但是到65岁会出现转折，随着年龄的增加，住房财富的负向作用逐渐降低。这是因为起初由于年龄的增加，劳动供给弹性逐渐提高，而到了65岁以后，健康问题的出现会使得住房财富的作用变得次要。

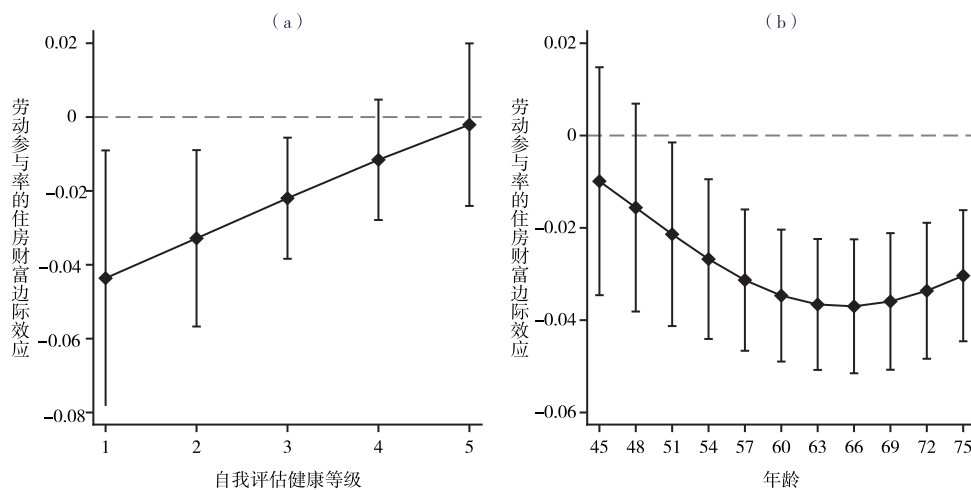


图3 关于健康和年龄的异质性分析

资料来源：根据 CHARLS2013 年数据计算得到。

其次，性别、教育水平、消费水平以及地域差异也会影响住房财富对劳动参与的作用。表3分别报告了中老年人住房财富效应在性别、教育水平、消费水平和地区特征方面的异质性。从列(1)可以看出男性劳动参与的住房财富边际效应更小，这是因为男性往往承担更多的家庭经济责任，劳动供给弹性较低，当家庭住房财富增加时，更多是女性调整劳动供给决策。从列(2)的估计结果来看，住房财富对中老年人劳动

参与的负向影响随着学历水平的提高逐渐降低，这是因为高学历人群的职业更加稳定，退休保障更好，劳动供给的弹性较小。进一步，本文估计了家庭消费水平对中老年人劳动参与的住房财富边际效应的影响，从列（3）的结果可以看出，消费和住房财富的交互项系数在1%的水平上显著为正，意味着家庭消费水平的增加降低了住房财富对中老年劳动参与的影响。不难理解，休闲和消费均可给个体带来正向的效用，住房财富效应会促进消费和休闲同时增加，两者可以相互替代，当中老年人的消费倾向更大时，会降低住房财富转化为休闲。最后，本文还估计了住房财富影响中老年人劳动参与的地区异质性，列（4）、列（5）、列（6）分别报告了中部地区、西部地区和东部地区住房财富对中老年劳动参与的影响，可以看出中部地区和东部地区的住房财富效应更高，这可能是因为中部和东部地区房价水平高，住房财富对劳动参与的抑制作用更加明显。

表3 住房财富影响中老年人劳动参与率的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnHW	-0.053 *** (0.008)	-0.061 *** (0.008)	-0.053 *** (0.007)	-0.037 *** (0.007)	-0.062 *** (0.007)	-0.033 *** (0.007)
LnHW * Male	0.020 ** (0.010)					
LnHW * Edu		0.004 *** (0.001)				
LnHW * Csum			0.003 *** (0.001)			
LnHW * middle_dum				-0.025 ** (0.012)		
LnHW * west_dum					0.048 *** (0.011)	
LnHW * east_dum						-0.030 *** (0.011)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R2	0.208	0.210	0.209	0.208	0.211	0.209
观测值个数	4749	4749	4749	4749	4749	4749

注：表中报告的是劳动参与率的边际效应，劳动时间的边际效应同样显著，由于篇幅限制没有报告。

资料来源：根据 CHARLS2013 年数据计算得到。

六 稳健性检验

(一) 内生性讨论

住房财富和劳动参与之间会存在一定的内生性。一是劳动参与可能会反向影响个人住房财富，个人可能会因为劳动参与获得更多的收入而拥有更高的住房资产禀赋，使得对住房财富效应的估计不一致；二是可能遗漏其他重要变量。针对以上内生性问题，本文在尽可能控制个人、家庭和地区层面的影响因素后，尝试寻找住房财富的工具变量以缓解可能存在的内生性问题。住房财富值的大小取决于房价水平和住房资产禀赋值，而价格外生于家庭个体，我们借鉴以往文献的做法（陆铭等，2015；吴伟平等，2016；余泳泽、张少辉，2017），采用滞后一期的人均住宅用地供应面积（Alarea）和滞后两期的房价水平（Upr）作为工具变量。大量文献已经证明（陈斌开、杨汝岱，2013；况伟大，2012），土地供给波动会直接影响地区房价水平，而滞后两期的房价水平和人均建设用地供给面积不会通过住房财富以外的途径影响中老年人的休闲和消费。幸运的是，CHARLS 数据报告了 2011 年社区邮政编码级别的房价数据，但是住宅用地出让面积我们仍然只能得到地级市层面的数据。

表 4 报告了使用工具变量的两阶段最小二乘估计结果。从第一阶段的回归结果可以看出，人均建设用地供应面积的符号显著为负，印证了土地供应限制推高房价的结果，符合我们的理论预期；滞后两期的房价水平显著为正，仍然符合理论预期；第一阶段的 F 检验值为 125.061，说明不存在弱工具变量。第二阶段回归结果显示，住房财富的系数仍然在 1% 和 5% 的显著性水平上为负，住房财富依然降低了中老年人劳动参与率和参与时间，且估计出的效应大于基准回归结果，这说明中老年人劳动参与对住房财富的反向因果确实降低了住房财富对中老年人劳动参与的作用，但是住房财富对中老年人劳动参与的负向影响依然成立，说明住房财富对中老年人劳动参与的影响的结果是稳健的。

表 4 稳健性检验：工具变量法 (2SLS)

变量	劳动参与率(2SLS)		劳动参与时间(2SLS)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
LnHW		-0.060 *** (0.017)		-1.586 ** (0.741)
Alarea	-0.183 *** (0.046)		-0.183 *** (0.046)	

续表

变量	劳动参与率(2SLS)		劳动参与时间(2SLS)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
Upr	0.077 *** (0.005)		0.077 *** (0.005)	
常数项	1.885 *** (0.249)	7.699 *** (0.686)	76.052 *** (11.741)	7.699 *** (0.686)
个体特征	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制
地区特征	控制	控制	控制	控制
F-test	125.061 ***		125.061 ***	
观测值个数	2845	2845	2845	2845
R-squared		0.235		0.243

资料来源：根据 CHARLS2013 年数据计算得到。

(二) 剔除部分样本

除了内生性问题，本文的结论还会受到一些噪声的影响。首先，住房产权性质会影响住房财富的作用。中国由于存在小产权房和福利房，许多家庭的住房没有完全的产权。不完全产权住房在市场上的交易受到较多限制，且往往无法用于抵押，因此家庭较难享受其升值的收益，也较难转化为消费和休闲，因而会使得住房财富的作用降低。以往关于住房财富影响消费的一些文献（黄静、屠梅曾，2009；李涛、陈斌开，2014），也表明不完全产权住房对消费的影响不明显。因此，我们剔除住房产权不归属家庭成员完全所有的样本进行回归。从表 5 列（1）的估计结果可以看出，住房财富对中老年人劳动参与的影响依然显著，且与预期一致，住房财富的边际效应大于基准回归的结果。

其次，住房财富对中老年人劳动参与的影响还会受到中老年人自身劳动供给弹性的干扰。根据生命周期理论，随着年龄逐渐增大，个体对闲暇的需求会逐渐增加。当人的年龄到 70 岁时，劳动供给就可能没有弹性或者弹性很低（车翼等，2007），住房财富对劳动参与可能没有影响，Zhao & Burge（2017）认为远远超过法定退休年龄的老年人对住房财富的变化没有反应。为消除劳动供给弹性过低的高龄老人的干扰，我们进一步使用 45~69 岁的样本进行回归，表 5 列（2）给出了回归结果，可以发现住房财富对中老年人劳动参与率的影响仍然显著为负且边际系数变化不大。

(三) 住房财富和劳动参与的替代变量

自我评估的住房市场价值可能会包含住房贷款，高于居民实际拥有的住房财富，且住房贷款可能会促进中老年人劳动参与，会对本文的结果产生干扰，因此我们进一步使用

住房财富净值替代住房市场价值进行回归。表5列(3)报告了住房财富扣除住房贷款后的净值对中老年劳动参与率的影响,发现结果依然在1%的水平上显著为负,且边际效应与基准回归结果差距不大,这是因为对于中老年人而言,住房仍然有未还清贷款的比例较低。

众多文献也采用退休年龄和退休状态来表示中老年人的劳动参与。住房财富增加可能使中老年人退休资产提前实现,因而提前进入退休状态。参考已有文献的做法(Farnham & Sevak, 2016),本文用中老年人的退休状态进行再估计。表5列(4)展示了住房财富影响中老年人退休状态 Probit 模型的边际效应,结果显著为正,当住房财富每增加10个百分点,退休的概率会增加0.14个百分点,与劳动参与率的结果一致,且差距不大。当我们用住房财富和中老年人劳动参与的替代变量进行再估计,结果依然显著,说明住房财富对中老年人劳动参与的影响是可靠和稳健的。

表5 稳健性检验:替代变量

变量	拥有住房产权样本	剔除低弹性样本	住房财富净值	是否退休
	(1)	(2)	(3)	(4)
LnHWJ			-0.015 ** (0.006)	
LnHW	-0.021 *** (0.006)	-0.014 ** (0.007)		0.014 *** (0.005)
个体特征	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制
地区特征	控制	控制	控制	控制
Pseudo R2	0.244	0.217	0.2450	0.177
观测值个数	4564	4352	5098	4660

资料来源:根据 CHARLS2013 年数据计算得到。

七 结论和政策建议

本文基于中老年人闲暇偏好较高的事实和中国传统代际遗赠文化特征,建立附有休闲偏好和遗赠动机的生命周期模型,从理论上发现,住房财富效应会促进中老年人闲暇对劳动的替代,而遗赠动机会降低住房财富对中老年人劳动参与的影响。本文利用2013年中国健康与养老追踪调查数据对理论假设进行了实证检验。首先考虑住房财富对中老年人劳动参与的影响,实证结果发现住房财富每增加10%,劳动参与率下降0.14个百分点,劳动参与强度下降4.74(小时/周);在控制内生性问题的情况下,结

果依然显著，且住房财富对劳动参与的负向影响会更大。其次，考虑遗赠动机和住房财富效应如何共同影响中老年人劳动参与，实证结果发现家庭子代中男性比例越大，住房财富对中老年人劳动参与的负向影响越小，对于有未婚儿子的家庭，住房财富对劳动参与的负向影响可能会消失。最后，本文探讨了住房财富效应影响中老年人劳动参与的异质性，结果发现，住房财富的作用随着健康程度的下降而减小；随着年龄增加呈现出先增大后减小的变化趋势，在 65 岁出现拐点；男性和教育水平更高的中老年人的劳动参与受住房财富的影响更大，在房价更高的中部和东部地区住房财富效应更明显，同时住房财富增加会同时促进消费和闲暇的增加，且两者可以相互替代，消费的增加会降低住房财富对劳动参与的影响。

本文的研究结论对养老政策制定和住房政策调整具有一定的参考价值。现阶段中国进入了老龄化快速发展的阶段，未来将面临劳动力供应短缺和养老负担过重的严峻挑战。在当前人口红利逐渐消失的关键时期，发挥中老年劳动余热既可以有效缓解劳动力短缺，也可以减轻家庭和社会养老负担。在推行延迟退休政策的同时，如何促进中老年人自愿就业应该成为政策制定者重视的问题。目前中国房价快速上涨，中老年人住房财富迅速积累，对其劳动参与形成了挤压，不仅不利于延迟退休政策推行，还意味着劳动力资源的闲置和浪费。本文认为在提高中老年人健康水平、养老保障水平以及延迟退休政策的同时，有必要稳定房价预期，避免房价过快上涨、住房财富快速积累而导致外生财富冲击对中老年人劳动参与的挤出。此外，中国长期存在的遗赠动机虽可缓解财富效应挤压劳动参与，但长期来看会加重年轻人的“啃老”行为并阻碍“以房养老”政策的推行。

参考文献：

- 车翼、王元月、马驰骋（2007），《老年劳动者劳动供给行为的 Logistic 经验研究》，《数量经济技术经济研究》第 1 期，第 73-82 页。
- 陈斌开、杨汝岱（2013），《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》，《经济研究》第 1 期，第 110-122 页。
- 陈华、张哲元、毛磊（2016），《新农合对农村老年人劳动供给行为影响的实证研究》，《中国软科学》第 10 期，第 135-146 页。
- 陈健、黄少安（2013），《遗产动机与财富效应的权衡：以房养老可行吗？》《经济研究》第 9 期，第 56-70 页。

- 陈鹏军 (2013),《中国“以房养老”发展瓶颈及其模式选择》,《经济纵横》第10期,第43-46页。
- 湛鸿燕 (2017),《代际累积与子代住房资源获得的不平等——基于广州的个案分析》,《社会》第4期,第119-142页。
- 郭凯明、颜色 (2016),《延迟退休年龄、代际收入转移与劳动力供给增长》,《经济研究》第6期,第128-142页。
- 黄静、屠梅曾 (2009),《房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据》,《管理世界》第7期,第35-45页。
- 况伟大 (2012),《房产税、地价与房价》,《中国软科学》第4期,第25-37页。
- 李江一 (2018),《社会保障对城镇老年人劳动参与的影响——以原城镇居民社会养老保险为例》,《人口与经济》第2期,第91-103页。
- 李江一、李涵 (2017),《新型农村社会养老保险对老年人劳动参与的影响——来自断点回归的经验证据》,《经济学动态》第3期,第62-73页。
- 李琴、雷晓燕、赵耀辉 (2014),《健康对中国中老年人劳动供给的影响》,《经济学(季刊)》第3期,第917-938页。
- 李涛、陈斌开 (2014),《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据》,《经济研究》第3期,第62-75页。
- 李雅楠 (2016),《中国城市劳动供给弹性估计》,《经济学动态》第11期,第68-78页。
- 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》,《经济科学》第1期,第95-107页。
- 陆铭、张航、梁文泉 (2015),《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》,《中国社会科学》第5期,第59-83页。
- 童玉芬、廖宇航 (2017),《健康状况对中国老年人劳动参与决策的影响》,《中国人口科学》第6期,第105-116页。
- 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》,《经济学动态》第11期,第57-67页。
- 熊景维、钟涨宝、李奥奇 (2017),《保障替代、代际契约与信息引致:“以房养老”参与意愿的影响因素——基于武汉市中老年人调查数据的实证分析》,《人口研究》第1期,第46-58页。
- 余泳泽、张少辉 (2017),《城市房价、限购政策与技术创新》,《中国工业经济》第6期,第98-116页。

- 张川川 (2015), 《养老金收入与农村老年人口的劳动供给——基于断点回归的分析》, 《世界经济文汇》第 6 期, 第 76 - 89 页。
- Becker, Gary (1965). A Theory of the Allocation of Time. *Economic Journal*, 75 (299), 493 - 517.
- Begley, Jaclene & Sewin Chan (2018). The Effect of Housing Wealth Shocks on Work and Retirement Decisions. *Regional Science and Urban Economics*, 73, 180 - 195.
- Chandler, Daniel & Richard Disney (2014). The Housing Market in the United Kingdom: Effects of House Price Volatility on Households. *Fiscal Studies*, 35 (3), 371 - 394.
- Coile, Courtney & Phillip Levine (2007). Labor Market Shocks and Retirement: Do Government Programs Matter? *Journal of Public Economics*, 91 (10), 1902 - 1919.
- Coile, Courtney & Phillip Levine (2011). The Market Crash and Mass Layoffs: How the Current Economic Crisis May Affect Retirement. *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 11 (1). doi: <https://doi.org/10.2202/1935-1682.2568>.
- Colom, Consuelo & Cruz Molés (2013). Housing and Labor Decisions of Households. *Review of Economics of the Household*, 11, 55 - 82.
- Disney, Richard & John Gathergood (2018). House Prices, Wealth Effects and Labour Supply. *Economica*, 85 (339), 449 - 478.
- Doling, John & Nick Horsewood (2003). Home Ownership and Early Retirement: European Experience in the 1990s. *Journal of Housing & the Built Environment*, 18, 289 - 308.
- Evers, Michiel, Ruud De Mooij & Daniel Van Vuuren (2008). The Wage Elasticity of Labour Supply: A Synthesis of Empirical Estimates. *De Economist*, 156, 25 - 43.
- Farnham, Martin & Purvi Sevak (2016). Housing Wealth and Retirement Timing. *CESifo Economic Studies*, 62 (1), 26 - 46.
- Fu, Shihe, Yu Liao & Junfu Zhang (2016). The Effect of Housing Wealth on Labor Force Participation: Evidence from China. *Journal of Housing Economics*, 33, 59 - 69.
- Goda, Gopi, John Shoven & Sita Slavov (2011). What Explains Changes in Retirement Plans during the Great Recession? *American Economic Review*, 101 (3), 29 - 34.
- Heckman, James (1993). What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years? *American Economic Review*, 83 (2), 116 - 121.
- Henley, Andrew (2004). House Price Shocks, Windfall Gains and Hours of Work: British Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66 (4), 439 - 456.

- Horioka, Charles (2014). Are Americans and Indians more Altruistic than the Japanese and Chinese? Evidence from a New International Survey of Bequest Plans. *Review of Economics of the Household*, 12, 411 – 437.
- Hurd, Michael (1989). Mortality Risk and Bequests. *Econometrica*, 57 (4), 779 – 813.
- Hurd, Michael & Susann Rohwedder (2008). The Retirement-Consumption Puzzle: Actual Spending Change in Panel Data. *NBER Working Paper*, No. w13929.
- Johnson, William (2014). House Prices and Female Labor Force Participation. *Journal of Urban Economics*, 82, 1 – 11.
- Kaushal, Neeraj (2014). How Public Pension Affects Elderly Labor Supply and Well-being: Evidence from India. *World Development*, 56, 214 – 225.
- Kostol, Andrew & Magne Mogstad (2014). How Financial Incentives Induce Disability Insurance Recipients to Return to Work. *American Economic Review*, 104 (2), 624 – 655.
- Li, Lixing & Xiaoyu Wu (2017). The Consequences of Having a Son on Family Wealth in Urban China. *The Review of Income and Wealth*, 63 (2), 378 – 393.
- Liebman, Jeffrey, Erzo Luttmer & David Seif (2009). Labor Supply Responses to Marginal Social Security Benefits: Evidence from Discontinuities. *Journal of Public Economics*, 93 (11 – 12), 1208 – 1223.
- Lusardi, Annamaria & Olivia Mitchell (2007). Financial Literacy and Retirement Planning: New Evidence from the Rand American Life Panel. *Michigan Retirement Research Center Research Paper*, No. WP 2007 – 157.
- Mitchell, Olivia & John Piggott (2004). Unlocking Housing Equity in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 18 (4), 466 – 505.
- Ondrich, Jan & Alexander Falevich (2016). The Great Recession, Housing Wealth, and the Retirement Decisions of Older Workers. *Public Finance Review*, 44 (1), 109 – 131.
- Rosenzweig, Mark & Junsen Zhang (2019). Housing Prices, Inter-Generational Co-Residence, and “Excess” Savings by the Young: Evidence Using Chinese Data. *NBER Working Paper*, No. w26209.
- Sevak, Purvi (2002). Wealth Shocks and Retirement Timing: Evidence from the Nineties. *Michigan Retirement Research Center Research Paper*, No. WP 2002 – 027.
- Skinner, Jonathan (1993). Is Housing Wealth a Sideshow? *NBER Working Paper*, No. w4552.

- Venti, Steven & David Wise (2001). Aging and Housing Equity: Another Look. *NBER Working Paper*, No. w8608.
- Vere, James (2011). Social Security and Elderly Labor Supply: Evidence from the Health and Retirement Study. *Labour Economics*, 18 (5), 676 – 686.
- Wei, Shangjin, Xiaobo Zhang & Yin Liu (2017). Home Ownership as Status Competition: Some Theory and Evidence. *Journal of Development Economics*, 127, 169 – 186.
- Zhao, Lingxiao & Gregory Burge (2017). Housing Wealth, Property Taxes, and Labor Supply among the Elderly. *Journal of Labor Economics*, 35 (1), 227 – 263.

Housing Wealth, Bequest Motive, and Labor Force Participation among the Elderly

Liu Hua¹, Wang Jiao¹ & Chen Lipeng²

(School of Management, Huazhong University of Science and Technology¹;
Business School, Zhengzhou University²)

Abstract: Labor force participation among the elderly is of great concern under the current aging population in China. Many studies have focused on the impact of social security and health on labor force participation by the elderly in China, while the effect of housing wealth is rarely investigated. This paper is intended to explore effects of housing wealth and bequest on labor force participation among the elderly. Analysis based on data of CHARLS 2013 shows that housing wealth significantly reduces the likelihood of labor force participation among the elderly; while the bequest motive can weaken the housing wealth effect. That is, the housing wealth effect is significantly reduced among families with a higher ratio of male offspring or with unmarried male offspring. The results suggest that housing wealth of the elderly in urban area of China has formed a squeeze on their labor participation; nevertheless, the long-lasting legacy of Chinese family bequest can alleviate the impact of housing wealth.

Keywords: housing wealth effect, bequest motive, labor participation rate, labor participation intensity

JEL Classification: J22, C24, D12

(责任编辑：合 羽)