

## 老龄化背景下家庭财产对女性劳动参与的影响研究

宁光杰 刘会欣\*

**内容提要** 在当前中国人口老龄化日益严峻的背景下,持续下降的女性劳动参与率不利于保证劳动力的充足供给、缓解劳动力短缺压力。与此同时,近年中国居民家庭财富快速增长,其与女性劳动参与下降是否存在内在联系需要深入研究。本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)2012-2018年微观面板数据,使用固定效应模型实证检验了家庭财产对女性劳动参与的影响。分析结果表明,家庭财产水平越高,女性劳动参与的概率越低,工具变量法和稳健性检验的结果与基准回归保持一致;中老年、农业户口、有配偶和家庭财产水平较高的女性受到的影响更大;闲暇时间增加和财产性收入提高是家庭财产影响女性劳动参与的两个机制。基于实证分析的结论,本文认为,需要警惕资产泡沫,避免女性因为对家庭财产水平的错误预期而退出劳动力市场;通过税收政策调节财产不平等,降低女性劳动参与对家庭财产水平变动的敏感程度;推进新型城镇化进程,加快构建城乡融合发展的体制机制,缩小城乡差异,增强劳动力市场对农村女性的吸引力。

**关键词** 家庭财产 劳动参与 女性

### 一 引言

根据国家统计局发布的第七次全国人口普查数据,2020年中国65岁及以上人口数为19064万人,占总人口的13.5%。这两个指标在2010年分别为11894万人和8.9%,在2000年分别为8821万人和7.0%。老年人口数量和占比的持续增长表明中国人口老龄化

\* 宁光杰,山东大学商学院,电子邮箱: gjning@sdu.edu.cn; 刘会欣(通讯作者),山东大学商学院,电子邮箱: joeyxin@qq.com。本文是国家自然科学基金面上项目(批准号: 71973081)的阶段性成果。

形势愈发严峻。在这种背景下，劳动力供给特别是女性劳动力供给变得尤为重要。图1中的实线描绘了2013-2019年中国15~64岁女性劳动参与率的变化情况，可以清晰地看出中国女性劳动参与率近年来呈现持续下降的趋势。影响女性劳动参与的因素有很多，已有研究普遍认为，计划经济体制向市场经济体制的转变以及国有企业改革是中国女性劳动参与率下降的重要原因（吴要武，2020；姚先国、谭岚，2005；Fu et al., 2016）。除此之外，女性的年龄、受教育水平、对家中老年人和儿童的照料、配偶收入、社会观念等也是影响女性劳动参与决策的重要因素（陈璐等，2016；杜凤莲等，2018；彭青青等，2017；袁晓燕、石磊，2017；赵婷，2019；Xiao & Asadullah, 2020）。

在影响女性劳动参与的众多因素中，家庭财富是一个经典的话题。家庭财富影响女性劳动供给的方式可以使用劳动经济学中经典的工作-闲暇模型来说明。劳动者通过消费物品和闲暇的不同组合来获取效用，这一行为受到工资收入和非劳动收入的约束。在工资不变的情况下，家庭财富的增加会提高劳动者的非劳动收入，扩大其机会集合。在闲暇为普通品的假定下，劳动者对闲暇的消费增加，劳动供给随之减少。与女性劳动参与率持续下降的趋势不同，近年来中国居民的家庭财产水平呈现快速增长的趋势。图1中的虚线描绘了2013-2019年中国居民人均可支配收入的变化趋势，可以看出近年来中国居民的财产性收入呈现持续增长的趋势。鉴于家庭财产是财产性收入的来源，这一趋势从一个侧面反映了中国居民的家庭财产水平在不断提高。这是否可以解释女性劳动参与率的下降呢？

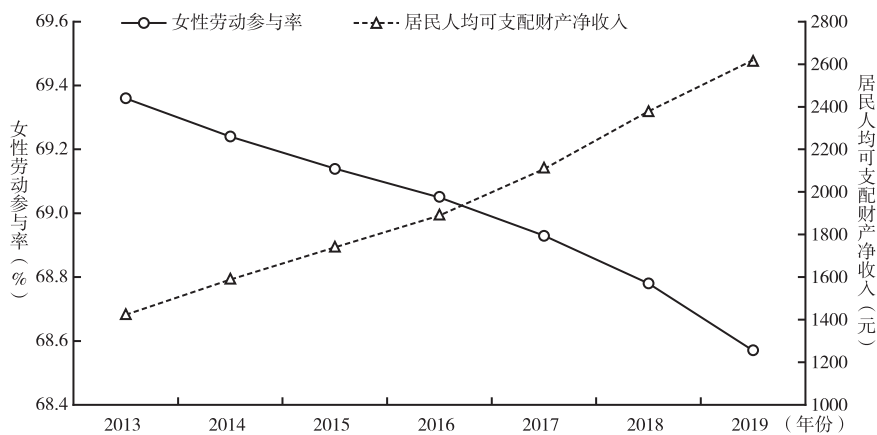


图1 2013-2019年中国女性劳动参与率和财产性收入变化情况

资料来源：女性劳动参与率数据来自国际劳工组织（ILO）网站，财产性收入数据来自国家统计局网站。

为了解答这个疑问,本文选择家庭财产为研究对象,探究其对女性劳动参与的影响。与财产最贴近的概念是财富(wealth),二者在经济学中的含义基本相同,只是表述方式不同。财产更多被国内学者使用,财富则更多出现在国外学者的研究中(费舒澜,2017)。从实证研究来看,国内文献定义的财产通常包括房产、金融资产、生产性固定资产、耐用消费品等(李实等,2005;赵人伟等,2005),国外文献则包含了更多的内容。例如,在有关财富和劳动供给关系的文献中,彩票和遗产的获得是一个重要的研究内容(Brown et al., 2010; Cesarini et al., 2017; Imbens et al., 2001),而国内的研究由于数据限制通常不包含这些财产。另一个相似的概念是资产(asset)。赵人伟等(2005)认为,财产是一个总体的概念,资产则是财产的各个子项目,二者的含义相同,只是在不同的场合有不同的表述方式。

本文所讨论的家庭财产实际上就是家庭财富,与资产的概念没有本质的区别。许多学者都研究过各种类型的财富对劳动供给的影响,包括房产财富(姚健,2021; Begley & Chan, 2018; Fu et al., 2016; Zhao & Burge, 2017)、金融财富(Bottazzi et al., 2021)等。家庭财产与它们的不同之处在于,相较房产、金融财产等具体的财产类型,家庭财产是对家庭财富更全面、更准确的衡量,能从整体上反映家庭财富的变化对女性劳动参与的影响。本文实证分析的结果表明,家庭财产水平的提高会降低女性劳动参与的概率,中老年、农业户口、有配偶和家庭财产水平较高的女性受到的影响更大。工具变量法以及一系列稳健性检验的结果与基准回归保持一致。机制分析的结果显示,家庭财产水平的提高通过增加女性用于闲暇活动的时间以及给女性带来额外的财产性收入,从而降低女性参与劳动的概率。

本文的主要贡献是从一个较为新颖的视角研究女性的劳动参与决策,丰富了有关家庭财富对劳动供给影响的研究,为女性劳动参与率的下降提出了新的解释,从女性劳动供给的视角为积极应对人口老龄化提出可行的建议。本文的另一个贡献是探讨了在家庭财产水平持续升高的趋势下,如何削弱家庭财产对女性劳动参与的负面影响。首先,应当避免女性由于对家庭财产水平的错误预期而退出劳动力市场;其次,税收政策可以调节财产不平等,降低女性对家庭财产水平变动的敏感程度;最后,推动新型城镇化进程、建立健全城乡融合发展的体制机制有利于缩小城乡差异,提高劳动力市场对农村女性的吸引力。

本文接下来的安排如下:第二部分是文献综述,总结和梳理了与本文相关的已有研究,以此提出本文的研究内容和创新点;第三部分介绍本文在实证分析中使用的数据、变量和实证模型;第四部分是实证分析,实证检验家庭财产对女性劳动参与的影

响，包含基准回归和内生性检验、稳健性检验、异质性分析和机制分析四个部分；第五部分是进一步讨论，基于第四部分实证分析的结果，探讨削弱家庭财产对女性劳动参与负向影响的可行措施；最后一部分是结论和政策建议。

## 二 文献综述

国内有关家庭财产的研究多涉及财产水平的影响因素（肖争艳、刘凯，2012），以及财产或财产性收入的不平等（费舒澜，2017；李实等，2005；梁运文等，2010），将家庭财产与劳动供给联系起来的较少。吴晓瑜等（2014）在研究房价对创业的影响时，探讨了家庭财产对创业的影响，得出了家庭财产能显著提高创业概率的结论。更多的国内外研究采用了“财富”的表述，探讨各类财富的变化对劳动供给的影响，其中最常见的类型是房产。大部分研究的结果表明，房价或房产财富的变化对个体的劳动供给产生负面影响。吴伟平等（2016）发现，当城市的平均房价上升时，有房产家庭的女性参与劳动的概率会降低。Fu et al. (2016) 的研究表明，与购买时相比，房产价值的增加会降低女性房主参与劳动的概率，并提高她们成为家庭主妇的概率。Zhao & Burge (2017) 采用个体自汇报价值及地区房价指数两种方式衡量家庭房产财富的变化，研究其对老年人劳动供给的影响，结果显示房产财富的增加会降低老年户主的劳动供给，且老年女性对房产财富的变化更加敏感。

但也有部分研究的结果显示房价或房产财富会正向影响个体的劳动供给（姚健，2021；He，2015），个别文献的结论则显示二者之间不存在显著的相关关系（Johnson，2014）。除了房产，已有文献还探讨了其他类型的财富对劳动供给的影响，包括彩票（Cesarini et al., 2017；Imbens et al., 2001）、遗产（Brown et al., 2010；Joulfaian & Wilhelm, 1994）、社会保障（Burtless, 1986；Jun, 2020）和金融财富（Bottazzi et al., 2021）等。这些研究也基本得出了财富的增加负向影响劳动供给的结论。

从已有文献中可以看出，多数研究探讨了某一种财产或财富变动对个体劳动供给的影响，但个体的劳动参与决策更会受到家庭整体财富水平的影响。而关于这方面的研究，尤其是国内研究还相对较少。因此本文选择家庭财产为研究对象，探讨其对女性劳动参与的影响。需要注意的是，虽然家庭财产和家庭财富在概念上没有区别，但在实证研究中，家庭财产并不等于家庭所有的财富。在相关的国外研究中，彩票和遗产的获得对个体劳动供给的影响是重要的研究内容，但在国内研究中由于数据原因通常不考察这些部分。从国内研究对家庭财产的常见定义来看，除了金融资产之外，房

产、耐用消费品和生产性固定资产等均属于流动性较差的实物资产，这些财产价值的增加对劳动供给的影响与彩票或遗产的获得对劳动供给的影响是不同的。Li et al. (2020) 认为，彩票和遗产会一次性给予个体大量的意外之财，通过财富效应对个体的消费以及劳动供给产生影响；而由房价增长引起的房产净值的增加是通过放松家庭预算约束和借贷约束来影响家庭行为的。Begley & Chan (2018) 发现，彩票和遗产给获得者带来的财富更加显著，而较高的变现难度、更高的持有比例和房贷的存在会使得家庭成员对房产财富变动的敏感程度更低。

家庭财产的特殊之处在于：一方面，家庭财产从整体上反映了家庭的财富水平，相较单项财产更加全面和准确；另一方面，由于家庭财产包含了多项财产，在流动性上也要强于单项财产，在长期能够给女性带来相对稳定的收入流，即财产性收入。本文与已有文献的另一个不同在于，本文详细探讨了在居民家庭财产水平不断上升的背景下，如何弱化家庭财产对女性劳动参与的负面影响。首先，要避免女性因为对自身家庭财产水平的错误认知而退出劳动力市场；其次，通过税收政策改善财富不平等有利于降低女性对家庭财产水平变动的敏感程度；最后，缩小城乡间的差异有助于提高劳动力市场对农村女性的吸引力。

### 三 数据、模型和变量

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年面板数据。CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 实施，样本覆盖多个省 (自治区、直辖市)，规模较大。数据包括个体、家庭和社区三个层次，具有良好的代表性，能够满足本文需要的家庭财产、女性劳动参与以及一系列控制变量的需求。

本文使用的样本为 16 ~ 65 岁的女性。16 岁是中国法律规定的最低劳动年龄，而 65 岁则是关于发展中国家劳动参与研究中常见的年龄上限设定 (Fu et al., 2016)。我们还进一步对数据进行了如下处理：剔除了回答为不适用、拒绝回答、不知道的样本，剔除了关键变量缺失的样本；对各项家庭财产进行了 1% 水平的缩尾处理，以避免异常值的影响；对不同年份家庭财产水平做了价格平减处理和取对数处理。最终得到 44260 个观测值。

本文在基准回归中使用的是固定效应模型估计方法，旨在控制个体间不随时间变化的特征，一定程度上解决了遗漏变量问题。具体模型如下：

$$lfpr_{it} = \beta_0 + \beta_1 lntp_{it} + \beta_2 X_{it} + \delta_t + P_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$lfpr_{it}$ 为本文的被解释变量，即女性的劳动参与，为二值变量。根据CFPS问卷中“当前工作状态”的回答，将回答为“在业”和“失业”的女性劳动参与定义为1，包括正在工作、因各种原因暂未返回工作以及没有工作但是具有劳动参与意愿的女性；将回答为“退出劳动力市场”的女性定义为0。在2012年的数据中，该问题存在无法判断失业还是非经济活动人口的情况，因此对2012年的数据将参与劳动的女性定义为现在有工作和现在没有工作但是处在下列任意情形之一：将来会返回原岗位、处在生意淡季、处在农闲季节和能在两周内找到工作。其他情况的个体定义为退出劳动力市场。

$lntp_{it}$ 为本文的核心解释变量，即家庭财产。国内的研究对家庭财产的定义不尽相同。一种定义是房产、金融资产、生产性固定资产、耐用消费品价值、非住房负债和土地资产（李实等，2005；赵人伟等，2005）。另一种常见的定义是净资产，即总资产与总负债的差（梁运文等，2010；肖争艳、刘凯，2012）。本文对家庭财产的界定借鉴了国家统计局的城市家庭财产调查专题，该专题将家庭财产定义为家庭金融资产、房产、家庭主要耐用消费品现值和家庭经营资产四部分之和，而CFPS数据中恰好包含这四部分内容。因此，本文将家庭总金融资产、家庭总房产、耐用消费品价值、经营资产四部分内容统一单位后加总，作为基准回归中家庭财产的定义。在后续的稳健性检验中我们还将对此定义进行调整，以检验基准回归得到的结论。

$X_{it}$ 为本文的控制变量，分为个体和家庭两个层面。个体层面的控制变量包括女性的年龄、年龄平方、受教育年限、户口、是否有配偶和健康状况。年龄和受教育年限是类似研究中常见的控制变量。户口归属城镇或者农村可能决定女性可选择工作的种类，从而影响女性的劳动参与。例如，由于务农是劳动参与的状态之一，所以农村女性有较大的概率从事务农工作，农村女性的劳动参与率也通常高于城镇女性。本文将农业户口的女性赋值为1，非农业户口的女性赋值为0。配偶收入是家庭收入中最常见的一部分，有配偶可能给女性带来额外的非劳动收入，从而影响女性的劳动参与决策。赵婷（2019）的研究表明，配偶收入和女性的劳动参与之间呈倒U形关系。本文将婚姻状态为“在婚（有配偶）”和“同居”两种状态的女性定义为有配偶，赋值为1；其余状态定义为无配偶，赋值为0。健康状况影响女性劳动参与的机制也比较直接，健康状况好的女性理论上更大的可能外出参与劳动。本文将“非常健康”“很健康”“比较健康”的女性定义为健康，赋值为1；将“一般”“不健康”的女性定义为不健康，赋值为0。

家庭层面的控制变量包括家中是否有3岁及以下儿童、是否有4~6岁儿童、是否

有 7~12 岁儿童、是否与父母同住、家庭规模。家中有需要照料的儿童会降低女性参与劳动的可能。根据现实情况，住校的现象在初中起才开始变得普遍，12 岁及以下的儿童理论上都需要父母的照料。因此，本文根据家庭问卷中孩子的出生年份分别生成了家中是否有 3 岁及以下、4~6 岁以及 7~12 岁儿童的二值变量，有则赋值为 1，无则赋值为 0。与儿童相对的是老人。本文选择“是否与父母同住”作为代理变量，与父亲或母亲同住定义为 1，反之定义为 0。父母在家中居住可能对女性的劳动参与产生两方面影响：一方面，父母可能需要女儿或儿媳的照料，负向影响被调查女性的劳动参与；另一方面，父母可以帮女儿或儿媳料理家务或照看孩子，正向影响女性的劳动参与。无论如何，其被纳入控制变量的理由都足够充分。类似地，家庭规模越大，家中有儿童和老人的可能性就越高，进而会影响女性劳动参与。

最后， $\delta_i$ 代表时间固定效应， $P_i$ 代表省份固定效应。前者的目的是解决随时间变化但不随个体变化的遗漏变量问题，后者的目的是控制省份特征。 $\varepsilon_{it}$ 为扰动项。变量的描述性统计详见表 1。

表 1 变量及其均值描述性统计

变量	含义	全样本	参与劳动	不参与劳动
<i>lfpr</i>	劳动参与，参与=1，不参与=0	0.7564 (0.4293)	—	—
<i>lnp</i>	家庭财产对数值	12.0891 (1.2989)	12.0631 (1.2882)	12.1698 (1.3283)
<i>age</i>	年龄	42.8214 (12.8609)	42.2861 (12.2403)	44.4838 (14.4961)
<i>age2</i>	年龄平方	1999.0753 (1096.3768)	1937.9325 (1033.4849)	2188.9232 (1253.1724)
<i>edys</i>	受教育年限	6.8210 (5.0583)	6.8787 (5.1528)	6.6419 (4.7487)
<i>hukou</i>	户口，农业户口=1，非农户口=0	0.7692 (0.4213)	0.7943 (0.4043)	0.6916 (0.4618)
<i>spouse</i>	是否有配偶，有配偶=1，无配偶=0	0.8759 (0.3297)	0.8699 (0.3365)	0.8948 (0.3068)
<i>health</i>	健康状况，健康=1，不健康=0	0.6583 (0.4743)	0.6702 (0.4701)	0.6212 (0.4851)
<i>child3</i>	家中是否有 3 岁及以下儿童，有=1，无=0	0.1207 (0.3258)	0.0976 (0.2967)	0.1925 (0.3942)

续表

变量名称	含义	全样本	参与劳动	不参与劳动
<i>child6</i>	家中是否有4~6岁儿童,有=1,无=0	0.1028 (0.3036)	0.1037 (0.3049)	0.0998 (0.2997)
<i>child12</i>	家中是否有7~12岁儿童,有=1,无=0	0.1704 (0.3760)	0.1846 (0.3880)	0.1264 (0.3323)
<i>parent</i>	是否与父亲或者母亲同住,是=1,否=0	0.1195 (0.3243)	0.1273 (0.3333)	0.0952 (0.2934)
<i>family_size</i>	家庭规模	4.4226 (1.9629)	4.4127 (1.9376)	4.4533 (2.0394)
样本量		44260	33478	10782

注：括号内为标准差。

资料来源：根据2012-2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

从变量的描述性统计中可以看出，不参与劳动的女性的家庭财产水平略高于参与劳动的女性，符合理论预期。其他变量方面，不参与劳动的女性平均拥有更高的年龄、更低的受教育年限、更差的健康状况和更大的家庭规模，同时这部分女性更可能具有非农业户口，更可能拥有配偶，家中有3岁及以下儿童的概率更高，均符合理论预期。不参与劳动的女性与父亲或母亲同住的概率更小，可能是因为父母帮助其照料家务和照看孩子的影响超过了女性需要照料父母的影响。描述性统计中的大部分信息均符合理论预期，但仍需要进一步的实证检验。

## 四 实证研究

### （一）基准回归

本文使用的模型是固定效应模型，通过豪斯曼检验和过度识别检验拒绝了使用随机效应模型的原假设，证明固定效应模型的合理性。基准回归的结果详见表2。

表2 基准回归结果

	固定效应模型			工具变量法
	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭财产	-0.0059 ** (0.0026)	-0.0053 ** (0.0026)	-0.0054 ** (0.0026)	-0.0933 *** (0.0187)
年龄		0.0172 ** (0.0084)	0.0190 ** (0.0084)	0.0125 (0.0090)



续表

	固定效应模型			工具变量法
	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄平方		-0.0003 <sup>***</sup> (0.0000)	-0.0003 <sup>***</sup> (0.0000)	-0.0003 <sup>***</sup> (0.0000)
受教育年限		0.0080 <sup>***</sup> (0.0016)	0.0078 <sup>***</sup> (0.0016)	0.0083 <sup>***</sup> (0.0016)
户口		0.0150 (0.0156)	0.0153 (0.0155)	0.0045 (0.0167)
是否有配偶		-0.1782 <sup>***</sup> (0.0139)	-0.1229 <sup>***</sup> (0.0147)	-0.0913 <sup>***</sup> (0.0165)
健康状况		0.0113 <sup>**</sup> (0.0056)	0.0124 <sup>**</sup> (0.0056)	0.0170 <sup>***</sup> (0.0059)
家中是否有 3 岁及以下儿童			-0.1182 <sup>***</sup> (0.0097)	-0.1126 <sup>***</sup> (0.0108)
家中是否有 4~6 岁儿童			0.0069 (0.0094)	-0.0049 (0.0103)
家中是否有 7~12 岁儿童			-0.0250 <sup>***</sup> (0.0086)	-0.0313 <sup>***</sup> (0.0093)
是否与父亲或者母亲同住			0.0719 <sup>***</sup> (0.0178)	0.0707 <sup>***</sup> (0.0219)
家庭规模			-0.0047 <sup>**</sup> (0.0022)	0.0013 (0.0027)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	44260	44260	44260	41448

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：根据2012-2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

表2中4列均加入了时间固定效应和省份固定效应，第（1）列只将家庭财产水平作为解释变量，第（2）列加入了个体层面的控制变量，第（3）列加入了家庭层面的控制变量。家庭财产的系数在三种情况下均在5%的水平下显著为负，表明家庭财产水平越高，女性参与劳动的概率越低。该结果说明家庭财产和家庭的其他分项财富一样，对女性的劳动参与存在负向影响。

控制变量方面，年龄和女性的劳动参与之间呈倒U形关系；受教育年限越高，女性劳动参与的概率越高，均符合理论预期。户口对女性劳动参与的影响为正，但这一影响并不显著。这种趋势可能是因为农村女性主要的工作类型是务农，相比城镇

女性有更高的可能参与劳动。有配偶的女性有更低的概率参与劳动，可能是有配偶会给女性带来更多的非劳动收入，使得女性自身参与劳动的必要性降低。健康状况对女性劳动参与的影响显著为正，健康状况越好的女性能承受更高的工作强度，也有更多的精力寻找工作，因此更有可能参与劳动。家中有3岁及以下或7~12岁的儿童都会显著降低女性参与劳动的概率，3岁及以下以及小学阶段的儿童需要成年人较多的照料，而在家庭分工中这一角色通常由女性承担，因此会降低女性劳动参与的概率。类似的逻辑可以应用到家庭规模上，家庭规模越大，需要女性负责的家务劳动和照料活动越多，会负向影响女性的劳动参与。与父亲或母亲同住的女性劳动参与概率更高，可能是父母帮助其照料家务和照看孩子的影响超过了女性需要照料父母的影响。

本文使用家庭自汇报的各类财产价值构建家庭财产，可能与女性劳动参与之间存在内生性问题。内生性问题一般包括遗漏变量、反向因果和测量误差三种情况。本文使用面板数据固定效应模型进行分析，并且控制了时间固定效应和省份固定效应，能在较大程度上规避遗漏变量问题。对于测量误差，尽管微观家庭和个体可能对自家财产的具体价值认知不够清晰，但是家庭可能正是根据这种他们“认为”的财富状况进行一系列决策，包括劳动供给行为（Zhao & Burge, 2017）。因此，本部分主要解决反向因果所带来的内生性问题。

家庭财富会影响女性的劳动参与这一观点已经被大量文献检验过，但是女性的劳动参与率也会影响家庭财富。Salari & Javid (2019) 的研究表明，女性劳动参与率的提高能显著提高房产价值。既然女性劳动参与与房产价值存在反向因果问题，我们有理由相信其与家庭财产也存在同样的问题。对此，本文采用工具变量法进行处理，选取社区层面平均的家庭财产水平作为工具变量。一方面，家庭财产受到社区平均财产水平的影响，满足相关性；另一方面社区平均的家庭财产水平对女性个体的劳动参与理论上不存在影响，满足外生性。一阶段的回归结果显示F值远大于10，排除了弱工具变量问题。表2的第(4)列显示了使用工具变量法的回归结果。可以看出，家庭财产的系数依然为负，且显著性水平和系数绝对值均有上升。这说明工具变量法有效地解决了基准回归中存在的内生性问题，证明了更高的家庭财产水平的确会降低女性参与劳动的概率。因此，本文在后续的分析中都将采用工具变量法进行分析。其他控制变量的系数、符号及显著性水平与基准回归基本一致，不再赘述。

## (二) 稳健性检验

本文的自变量是家庭财产，在基准回归中定义为家庭总金融资产、家庭总房产、

耐用消费品价值和经营资产的和，依据是国家统计局的城市家庭财产调查专题（以下简称专题）。该定义与已有文献基本一致，不同之处在于，已有文献通常不包含经营资产，而是包括了生产性固定资产和部分负债，对农村家庭来说还包括了土地资产（李实等，2005；赵人伟等，2005）。根据专题，家庭经营资产主要由固定资产现值（扣除贷款）和自有流动资金两部分组成，而生产性固定资产、土地资产等都属于固定资产的范畴。不过从 CFPS 数据来看，经营资产与家庭生产性固定资产、土地资产等属于并列关系，从数值上来看也不存在明显的包含关系。因此本文在保留经营资产的前提下，通过增加和调整其他类型的财产来修正家庭财产的定义，以此检验基准回归中的结论。

首先，本文将农用器械价值和土地资产纳入家庭财产的范畴，以丰富农村家庭的财产；其次，家庭生产性固定资产也可能具有明显的财富效应（李涛、陈斌开，2014），本文进一步将家庭生产性固定资产纳入家庭财产的范畴中；最后，由于房贷的存在会影响房产的实际价值（Begley & Chan, 2018），本文将家庭总房产替换为家庭净房产之后重新纳入家庭财产之中。通过以上三种方式进行的稳健性检验结果如表 3 的前 3 列所示。在更改了家庭财产的定义之后，其对女性劳动参与的影响依然显著为负，进一步印证了基准回归中的结论。另外，虽然在数据中经营资产与家庭生产性固定资产等是并列关系，但为了避免潜在的重复计算的可能，本文也进行了加入生产性固定资产、农用器械价值和土地资产并剔除经营资产的稳健性检验。限于篇幅，未显示的结果表明，家庭财产的系数依然在 1% 的水平上显著为负。

本文的因变量是女性的劳动参与，在基准回归中定义为“在业”或“失业”的女性，在这种定义下包括了自雇的个体。但是房产净值的累积可能与将来创业的决定有关，从而产生内生性（Disney & Gathergood, 2018），因此已有研究经常会将自雇的个体剔除（He, 2015）。虽然这些文献主要研究的是房产，但本文认为这种思路可以扩展到家庭财产上来，因此我们也尝试将自雇的个体剔除进行稳健性检验。此外，与劳动参与率相近的概念是就业率，本文进一步将劳动参与率替换为就业率进行稳健性检验。对 2014 - 2018 年的数据，根据“当前工作状态”的回答，将“在业”的女性定义为有工作，赋值为 1，将“失业”和“退出劳动力市场”的女性定义为无工作，赋值为 0。对 2012 年的数据，根据“现在是否有工作”的回答，对现在有工作的女性赋值为 1，现在无工作的女性赋值为 0。通过以上两种方式进行的稳健性检验结果如表 3 的第（4）列和第（5）列所示，家庭财产的系数依然显著为负，家庭财产对女性劳动参与存在显著负向影响的结论依然稳健。

表 3 稳健性检验

	更换自变量			更换因变量		调整样本容量
	增加农用器械价值和土地资产 (1)	增加生产性固定资产 (2)	总房产改为净房产 (3)	剔除自雇个体 (4)	就业率 (5)	平衡面板 (6)
家庭财产	-0.0998 *** (0.0198)	-0.1011 *** (0.0199)	-0.0964 *** (0.0202)	-0.0848 *** (0.0191)	-0.1081 *** (0.0195)	-0.0933 *** (0.0259)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	40517	40439	39837	38294	41448	17657

注：回归中包含了各控制变量、时间固定效应和省份固定效应，下表同；括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：根据2012-2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

本文使用的数据是面板数据，为了保证充足的样本量，此前的回归中均采用的是非平衡面板数据。本文进一步构建平衡面板数据进行稳健性检验。表3的第(6)列展示了检验结果，家庭财产的系数依然在1%的水平上显著为负，进一步支持了基准回归中的结论。综合稳健性检验的结果，本文在基准回归中得到的结论稳健，非偶然所致，更高的家庭财产水平的确会降低女性参与劳动的概率。

### (三) 异质性分析

此前的分析中，本文得出了家庭财产水平的增加会降低女性劳动参与概率的结论，并证明了该结论的稳健性。但是，家庭财产对不同群体的女性影响可能有所不同，因此本文进一步考察家庭财产影响女性劳动参与的异质性，探究家庭财产对哪些女性的影响更大。

首先考察年龄的异质性。不同年龄段的女性有不同的主要需求，也面临着不同的家庭情况，因此家庭财产对不同年龄段女性的影响可能是不同的。本文将样本划分为16~30岁、31~45岁、46~55岁和56~65岁四个段，分别对应女性的青年、中年、中老年和老年阶段。回归结果如表4所示。

表 4 年龄异质性分析

	16~30岁 (1)	31~45岁 (2)	46~55岁 (3)	56~65岁 (4)
家庭财产	-0.1088 *** (0.0421)	-0.1109 ** (0.0433)	-0.1249 *** (0.0398)	-0.0831 * (0.0481)

续表

	16 ~ 30 岁 (1)	31 ~ 45 岁 (2)	46 ~ 55 岁 (3)	56 ~ 65 岁 (4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	8861	12902	11096	8589

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据 2012 - 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

表 4 的结果显示，家庭财产对四个年龄段女性的劳动参与均存在显著的负向影响，其中对 46 ~ 55 岁的中老年女性影响程度最大。这一现象可能的一个解释是，这个年龄段的女性临近退休，生活稳定，无须像年轻女性一样为了自身和家庭打拼奋斗，在面临同样的冲击时更有可能退出劳动力市场。对本文而言，这种冲击就是更高的家庭财产水平。而老年女性则基本都已退休，家庭财产水平的变动能影响的范围较小。另一个可能的解释是，46 ~ 55 岁这个年龄段的女性更有可能处在“上有老下有小”的阶段，在家庭中扮演着非常重要的角色，除了料理家务之外还需要照料老人或孙辈，所以很可能因为家庭的需要而退出劳动力市场。

在基准回归中，户口对女性劳动参与的影响并不显著。鉴于农村和城镇女性在工作环境、可选择的工作类型等方面有很大的差异，有必要对不同户口类型的女性进行异质性分析，考察家庭财产对其劳动参与的影响是否存在差异。回归的结果如表 5 的前 2 列所示。

表 5 户口与配偶状况的异质性分析

	不同户口类型		是否有配偶	
	农业户口 (1)	非农业户口 (2)	有配偶 (3)	无配偶 (4)
家庭财产	-0.0995 *** (0.0193)	-0.0448 (0.0445)	-0.1164 *** (0.0208)	0.0392 (0.0517)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	32111	9337	36339	5109

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据 2012 - 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

表5前2列的结果显示，家庭财产水平的升高能显著降低农业户口女性参与劳动的概率，对非农业户口的女性没有显著影响。理论上来说，由于农村女性主要依托土地从事务农工作，只要还保有土地就会选择参与劳动，所以她们的劳动参与状态受家庭财产的影响会更小。但本文得出的结论恰好相反，可能的解释是劳动对农村女性的吸引力较弱。在当前城乡二元体制仍未消除的背景下，户籍制度的差异使得城乡居民在医疗、教育、社会保障等方面不能享受平等的待遇（张海鹏，2019），导致农村女性对劳动的黏性较差，当家庭财产水平升高时更容易退出劳动力市场。

有配偶会给女性带来大量的非劳动收入，“男主外，女主内”的传统观念让女性在拥有配偶时更有可能退出劳动力市场，投入到家庭劳动中。本文将在婚（有配偶）和同居的女性定义为有配偶，其余状态则定义为无配偶，考察了家庭财产对两类女性的影响有何不同。实证分析的结果如表5的第（3）列和第（4）列所示。可以看出，家庭财产能显著降低有配偶的女性参与劳动的概率，对没有配偶的女性则不存在显著影响。可能的解释是有配偶的女性有更多的保障，即使自己退出劳动力市场也有配偶保证家庭的收入来源，女性就可以将更多的精力投入到其他活动中。

家庭财产对女性劳动参与的影响可能存在“门槛效应”。当家庭财产水平本身较低时，家庭财产的增加虽然会带来财富的增加，但是大概率需要用于必要的个人或家庭消费，给女性带来的主观满足感不够，所以对女性劳动参与的影响是有限的。只有当家庭财产积累到一定程度时，增加的财富可以用于更多的方面，才更有可能影响女性的劳动供给。因此，本文将样本分为“高财产水平”和“低财产水平”两部分，检验家庭财产是否存在“门槛效应”，结果如表6所示。表6的前2列根据家庭财产水平的中位数进行划分，后2列根据平均数进行划分。两种划分方式的结果均显示只有家庭财产水平本身较高时，女性劳动参与的决策才会受到家庭财产的影响，验证了“门槛效应”的存在。

表6 家庭财产水平的异质性分析

	按中位数划分		按平均数划分	
	高财产水平 (1)	低财产水平 (2)	高财产水平 (3)	低财产水平 (4)
家庭财产	-0.1948 *** (0.0499)	-0.0428 (0.0739)	-0.1906 *** (0.0460)	-0.0116 (0.0865)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制

续表

	按中位数划分		按平均数划分	
	高财产水平 (1)	低财产水平 (2)	高财产水平 (3)	低财产水平 (4)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	20453	20995	21872	19576

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据 2012 - 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

#### （四）机制分析

根据工作 - 闲暇模型，更高的家庭财产水平意味着个体拥有的非劳动收入更多，可消费的物品和闲暇也更多。在闲暇为正常品的假定下，闲暇的消费增加，劳动供给就会减少。因此本文首先检验家庭财产是否能增加女性用于闲暇的时间。CFPS 个人问卷中询问了女性“一般情况下每周通过各种方式看电视、电影及其他视频节目的时间大约是多少小时？”，以此生成了“看电视、电影时长（小时/周）”变量，本文将该变量作为闲暇时间（*leisure*）的代理变量。由于 2012 年调查不含该问题，所以本部分使用 2014 - 2018 年的数据进行回归。回归结果如表 7 的前 2 列所示。

表 7 中的第（1）列结果显示，家庭财产水平的增加能显著增加女性的闲暇时间。第（2）列结果显示，闲暇时间的增加会显著降低女性参与劳动的概率。因此，家庭财产水平的增加确实会让女性消费更多的闲暇，从而降低劳动参与的概率。

家庭财产水平的增加能够使女性的预算约束更加宽松，前提是女性能自由支配这部分财富。家庭财产能够产生家庭财产性收入，也能够给女性带来额外的非劳动收入，通过财富效应降低女性的劳动参与概率。CFPS 家庭经济问卷中的“财产性收入”变量对家庭中的各项财产性收入进行了加总，包括房租总收入、出租土地所得、金融投资获利、出租其他资产所得等。本文将其作为家庭财产性收入（*property income*）的代理变量，以检验此机制，结果详见表 7 的第（3）列和第（4）列。可以看出，家庭财产水平越高，家庭的财产性收入越高，而家庭财产性收入的增加能够降低女性参与劳动的概率，但是这一影响并不显著。可能的解释是，家庭财产性收入在家庭收入中所占的比重较小。根据国家统计局的数据，2019 年中国居民人均可支配收入为 2619 元，占居民人均可支配收入的比重仅为 8.52%。因此，即使家庭财产能够给女性带来一定的非劳动收入，但是由于数额较小，不足以影响女性的劳动参与决策。另一个可能的解释是，CFPS 问卷中各项家庭财产性收入为家庭自汇报的价值，可能出现数据不准确的情况。

表 7 机制检验

	闲暇时间		财产性收入	
	因变量：闲暇时间 (1)	因变量：劳动参与 (2)	因变量：财产性收入 (3)	因变量：劳动参与 (4)
家庭财产	1.2007** (0.5527)	-0.0708*** (0.0205)	0.5704*** (0.1082)	-0.0945*** (0.0190)
闲暇/家庭财产性收入		-0.0016*** (0.0003)		-0.0013 (0.0012)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	31605	31605	41177	41177

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：根据2012-2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## 五 进一步讨论

此前的分析证明了家庭财产水平的升高会显著降低女性参与劳动的概率，与已有文献中各类家庭财富负向影响劳动供给的结论保持一致（吴伟平等，2016；Bottazzi et al., 2021；Cesarini et al., 2017；Disney & Gathergood, 2018；Fu et al., 2016；Zhao & Burge, 2017）。在中国人口老龄化趋势严峻的背景下，这一现象不利于保证劳动力的充分供给，但是现实情况是中国居民整体的家庭财产水平呈现不断升高的趋势。经济日报社中国经济趋势研究院家庭财富调研组发布的《中国家庭财富调查报告 2019》（以下简称《报告 2019》）显示，2018 年中国家庭人均财产为 208883 元，比 2017 年的 194332 元增长了 7.49%，增长速度已经高于人均国内生产总值（GDP）增速（6.10%）。2020 年全面建成小康社会的任务圆满完成，接下来中国将朝着基本实现社会主义现代化的目标全力前进。

在此背景下，中国的经济发展水平势必会越来越高，居民整体的家庭财产水平也会越来越高。因此，家庭财产对女性劳动参与的负向影响短期内不会改变，甚至会逐渐增强。既然家庭财产水平升高的趋势无法改变，合理的应对措施应当是弱化家庭财产对女性劳动参与的负向影响。具体而言，本文认为有三种可行办法：一是避免女性因为对家庭财产价值的错误认知而退出劳动力市场；二是通过税收政策调节家庭财产之间的差距，使女性对家庭财产水平变动的敏感程度降低；三是缩小城乡差异，增强劳动对农村女性的吸引力。



### （一）避免女性对家庭财产水平的错误认知

女性会因为家庭财产水平的升高退出劳动力市场，这本身没有什么问题，问题在于，女性对自身家庭财产水平的认知是否准确。本文使用的家庭财产数据为家庭自汇报的价值，可能存在家庭的主观认知与实际价值不符的现象。这种错误的认知可能会误导女性的劳动参与决策。在各项财产中，女性最有可能对房产的价值产生认知偏差。在家庭财产中，房产是最重要的财产。房产价值在居民家庭资产中占的比重通常是最大的（李凤等，2016；梁运文等，2010）。因此，女性对房价变动的关注度应当是最高的。近年来，中国的房价一直保持着较高的增长率。国家统计局《中国统计年鉴（2021）》的数据显示，中国住宅商品房销售额从 2011 年的 48198.32 亿元增长至 2020 年的 154566.96 亿元，中国住宅商品房平均销售价格从 2011 年的每平方米 4993 元增长至 2020 年的 9980 元，一定程度上证明了中国目前房地产市场扩张速度和房价增长速度较快的事实。研究表明，房地产市场可能已经出现了泡沫（何兴强、杨锐锋，2019；李伦一、张翔，2019）。

在这样的大背景下，女性很可能对当地的房价水平过于乐观，盲目预测其上涨。但现实中部分地区的房价已经出现大幅波动甚至下降的趋势。图 2 展示了部分地区在 2010 - 2020 年间住宅商品房的价格走势。从中可以发现，虽然房价在整体上处于上升的趋势，但是每个地区的房价变化情况有很强的异质性，在 2016 年以后尤其如此。北京、上海等一线城市和热门城市的房价仍然处于快速上升的趋势。部分城市如厦门、南京的房价在快速增长过后已经趋于平稳甚至开始下降，而石家庄、天津等城市的房价已经出现了明显的下降趋势。个别城市如兰州的房价则基本保持在平稳的水平上，没有较大的波动。如果女性对自己所处地区的房价认识不够清晰，把大环境下的房价变化当作自身家庭房产财富的变化，就可能对家庭财产水平产生错误的认知，误导了自身的劳动参与决策。

至于其他类型的资产，《报告 2019》显示，中国居民家庭的金融资产配置存在结构单一的问题，主要集中在现金、活期存款等风险较低的资产。这些低风险资产的价值波动较小，使女性的认知出现偏差的可能性较小。对耐用消费品而言，在工业化后期和后工业化时期，大部分居民的耐用品消费需求就已经得到满足（张来明、李建伟，2016），2017 年起中国居民的耐用消费品需求就基本达到饱和状态（李建伟，2018）。《中国统计年鉴（2021）》的数据显示，2020 年底中国居民平均每百户拥有洗衣机 96.7 台、电冰箱 101.8 台、彩色电视机 120.8 台、空调 117.7 台。常见耐用消费品每户平均的拥有量基本都超过了 1 台，一定程度上证明了中国居民耐用消费品的拥有量已达到较高水平，如果没有重要的技术革新，进一步增长的空间有限。因此，家庭耐用消费品价值快速升高或者出现异常值的可能性较小，也不会误导女性的劳动参与决策。至于经营资产，其本身占家

庭总财产的比例就比较小。在本文基准回归所使用的样本中，经营资产的均值为 5038.28 元，而房产、金融资产和耐用消费品的均值分别是 364512.60 元、43229.93 元和 29549.44 元，均显著高于经营资产。因此，经营资产价值的变动对女性劳动参与的影响也有限。

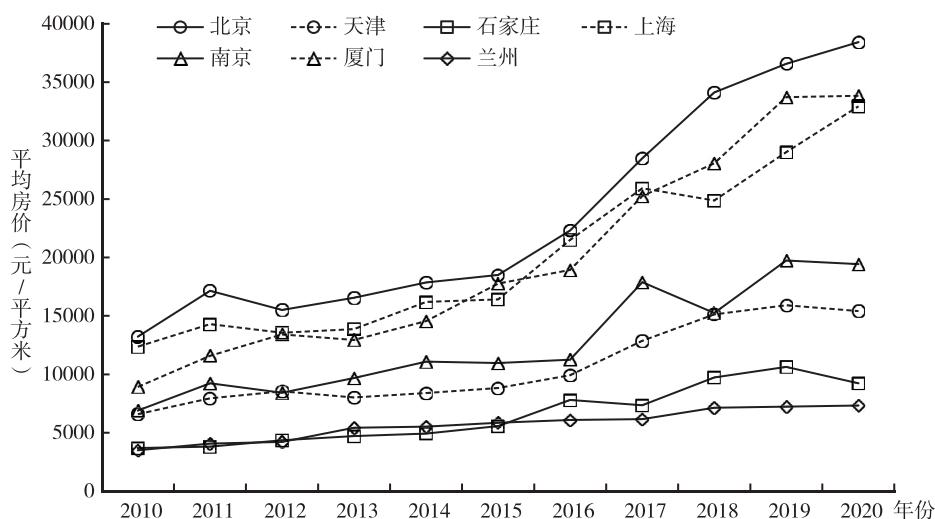


图 2 部分地区 2010-2020 年住宅平均销售价格

资料来源：根据 2010-2020 年《中国房地产统计年鉴》数据计算得到。

## (二) 税收调节财产不平等

个体会对家庭财富的变化做出反应，其中包括调整自身的劳动参与决策。由于女性通常被认为是家务劳动的主要承担者，对该变化的反应会更加敏感，因此降低女性对家庭财富变化的敏感程度也有利于弱化家庭财产对女性劳动参与的负面影响。一个思路是缩小家庭财产之间的差距，缓解财产不平等的现象。本文的异质性分析中发现，只有家庭财产水平较高的女性才会受到财富效应的影响。在当前的现实情况下，家庭财产水平的绝对差距较大，不论是从整体上还是城乡间均存在较严重的财产分布不均问题（李凤等，2016；梁运文等，2010）。如果家庭之间财产水平的差距缩小，其对女性劳动参与的影响就会减小。这一调节可以通过税收政策来实现。

税收能调节财富不平等的观点得到了国内外学者的证实（李华、蔡倩，2021；李绍荣、耿莹，2005；De Nardi & Yang, 2016；Kaymak & Poschke, 2016）。基于税收调节经济不平等的功能，税收可分为收入类税收、消费类税收和财产类税收，其中财产类税收是针对财产的购买、持有和转让环节对家庭财产所征收的税收，包括印花税、房产税、契税等（李华、蔡倩，2021）。由于财产类税收多为直接税，很难发生转让，

对家庭财产征税理论上能够调节过高的家庭财产水平，缩小家庭之间的财富差距。中国目前有关财产的税收基本成体系，能在财产流转的各个环节起到调节财富差距的作用，但是相较发达国家的税收体系还有需要完善的部分。例如，中国目前的房产税只在重庆和上海进行试点，并未在其他地区推广；目前有关财产转让的税收只针对有偿转让，无偿转让的部分没有相关税收进行限制。这部分税收在国外通常由遗产税和赠予税承担，多实行超额累进税率。因此，对财产税的进一步改革有利于降低财产不平等程度，缩小家庭财产差距，进而削弱家庭财产对女性劳动参与的负面影响。

### （三）增强劳动力市场对农村女性的吸引力

异质性分析中的另一个发现是，只有农业户口的女性对家庭财产水平的变动做出显著的反应。考虑到农业户口的女性占到总样本的 3/4 左右，有必要对农业户口的女性单独进行分析，考察其对家庭财产变动更加敏感的原因。相较非农业户口的女性，农业户口的女性更容易外出务工，出现居住地和户籍地不同的现象。因此，即便同属于农业户口，居住地不同也可能使得两部分女性受家庭财产的影响程度不同。对此本文做了实证检验，回归结果见表 8。

表 8 不同居住地的农业户口女性分析

	非农业户口 (1)	农业户口	
		居住地为城镇 (2)	居住地为农村 (3)
家庭财产	-0.0448 (0.0445)	-0.0682 ** (0.0332)	-0.1081 *** (0.0256)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	9337	9853	21919

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。  
资料来源：根据 2012 - 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

表 8 中第（1）列的样本是非农业户口的女性，与表 5 的第（2）列结果相同。第（2）列和第（3）列的样本是农业户口的女性，其中第（2）列的居住地为城镇，第（3）列的居住地为农村。从中可以看出，居住在农村的农业户口女性受家庭财产的影响程度最大，其次是居住在城镇的农业户口女性，城镇户口的女性受家庭财产的影响最小。这一现象可能的解释是：城乡之间在某种因素上存在着差异，使得就业对不同户口类型和居住地的女性吸引力不同。本文认为，这种差异可能是城乡间公共服务，尤其是社会保障制度的差异。

经济学的经典理论表明，个体在进行劳动参与决策时不仅会考虑工资等直接收入，福利、社会保障等间接收益也是重要的影响因素，已有文献也支持了这一观点（蔡昉、王美艳，2004）。但是，当前城乡分割的二元结构使得城镇和农村的女性在可获取的公共服务，尤其是社会保障方面有着较大的差异。以社会保险为例，城镇职工可享受城镇职工保险，即俗称的“五险一金”，包括养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险和住房公积金。“五险一金”的缴纳由个人和工作单位共同承担，且单位缴纳的比例通常高于个人。而农村居民和由于没有工作、从事自由职业等原因不能参加城镇职工保险的城镇居民只能选择参加城乡居民保险，包括城乡居民基本养老保险和城乡居民基本医疗保险。前者由城镇居民社会养老保险和新型农村社会养老保险合并而成，后者则由城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗合并而成。城镇职工保险和城乡居民保险在覆盖范围、支付比例等方面都存在一定的差距，使得城镇职工能享受到更好的社会保障。虽然农村居民也可以通过前往城镇企事业单位工作的方式参与“五险一金”，但是参与的比例要显著低于城镇居民。除了个体特征的差异之外，对农业户籍的歧视是重要的原因之一（谢玉华等，2017）。在城镇居住的农村女性也能享受到一定的福利，但是比例比城镇女性要低。在农村居住的女性则只能参与城乡居民保险。因此，参与劳动力市场对城镇户口的居民吸引力最强，对在城镇企事业单位工作的农村居民存在一定吸引力，对农业户口的居民吸引力最弱。

城乡间社会保障乃至公共服务的差异起初是因为新中国成立初期实施重工业优先发展的战略，以户籍制度为基础，形成了城乡二元分割的体制（张海鹏，2019）。自改革开放以来，这种二元分割的格局逐渐得到了改善，近年来，这种变化尤为明显。党的十六大提出“统筹城乡经济社会发展”，十七大提出“形成城乡经济社会发展一体化新格局”，十九大提出“建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系”，对缩小城乡差异、促进城乡平等起到了重要的作用。但是，城乡二元分割的局面还远没有消除，尤其是城乡户籍制度没有实现统一（国务院发展研究中心农村部课题组等，2014；魏后凯，2016），阻碍了城乡融合发展的进程。由于城乡户籍制度仍未完全统一，公共服务的差异也不会消除，因此，加快户籍制度的改革有利于促进新型城镇化和城乡融合发展，消除城乡之间的差异，进而提高劳动对农村女性的吸引力，弱化家庭财产对女性劳动参与的抑制作用。

## 六 结论与政策建议

本文利用 2012 - 2018 年 CFPS 微观面板数据，实证检验了家庭财产对女性劳动参

与的影响,结果表明家庭财产水平越高,女性劳动参与的概率越低。工具变量法和一系列稳健性检验的结果与基准回归保持一致。中老年、农业户口、有配偶和家庭财产水平较高的女性受到的影响更为显著。家庭财产水平影响女性劳动参与的机制主要是增加了女性的闲暇时间以及增加了家庭财产性收入,但是后者对女性劳动参与的影响在统计学上并不显著。

中国目前正处在应对人口老龄化的关键时期,但女性的劳动参与率近年来却持续下降,这不利于保证劳动力的充足供给。因此,鼓励女性参与劳动,提高女性的劳动供给具有重要的意义。本文的结论是家庭财产水平的升高会降低女性参与劳动的概率。在中国刚刚全面建成小康社会,全力向基本实现社会主义现代化的目标前进之际,整体的家庭财产水平势必会越来越高,这一趋势很难发生改变。因此,想要稳定女性的劳动供给,以至扭转女性劳动参与率持续下降的趋势,需要从其他角度考虑。本文认为一个可行的角度是削弱家庭财产对女性劳动参与的负面影响。

首先,要保证女性不能因为对家庭财产水平的错误认知而退出劳动力市场。在房价上涨的背景下,女性可能会忽略地区间房价波动的异质性和复杂程度,盲目预期房产价值的上涨,从而退出劳动力市场。对此,要坚持“房子是用来住的,不是用来炒的”的理念,稳定房价,促进房地产市场健康发展,同时要普及相关知识,让女性意识到所处地区房价的真实变化,保持冷静的态度,避免盲目退出劳动力市场。

其次,女性会因为家庭财产水平的升高而退出劳动力市场,可能是对其变动的敏感程度过高。本文在异质性分析中发现,只有家庭财产水平较高的女性才会受到家庭财产的影响,即家庭财产对女性劳动参与的影响存在“门槛效应”。当前中国居民整体的家庭财产水平绝对差距较大,城乡间也存在着财产不平等的现象,通过税收政策的调节可以从整体上缩小家庭财产之间的绝对差距。基于中国目前财产税体系不够完善的事实,要加快财产类税收体系的构建,完善已有的税种,如扩大房产税的试点范围,同时要逐渐尝试增设新的税种,如遗产税、赠予税等,增强税收调节财富不平等的能力,降低女性对家庭财产水平变动的敏感程度。

最后,本文发现城乡间社会保障的差异使得劳动力市场就业对农村女性和城镇女性的吸引力不同,农村女性更容易因为家庭财产水平的变动退出劳动力市场。稳步推进新型城镇化、推进城乡融合发展体制机制的建立有助于消除城乡之间的差异,提高劳动力市场对农村女性的吸引力,提高农村女性的劳动供给。

## 参考文献：

- 蔡昉、王美艳 (2004), 《中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义》, 《中国社会科学》第4期, 第68-79页。
- 陈璐、范红丽、赵娜、褚兰兰 (2016), 《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》, 《经济研究》第3期, 第176-189页。
- 杜凤莲、张胤钰、董晓媛 (2018), 《儿童照料方式对中国城镇女性劳动参与率的影响》, 《世界经济文汇》第3期, 第1-19页。
- 费舒澜 (2017), 《禀赋差异还是分配不公? ——基于财产及财产性收入城乡差距的分布分解》, 《农业经济问题》第5期, 第55-64页。
- 国务院发展研究中心农村部课题组、叶兴庆、徐小青 (2014), 《从城乡二元到城乡一体——我国城乡二元体制的突出矛盾与未来走向》, 《管理世界》第9期, 第1-12页。
- 何兴强、杨锐锋 (2019), 《房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角》, 《经济研究》第12期, 第102-117页。
- 李凤、罗建东、路晓蒙、邓博夫、甘犁 (2016), 《中国家庭资产状况、变动趋势及其影响因素》, 《管理世界》第2期, 第45-56页。
- 李华、蔡倩 (2021), 《中国税收制度对家庭经济不平等的调节效应研究》, 《中南大学学报(社会科学版)》第4期, 第128-143页。
- 李建伟 (2018), 《中国经济增长四十年回顾与展望》, 《管理世界》第10期, 第11-23页。
- 李伦一、张翔 (2019), 《中国房地产市场价格泡沫与空间传染效应》, 《金融研究》第12期, 第169-186页。
- 李绍荣、耿莹 (2005), 《中国的税收结构、经济增长与收入分配》, 《经济研究》第5期, 第118-126页。
- 李实、魏众、丁赛 (2005), 《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》, 《经济研究》第6期, 第4-15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。
- 梁运文、霍震、刘凯 (2010), 《中国城乡居民财产分布的实证研究》, 《经济研究》第10期, 第33-47页。
- 彭青青、李宏彬、施新政、吴斌珍 (2017), 《中国市场化过程中城镇女性劳动参与率

- 变化趋势》，《金融研究》第 6 期，第 33 - 49 页。
- 魏后凯 (2016)，《新常态下中国城乡一体化格局及推进战略》，《中国农村经济》第 1 期，第 2 - 16 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。
- 吴晓瑜、王敏、李力行 (2014)，《中国的高房价是否阻碍了创业？》，《经济研究》第 9 期，第 121 - 134 页。
- 吴要武 (2020)，《70 年来中国的劳动力市场》，《中国经济史研究》第 4 期，第 30 - 48 页。
- 肖争艳、刘凯 (2012)，《中国城镇家庭财产水平研究：基于行为的视角》，《经济研究》第 4 期，第 28 - 39 页。
- 谢玉华、刘熙、李倩倩、赵炜 (2017)，《企业城乡劳动力参与“五险一金”差异的实证分析——基于非线性模型的 Blinder - Oaxaca 分解方法》，《湖南大学学报（社会科学版）》第 2 期，第 69 - 75 页。
- 姚健 (2021)，《住房财富与劳动参与决策：基于 CFPS 数据的分析》，《经济与管理评论》第 1 期，第 77 - 88 页。
- 姚先国、谭岚 (2005)，《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》，《经济研究》第 7 期，第 18 - 27 页。
- 袁晓燕、石磊 (2017)，《受教育程度对女性劳动时间配置的影响研究》，《上海经济研究》第 6 期，第 31 - 41 页。
- 张海鹏 (2019)，《中国城乡关系演变 70 年：从分割到融合》，《中国农村经济》第 3 期，第 2 - 18 页。
- 张来明、李建伟 (2016)，《收入分配与经济增长的理论关系和实证分析》，《管理世界》第 11 期，第 1 - 10 页。
- 赵人伟、李实、丁赛 (2005)，《中国居民财产分布研究》，《中国经济时报》4 月 25 日，第 1 版。
- 赵婷 (2019)，《配偶收入对女性劳动参与的影响》，《经济与管理研究》第 4 期，第 65 - 75 页。
- Begley, Jaclene & Sewin Chan (2018). The Effect of Housing Wealth Shocks on Work and Retirement Decisions. *Regional Science and Urban Economics*, 73, 180 - 195.
- Bottazzi, Renata, Serena Trucchi & Matthew Wakefield (2021). Labour Supply Responses to Financial Wealth Shocks: Evidence from Italy. *Fiscal Studies*, 42 (2), 291 - 317.

- Brown, Jeffrey, Courtney Coile & Scott Weisbenner (2010). The Effect of Inheritance Receipt on Retirement. *Review of Economics and Statistics*, 92 (2), 425 – 434.
- Burtless, Gary (1986). Social Security, Unanticipated Benefit Increases, and the Timing of Retirement. *Review of Economic Studies*, 53 (5), 781 – 805.
- Cesarini, David, Erik Lindqvist, Matthew Notowidigdo & Robert Östling (2017). The Effect of Wealth on Individual and Household Labor Supply: Evidence from Swedish Lotteries. *The American Economic Review*, 107 (12), 3917 – 3946.
- De Nardi, Mariacristina & Fang Yang (2016). Wealth Inequality, Family Background, and Estate Taxation. *Journal of Monetary Economics*, 77, 130 – 145.
- Disney, Richard & John Gathergood (2018). House Prices, Wealth Effects and Labor Supply. *Economica*, 85 (339), 449 – 478.
- 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.
- He, Zhechun (2015). Estimating the Impact of House Prices on Household Labour Supply in the UK. *University of York Discussion Papers in Economics*, No. 15/19.
- Imbens, Guido, Donald Rubin & Bruce Sacerdote (2001). Estimating the Effect of Unearned Income on Labor Earnings, Savings, and Consumption: Evidence from a Survey of Lottery Players. *The American Economic Review*, 91 (4), 778 – 794.
- Johnson, William (2014). House Prices and Female Labor Force Participation. *Journal of Urban Economics*, 82, 1 – 11.
- Joulfaian, David & Mark Wilhelm (1994). Inheritance and Labor Supply. *Journal of Human Resources*, 29 (4), 1205 – 1234.
- Jun, Hankyung (2020). Social Security and Retirement in Fast-Aging Middle-Income Countries: Evidence from Korea. *Journal of the Economics of Ageing*, 17, <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2020.100284>.
- Kaymak, Barış & Markus Poschke (2016). The Evolution of Wealth Inequality over Half a Century: The Role of Taxes, Transfers and Technology. *Journal of Monetary Economics*, 77, 1 – 25.
- Li, Han, Jiangyi Li, Yi Lu & Huihua Xie (2020). Housing Wealth and Labor Supply: Evidence from a Regression Discontinuity Design. *Journal of Public Economics*, 183, <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104139>.



- Salari, Mahmoud & Roxana Javid (2019). How Does Female Labor Force Participation Impact on Housing Values? *Research in Economics*, 73 (2), 129 – 137.
- Xiao, Saizi & M. Niaz Asadullah (2020). Social Norms and Gender Differences in Labor Force Participation in China. *Feminist Economics*, 26 (4), 114 – 148.
- Zhao, Lingxiao & Gregory Burge (2017). Housing Wealth, Property Taxes, and Labor Supply among the Elderly. *Journal of Labor Economics*, 35 (1), 227 – 263.

## The Impact of Household Property on Female Labor Participation under Population Aging

Ning Guangjie & Liu Huixin

(School of Business, Shandong University)

**Abstract:** In the current context of China's increasingly aging population, the continuously declining female labor force participation rate is not conducive to ensuring an adequate supply of labor and alleviating the pressure of labor shortage. At the same time, whether the rapid growth of household wealth in China in recent years is intrinsically linked to the decline in female labor force participation needs to be studied in depth. Based on CFPS panel data from 2012 to 2018, this paper empirically examines the impact of household property on female labor participation using a fixed effect model. The results show that the higher the value of household property, the lower the likelihood of female labor participation. The results of the instrumental variables approach and robustness tests remain consistent with the baseline regression. The effect of household property is much stronger among women who are mid-aged or elderly, with rural *hukou*, living with spouses, and with higher level of household property. Increased leisure time and higher property income are two mechanisms by which household property affects female labor force participation. Based on these results, this paper argues that we should be aware of asset bubbles and prevent women from leaving the labor market due to their false expectations about household property. It's also necessary to adjust property inequality through tax policies, speed up the process of new urbanization, and make the labor market more attractive to rural women.

**Keywords:** household property, labor participation, female

**JEL Classification:** B54, D12, J22

(责任编辑: 西 贝)