

房屋估价对劳动力收入的影响

——来自中国稳定偏好无奈的经验证据

陈昊¹, 陈建伟², 赵春明³

(1. 对外经济贸易大学 国际经济研究院, 北京 100029; 2. 对外经济贸易大学 教育与开放经济研究中心, 北京 100029; 3. 北京师范大学 经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘要: 文章指出房屋估价提高会促使劳动力从事相对低收入的稳定工作, 并从房屋估价上涨强化劳动力对稳定收入偏好的角度解释了劳动力收入下降的现象。文章通过构建风险择业模型, 并使用中国家庭收入调查(CHIPS)数据开展的实证研究发现:(1)房屋估价上涨对劳动力收入呈U形曲线影响。(2)由于房价不可能持续无限制上涨, 因此在中国的劳动力市场上确实存在由于房价上涨造成的稳定偏好无奈。(3)住房公积金制度虽然在一定程度上减轻了房价上涨对劳动力市场效率的扭曲状况, 但是无法从根本上解决稳定偏好无奈的问题。以上结论均通过一系列的稳健性和安慰剂检验, 并以受访者所在区最早出现的商业土地出让价格作为历史工具变量进行了复验。文章还甄别了可能干扰上述故事的“因房致惰”机制。

关键词: 房屋估价; 稳定偏好; 历史工具变量

中图分类号: F033 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)06-0140-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.06.010

一、引言

住房价格持续高位运行, 是近年来中国经济发展中最引人注目的现实, 因为它直接关系到人们的基本住宅需求的满足。根据国家统计局发布的数据显示, 即使在因地制宜、因城施策的房地产调控政策的有效实施下, 2019年1月全国70个大中城市里62个城市的1月房价呈现环比上涨或持平态势, 而房价同比上涨或持平的城市更是高达68个之多。即使2020年初遭遇新型冠状病毒疫情的影响, 住房价格维持在高位运行的基本趋势也没有发生根本性改变。房价上涨会对经济发展的许多方面造成影响, 相关研究也非常完备, 例如房价上涨会减少城市在职职工数量和提高长期失业率(沈悦, 2006; 陈章喜和黄淮, 2010)、造成相对就业人数减少(高波等, 2012)、抑制第二产业长期就业水平并增加第三产业就业(席艳玲等, 2013)、降低女性劳动参与概率(吴伟平等, 2016)、增大中国经济波动幅度(梅冬州等, 2018)、抑制工业企业创新(朱晨, 2018), 等等。然而针对房价与劳动力收入和工资的关系, 现有研究依然存在一定不足。Dan等(2009)在讨论房价与教育回报率的关系时指出, 由于房价高的地方设施更加便利, 而更加便利的设施是

收稿日期: 2019-03-06

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71703019); 教育部人文社会科学规划基金项目(20YJA790094)

作者简介: 陈昊(1987-), 男, 江西赣州人, 对外经济贸易大学国际经济研究院副研究员;

陈建伟(1985-), 男, 湖南株洲人, 对外经济贸易大学教育与开放经济研究中心副研究员;

赵春明(1964-), 男, 江西赣州人, 北京师范大学经济与工商管理学院教授。

“奢侈品”, 劳动力更愿意为此付出代价, 即接受低工资。因此, 房价上涨会降低劳动力收入。陆铭等(2015)使用来自中国 286 个地级市的面板数据, 实证研究了地级市商品房销售平均价格对工资的带动作用, 结果显示东部地区房价的快速上升推进了东部地区的工资上涨, 并将这种现象产生的原因解释为 2003 年以来政府开始实行的倾向于中西部的土地供应政策, 这篇文章为此后的相关研究提供了崭新思路, 并且得出了与 Black 等(2009)基于微观个体选择视角不同的结论。

本文试图利用微观数据弥补以往大多数研究只使用宏观数据的不足, 来考察房价对劳动力收入的影响, 进一步确认中国的微观调查数据究竟支持 Dan 等(2009)得出的结论, 还是更符合陆铭等(2015)基于宏观的观察。囿于微观数据的可得性(后文将进一步介绍数据情况), 我们只能获取自有房屋估价数据, 因此严格来说本文研究的话题会与已有研究有所不同, 即关注劳动力对房屋的估价进而影响劳动力收入的机制与效应。由于在理性人自我实现预期条件下, 房价上涨会造成自有房屋估价的同向变化, 中国房价的全面上涨也确实形成了民众对房价上涨的普遍预期。因此, 本文的研究结论也将为明确中国房价与劳动力收入的关系提供有益参考。

另一个同等重要的问题是, 揭示房屋估价对劳动力收入产生影响的具体实现机制和路径。劳动力收入变动的的原因有很多, 迄今为止形成的系统性理论解释主要基于如下四个方面: 第一, 收入变动是劳动力自主的最优化选择。例如劳动力如果普遍受到“过度教育”, 有可能造成其技能模式和知识结构与现实中高收入工作的要求存在显著差距, 从而只能自主选择放弃高收入(Hartog, 2000; Allen 和 Van Der Velden, 2001; Bauer, 2002; Budría 和 Moro-Egido, 2008; Bender 和 Heywood, 2011); 第二, 信息不对称和信息不完全。劳动力市场的信息不对称和不完全会扭曲收入的决定机制, 因此有可能降低或提高劳动者收入(汤宏波, 2006; Seamus 和 Peter, 2011); 第三, 行业工资的普遍上涨削弱了高收入行业的工资筛选功能, 从而造成劳动力向非高收入行业集聚(陈昊和陈建伟, 2014); 第四, 多数劳动力普遍偏好稳定工作, 因此, 高收入行业的不稳定性无法给予劳动力足够的“真实收入补偿”(Nordin 等, 2010; 陈昊, 2011)。将收入变动归结于劳动力的自主选择固然最符合经济学的思维方式, 但是随着国家职业教育的发展和企业对学历信号显示作用的重视程度的加深, “过度教育”问题应该不再普遍, 陈昊(2014)基于中国行业数据的实证研究也证明了这一点。信息不对称和信息不完全固然可能造成收入变动, 但是迄今为止的研究成果仅限于数理模型的分析框架, 并没有给出基于现实数据的证据支持。行业工资普遍上涨实际上模糊了高收入和中低收入工作的界限, 很难作为能揭示收入变动的原因。综上所述我们认为, Nordin 等(2010)的稳定偏好解释更符合中国劳动力市场的现实状况。问题的关键是: 劳动力明明可以通过从事其他工作来获得更高的收入, 为什么依然更多地选择从事稳定的相对低收入的工作呢?

将房价影响劳动力市场的文献和收入变动的相关研究结合起来, 似乎为我们提供了一条解释劳动力收入变动的可行路径, 即从房屋估价上涨强化劳动力稳定偏好的角度, 探讨劳动力收入变动的原因。从逻辑上说, 外出工作的劳动力往往是家庭财富的主要创造者, 在预期房价上涨的背景下, 全款一次性购房难度增加, 支付每月持续性的房贷或房租成为家庭支出的主要去向。因此, 从事一项具有稳定收入的工作以维持每月住房支出, 变得比从事能获得高工资但是不稳定的工作更加现实和理智。绩效在私企和欧美外企中非常重要(谢洪明等, 2006; Hambrick, 2007; 姚振华和郭忠金, 2012), 高收入工作容易造成收入波动幅度增大和不确定性存在, 这对需要持续支付房贷或房租的家庭来说无疑是非常危险的。因此, 劳动力将更多地选择从事稳定性工作而放弃可能不稳定的高收入, 这实际上是一种“稳定偏好的无奈”, 劳动力收入下降现象也由此产

生。如果以上逻辑成立,那么房屋估价上涨会显著降低劳动力的收入水平,房价上涨也将产生类似效果,中国的情况就应该与 Dan 等(2009)所得结论更加接近。本文接下来的工作是要验证从房屋估价上涨角度解释劳动力收入下降的合理性,如果这个逻辑确实成立,即形成房价上涨预期并高估房价确实是劳动力收入下降不可忽视的原因之一,那么高房价对劳动力市场效率的损害就必须引起人们的重视。本文最终研究发现,房屋估价上涨对劳动力收入的影响在初期会更加符合 Black 等(2009)的描述,而在长期则更倾向于陆铭等(2015)的结论,即房屋估价上涨对劳动力收入的影响呈 U 形曲线状态,因为房价上涨不可能无限制持续,所以中国劳动力市场确实存在稳定偏好无奈的现象。

本文的探索主要有二:一是甄别了可能与“稳定偏好无奈”并存的“因房致惰”现象,通过匹配的方法估计出无房劳动力样本对房价上涨的认识,从而排除可能是因为有房而不是因为稳定偏好无奈造成劳动力选择稳定低收入工作。二是通过网络爬虫技术手段获得受访者所在区一级的历史土地出让价格数据,并以此作为房屋估价的工具变量,这在相关研究中还很少见,并且由于所在区域形成以来最早出现的土地出让行为是历史数据,更能保证外生性。

二、个体风险择业模型

为了更好地说明房价如何影响劳动者个体的就业选择,本文借助经典的工作搜寻理论框架进行分析。参照 Rogerson 等(2005)对工作搜寻理论的综述,我们将经济环境设定在一个离散的时间背景。假定劳动力市场存在大量的岗位空缺 v 和搜寻工作岗位的劳动力(后简称为工人) u ,匹配的结果由匹配函数 $m(u,v)$ 给出。定义工人的单位时间内匹配速率为 $q(\theta) = m(u,v)/u$,并将匹配函数 $m(u,v)$ 设定为规模报酬不变的一次齐次函数。函数 $q(\theta)$ 为 $\theta = v/u$ 的可微增函数,并且满足 Inada 条件,即 $\theta \rightarrow \infty$ 时,我们有 $q'(\theta) \rightarrow \infty$; $\theta \rightarrow 0$ 时,我们有 $q(\theta) \rightarrow \infty$ 。 θ 是衡量劳动力市场供求关系的核心指标, θ 越大表明劳动力市场的岗位空缺相对越多,反之则越少。值得指出的是,由于经典的工作搜寻理论文献并没有将住房市场的价格作为影响工作搜寻行为的主要变量,毕竟在古典经济环境中是否拥有住房和住房的价格基本不会直接影响劳动力市场的匹配过程。因此,为了实现本文的分析目标,本部分模型将在工人求职和工作状态的值函数中引入住房服务成本,作为影响工人失业状态下搜寻工作价值的重要因素。

(一)个体进入劳动力市场搜寻工作岗位。代表性个体具有初始财富禀赋 k 。假定工人在进入劳动力市场搜寻工作的同时,需要购买住房服务。职业生涯周期内的住房服务需求以支出来衡量是总量固定的,而住房服务的获取方式可以选择租房或买房,支付方式分两部分:其一是在工作搜寻期付出一笔首期支出 b ,类似于首付款(买房者)或首期租金(租房者),面临的价格水平为 1 ; 其二是工作期间每期支付一笔费用 $\pi(b,p)$,类似于分期付款(买房者)或租金(租房者),其中 p 是房价水平。对买房者而言,通过分期付款,到了期末能够拥有完整的房产价值。对租房者而言,居住期间的每期支付都是净付出。我们假定, $\partial\pi(b,p)/\partial p > 0$,即工作期间的房价上涨将会导致就业匹配形成后每一期支付成本的增加。如果选择成为买房者,面临着较高的首期支出门槛。因此,决定一个人是否成为买房者或租房者的主要因素不是劳动力市场状况,而是初始财富禀赋。由此,我们在分析劳动力市场搜寻与匹配时,先忽略买房和租房的差异,从支付方式的共性出发进行分析。

代表性劳动者搜寻状态的值函数为 U ,它是失业并进行工作搜寻所获得的收入(包括失业保险金收入或闲暇的效用价值)、为搜寻工作支付的住房成本,以及预期获得工作价值的函数,具体可以表述为如下方程:

$$rU = z - b + q(\theta)(W - U) \quad (1)$$

其中: r 是时间折旧率, z 表示工作搜寻状态下获得的收益, b 表示为获得住房服务所付出的第一笔支出, W 是就业状态下的价值。

匹配到工作岗位后获得的工资为 w , 值函数为 W , 可以表述如下:

$$rW = w - \pi(b, p) + \delta(U - W) \quad (2)$$

其中: δ 表示工作分离率, 刻画了匹配工作岗位之后的就业人员所面临的失业风险。需要强调的是, 这一类市场风险独立于房价因素。将式(1)和式(2)合并化简可得到:

$$rU = \frac{q(\theta)(w - \pi) - (r + \delta)(z - b)}{r + \delta + q(\theta)} \quad (3)$$

对一名典型的搜寻工作的工人, 搜寻的预期价值由式(3)给出。在均衡状态下, 所有找工作的工人将面临相同的情况: $rU = rU^* = k$ 。保持 rU^* 不变, 我们可以得到工人的匹配速率函数为:

$$q(\theta) = (r + \delta) \frac{rU^* + (z - b)}{w - \pi - rU^*} \quad (4)$$

(二)工作匹配的预期价值与职业选择。工人成功匹配到工作岗位后, 就业带来的净福利可以表示为如下方程:

$$W - U^* = \frac{w - \pi - (z - b)}{r + \delta + q(\theta)} \quad (5)$$

选择高风险高工资的就业机会, 与选择低风险低工资的就业机会之间的就业价值对比, 可以表述如下:

$$\frac{W_H - U^*}{W_L - U^*} = \frac{W_H - \pi - (z - b)}{r + q(\theta) + \delta_H} \frac{r + q(\theta) + \delta_L}{W_L - \pi - (z - b)} \quad (6)$$

根据方程(3), 同一类人群即使是定向搜寻不同类型的岗位, 最终均衡的结果都是失业搜寻价值相等, 即 $rU_H = rU_L = rU^*$:

$$\frac{q(\theta)(w_H - \pi) - (r + \delta_H)(z - b)}{r + \delta_H + q(\theta)} = \frac{q(\theta)(w_L - \pi) - (r + \delta_L)/q(\theta)}{r + \delta_L + q(\theta)} \quad (7)$$

将式(7)代入式(6), 变形得到:

$$\frac{W_H - U^*}{W_L - U^*} = \frac{w_H - \pi + (b - z)}{w_H - \pi + (b - z)(r + \delta_H)/q(\theta)} \frac{w_L - \pi + (b - z)(r + \delta_L)/q(\theta)}{w_L - \pi + (b - z)} \quad (8)$$

如果 $(r + \delta_H)/q(\theta) > 1$, 而 $(r + \delta_L)/q(\theta) < 1$, 给定 $b - z > 0$, 我们有 $(W_H - U^*)/(W_L - U^*) < 1$, 工人选择低风险职业。由此, 我们首先可以推导出命题 1。

命题 1: 如果劳动力估计房价要上涨, 在估计房价上涨的初期会选择稳定工作而放弃高收入。

但是, 如果房价进一步上涨而提升 π , 例如上涨到超过低工资水平 w_L , 导致 $w_L - \pi - rU^* < 0$, 劳动者保留现有工作岗位的前提不成立, 从而导致低工资的工作岗位退出市场。因此, 向均衡趋近的路径上, 低工资的岗位面临 θ 下降, 匹配速率变慢, 此时选择低工资但匹配速率高的工作岗位将不再有利可图。由此我们进一步提出命题 2。

命题 2: 如果估计房价进一步上涨, 终将促使劳动力放弃稳定工作, 转而从从事有风险的高收入工作。

更贴近现实的假定是在工作期间有诸如住房公积金贷款、房贴等各种补偿机制, 这会降低工作期住房支出 π , 从而降低工人的保留工资, 造成工人更偏向于选择低收入稳定工作。据此得出命题 3。

命题3:住房公积金贷款政策能够有效减轻购房压力,但是对劳动力因为估计房价上涨而选择稳定工作(稳定偏好的无奈)这种现象没有根本性的改善作用。

接下来的实证工作将验证以上三个命题。

三、数据处理与研究设计

(一)数据处理。为了集中关注市场化条件下房屋估价上涨对劳动力收入的影响,我们只将城镇居民调查数据纳入研究视野。CHIP2008调查了14859位城镇居民,剔除缺失核心数据的受访者,只保留“自有房屋估价”和“收入水平”大于0后^①还剩下6733个有效样本。表1为变量含义和数据获取方式,表2为有自有房屋的劳动力样本的相关变量的描述性统计结果。

表1 变量含义及数据获得方式说明

变量	含义	数据获得方式
<i>inc</i>	收入水平	回答“从当前这份主要工作中,每月平均得到收入共计多少元” 由户主或配偶填写家庭“自有房屋估价”(万元)
<i>hp</i>	房价相关变量	由户主或配偶填写家庭“月最低居住支出”(元) 由户主或配偶填写家庭“未偿还住房贷款余额” 受访者所在城市当年住宅均价
<i>ltp</i>	土地出让价格	受访者所在区县地块的首次土地出让的历史价格(元/平方米)
<i>hreg</i>	户籍性质 户籍所在地	根据受访者选择“当前户口”并设定非农业户口=1,农业户口=0 根据受访者选择“当前户口”并设定本市县户口=1,外地市县户口=0。
<i>exp</i>	工作经验	年龄-教育年限-6(Wahlberg, 2008)
<i>gender</i>	性别	根据受访者填写“性别”,并设定男性=1,女性=0
<i>marry</i>	婚姻状况	根据受访者填写“婚姻状况”,并设定处于婚姻状态=1,其他=0
<i>educ</i>	教育年限	回答“您所受正规教育年限(不包括跳级和留级年数)”
<i>age</i>	年龄	根据受访者填写“出生日期”,计算进行调查当年的受访者年龄
<i>hf</i>	住房公积金缴存	受访者选择“住房公积金缴存情况”,完全由个人缴纳和没有=0
<i>city</i>	城市虚拟变量	根据受访者个人代码识别其所在城市
<i>fmh</i>	父母居住状况	受访者回答“您的父(母)是否和您家住在一起”:是=1,不是=0
<i>bsn</i>	是否有兄弟姐妹	受访者回答“您有几个兄弟姐妹(包括亲的和父母领养过继的)”
<i>indus</i>	所在行业	回答:“您当前主要工作的行业”,选择行业代码
<i>own</i>	单位所有制形式	回答:“您当前主要工作的单位所有制”,选择所有制代码
<i>pop</i>	城市从业人数	城市统计年鉴(单位:万人)
<i>hosp</i>	每万人医院数	医院总数/城市人口总量(单位:个/万人)
<i>bedp</i>	每万人医院床位数	医院床位总数/城市人口总量(床/万人)

表2 自有房屋估价和收入均大于0的受访者相关变量的描述性统计

变量	有效观测量	均值	中值	偏度	峰度	标准差
收入水平(元)	6733	2603.707	2000	9.976	189.040	2823.070
自有房屋估价(万元)	6733	53.722	40	3.672	36.707	476.142
工作经验(年)	6733	12.462	9	0.934	3.401	10.585
教育年限(年)	6733	12.250	12	0.674	6.654	3.366
年龄(岁)	6733	40.647	41	0.095	2.337	9.957

① 这个看似常规的异常值筛选可能带来异于本文研究的机制干扰,后文会对此重新讨论。

续表 2 自有房屋估价和收入均大于 0 的受访者相关变量的描述性统计

变量	有效观测量	均值	中值	偏度	峰度	标准差
户籍	6 733	0.979	1	-6.689	45.743	0.143
	6 733	0.955	1	-4.378	20.170	0.208
性别	6 733	0.563	1	-0.254	1.065	0.496
婚姻状况	6 733	0.847	1	-1.932	4.733	0.360

注: 户籍上下两列分别指代户籍性质和户籍所在地虚拟变量。

本文的核心解释变量是自有房屋估价。在调查中, 受访者或其配偶会被要求给出“自有房屋估价”。存在两个问题: 第一, 自有房屋估价与本文关注的收入可能存在互为因果关系, 因为收入不同的受访者可能会对自有房屋做出有系统性差异的估价, 处理的办法是工具变量法; 第二, 有无自有房屋的受访者在本文研究中有本质不同。对有自有住房的劳动力来说, 即使出现自有房屋估价和收入的反向相关, 也只能将部分原因归结为“稳定偏好无奈”, 例如将其解释为对自有房屋的估价是基于对周边房价的预期和认知, 在觉得住房价格要进一步上涨时, 劳动力选择低收入行业可能是为了保障收入的持续性来购买更多房子, 而已有的房子可以作为贷款的很好抵押和资本。但是这种解释比较牵强, 或者只能揭示部分原因。更重要的原因应该是所谓的“因房致惰”情况, 即由于知道自己有房子和对房价形成上涨预期, 因此更没有努力工作或追求高收入的动力, 从而自主选择了低收入行业或获取低收入。为此需要进一步剔除那些虽然拥有自有房屋, 但是正在承受着房贷的劳动力, 他们的收入变化情况与“有房无贷”者大不相同, 这个工作将在第五部分安慰剂检验中进行。对没有自有房屋的劳动力来说, 如果能够回归出他们对房价的上涨预期与其收入的关系, 当然意义就非常大了, 因为这部分劳动力是真正潜在的第一套房屋需求者。如果发现他们预期房价上涨和收入依然存在 U 形曲线关系, 就能很好地证明“稳定偏好无奈”这一事实。但是这些人没有“自有”房屋估价, 所以问题归结为如何给出他们的房价预期, 解决办法是匹配(match), 这个工作在第六部分阐述。

(二) 研究设计。为了检验预期房价上涨对劳动力收入水平的影响, 考虑到理论模型的 U 形曲线结论, 借鉴 Mincer (1974) 工资方程构建 OLS 基准回归模型如下:

$$\log inc_i = \delta_0 + \delta_1 \log hp_i + \delta_2 (\log hp_i)^2 + \delta_3 \vec{x}_i + \mu \quad (9)$$

其中: \vec{x}_i 包括影响劳动力收入的其他控制变量, 如性别、工作经验、婚姻状况、教育年限、户籍性质(非农与否)、户籍所在地(本市县与否)等。此外, 虽然截面数据无法控制行业、单位所有制形式等固定效果, 但是依然有必要通过虚拟变量进行分类控制。值得说明的是, 受访者所在城市的宏观经济发展状况、父母居住状况和兄弟姐妹的情况同样会影响个体的收入水平, 相关讨论后文也将逐一进行, 暂不赘述。

考虑到自有房屋估价的内生性, 需要在基准回归模型基础上进一步构建工具变量二阶段最小二乘方程有:

$$\log hp_i = \eta_0 + \eta_1 \cdot iv + \vec{\eta} \vec{x}_i + \varepsilon \quad (10)$$

$$\log inc = \beta_0 + \beta_1 \log \hat{hp}_i + \beta_2 (\log \hat{hp}_i)^2 + \vec{\beta} \vec{x}_i + \theta \quad (11)$$

其中: iv 是工具变量。自有房屋估价涉及个人对房价的主观估计, 因此从 CHIP 数据中直接找到其理想的工具变量比较困难。值得注意的是, 个人对自有房屋的估价与所在地区的土地出让价格存在显著相关性, 而在 CHIP 进行入户调查以前, 受访者所在区县首次土地出让的历史价格显然不受本文研究的影响。因此, 这是一个能够保证良好外生性的历史工具变量。这里尝试使用

首次土地出让的历史价格作为自有房屋估价的工具变量,用于重复基准回归的工作,以证明存在稳定偏好无奈的机制。土地出让价格的原始数据来自中国国土资源部官方网站上公布土地出让结果公告,为了保证使用的是历史数据,首先抓取受访者所在城市辖区或县开工时间在2007年和2008年以前所有的土地出让公告,并筛选能够识别出的公布时间最早且所有土地用途为城镇住宅用地的样本。其次,删除面积或成交价格缺失的样本,通过成交价格/土地面积得到地块样本的单价(元/平方米)。为了与CHIP数据受访者的住房所在地相匹配,并充分考虑到同一个区县内可能存在多个出让地块的情况,进一步采取如下措施:第一步,基于百度地图,用定位工具对筛选出的地块进行空间定位,得出每一地块的空间经纬度;第二步,重复第一步的定位方法,将CHIP中的受访者所在行政区县(最多只能获得受访者所在区县一级的信息)进行空间定位,获得区县的空间经纬度;第三步,计算与受访者所在区县距离最近的五个地块的平均土地出让价格,以此作为受访者自有房屋估价的工具变量。

四、基准回归与二阶段最小二乘

(一)基准回归。表3报告了自有房屋估价大于0的劳动力的房屋估价对收入的影响,基准回归工作暂未引入工具变量。由于另一个感兴趣的问题是评估住房公积金缴存的作用,因此,比较控制住房公积金缴存方式前后发生的变化尤为重要。住房公积金缴存和以此为基础的公积金贷款,是国家支持有正式单位的劳动者购房的重要举措。住房公积金贷款相对商业贷款,拥有贷款利率低、还款灵活方便的优势,因而被大多数购房者偏爱和选择,我们希望观察使用住房公积金后自有房屋估价和收入的关系是否会发生变化。

表3 基准回归:自有房屋估价大于0的劳动力

因变量:收入对数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
自有房屋估价对数	-0.094** (0.046)	-0.093** (0.046)	-0.035*** (0.005)	-0.034*** (0.005)	-0.101** (0.050)	-0.100** (0.050)
自有房屋估价对数平方	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)	0.002*** (0.0002)	0.002*** (0.0002)	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
所在城市	未控制	未控制	控制	控制	未控制	未控制
城市从业人员总量对数					0.067*** (0.009)	0.067*** (0.009)
每万人医院数					-0.784*** (0.078)	-0.781*** (0.078)
每万人床位数					0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)
住房公积金缴存	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
所在行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
单位所有制形式	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.203	0.203	0.324	0.324	0.229	0.230
有效观测量	6 479	6 479	6 479	6 479	6 479	6 479

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。本文所有回归均使用异方差稳健标准误。以下表格设定均与此同。

回归结果(1)、(2)表明,自有房屋估价与劳动力收入存在U形曲线关系:自有房屋估价的上漲起初显著降低了劳动力的收入水平,即前文数理模型中发现的稳定偏好无奈现象,这就验证了命题1;自有房屋估价的进一步上漲终将迫使劳动力选择高收入工作,表现为二次项系数为正,这就验证了命题2。但是无论是否考虑公积金缴存方式,结论都没有发生明显改变,表明以缴

存为基础的公积金购房贷款优惠政策,能够起到缓解房价上涨带来的购房压力的作用(顾澄龙等,2016),但是并不足以缓解稳定偏好无奈造成的劳动力收入下降。这其实也能够理解,因为住房公积金贷款利率的优惠相比现在的高房价而言非常单薄,更重要的是维持稳定公积金缴存同样需要一个稳定工作,因此“稳定偏好无奈”的机制很难被消除,这个结论与命题3相符。在接下来的检验中,还将继续观察到住房公积金作用有限的事实。

针对基准回归的一个初步质疑是,不同城市的房屋估价与劳动力收入的关系可能存在根本性差异。首先,不同城市的基准房价和房价增长趋势差异很大;其次,不同城市的劳动力收入水平不相同。因此,需要控制城市的相关特征变量。针对这类问题可作两方面并列的处理尝试:一方面,控制刻画所在城市宏观经济发展的变量。根据 Acemoglu 和 Autour(2010)及 Moretti(2010)的研究,城市规模和医疗床位将显著影响城市劳动力的收入水平;高虹(2014)同样利用 CHIPS 数据也发现,每万人拥有医院和卫生院床位数将是解释中国劳动力收入的理想宏观变量。因此,本文也将控制这些刻画城市宏观发展的变量。另一方面,如果担心可能无法控制全面的特征变量,就直接控制所在城市的虚拟变量。上述两种尝试的回归结果见表3的(5)、(6)和(3)、(4)。虽然我们在接下来的所有回归工作中都同样控制了更为详细的城市变量的回归情况,但是因篇幅所限,只报告核心解释变量的回归结果,需要完整版结果的读者可以向作者索取。

(二)工具变量二阶段最小二乘。如前所述,基准回归无法解决自有房屋估价的内生性问题,从而造成估计结果的一致性难以得到保证。我们选取受访者所在区县的历史土地出让价格作为工具变量,其具体获取方式及合理性已在研究设计部分加以论述,此处从略。二阶段最小二乘结果见表4所示。由表4可见,除核心解释变量的显著性与边际影响的方向没有变化外,工具变量的可识别和弱识别均通过相应检验,表明以受访者所在区县的历史土地出让价格作为自有房屋估价的工具变量,不仅能够理论上同时实现外生性和相关性的要求,还能够通过识别检验。因此,这是比较理想的工具变量。这里,工具变量的外生性主要以文字阐述,基于技术的验证结果笔者备索。

表4 历史土地出让价格作为自有房屋估价的工具变量:二阶段最小二乘

因变量:收入对数	(1)	(2)	(3)	(4)
自有房屋估价对数	-4.441*** (1.053)	-4.466*** (1.057)	-5.404*** (1.068)	-5.418*** (1.070)
自有房屋估价对数平方	0.183*** (0.043)	0.184*** (0.043)	0.224*** (0.043)	0.224*** (0.042)
住房公积金缴存	未控制	控制	未控制	控制
所在行业	控制	控制	控制	控制
单位所有制形式	控制	控制	控制	控制
城市从业人员总量对数	未控制	未控制	控制	控制
每万人医院数	未控制	未控制	控制	控制
每万人床位数	未控制	未控制	控制	控制
有效观测量	6 479	6 479	6 404	6 404
第一阶段 F 值	3 942.40	3 696.28	5 004.79	4 727.85
工具变量有效性检验				
<i>K-P rk LM</i> 统计量	38.334***	38.430***	42.168***	42.216***
<i>K-P Wald rk F</i> 统计量	40.660	40.771	44.490	44.545
<i>Stock-Yogo</i> 检验 10% 置信水平临界值	16.38	16.38	16.38	16.38

注:第一阶段 F 值大于 10,认为工具变量非弱识别;*K-P rk LM* 统计量原假设为“工具变量不可识别”;*K-P Wald rk F* 统计量如果大于 *Stock-Yogo* 检验 10% 置信水平下的临界值,则认为可以拒绝工具变量弱识别的假设。

五、稳健性与安慰剂检验

这里将进行一系列的稳健性与安慰剂检验,以确认基准回归结论的可靠性。

(一)对非一线城市的检验。由于一线城市的房价涨幅远高于国家平均水平,因此对基准回归结果所存在的担心是,自有房屋估价上涨对收入的U形曲线影响仅仅存在于一线城市,而因为一线城市的影响又过于显著,结果会使我们观察到的整体回归结果也太显著。为此,表5的(1)、(2)针对非一线城市的样本进行检验,筛选出所在城市除北京、上海、广州和深圳外的受访者并考察自有房屋估价对劳动力收入的影响。与基准回归相类似,我们发现非一线城市的自有房屋估价对劳动力收入呈U形曲线影响,稳定偏好无奈不仅存在于房价涨幅大的一线城市,也同样存在于2008年左右涨幅并不突出的非一线城市。当然,一线城市这种稳定偏好无奈的现象特征要比非一线城市更明显,这也非常符合房价变动在城市间存在较大差异的现实。一线城市房价的增长既更加迅速也更加显著,因此其对劳动力收入的影响要远远高于非一线城市。

表5 稳健性检验

因变量:收入或工资对数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
自有房屋估价对数	-3.771 [*] (2.222)	-3.754 [*] (2.220)	-3.166 ^{***} (0.893)	-3.171 ^{***} (0.895)	-4.558 ^{***} (1.083)	-4.582 ^{***} (1.086)
自有房屋估价对数平方	0.160 [*] (0.093)	0.159 [*] (0.093)	0.131 ^{***} (0.036)	0.131 ^{***} (0.036)	0.188 ^{***} (0.044)	0.189 ^{***} (0.044)
住房公积金缴存	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
所在行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
单位所有制形式	控制	控制	控制	控制	控制	控制
所在城市	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个人特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
父母居住状况(父母与受访者同住=1)	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
家庭成员构成(有兄弟姐妹=1)	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
有效观测量	5 109	5 109	5 880	5 880	6 463	6 463
第一阶段F值	17 792.59	17 026.22	3 545.55	3 291.66	3 520.92	3 373.34
工具变量有效性检验						
K-P rk LM 统计量	7.015 ^{***}	7.022 ^{***}	35.535 ^{***}	35.576 ^{***}	37.606 ^{***}	37.630 ^{***}
K-P Wald rk F 统计量	27.048	27.053	37.751	37.795	39.886	39.916
Stock-Yogo 检验 10% 置信水平临界值	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38

(二)对工资的检验。由于受访者收入和工资往往不同,而工资更能反映所从事的工作能提供的稳定性收入。因此,如果认为劳动力选择低工资工作是为了首先保证支付房租或房贷的能力稳定,那么以工资代替总收入作为因变量进行检验就显得非常必要。更准确地说,如果我们看到自有房屋估价上涨在起初并非降低了受访者的工资,而是降低了其收入,那么就有可能这种估价上涨促使受访者不是选择稳定工作,而是放弃额外收入。因此,表5的(3)、(4)继续报告以全样本工资的对数作为因变量的2sls结果。我们发现即使只关注受访者每月收入中相对固定的工资部分,U形曲线效应依然存在,自有房屋估价上涨确实不仅在初期降低了劳动者的总收入,也降低了相对固定的工资收入部分,这在一定程度上可以强化基准回归的结论。

(三)对父母居住状况和家庭成员构成的讨论。如果父母在受访者工作城市拥有单独住房,受访者自己购买房屋的偏好就会减弱,从而影响其对工作的风险性选择,这一点毋庸置疑。更进一步,如果父母拥有单独自有住房,而受访者又无亲兄弟姐妹或法律意义上有同等继承权的其

他家庭成员(父母的养子女、继子女等),那么即使自有房屋估价上涨,也可能同样选择高风险高收入的行业,因为其不再具备很强的购房动机。与之相反,如果控制父母住房状况和家庭成员构成后,自有房屋估价仍然与收入保持U形曲线关系,对稳定偏好无奈机制的认定将更可信。结果见表5的(5)和(6)。

(四)安慰剂检验:有房无贷受访者的选择。如果自有房屋估价上涨导致受访者收入下降这件事与稳定偏好无奈有关,那么我们还应该观察到:一方面,对自有房屋且没有房贷的家庭来说,由于不再主要追求稳定收入,自有房屋估价与劳动力收入水平不再相关;另一方面,自有房屋且无房贷的劳动力,由于居住支出只剩下物业费等与住宿本身相关的费用,因此居住支出提高不足以产生稳定偏好无奈,而是会遵循正常机制鼓励劳动力追求高收入,即自有房屋估价与劳动力收入无关,但是居住支出与劳动力收入正相关。这些都是基于本文研究的反面验证,即安慰剂检验。

为了说明这两种现象,把自有房屋估价大于0且未偿还住房贷款余额等于0的样本筛选出来进行验证,结果见表6的(1)–(4)。为简洁起见,不再报告其他控制变量的回归结果。其中(1)、(2)为自有房屋的估价与收入的关系,(3)、(4)为月最低居住支出与收入的关系。可以看到自有房屋估价上涨不再对收入产生显著影响,而月最低居住支出提高则显著促进了收入增加,安慰剂检验结果与预期相符,表明自有房屋估价上涨确实是劳动力收入下降的原因。当然,在没有房贷的压力下,居住支出(主要是物业费和其他居住费用)非常小,其促进收入上涨的作用很有限,这与现实相符,因为不大可能有人把大大低于房价的物业费等支出作为争取高收入的动力。

表6 安慰剂检验

因变量:收入对数	(1)	(2)	(3)	(4)
自有房屋估价对数	-1.114(1.367)	-1.106(1.369)		
月最低居住支出对数			0.020*(0.011)	0.020*(0.011)
住房公积金缴存	未控制	控制	未控制	控制
所在城市	控制	控制	控制	控制
个人特征	控制	控制	控制	控制
有效观测量	5 983	5 983	5 921	5 921

(五)传导机制验证。本文对自有房屋估价上涨造成劳动力收入下降给出的解释是,自有房屋估价上涨强化了劳动力的稳定偏好,稳定偏好的强化又促使了劳动力放弃高收入的风险性工作。如果自有房屋估价上涨确实强化了劳动力的稳定偏好,那么这种稳定偏好的增强肯定不仅仅依赖于本文描述的机制表现出来,而是还可以通过其他什么机制表现出来。为了验证传导机制的可靠性,这里使用与本文机制完全不同的“自我经营偏好”来衡量稳定偏好的程度。我们关注在迫使受访者展示自我经营偏好时,自有房屋估价上涨是否同样表现出强化稳定偏好的作用。

在入户调查中,受访者被问到:“你是否考虑过从事自我经营活动?”已有研究成果证明,自我经营活动和创业具有相对更高的风险性(阮荣平等,2014;李雪莲等,2015)。因此,可以认为受访者如果选择“从未考虑过”和“没有正式考虑过,因为觉得自我经营困难很多”,那么至少能在一定程度上表明受访者是稳定偏好的。由于影响创业发生的因素还有很多,因此需要控制影响创业行为发生的三类因素:个人素质因素、家庭环境因素和一般环境因素^①(朱明芬,2010)。限于

① 已经被证明将显著影响创业发生概率的因素为:个人素质因素包括性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、政治面貌、宗教信仰和金融知识掌握程度;家庭环境因素包括父母的政治面貌、行政级别、工作身份、家庭收入和财产状况;一般环境因素包括所在地区政府支持创业的政策、人际交往的能力与频率、借贷环境和创业氛围等。本文根据CHIP调查特征选择可获得数据进行控制。

篇幅,这里相应的解释变量可向作者索取,不再赘述。

把回答“从未考虑过”和“没有正式考虑过”的受访者视为0,即把所有回避自我经营计划的受访者当成稳定偏好者(见表7),发现自有房屋估价上升显著降低了受访者选择“愿意考虑自我经营”的概率。注意到在这个完全独立于本文核心内容的机制中,同样可以观察到自有房屋估价上涨强化稳定偏好的可能,这表明稳定偏好无奈的机制确实存在。

表7 传导机制验证:房价上涨与自我经营偏好

Probit model	Y: never+never serious=0; yes=1		
	(1)	(2)	(3)
自有房屋估价对数	-0.091*** (0.017)	-0.083** (0.033)	-0.064** (0.022)
个人素质因素	控制	控制	控制
家庭环境因素	未控制	控制	控制
一般环境因素	未控制	未控制	控制
所在行业	控制	控制	控制
单位所有制形式	控制	控制	控制
所在城市	控制	控制	控制
个人特征	控制	控制	控制
有效观测量	3 744	3 744	3 744
调整后的 R-squared	0.039	0.040	0.039

注:通过逐步控制一般环境、个人素质和家庭环境三类因素来检验房价上涨与自我经营偏好的关系。

六、进一步讨论:因房致惰

本文如上研究只关注了自有房屋估价不为0的有房群体。本文在第三部分的数据处理中把自有房屋估价为0的样本视为异常值而“想当然”地剔除了,由此产生的可能问题是无法完全甄别出“因房致惰”的情况。事实上,对自有住房的劳动力来说,即使出现自有房屋估价和收入的反向关系,也有可能是对房屋做出更高估价后变得不再愿意努力工作了。这种“因房致惰”现象其实比较常见,毕竟很难要求一个认为自有房屋价格已经上涨的人,和立志买房的人同样努力工作赚钱。即使自有房屋的受访者还需支付很多尚未偿还的贷款,也会因为其预期房价还在不断上涨而缺乏努力的动力,并且认为只要维持现有工作收入足以支付贷款即可,这种现象不妨称为“因房致惰”。所以,仅观察有房群体无法甄别究竟是稳定偏好无奈还是因房致惰导致了受访者收入的下降,为此需要进一步考察无房群体对房屋的估价是如何影响其个人收入的。如果无房劳动力的收入同样随着房屋估价上涨而下降,那么就更加可以证明不是因房致惰而是稳定偏好无奈导致了受访者收入的下降,问题的关键是如何估计无房群体对房屋的估价。

在CHIP 2008年的入户调查中,筛除了收入等于0或空白的无效样本,共剩下受访者7088人,其中无自有房屋的劳动力332人设为处理组样本,有自有房屋的劳动力6756人设为对照组样本。基于Manski(1990,2004)对利用主观评价指标反映个体预期行为的建议,本文使用受访者的收入、风险态度、所在城市、受教育水平和年龄五个变量作为计算处理组和对照组样本距离的协变量,即认为如果受访者在以上五个方面的特征足够接近,那么他们也会在房价预期上趋于给出接近的估计结果。值得注意的是,由于处理组样本数远远小于对照组样本,根据Abadie和Imbens(2002)模拟工作的做法,基于均方误差标准每个处理组成员匹配4个对照组成员效果最好。综上所述,我们使用马氏距离1对4的近邻匹配法,将每个无房劳动力与4个协变量上距离最近的有房劳动力对应起来,并将这4个受访者的自有房屋估价均值,作为无房群体对

房屋的估价,并在此基础上重复基准回归的工作。

表8给出了针对无房劳动力样本的回归结果,这将有助于排除“因房致惰”机制的干扰。因篇幅所限,本文仅报告重点关注的解释变量结果。与基准回归和稳健性检验类似,我们分别比较了控制住房公积金缴存前后的情况,以证明理论模型的命题3同样会得到无房样本的支持。表8(1)、(2)的因变量为受访者收入,(3)、(4)的因变量为受访者工资。可以看到无论是收入还是工资,都会随着无房劳动力对房屋估价的上涨而下降,这就说明本文前述验证的结论是稳健的。对无房受访者来说,他们有强烈的意愿去获得高收入(因为需要买首套住房来满足其基本的需求),但是在预期到房价上涨时,竟然还是主动选择收入相对更低的稳定工作。无论是否得到住房公积金政策的支持,这个选择都没有发生改变,这就足以证明在房价高速上涨的现实中,劳动力确实存在“稳定偏好的无奈”,房价上涨对劳动力市场效率的损害也由此可见一斑。

表8 甄别因房致惰:无房劳动力样本

因变量:收入或工资对数	(1)	(2)	(3)	(4)
房屋估价对数	-0.633*** (0.202)	-0.644*** (0.186)	-0.464*** (0.166)	-0.459*** (0.149)
住房公积金缴存	未控制	控制	未控制	控制
所在城市	控制	控制	控制	控制
个人特征	控制	控制	控制	控制
因变量:房屋估价	(1)	(2)	(3)	(4)
收入或工资对数	-0.391 (0.364)	-0.744** (0.361)	-0.729 (0.503)	-0.809 (0.502)
所在城市	控制	控制	控制	控制
个人特征	控制	控制	控制	控制
有效观测量	332	332	332	332

七、结论与政策含义

房价过度上涨使居住支出成为日常支出甚至终生消费支出中的主要部分,这可能不再像以往认为的那样仅仅影响可支配收入水平,还影响就业选择,进而影响家庭生活质量的长期提升。劳动力作为家庭收入主要来源的提供者,在房屋估价上涨的现实面前往往陷入两难抉择的困境:一方面基于对自身生活质量提升的需求,劳动力愿意追求更高的收入;另一方面为了支付延续性的住房贷款或房租,稳定收入将成为其更首要的保证目标。当劳动力为了维持稳定的支付能力而大量从事低收入工作,会造成劳动力市场的效率损失。因此,房屋估价上涨是劳动力收入下降甚至劳动力市场效率损失的原因。

本文通过构建风险择业模型阐述房屋估价上涨影响劳动力择业的具体机制,给出了三个待验证命题:第一,劳动力估计房价上涨的初期,将选择稳定工作放弃高收入,因而造成收入下降。第二,房屋估价继续上涨终将促使劳动力放弃稳定工作,在承担一定风险的基础上追求高收入。因此,长期而言,房屋估价对劳动力收入呈U形曲线影响。第三,住房公积金贷款的低利率将有效减轻购房压力,但是无法消除房屋估价上涨造成的受访者收入下降,甚至在一定程度上强化了其稳定偏好无奈的择业机制。至此,基准回归和相关机制检验工作完全验证了本文的三个命题,并进一步证明了即使排除“因房致惰”带来的个体主观不努力而仅获得低收入的可能,房屋估价上涨依然与劳动力收入呈现“U形曲线”关系,稳定偏好无奈可以用于解释中国劳动力收入下降的原因。

本文研究再一次证明了房价高位持续上涨对劳动力市场效率形成的危害。在房价持续上

涨的背景下,市场普遍形成对房价上涨的预期,这会造成劳动力更多地选择稳定的低收入工作而放弃有风险的高收入工作,这从劳动力市场效率的角度看,无疑是一种稳定偏好的无奈。房屋估价上涨成为解释收入下降不可忽略的因素之一,是本文试图做出的最重要提醒。事实上,房价持续高位上涨对劳动力个人和家庭而言,早已经超出了抑制当期其他消费作用的范畴,其影响劳动力择业、家庭长期发展甚至终生消费规划的作用,正随着房价的上涨而不断地凸显和强化。住房公积金的缴存和贷款制度,已被证明将有效减轻所有购房群体的购房压力,然而正是由于住房公积金相对房价而言其补充作用有限,因此不足以彻底缓解房屋估价上涨使人们产生的稳定偏好无奈,甚至由于工作稳定的单位更有可能提供稳定的公积金缴存,结果会进一步抑制劳动力的择业自由。

从理论上说,我们也已经证明了如果预期房价进一步持续无限增长,最终肯定会迫使劳动力在承担风险的情况下选择高收入工作,但是如果真的放任房屋估价上涨,高昂的“过程成本”将会给整个经济增长和居民生活水平带来严重损害,管理层当然不能等到房价足以迫使劳动力冒险从事高收入工作之时再来调控。

与许多已有研究相类似,我们同样呼吁政府出台相关政策抑制商品房价格过快增长,并加强经济适用房等福利保障房的供给力度,以确保劳动力对房价增长预期始终处在可控的范畴。更为重要的是,房屋估价上涨造成劳动力从事低收入稳定工作虽然是自主选择的结果,但是本质上是劳动力的稳定偏好无奈。如果政府能够制定针对减轻劳动力购房压力的调控措施,保证他们在择业时不受或少受房价预期的影响,那么这将有效提升劳动力的市场效率。正如习近平总书记在中国共产党第十九次全国代表大会的报告中所指出的那样:“坚持房子是用来住的、不是用来炒的定位,加快建立多主体供给、多渠道保障、租购并举的住房制度,让全体人民住有所居”。我们坚信政府将在改善房价上涨、扭曲劳动力市场状况方面发挥更加重要的作用。

由于微观入户调查普遍存在的住户省份缺乏代表性问题,本文很难通过受访者所在城市信息来估计全国不同地区房屋估价对劳动力收入产生的异质性影响,这不能不说是一个遗憾,也将成为今后探索和数据搜寻以进一步深化、细化研究的方向。

主要参考文献:

- [1]陈昊. 收入波动、风险规避与学历误配——来自中国行业面板的证据[J]. 南开经济研究, 2011, (6): 109-127.
- [2]陈昊. 出口贸易与学历误配: 缓解还是加剧? ——基于多工具变量法的经验研究[J]. 财经研究, 2014, (3): 42-51.
- [3]陈昊, 陈建伟. 行业工资上涨真的造成了学历误配吗? ——基于修正学历误配测度方法的再检验[J]. 财经研究, 2014, (11): 121-132.
- [4]陈章喜, 黄淮. 房价与失业率的关联性研究——以香港为例[J]. 中国人口科学, 2010, (4): 96-103, 112.
- [5]高波, 陈健, 邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J]. 经济研究, 2012, (1): 66-79.
- [6]高虹. 城市人口规模与劳动力收入[J]. 世界经济, 2014, (10): 145-164.
- [7]顾澄龙, 周应恒, 严斌剑. 住房公积金制度、房价与住房福利[J]. 经济学(季刊), 2016, (1): 109-124.
- [8]李雪莲, 马双, 邓翔. 公务员家庭、创业与寻租动机[J]. 经济研究, 2015, (5): 89-103.
- [9]陆铭, 张航, 梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J]. 中国社会科学, 2015, (5): 59-83.
- [10]梅冬州, 崔小勇, 吴娱. 房价变动、土地财政与中国经济波动[J]. 经济研究, 2018, (1): 35-49.
- [11]亓寿伟, 刘智强. “天花板效应”还是“地板效应”——探讨国有与非国有部门性别工资差异的分布与成因[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, (11): 63-77.
- [12]阮荣平, 郑风田, 刘力. 信仰的力量: 宗教有利于创业吗?[J]. 经济研究, 2014, (3): 171-184.

- [13]沈悦. 房地产价格与宏观经济的关系研究[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 知识产权出版社, 2006.
- [14]汤宏波. 高学历“追逐症”与失业的经济学分析——一个基于斯宾塞劳动力市场模型的研究[J]. *财经研究*, 2006, (1): 113–120.
- [15]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.
- [16]谢洪明, 刘常勇, 陈春辉. 市场导向与组织绩效的关系: 组织学习与创新的影响——珠三角地区企业的实证研究[J]. *管理世界*, 2006, (2): 80–94, 143.
- [17]席艳玲, 吉生保, 王小艳. 要素相对价格对产业结构调整倒逼效应分析——基于省际动态面板数据的系统 GMM 估计[J]. *财贸研究*, 2013, (5): 18–24.
- [18]姚振华, 郭忠金. 高管团队行为整合与组织绩效: 基于国企、民企和欧美外企的对比[J]. *学术研究*, 2012, (5): 83–90.
- [19]朱晨. 上海市房价上涨对工业企业创新的影响——基于劳动力成本视角的再审视[J]. *经济经纬*, 2018, (3): 96–102.
- [20]朱明芬. 农民创业行为影响因素分析——以浙江杭州为例[J]. *中国农村经济*, 2010, (3): 25–34.
- [21]Abadie A, Imbens G W. Simple and bias-corrected matching estimators[R]. Technical Report, 2002.
- [22]Acemoglu D. Good jobs versus bad jobs[J]. *Journal of Labor Economics*, 2001, 19(1): 1–21.
- [23]Acemoglu D, Autor D. Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings[J]. *Handbook of Labor Economics*, 2010, 4: 1043–1171.
- [24]Allen J, Van Der Velden R. Educational mismatches versus skill mismatches: Effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search[J]. *Oxford Economic Papers*, 2001, 53(3): 434–452.
- [25]Bauer T K. Educational mismatch and wages: A panel analysis[J]. *Economics of Education Review*, 2002, 21(3): 221–229.
- [26]Bender K, Heywood J S. Educational mismatch and the careers of scientists[J]. *Education Economics*, 2011, 19(3): 253–274.
- [27]Black D, Kolesnikova N, Taylor L. Earnings functions when wages and prices vary by location[J]. *Journal of Labor Economics*, 2009, 27(1): 21–47.
- [28]Boyd N G, Vozikis G S. The Influence of self-efficacy on the development of entrepreneurial intentions and actions[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 1994, 18(4): 63–77.
- [29]Budria S, Moro-Egido A I. Education, educational mismatch, and wage inequality: Evidence for Spain[J]. *Economics of Education Review*, 2008, 27(3): 332–341.
- [30]Giné X, Townsend R M. Evaluation of financial liberalization: A general equilibrium model with constrained occupation choice[J]. *Journal of Development Economics*, 2004, 74(2): 269–307.
- [31]Hambrick D C. Upper echelons theory: An update[J]. *Academy of Management Review*, 2007, 32(2): 334–343.
- [32]Hartog J. Over-education and earnings: Where are we, where should we go?[J]. *Economics of Education Review*, 2000, 19(2): 131–147.
- [33]Kuhn P, Shen K L. Do employers prefer migrant workers? Evidence from a Chinese job board[R]. NBER Working Paper No. 21675, 2015.
- [34]Levitt S D. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime[J]. *American Economic Review*, 1997, 87(3): 270–290.
- [35]Levitt S D. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime: Reply[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(4): 1244–1250.
- [36]Moretti E. Local labor markets[J]. *Handbook of Labor Economics*, 2011, 4: 1237–1313.

- [37]Nordin M, Persson I, Rooth D O. Education-occupation mismatch: Is there an income penalty?[J]. *Economics of Education Review*, 2010, 29(6): 1047–1059.
- [38]Rogerson R, Shimer R, Wright R. Search-theoretic models of the labor market: A survey[J]. *Journal of Economic Literature*, 2005, 43(4): 959–988.
- [39]Staiger D, Stock J H, Watson M W. The NAIRU, unemployment and monetary policy[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11(1): 33–49.
- [40]Wahlberg R. Differences in wage distributions between natives, non-refugees, and refugees[R]. Working Papers in Economics 316, 2008.

The Impact of Housing Valuation on Labor Income: Does China Have a Frustration for Stable Preference?

Chen Hao¹, Chen Jianwei², Zhao Chunming³

(1. *Institute of International Economy, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;*
2. *Institute of Education and Economy Research, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;* 3. *Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China*)

Summary: The housing price continues to rise in the high level, which is the most eye-catching reality in China's economic development during recent years, and it is directly related to people's basic housing needs to meet. The rise of housing price will affect many aspects of economic development, and relevant studies are very complete. However, there are still some deficiencies in the existing studies on the relationship between the housing price and labor income and wages. This article points out that the rise in housing valuation will prompt the workforce to engage in relatively stable work with relatively low income, and explains the phenomenon of declining labor income from the perspective that the increasing housing valuation will strengthen the labor force's preference for stable income. The construction of a risk career selection model and the study of CHIPS data find that: (1) The increase in housing valuation has a U-shaped curve effect on the labor income. (2) Since the housing price cannot continue to rise unrestrictedly, there is indeed a frustration for stable preference in the Chinese labor market caused by the rising housing price. (3) Although the housing provident fund mechanism has, to a certain extent, weakened the distortions in labor market efficiency caused by the rising housing price, it cannot fundamentally solve the frustration for stable preference. The above conclusions are passed through a series of robustness and placebo tests, and are retested using the historical commercial land transfer price that first appeared in the interviewee's district as an instrument variable. This article also screens the mechanism of "causing inertia due to housing" that may interfere with this story.

Key words: housing price estimated; stability preferences; historic instrumental variable

(责任编辑 许 柏)