

房价上涨与教育选择：财富效应还是就业冲击？^{*}

孙伟增¹ 李汉雄¹ 刘诗濛²

(1. 中央财经大学经济学院 北京 100081)

(2. 暨南大学经济与社会研究院 广东广州 510632)

摘 要：本文利用2010年全国人口普查微观数据以及2005年和2015年全国人口抽样调查微观数据，实证考察了短期房价波动对于个体教育选择的影响，并通过识别房价变化的结构断点解决了内生性问题。研究结果发现：第一，房价上涨使得本城市的高中入学率显著下降，特别是对女性和农村户籍人口的影响较大。第二，房价上涨对个体教育选择的影响表现为正向的财富效应和负向的就业冲击效应，房价上涨引发相关行业就业需求增加是导致高中入学率下降的主要原因。第三，对于男性和城镇户籍人口，房价上涨带来的财富效应较大，抵消了就业冲击带来的影响；而对于女性和农村户籍人口，财富效应相对较小，房价上涨通过就业市场冲击导致其高中入学率显著下降。第四，在教育回报率越高的城市，房价上涨对高中入学率的挤出作用越小。

关键词：房价上涨 高中入学率 财富效应 就业冲击

中图分类号：F061.5 **JEL 分类号：**J24；I21；E24

一、引 言

进入21世纪，中国城市的住房价格增长迅速，成为影响国民经济发展的关键因素之一。近年来，国家出台多项措施有效抑制了房价的快速上涨，但是，已然处于高位运行的住房价格，其小幅度的波动都会给相关利益群体带来重大影响。鉴于住房本身具有消费品和投资品双重属性，许多学者关注了房价增长对国民消费和投资的影响（黄静和屠梅曾，2009；杨赞等，2014）。这种短期内的房价波动对具有长期效应的消费和投资行为的影响效应，被认为是房地产市场周期影响未来经济增长的一种可能机制（Bhutta, 2015）。特别地，教育投资作为家庭支出的重要组成部分是具有明显长期效应的决策行为。它不仅影响了个人的短期消费和长期收入，也直接影响了一个地区未来的人力资本水平，从而决定了地区的经济增长潜力（Schultz, 1960）。已有研究发现房价上涨能够显著提高家庭的教育投资（陈永伟等，2014；耿峰和秦雪征，2019），但是关于房价变化如何影响个体的教育选择及其背后的影响机制，仍然缺乏较为全面的研究和讨论。本文选取高中入学率

^{*} 本文为国家自然科学基金青年科学基金项目“开发区的生产和消费带动效应及微观机制：基于多维度微观数据的实证研究”（项目编号：71903210）、国家自然科学基金青年科学基金项目“中国城市吸引力的区域差异、形成机制与影响效果：基于生活质量与商业环境的双维度研究”（项目编号：71703059）和国家社科基金重大招标项目“实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合研究”（项目编号：21ZDA034）的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人在本文写作过程中提出的宝贵意见。文责自负。

作为城市教育选择的结果变量，实证考察房价上涨对教育选择的影响效应和机制。

在中国，房价的短期波动对个体教育选择的影响主要有以下两个途径。一方面，作为最主要的家庭资产，住房价格上涨会通过“财富效应”影响中国家庭的消费行为（颜色和朱国钟，2013）。已有研究发现，房价上涨会通过住房财富效应增加家庭的教育投资（陈永伟等，2014）。另一方面，在土地财政背景下，房价上涨带动了房地产及其相关行业的发展，提高了劳动力市场需求。劳动力市场需求的变化会进一步通过就业概率、预期收入等机制影响个体的教育选择（Atkin，2016）。本文将从财富效应和就业冲击效应两个维度考察房价上涨对高中入学率的影响机制。

尽管房价上涨对个体教育选择的影响路径并不复杂，但是如何有效解决实证分析中存在的内生性问题一直是摆在研究者面前的关键问题。在以往文献中，学者们主要从住房供给角度选取房价变化的工具变量，其中土地供应面积和土地供给弹性都是较为常用的工具变量。这些工具变量能够较好地满足相关性要求，但是通常无法满足排他性要求。对此，本文借鉴 Charles 等（2018）的研究成果，通过数据挖掘的方式识别出研究期内（2005—2015 年）各个城市房价变动的结构性断点（structural breaks），并以断点两侧的斜率差作为房价变化的工具变量。在此基础上，本文通过一系列的统计分析进一步验证了该工具变量在中国房价问题研究中的有效性。

除了房价对个体教育选择的因果效应和机制，另外一个值得关注的问题是房价上涨对个体教育选择的结构性差异。与其他经济变量类似，教育投资的性别差异和城乡差异是社会与政策制定者关注的重点，但是关于房价对教育选择影响的个体差异研究并没有得到一致的结论（潘锦棠，2003；邹薇和程波，2017；张慧慧等，2018）。本文将从性别差异和城乡户籍差异两个角度来考察房价上涨对个体教育选择的异质性影响，以期得到较为全面和精确的研究结论。

本文主要有以下几点研究意义：第一，借鉴国际先进的方法，本文利用结构断点法构造了中国城市住房价格变化的工具变量，识别了房价上涨对个体教育选择的因果效应。第二，本文从财富效应和就业冲击两个角度较为全面地分析了房价变化影响个体教育选择经济机制，是对现有研究的补充和完善。第三，本文关于房价上涨对个体教育选择的因果效应的定量测算，以及对不同人群和地区影响异质性效应的研究，对于相关政策制定具有重要的指导和借鉴意义。

二、文献评述

国外学者较早地开始研究房价上涨对于入学率的影响。其中，Lovenheim（2011）发现美国房价上涨能够提高大学入学率。Laeven 和 Popov（2016）发现，房价上涨会导致年轻人放弃接受大学教育而选择就业。这种选择尽管在短期内增加了收入水平，但是在房地产萧条时会显著提高失业风险。Charles 等（2018）较为全面地分析了 21 世纪初美国房价上涨对大学入学率和青年就业的影响，发现房价上涨主要降低了两年制大学的入学率。陈永伟等（2014）利用 2010 年中国家庭金融调查的截面调查数据分析了房价上涨对家庭教育投资的影响，结果显示房价上涨会显著增加城镇家庭的教育投资。耿峰和秦雪征（2019）以及张慧慧等（2018）则主要关注了房价上涨对男女教育投资差异的影响，结果发现房价上涨对于女性继续接受教育有更加积极的作用。

关于房价上涨影响家庭教育投资和个体教育选择的机制，现有文献进行了诸多有益

的探讨。其中,房价上涨的“财富效应”是国内相关研究关注的核心机制,这主要得益于“财富效应”在家庭消费行为研究中的众多研究成果。具体来说,“财富效应”是指在房价上涨时,拥有住房的家庭一方面会因为总资产/财富的增加而减少劳动供给,增加消费支出(黄静和屠梅曾,2009);另一方面,住房资产的增加会提高家庭的贷款额度,放松的预算约束使家庭有更高消费的可能性(Mian 和 Sufi, 2011)。陈永伟等(2014)发现,住房财富的增加会显著增加家庭教育开支,并且其效果要远大于非住房财富所产生的影响。吴伟平等(2016)发现房价上涨对有房家庭女性产生了“财富效应”,导致有房家庭女性的就业率显著降低;而对无房家庭女性产生了就业冲击效应,表现为无房家庭女性就业率上升。此外,Lovenheim(2011)在美国房价对大学入学率的研究中也将作用机制归结为“财富效应”,并且发现住房财富增加对低收入家庭学生在顶级公立大学和私立大学的入学率提升效果显著。

房价上涨对个体教育选择的另一个影响机制是就业冲击效应。Charles 等(2018)详细分析了房价上涨对于弃学青年就业行为的影响,结果发现这些放弃大学的年轻人更多地进入了与房地产相关的行业就业。佟家栋和刘竹青(2018)发现中国房价上涨使得建筑业工资上涨,用工扩张,从而大量低学历劳动力流入建筑业。除此之外,很多研究分别考察了房价上涨对当地就业的影响以及就业机会对个体教育选择的影响,也都间接验证了就业冲击效应这一机制。第一,在房价上涨对地区就业冲击方面,Mian 和 Sufi(2014)认为房价上涨可以通过住房财富对消费者支出的影响或通过放松流动性约束来刺激当地房地产相关行业的就业。第二,关于就业冲击如何影响个体教育选择,Clark(2011)分析了英国青年劳动力市场需求和非义务教育阶段入学率的关系,发现当青年劳动力市场需求上升时更多的年轻人会选择就业而放弃入学。张川川(2015)基于中国出口扩张研究了就业冲击对个体教育选择的影响,发现就业扩张时个体会放弃教育而选择就业。

总结来看,尽管已有部分研究关注到了中国城市房价上涨对家庭教育支出和个体教育选择的影响,但是大部分研究在处理内生性问题时仍然存在改进空间。更重要的是,已有文献关于房价上涨对教育投资行为影响的机制多偏于一个方面,但是考虑到财富效应和就业冲击效应对于教育选择的影响可能表现为两个相反的方向,如果不能同时进行分析将难以准确把握每个机制的存在性及作用大小。最后,目前文献中关于房价对教育选择影响效果异质性的讨论不够全面,尤其是对女性和农村人口等在教育上处于劣势的人群的分析还有待加强,对政策指导意义有待提高。

三、数据与实证方法

(一) 数据说明

本文利用2010年全国人口普查微观数据以及2005年和2015年全国人口抽样调查微观数据,首先计算了各个地级及以上城市的入学率指标。^① 根据我国现行的教育制度,

^① 我们参考Atkin(2016)、张川川(2015)等的做法,利用常住人口进行入学率的计算,然后通过剔除迁移人口进行稳健性检验。2014年7月国务院印发了《关于进一步推进户籍改革的意见》,之后各地区出台相关政策放松农村人口市民化和异地落户政策。这些政策会影响2015年(本文研究期末)各城市城乡户籍人口的基数,从而会影响高中入学率的计算。但是这对本文实证结果的影响较小,主要有以下几方面原因:第一,国务院出台相关政策的时间是2014年的下半年,之后各地方再出台相关政策还会存在延时性,这对于2015年人口流动的影响较小。第二,本文实证研究基于城市面板数据的固定效应模型或差分模型展开,能够控制单一政策带来的影响。第三,各城市户籍制度改革的强度可能与房价相关,即产生遗漏变量问题,本文通过工具变量法能够较好地解决这一内生性问题。

我们将年龄介于 13—15 岁且小学毕业的人口，上初中的人口占比定义为初中入学率；年龄介于 16—18 岁且初中毕业的人口，上高中的人口占比定义为高中入学率；年龄介于 19—22 岁且高中毕业的人口，上大学的人口定义为大学入学率。

本文在后续的实证分析中将主要以高中入学率作为研究对象，这主要是因为：其一，在本文研究期内，义务教育已经基本实现全民覆盖，受到《义务教育法》的约束，小学和初中入学率受到房价以及其他经济社会因素影响的可能较小。其二，与高中相比，大学入学率受到大学招生政策和名额分配的影响更大，房价在大学入学决定中的影响作用可能并不明显。并且，中国家庭普遍对于上大学的期望收益较高，国家也有多项政策支持贫困大学生入学，因此家庭原因导致的大学入学率变化相对较小。

为了考察房价上涨对教育选择影响的就业冲击机制，本文根据房地产上下游行业的投入产出关系^①将就业去向分为房地产相关行业和其他与房地产关联度较低的行业两类。其中房地产相关行业包括房地产业、建筑业、金融业、租赁与商务服务业、批发和零售业以及制造业。根据上述分类，本文将弃学青年在房地产相关行业的就业率定义为 16—18 岁初中毕业后没有继续上学的青年中在房地产相关行业就业的人数占比；将弃学青年在其他行业的就业率定义为 16—18 岁初中毕业后没有继续上学的青年中在房地产相关行业以外其他行业就业的人数占比。

本文使用的城市商品住房价格数据来自万得数据库，其他城市层面的经济变量来自《中国城市统计年鉴》，实证分析时房价和 GDP 变量均使用 CPI 进行了调整。另外，为了分析房价上涨产生的财富效应和就业需求效应，本文使用 2005 年全国人口抽样调查数据计算了各个城市初始期的住房自有化率——拥有住房的家庭比例。^②

（二）实证方法

本文实证部分考察房价上涨对个体教育决策的影响及机制，主要包括三个模型：第一，房价变化对高中入学率的影响模型；第二，房价上涨对高中入学率影响的财富效应检验模型；第三，房价上涨对弃学青年就业选择的影响模型。为了保证结果的稳健性和解决内生性问题，本文使用了三种模型设定形式：第一，基于 2005/2010/2015 三个年度的城市面板数据的双重固定效应模型；第二，长截面差分数据（2015—2005）模型；第三，以房价结构断点作为工具变量，针对长截面差分数据（2015—2005）的两阶段估计模型。

1. 房价与高中入学率

本文关于房价对高中入学率影响的基准模型设定如下：

$$high_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(hp_{it}) + \lambda X_{it} + \rho_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\Delta high_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln(hp_{it}) + \lambda \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，下标 i 表示城市， t 表示年份， Δ 表示 2015 年与 2005 年的差分值。 $high$ 为高中入学率。为了考察异质性影响，本文分别计算了男性和女性，以及城镇人口和农村人口的高中入学率。 hp 为商品住房价格， X 表示城市层面的控制变量，包括人均 GDP、总

① 本文使用国家统计局公布的《中国 2002 年投入产出表》计算各个行业与房地产业之间的投入产出关系。

② 因篇幅所限，本文省略了变量描述性统计，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

人口、非农人口、登记失业人数、第二产业占就业人口比例、高中学校数量和 16—18 岁人口占比。 ρ_i 为城市固定效应, ω_t 为年份固定效应, ε 为随机扰动项。在面板数据模型中, 我们对标准误在城市层面进行聚类修正。模型 (1) 和模型 (2) 中, 系数 α_1 反映了房价上涨对高中入学率的综合影响, 由财富效应和就业冲击效应共同决定。

2. 财富效应检验

财富效应主要是基于家庭拥有的住房资产来实现。换句话说, 在住房资产拥有量越大的城市, 房价上涨带来的财富效应应该越大。基于这一逻辑, 我们在模型 (1) 和模型 (2) 的基础上加入了城市住房自有化率的交叉项来进行实证分析, 模型设定如下:

$$high_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(hp_{it}) + \beta_2 \ln(hp_{it}) \times own_{i,2005} + \lambda X_{it} + \rho_i + \omega_t + \mu_{it} \quad (3)$$

$$\Delta high_i = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(hp_i) + \beta_2 \Delta \ln(hp_i) \times own_{i,2005} + \lambda \Delta X_i + \mu_i \quad (4)$$

其中, own 为各个城市的住房自有化率。为了避免房价上涨与住房自有化率之间可能存在内生性问题, 模型中使用 2005 年基期各城市的住房自有化率, 将其作为城市的初始特征进行分析。模型 (3) 和模型 (4) 中, 系数 β_2 反映了房价上涨对不同住房自有化率城市的异质性影响。如果财富效应存在, 可以预期 β_2 的估计结果将为正。

3. 就业冲击效应检验

参考 Charles 等 (2018), 这部分将主要通过考察房价上涨对弃学青年就业行业选择的影响来检验就业冲击效应。具体的回归模型设定如下:

$$emp_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(hp_{it}) + \delta X_{it} + \rho_i + \omega_t + \zeta_{it} \quad (5)$$

$$\Delta emp_i = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta \ln(hp_i) + \delta \Delta X_i + \zeta_i \quad (6)$$

其中, emp 为 16—18 岁弃学青年在房地产相关行业和其他行业的就业率。系数 γ_1 反映了房价上涨对弃学就业青年在两类行业就业率的影响。估计结果为正表明房价上涨提高了弃学就业青年在该类行业中的就业率, 即对入学率存在负向的就业冲击效应; 反之亦然。

4. 工具变量

房价上涨与个体教育决策和就业选择的内生性主要表现为遗漏变量问题, 例如地区的工业化和城镇化进程、产业发展政策、就业扶持政策、各类经济冲击等都可能同时影响本城市的房价、教育以及就业。本文参照 Charles 等 (2018) 的方法, 首先通过数据拟合计算每个城市在 2005—2015 年间房价变化的结构断点, 然后将断点两侧的斜率差作为样本期内房价变化的工具变量。该工具变量的经济学逻辑为: 一个城市的经济基本面在短期内通常不会突然发生剧烈变化, 例如城市的人口、人均收入或者建筑成本都不会在短时间内大幅度变化; 而房价的短期结构性变化主要来自外生于经济基本面的房地产市场内部的短期冲击, 例如房地产市场上的投机性投资行为 (Mayer, 2011)、住房贷款利率下调 (Favilukis 等, 2010) 或抵押贷款条件降低 (Barlevy 和 Fisher, 2010) 等因素。由此构造的结构断点工具变量就能被解释为独立于其他经济基本面变量的外生冲击所导致的房价变化, 而结构断点两侧的房价增长率之差则反映了上述因素导致的房价短期冲击强度。这类型冲击并不会通过房价以外的渠道影响个人教育选择与就业市场, 因此是一个合理的工具变量。结构断点的估计方程如下:

$$\ln(hp_i) = \kappa_i + \tau_i \times t + \pi_i \times (t - t_i^*) \{t > t_i^*\} + \zeta_{i,t} \quad (7)$$

其中, t 代表具体的年份, t_i^* 为城市 i 出现房价断点的初始年份; 系数 π_i 反映了断点前后房价增长率差值, 即为本文的工具变量。从具体操作来说, 针对每个城市的 11 个样本点, 选取 2006—2014 年间的每一个年份作为 t^* 对模型 (7) 进行估计, 从而对于每

个城市可以得到9个模型估计结果；然后从中选取模型拟合优度最大的模型对应的 t^* 作为该城市的结构断点，对应的 π 作为该城市2005—2015年房价增长率的工具变量。

为了检验上述工具变量的有效性，我们分别考察了该工具变量与研究期内城市房价以及其他主要经济基本面特征变化量之间的相关性。^①拟合结果显示结构断点工具变量与2005—2015年房价对数之间表现出显著的负相关关系，与其他主要经济基本面特征变量没有明显的相关性。这表明本文基于房价结构断点构造的工具变量独立于其他经济基本面特征，能够较好地满足工具变量的排他性要求。

四、实证结果分析

（一）房价上涨对教育决策的影响

表1报告了采用双重固定效应模型回归得到的房价上涨对高中入学率的影响结果。^②从第（1）列针对全部个体高中入学率的模型估计结果来看，房价上涨对于本城市高中入学率具有显著的负向影响。系数值为-0.037表明房价上涨1倍将导致本城市的高中入学率显著下降3.7个百分点。第（2）列和第（3）列分别考察了房价上涨对于男性和女性高中入学率的影响。可以看出，房价上涨显著降低了16—18岁女性继续接受高中教育的概率，房价上涨1倍女性高中入学率将显著下降7.9个百分点；但是对男性高中入学率的平均影响效应较小且在统计上不显著。第（4）列和第（5）列进一步考察了房价上涨对于城镇户籍和农村户籍人口高中入学率的影响。从回归结果来看，房价上涨对于城镇户籍人口高中入学率的影响为负，但在统计上不显著；而对于农村户籍人口，房价上涨1倍将会导致其高中入学率显著下降7.5个百分点。这种显著的城乡异质性影响差异可能有以下两种解释：第一，与农村相比，城镇家庭对于子女有更高的教育期望（邹薇和程波，2017），因此受到外界冲击的影响较小。第二，房价上涨带来的正向财富效应对于城镇家庭的影响更大，抵消了部分就业冲击对教育选择的负向影响；在农村由于大多数家庭并不拥有商品住房，因此受到房价财富效应的影响较小，更多年轻人会因为就业机会增加而放弃继续接受教育的机会。

表1 房价变化与高中入学率（面板数据模型）

	被解释变量：高中入学率				
	全部 (1)	男性 (2)	女性 (3)	城镇 (4)	农村 (5)
$\ln(hp)$	-0.037* (0.020)	-0.014 (0.024)	-0.079*** (0.028)	-0.006 (0.020)	-0.075*** (0.026)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	714	714	714	714	714
R^2	0.866	0.813	0.793	0.654	0.853

注：括号内表示估计系数的异方差稳健标准误，并在城市层面聚类调整；*、**、***分别表示10%、5%和1%的统计显著性水平。后同。

① 工具变量与其他变量之间相关性的拟合结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

② 控制变量的系数估计结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

表2 报告了差分模型的回归结果。首先，Panel A 报告了对 2005—2015 年差分模型的 OLS 估计结果。第（1）列中 $\Delta \ln(hp)$ 的估计系数值为 -0.061 并且在 95% 的置信水平上显著，表明房价上涨 1 倍会导致本城市的高中入学率显著下降 6.1 个百分点。第（2）—（5）列的异质性分析结果显示，房价上涨 1 倍会导致女性和农村户籍人口的高中入学率分别显著下降 10.2 个百分点和 12.6 个百分点，但对男性和城镇户籍人口的高中入学率影响较小且在统计上不显著。

表 2 的 Panel B 报告了采用 2SLS 估计方法得到的回归结果。从一阶段回归结果来看， F 统计量为 12.984，说明不存在弱工具变量问题。^① 房价结构断点与房价增长率之间表现为显著的负向关系，即在研究期内房价结构断点越小的城市房价整体的增长率越大。该结果与 Charles 等（2018）的研究发现相反，其主要原因在于，Charles 等（2018）描述的 21 世纪初美国房价上涨过程表现为先慢后快的特征，其中快速的房价上涨主要是由于外生投机冲击造成的。然而，在 20 世纪末的住房市场改革后，中国的房地产市场就呈现出快速的上涨趋势。为了避免房价过热带来的市场风险，国家出台了一系列的房地产市场调控政策来抑制房价上涨。可以说，在过去近二十年的发展过程中，中国城市房价的转折性变化都离不开国家和地方政府的调控政策。特别地，房价上涨较快的城市往往会实施更严格的调控政策（罗鹏等，2020），这就使得我们基于中国的房价数据得到的结构断点与实际的房价增长率之间表现为明显的负相关关系。^②

从第二阶段的估计结果来看，使用工具变量得到的结果与固定效应模型的回归结果基本一致：房价上涨导致本城市整体的高中入学率显著下降，并且对于女性和农村户籍人口高中入学率的影响要大于对男性和城镇户籍人口的影响。根据工具变量的估计结果，房价上涨 1 倍将导致本城市的高中入学率显著下降 32.4 个百分点，其中女性高中入学率下降 40.4 个百分点，农村户籍人口高中入学率下降 38.6 个百分点。工具变量回归系数要显著大于 OLS 估计结果，这主要是由于工具变量解决了房价上涨与高中入学率同向变化的内生性问题。具体来说，房价和教育水平的提高都在一定程度上反映了经济上行的趋势，因此可能存在某些不可观测的经济因素导致房价和高中入学率同向变化。

表 2 房价变化与高中入学率（差分模型）

	全部 (1)	男性 (2)	女性 (3)	城镇 (4)	农村 (5)
Panel A: 高中入学率差分 (OLS)					
$\Delta \ln(hp)$	-0.061 ** (0.030)	-0.033 (0.036)	-0.102 *** (0.038)	-0.020 (0.031)	-0.126 *** (0.038)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	238	238	238	238	238
R^2	0.143	0.097	0.095	0.124	0.188

① 我们尝试在差分模型中直接加入工具变量进行回归，结果显示在控制了房价差分变量后，工具变量的系数在统计上不显著，说明本文选取的工具变量与其他不可观测的变量相关性不强，能够在一定程度上满足排他性要求，请见《经济科学》官网“附录与扩展”中的表 A3。

② 我们也尝试使用 2002—2010 年的数据对房价结构断点进行了测算，结果显示房价结构断点与房价增长率之间仍然表现为显著的负向关系，请见附录与扩展中的表 A4。

(续表)

	全部	男性	女性	城镇	农村
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel B: 高中入学率差分 (2SLS)					
$\Delta \ln(hp)$	-0.324 ** (0.155)	-0.090 (0.113)	-0.404 ** (0.188)	-0.016 (0.119)	-0.386 ** (0.196)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	238	238	238	238	238
R^2	-0.393	0.012	0.015	0.072	-0.167
第一阶段估计结果					
工具变量	-0.428 *** (0.128)	-0.428 *** (0.128)	-0.428 *** (0.128)	-0.428 *** (0.128)	-0.428 *** (0.128)
F 统计量	12.984	12.984	12.984	12.984	12.984

针对上述结果本文进行了五个方面的稳健性检验：第一，使用 2000—2010 年的数据进行分析；第二，剔除跨市迁移人口对入学率测算的影响；第三，筛选结构断点显著（1%、5%、10% 的统计显著性）的城市样本对工具变量回归结果进行重新估计；第四，将高中适龄人口的年龄范围向前（15—17 岁）和向后（17—19 岁）分别调整一年进行回归检验；第五，剔除 2010 年《国家中长期教育改革和发展规划纲要（2010—2020 年）》政策可能造成的影响；上述结果都较为稳健，详见“附录与扩展”第三部分。^①

（二）房价上涨的财富效应

在机制分析部分，本文首先基于模型（3）和模型（4）考察房价上涨对个体教育决策影响的财富效应，回归结果如表 3 所示。这里我们主要关注房价与住房自有化率的交叉项系数。Panel A 报告了双重固定效应模型的估计结果。在所有模型中， $\ln(hp) \times own$ 的系数都为正，并且除了女性高中入学率模型以外都在 10% 统计水平上显著，表明在家庭拥有住房资产越多的城市，房价上涨对于高中入学率的正向作用越大（或者负向作用越小），即验证了房价对教育选择影响的财富效应。从异质性结果来看，房价上涨带来的财富效应对于男性教育选择的正向影响大于女性，对于城镇户籍人口和农村户籍人口都具有显著的正向作用。Panel B 采用差分模型的 OLS 估计结果与 Panel A 中的结果基本一致。在 Panel C 中，我们使用 π 和 $\pi \times own$ 分别作为 $\ln(hp)$ 和 $\ln(hp) \times own$ 的工具变量进行 2SLS 估计，得到了与固定效应模型基本一致的结论。特别地，在使用工具变量后，财富效应对于男性和城镇户籍人口高中入学率的影响较大，而对于女性和农村户籍人口高中入学率的影响较小且在统计上不显著。

① 我们采用了两种方法来剔除教改政策带来的影响：第一，以 2009 年各城市普通高中在校人数与中等职业教育在校人数的比值（*gzb09*）作为政策实施强度加入回归方程中进行控制；第二，在工具变量回归中去掉房价结构断点出现在 2010 年的城市样本。

表3 房价变化与自有住房的财富效应

	全部 (1)	男性 (2)	女性 (3)	城镇 (4)	农村 (5)
Panel A: 高中入学率(OLS)					
$\ln(hp) \times own$	0.179 ** (0.081)	0.260 *** (0.097)	0.134 (0.112)		
$\ln(hp) \times own_urban$				0.157 * (0.088)	
$\ln(hp) \times own_rural$					0.198 *** (0.070)
$\ln(hp)$	-0.191 *** (0.072)	-0.236 *** (0.091)	-0.194 * (0.102)	-0.130 * (0.071)	-0.247 *** (0.068)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	714	714	714	714	714
R^2	0.868	0.817	0.794	0.657	0.856
Panel B: 高中入学率差分(OLS)					
$\Delta \ln(hp) \times own$	0.145 * (0.081)	0.203 ** (0.095)	0.084 (0.105)		
$\Delta \ln(hp) \times own_urban$				0.231 ** (0.103)	
$\Delta \ln(hp) \times own_rural$					0.243 *** (0.074)
$\Delta \ln(hp)$	-0.143 * (0.074)	-0.177 * (0.090)	-0.121 (0.095)	-0.149 * (0.087)	-0.285 *** (0.072)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	238	238	238	238	238
R^2	0.104	0.067	0.073	0.108	0.158
Panel C: 高中入学率差分(2SLS)					
$\Delta \ln(hp) \times own$	0.312 * (0.169)	0.656 *** (0.176)	0.130 (0.137)		
$\Delta \ln(hp) \times own_urban$				0.346 *** (0.131)	
$\Delta \ln(hp) \times own_rural$					0.146 (0.127)
$\Delta \ln(hp)$	-0.528 *** (0.178)	-0.548 *** (0.164)	-0.156 (0.117)	-0.231 * (0.123)	-0.478 ** (0.192)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
第一阶段 F 统计量	32.416	32.416	32.416	32.416	32.416
样本量	238	238	238	238	238
R^2	-0.148	0.148	0.087	0.118	-0.085

(三) 房价上涨的就业冲击效应

表4报告了对以房地产相关行业就业率作为被解释变量的模型(5)和模型(6)的回归结果。Panel A和Panel B分别是对固定效应模型和一阶差分模型的OLS估计结果,可以看出,房价上涨显著提高了高中适龄人口在房地产相关行业的就业比例,并且这种正向的就业冲击效应普遍作用于不同性别以及城镇和农村群体。这一结果验证了房价对教育选择的影响存在负向的就业冲击效应。Panel C中基于2SLS估计方法也得到了一致的结论。在排除了缺失变量的影响后,房价上涨1倍对高中弃学青年去往房地产相关行

业就业的提升作用提高到 41.4 个百分点；其中女性高中弃学青年在房地产相关行业就业的比例提高了 69.5 个百分点，显著高于男性的 21.3 个百分点（统计不显著）。此外我们发现，城镇户籍高中弃学青年在房地产相关行业就业的比例提高了 83.2 个百分点，显著高于农村户籍的 32 个百分点（统计不显著）。这可能主要是因为：第一，与房地产相关的行业主要集中在城镇地区，因此对于城镇青年的就业选择影响更加明显；第二，由于城乡户籍差异的存在，城镇户籍青年能够获得更多的就业信息和享受更多的就业政策，因此城镇户籍青年在房价上涨时更多地选择弃学就业（乔明睿等，2009）；第三，城乡青年在社会资本上存在差异（肖璐和范明，2015），这也可能导致城市青年在房价上涨时的就业选择更强（孔高文等，2017）；第四，房地产相关行业可能要求就业人员对本地区房地产相关行业有一定的基本认知，而农村青年由于缺乏对相关行业的必备知识而难以进入。

表 4 房价变化与高中适龄人口在房地产相关行业的就业情况

	全部 (1)	男性 (2)	女性 (3)	城镇 (4)	农村 (5)
Panel A: 就业率 (OLS)					
$\ln(hp)$	0.162 *** (0.032)	0.135 *** (0.039)	0.184 *** (0.043)	0.251 *** (0.058)	0.120 * (0.063)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	714	714	714	714	714
R^2	0.839	0.789	0.778	0.606	0.741
Panel B: 就业率差分 (OLS)					
$\Delta \ln(hp)$	0.204 *** (0.045)	0.155 *** (0.057)	0.242 *** (0.065)	0.247 *** (0.094)	0.211 *** (0.048)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	238	238	238	228	238
R^2	0.407	0.333	0.257	0.058	0.368
Panel C: 就业率差分 (2SLS)					
$\Delta \ln(hp)$	0.414 ** (0.199)	0.213 (0.240)	0.695 ** (0.295)	0.832 * (0.447)	0.320 (0.211)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	238	238	238	228	238
R^2	0.258	0.213	0.075	-0.110	0.273

类似地，我们分析了房价上涨对非房地产相关行业就业的影响，详见“附录与扩展”第四部分。整体来看，房价上涨之后，高中弃学青年选择去非房地产相关行业就业的比例有所下降。但是该下降幅度要显著低于房地产相关行业就业比例的提升幅度，且在使用工具变量后，房价对非房地产相关行业就业的影响在统计上都不显著。这说明，房价上涨引致的相关行业的就业繁荣，一方面可能从其他行业吸引了一些就业，更重要的是另一方面，导致了大量高中适龄青年选择放弃学业而直接就业。

（四）教育回报率的异质性

本文前述的研究证实了房价上涨对家庭教育选择具有显著的影响，其核心经济逻辑在于家庭进行教育投资的成本收益分析。当辍学就业的收益变高时，个体有更大可能选择就业。与之相对，当教育回报率较高时，房价上升导致的就业冲击效应就可能较小。教育回报率在中国城市间存在显著差异（邢春冰等，2013），这就可能导致房价变化对家庭教育选择的影响效果存在空间异质性。特别地，在教育回报率更高的城市或地区，人

们接受高教育的意愿更加强烈，因此外部经济冲击（包括房价变化）对个体教育选择的影响就会更小。在本文实证研究的最后来考察“房价—教育选择”影响在具有不同高教育回报率城市之间的异质性。考虑到房价上涨也可能影响城市的教育回报率，因此我们使用研究期初即 2005 年各城市的教育回报率作为城市的初始特征，通过与房价的交叉项来考察教育回报率的异质性影响。

本文首先利用 2005 年全国人口抽样调查微观数据计算了每个城市平均的教育回报率：

$$\ln(\text{income}_j) = \eta_0 + \eta_1 \text{edu}_j + \varphi Z_j + v_j \quad (8)$$

其中， j 表示个体， income 为个体的月收入， edu 为教育年限； Z 表示个体和家庭层面可能影响个体收入水平的控制变量，包括性别、年龄、民族、婚姻状况、家庭人口数、生育情况、职业类型、行业类型、就业身份等。系数 δ_1 为城市的教育回报率。根据本文的计算，2005 年各城市教育回报率的均值为 0.043（标准差为 0.014），即教育年限增加 1 年收入将增加 4.3%。

采用与模型（3）和模型（4）相同的设定形式，表 5 报告了引入教育回报率交叉项的模型回归结果。与我们预期的一致，教育回报率与房价交叉项的系数在所有模型中都为正，且除女性高中入学率的 2SLS 估计结果均在统计上显著。这说明，在教育回报率越高的城市房价上涨对高中入学率的负向作用越小。由此可见，教育回报率的提升是确保个体在进行教育投资时免受外部经济冲击干扰的关键。

表 5 教育回报率的异质性

	全部 (1)	男性 (2)	女性 (3)	城镇 (4)	农村 (5)
Panel A: 高中入学率(OLS)					
$\ln(hp) \times \text{return}$	2.032 *** (0.603)	1.737 ** (0.877)	2.797 *** (0.772)	1.454 ** (0.628)	1.632 ** (0.769)
$\ln(hp)$	-0.119 *** (0.030)	-0.084 ** (0.040)	-0.191 *** (0.044)	-0.065 ** (0.030)	-0.141 *** (0.037)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	714	714	714	714	714
R^2	0.870	0.816	0.800	0.660	0.855
Panel B: 高中入学率差分(OLS)					
$\Delta \ln(hp) \times \text{return}$	1.994 *** (0.597)	1.803 ** (0.862)	2.675 *** (0.859)	1.508 ** (0.674)	1.083 (0.826)
$\Delta \ln(hp)$	-0.099 *** (0.035)	-0.073 (0.046)	-0.157 *** (0.049)	-0.024 (0.041)	-0.116 ** (0.046)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	238	238	238	238	238
R^2	0.164	0.118	0.122	0.133	0.163
Panel C: 高中入学率差分(2SLS)					
$\Delta \ln(hp) \times \text{return}$	2.840 *** (1.058)	4.290 ** (2.027)	1.979 (1.389)	2.530 *** (0.935)	2.366 * (1.359)
$\Delta \ln(hp)$	-0.399 *** (0.152)	-0.474 ** (0.216)	-0.368 ** (0.174)	-0.098 (0.127)	-0.440 ** (0.201)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
第一阶段 F 统计量	8.230	8.230	8.230	8.230	8.230
样本量	238	238	238	238	238
R^2	-0.230	-0.298	-0.048	0.091	-0.091

五、结论性评述

根据发达国家的经验，房地产市场的发展具有明显的周期性特征。在经历了近二十年的高速增长之后，中国城市的住房价格逐渐进入平稳发展时期。房价的周期性变化如何影响未来的经济增长，是目前学术界讨论的重要议题，对于政策制定者有针对性地制定应对策略具有重要的现实意义。教育作为人力资本形成的主要途径，对于个体的人生发展以及国家未来的经济增长和国际竞争力的提升都具有不可替代的作用。本文通过实证考察短期内房价波动对个体教育选择的影响，试图为上述问题提供一种解释机制。

具体来说，本文使用 2010 年全国人口普查微观数据以及 2005 年和 2015 年全国人口抽样调查微观数据，计算了中国二百余个地级及以上城市的入学率指标，并与城市层面的住房价格数据进行匹配构建了城市层面的面板数据。为了解决房价对个体教育决策因果分析的缺失变量问题，本文参考 Charles 等（2018）的做法，识别了各个城市房价变动的结构性断点，并依此构造了房价变化的工具变量。研究结果显示：第一，房价上涨对于高中入学率具有显著的负向影响；平均来看，房价上涨 1 倍本城市的高中入学率将显著下降 3.7 个百分点；在使用工具变量后，房价上涨 1 倍将导致本城市的高中入学率显著下降 32.4 个百分点。异质性的研究结果显示，房价上涨对女性和农村户籍人口高中入学率的负向影响更加显著。第二，房价上涨对个体教育选择的影响表现为正向的财富效应和负向的就业冲击效应，其中就业冲击效应占主导，房价上涨引发相关行业就业需求增加是导致高中入学率下降的主要原因。第三，房价上涨对女性和农村户籍人口高中入学率的负向影响要显著大于男性和城镇人口；其中财富效应对于男性和城镇户籍人口的影响较大，抵消了就业冲击带来的影响；但对于女性和农村户籍人口，财富效应相对较小，房价上涨主要通过就业市场冲击导致其继续接受教育的比例显著下降。第四，教育回报率的提升有助于缓解房价变化的就业冲击效应对个体教育选择的负面影响。

本文的研究结论对于进一步理解房价波动对经济和社会的影响具有以下几点重要启示。首先，中国的住房市场化改革发展不过二十余年，房价整体上仍然处于上升期，周期性波动尚未显现。然而，个体在房价上升期受到就业市场冲击更多地选择放弃教育投资的现象，有可能导致在房价进入下降期时，经济不景气与人力资本积累不足同时出现。此外，根据本文的研究结论尚无法推测在房价下降时个体是否会反过来选择进行教育投资。因此，如何解决住房市场上升期对个体教育投资的负向冲击，对于维持经济增长的可持续以及降低未来经济低迷期的恢复成本都具有重要的意义。其次，在中国重男轻女的传统思想影响下，住房对于男性的婚姻市场地位具有重要影响。本文的研究进一步证实了房价对于男女教育差别的影响。此外，本文关于性别影响差异的研究发现还从侧面揭示了家庭在进行教育投资和企业在进行劳动力选择时对男性和女性的区别对待。最后，房价上涨对于城乡差距的影响需要更加全面地审视。一方面，房地产市场的发展主要集中在城市地区，这种非经济初始禀赋（例如居住地是否在城市）的差异伴随着房价的快速上涨显著加剧了城乡之间的财富差距。另一方面，伴随着房价上涨带来的就业冲击，农村青年相比于城镇青年更早地进入就业市场，这种现象可能在短期内减少城乡收入差距；然而从长期来看，教育回报率的实现将会导致城乡收入差距进一步拉大。

参考文献:

1. 陈永伟、顾佳峰、史宇鹏:《住房财富、信贷约束与城镇家庭教育开支——来自 CFPS2010 数据的证据》[J],《经济研究》2014 年增 1 期,第 89—101 页。
2. 耿峰、秦雪征:《女性教育优势:基于房价上涨对子代教育支出影响的分析》[J],《财经研究》2019 年第 4 期,第 54—67 页。
3. 黄静、屠梅曾:《房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据》[J],《管理世界》2009 年第 7 期,第 35—45 页。
4. 孔高文、刘莎莎、孔东民:《我们为何离开故乡?家庭社会资本、性别、能力与毕业生就业选择》[J],《经济学》(季刊)2017 年第 2 期,第 621—648 页。
5. 罗鹏、倪令兵、陈义国、于寄语:《当地产调控与全要素生产率:“事半功倍”或“事与愿违”》[J],《南方经济》2020 年第 11 期,第 47—61 页。
6. 潘锦棠:《性别人力资本理论》[J],《中国人民大学学报》2003 年第 3 期,第 94—104 页。
7. 乔明睿、钱雪亚、姚先国:《劳动力市场分割、户口与城乡就业差异》[J],《中国人口科学》2009 年第 1 期,第 32—41 页。
8. 佟家栋、刘竹青:《房价上涨、建筑业扩张与中国制造业的用工问题》[J],《经济研究》2018 年第 7 期,第 59—74 页。
9. 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 年第 11 期,第 57—67 页。
10. 肖璐、范明:《社会资本的城乡差异及其对大学生择业的影响》[J],《教育与经济》2015 年第 2 期,第 38—43 页。
11. 邢春冰、贾淑艳、李实:《教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响》[J],《经济研究》2013 年第 11 期,第 57—67 页。
12. 颜色、朱国钟:《“房奴效应”还是“财富效应”?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析》[J],《管理世界》2013 年第 3 期,第 24—47 页。
13. 杨赞、张欢、赵丽清:《中国住房的双重属性:消费和投资的视角》[J],《经济研究》2014 年增 1 期,第 55—65 页。
14. 张川川:《“中等教育陷阱”?——出口扩张、就业增长与个体教育决策》[J],《经济研究》2015 年第 12 期,第 115—127 页。
15. 张慧慧、徐力恒、张军:《房价上涨可以解释高等教育升学率的性别差异吗?》[J],《世界经济文汇》2018 年第 4 期,第 1—19 页。
16. 邹薇、程波:《中国教育贫困“不降反升”现象研究》[J],《中国人口科学》2017 年第 5 期,第 12—28 页。
17. Atkin, D., 2016, “Endogenous Skill Acquisition and Export Manufacturing in Mexico” [J], *American Economic Review*, Vol. 106: 2046-2085.
18. Barlevy, F., Fisher, J., 2010, “Mortgage Choices and Housing Speculation” [J], Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper, No. 2010-12.
19. Bhutta, N., 2015, “The Ins and Outs of Mortgage Debt during the Housing Boom and Bust” [J], *Journal of Monetary Economics*, Vol. 76: 284-298.
20. Charles, K., Hurst, E., Notowidigdo, M. J., 2018, “Housing Booms and Busts, Labor Market Opportunities, and College Attendance” [J], *The American Economic Review*, Vol. 108: 2947-2994.
21. Clark, D., 2011, “Do Recessions Keep Students in School? The Impact of Youth Unemployment on Enrolment in Post-compulsory Education in England” [J], *Economica*, Vol. 78: 523-545.
22. Favilukis J., Ludvigson, S., Van Nieuwerburgh, S., 2010, “The Macroeconomic Effects of Housing

- Wealth, Housing Finance, and Limited Risk-sharing in General Equilibrium” [J], *NBER Working Paper*, No. 15988.
23. Laeven, L. , Popov, A. , 2016, “A Lost Generation? Education Decisions and Employment Outcomes during the US Housing Boom-bust Cycle of the 2000s” [J], *The American Economic Review*, Vol. 106: 630-635.
 24. Lovenheim, F. , 2011, “The Effect of Liquid Housing Wealth on College Enrollment” [J], *Journal of Labor Economics*, Vol. 29: 741-771.
 25. Mayer, C. , 2011, “Housing Bubbles: A Survey” [J], *Annual Review of Economics*, Vol. 3: 559-577.
 26. Mian, A. , Sufi, A. , 2011, “House Prices, Home Equity-based Borrowing, and the U. S. Household Leverage Crises” [J], *American Economic Review*, Vol. 101: 2132-2156.
 27. Mian, A. , Sufi, A. , 2014, “What Explains the 2007—2009 Drop in Employment?” [J], *Econometrica*, Vol. 82: 2197-2223.
 28. Schultz, T. , 1960, “Capital Formation by Education” [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 68: 571-583.

Housing Price Rise and Education Choice: Wealth Effect or Employment Shock?

Sun Weizeng¹, Li Hanxiong¹, Liu Shimeng²

(1. School of Economics, Central University of Finance and Economics)

(2. Institute for Economic and Social Research, Jinan University)

Abstract: Using the micro data of the 2010 National Population Census, and the China Population Sample Survey in 2005 and 2015, this paper empirically investigates the effect of short-term housing price fluctuations on individuals’ education choice. It solves the endogenous problem by identifying structural breaks in housing price changes. The following conclusions are obtained. Firstly, housing price rise significantly reduces the city’s high-school enrollment rate, especially for women and rural registered population. Secondly, the housing price rise affects individuals’ education choice through the channels of positive wealth effects and negative employment shocks. The increase in labor demand in the real estate-related industries caused by housing price rise is the main reason for the decline of high-school enrollment rate. Thirdly, for men and urban registered population, the wealth effect brought by rising housing prices is large, offsetting the impact of employment shock; however, for women and rural registered population, the wealth effect is relatively small, and the housing price rise leads to a significant drop in their high-school enrollment rate through the employment market shock. Finally, in cities with higher education returns, the crowding-out effect of housing price rise on high school-enrollment rate is smaller.

Keywords: housing price rise; high-school enrollment rate; wealth effect; employment shock

JEL Classification: J24; I21; E24