

# 房价与城市居民身心健康<sup>\*</sup>

## ——来自CFPS数据的证据

欧阳文静

(湘潭大学 商学院, 湖南 湘潭 411105)

**摘要:** 在发展中保障和改善民生既离不开健康,也离不开住房,因为健康与住房是人们获得感和幸福感的重要源泉。文章通过使用2010—2014年“中国家庭动态追踪调查”(CFPS)数据,利用不同地级市土地供给的外生冲击作为房价的工具变量,研究了房价对城市居民身心健康的影响、异质性与作用机制。研究发现:平均而言,房价对城市居民身心健康的影响不显著。进一步的异质性分析表明:房价上升显著地降低了有住房困难的年轻人的身心健康,而公费医疗降低了房价上升对住房困难居民身心健康的不利影响。机制分析表明:房价通过提高有住房困难样本中居民的晚睡概率和降低工作满意度而对居民健康产生了不利影响。上述发现意味着,政府可以通过合理地增加城市土地供给来改善居民居住条件,进而提高居民健康水平。

**关键词:** 房价; 身体健康; 心理健康

**中图分类号:** F24; F293   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1001-9952(2019)09-0141-13

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2019.09.011

### 一、引言与文献述评

在发展中保障和改善民生是增强人们获得感和幸福感的重要条件,为了满足人们对美好生活的向往,尤其需要“抓住人们最关心、最直接、最现实的利益问题”,而住房与健康正属于这类问题。大部分中国家庭和个人“安居”才能“乐业”,拥有一套住房与归属感、安全感、结婚、孩子上学及户籍等民生事项都具有紧密联系。与此同时,健康作为一种重要的“可行能力”和“基本自由”,既是一切活动的基础,也是影响个人受教育机会、教育成就、劳动生产率和收入等重要因素,因此健康是每个人都珍视而且向往的(阿马蒂亚·森,2002)。那么什么因素影响居民健康呢?现有文献从如下两个角度展开了研究:一是个人经济社会地位,包括性别、受教育程度、职业、就业状况、收入和财富等(高凯等,2018);二是宏观和地区因素,包括宏观经济形势和股市波动(Ruhm, 2000)、收入差距(周广肃等,2014)及空气污染(陈硕和陈婷,2014)等。

中国城市的房价在过去十多年经历了显著的增长。2003—2013年,一、二、三线城市的房价年均真实增长率分别为13.1%、10.5%和7.9%(Fang等,2015)。住房是生活中不可或缺的重要物质基础,房价影响了人们生活的方方面面。大量文献研究了中国房价对居民消费、储蓄、移民、创业和工资等个人行为的影响。<sup>①</sup>如林江等(2012)研究了城市房价与城市居民主观幸福感之间的

收稿日期:2019-01-02

基金项目:湖南省教育厅科学研究项目(18C0115)

作者简介:欧阳文静(1987—),女,湖南郴州人,湘潭大学商学院讲师,硕士生导师。

<sup>①</sup> 由于篇幅限制,具体相关文献可参考本论文的工作论文版本。

关系,发现房价上涨显著地增加了拥有住房者的幸福感,且房屋套数越多时这种正向影响越大;同时显著地降低了租房者的幸福感。现有研究深化了我们对房价的认识,但仍然有两个待改进的方面。首先,尚缺乏房价对居民身心健康影响的规范研究,健康不仅影响个人消费的边际效用(Finkelstein等,2013)或个人与家庭收入(刘国恩等,2004),还影响一国的长期经济增长(王弟海等,2016)。当前,我国经济已由高速增长阶段向高质量发展阶段转变,健康的劳动者是实现高质量发展的重要保障,因而研究房价对居民身心健康的影响具有重要而迫切的现实意义。其次,房价影响居民身心健康的微观作用机制尚需进行深入的研究。

少数最新文献对地区房价与居民身心健康之间的关系进行了初步的探索。一些研究的结论与财富效应一致。Hamoudi和Dowd(2014)认为,退休时的经济安全对老年人健康具有重要影响,房价越高时,美国有房老年人的健康状况越好,而租房老年人的健康状况越差。在中国,住房需求与结婚和孩子上学等需求紧密联系在一起,而年轻人对结婚和孩子上学等的需求比老年人更大,因而中国住房对年轻人健康的影响可能比老年人更大。上述文献只研究了房价对老年人健康的影响,本文将同时研究房价对老年人与年轻人健康的异质性影响。Fichera和Gathergood(2016)采用英国数据研究发现,住房财富增长降低了有房者患非慢性疾病的可能性,但对心理健康没有显著影响。Atalay等(2017)以澳大利亚居民为样本发现,当地房价上升会给有房者的身体健康带来正向影响,这种正向影响是通过增加与健康有关的投资、减肥与增加锻炼等方式来实现的;但当地房价上升会给租房者的身心健康带来负向影响。也有研究的发现与财富效应有一定出入。Ratcliffe(2015)采用英国的样本发现,房价对有房者和租房者心理健康的影响都是正向的,原因在于高房价反映了城市更好的宜居程度和就业机会。Joshi(2016)采用美国数据发现,房价下降对自有住房者和租房者的心理健康具有不利影响,且对购房无望的租房者的健康影响更大,这说明房价是经济形势好坏的晴雨表。这些发现意味着要得到房价与健康之间准确的因果关系,需要尽可能地控制与房价相关的地区环境与经济特征变量。

本文在以上文献基础上进行了如下两个方面的具体补充。一方面,现有文献主要是相关关系研究,而非因果关系研究。本文结合中国的土地供给制度,利用不同地级市土地供给的外生冲击作为地区房价的工具变量,较好地处理了内生性问题,对房价与城市居民健康之间的关系进行了较为准确的因果推断。另一方面,中国的房地产市场与欧美国家的房地产市场在房价增长率、建筑规模、住房空置率及政府控制方面具有很大差别(Glaeser等,2017),而且中国租房市场不完善使得我国居民对住房的偏好也普遍高于其他国家,因此,来自欧美国家的研究结论并不能直接推广到中国。上述关于房价与健康之间关系的研究主要基于发达国家,本文补充了来自发展中国家的经验证据,深化了对于房价与健康之间关系的认识。

实质上,从理论和现实来看,房价与城市居民身心健康之间存在着紧密的内在联系。从理论上来看,房价上升会提高一个城市的整体生活成本,而在空间均衡模型中,劳动力会根据生活成本与工资的变化来选择能给自身带来最大效用的城市,这意味着企业为留住员工需要提高整体工资以弥补居民由于房价上涨而增加的生活成本(Roback,1982)。然而,企业这种整体的工资上升并不基于员工的住房困难和房贷情况,这意味着房价或房租的上升会对住房困难程度和房贷情况不同居民的健康将产生异质性影响。(1)对有住房困难且急需改善居住条件的居民而言,房价上升在提高工资的同时也使得其居住成本大幅上升,他们所面临的买房经济压力显著增加意味他们将消费更少或质量更低的医疗服务,工资上涨的收入效应意味着他们将减少闲暇,工作更长时间,医疗服务消费与闲暇时间会分别通过降低健康资本投资与提高健康资本折旧而给居民健康带来不利影响(Muurinen,1982)。即房价上升影响健康的房奴效应。(2)对那些无住房困

难并且无房贷、改善居住条件并不那么迫切的居民而言,房价上升意味着工资和房产财富的双重上升,而生活成本的上升幅度较小,这使得他们可以购买更多或更高质量的医疗服务,消费更多的闲暇,进而改善他们的健康状况。即房价上升影响健康的财富效应。(3)对那些无住房困难,但是需要偿还房贷的居民来说,房价上升虽对此类居民具有身心安慰的作用(正向的财富效应),但是因为需要偿还房贷,房贷的压力给这类居民带来负向的房奴效应,一正一负两种效应对居民身心健康的作用损益各半。从现实情况来看,我国城市居民的身心健康状况不容乐观。白领中76%亚健康,精英和高管亚健康比例分别为91%和86%(《中国城市白领健康白皮书》,2010);中国约有1.73亿人患有可诊断的精神抑郁(Xiang等,2012)。

本文通过使用2010—2014年“中国家庭动态追踪调查”(CFPS)数据,利用不同地级市土地供给的外生冲击作为地区房价的工具变量,考察了房价对城市居民身心健康的平均影响与异质性影响,并检验了其中的作用机制。我们发现:平均而言,房价对城市居民身心健康的影响不显著。进一步的异质性分析表明:房价上升显著地降低了有住房困难的年轻人的身心健康,而公费医疗降低了房价上升对住房困难居民身心健康的不利影响。机制分析表明:房价通过提高有住房困难居民的晚睡概率和降低工作满意度而对其健康产生了不利影响。

## 二、计量经济学模型、数据说明与描述统计

(一)计量模型。为研究房价对城市居民身心健康的影响,我们设置如下的计量经济学模型:

$$Health_{cit} = \alpha + \beta \ln hp_{c,t-1} + \gamma X + u_{cit} \quad (1)$$

其中, $\alpha$ 、 $\beta$ 和 $\gamma$ 为待估计的参数, $u_{cit}$ 表示随机扰动项;我们主要关心的参数是 $\beta$ 。(1)式中被解释变量是 $c$ 城市的 $i$ 居民在被调查的 $t$ 年时的身体健康和心理健康状况,用 $Health_{cit}$ 表示。其中身体健康采用居民个人自评身体健康表示:1表示不健康,2表示一般,3表示比较健康,4表示很健康,5表示非常健康;心理健康采用流调中心抑郁量表(CES-6)6题项的简单平均来测量,取值越大表示健康状况越好。<sup>①</sup>关键解释变量为 $i$ 居民所在的 $c$ 城市在第 $(t-1)$ 年的房价对数,<sup>②</sup>用 $\ln hp_{c,t-1}$ 表示;房价采用各地级市的商品房屋销售额与销售面积之比来表示(陆铭等,2015)。

此外,根据既有相关文献,我们还控制了个人经济社会特征、个人所在家庭特征与个人所在城市特征这三类变量,用向量 $X$ 表示。首先,个人经济社会特征包括年龄、性别、受教育程度、婚姻状况与就业状况。年龄和婚姻状况是影响个人健康的重要变量,男性与女性的健康状况也会存在差异(Fichera和Gathergood,2016),因而我们需要控制年龄和性别。Brunello等(2016)发现,个人受教育程度会通过改善健康行为来促进个人健康,为此,本文将受教育程度分成小学及以下、初中、高中与大专及以上四组,以小学及以下为基准组,控制了后三组所对应的虚拟变量。个人的工作状况是影响其身心健康的重要因素(Sullivan和von Wachter,2009),因此将个人工作状态分为三组,失业、就业和退出劳动力市场,以失业作为基准组。

其次,个人所在家庭特征,包括家庭中未成年孩子数目、家庭总人数、家庭人均收入的对数和家庭总资产。刘云平(2012)发现,儿童照料会显著影响城市已婚居民身心健康,因此,本文控制了家庭中16岁以下小孩的个数。Fichera和Gathergood(2016)发现,收入增加显著地改善了居

<sup>①</sup>关于心理健康的测量,2010年和2014年的CFPS对于精神状态采用了6个问题的问项(GHQ-6),而2012年的CFPS采用了20个问题的问项(GHQ-20),回归结果中的自评心理健康提取了问项的共同部分。为尽量消除测量误差的影响,在稳健性检验中,本文还报告了采用主成分分析得到的健康指标作为被解释变量的回归结果。

<sup>②</sup>采用滞后一期的房价是因为CFPS调查主要集中在年中的7至8月份,且部分健康问项询问的是过去半年的状况,采用滞后期的房价更能体现房价对健康影响的先后顺序。

民的健康状况,因此,本文控制了家庭人均收入的对数。还有一些研究发现财富影响健康(Fichera, 2016),因此,本文控制了家庭的总资产规模。

最后,个人所在城市特征。(1)城市经济发展水平,以城市人均GDP的对数度量。Ruhm(2000)认为,虽然经济形势较好时居民收入更高,更有可能增加健康投资;但经济形势较好时,也存在四种情况会给健康带来不利影响。第一,居民时间的机会成本增加,而许多生产健康的活动恰恰是时间密集型的,因而居民的运动与休闲时间可能会下降,也可能更难抽出时间去看医生。第二,员工会更加勤勉地工作,也更可能加班,健康资本的折旧率会更高。第三,一些有害健康的消费活动可能是正常商品,经济形势变好时收入增加,人们对其需求也会增加。第四,当地经济形势变好时,会导致劳动力流入,增加劳动力市场的竞争程度。为此本文控制了城市经济发展水平这一潜在因素的影响。(2)城市环境污染水平,用城市PM2.5水平的对数来度量。环境污染水平既同房价相关(陈永伟和陈立中,2012),又会影响居民健康(陈硕和陈婷,2014),为此本文控制了城市的环境污染水平。(3)城市住房需求强度,用人口密度和人均工资衡量。人口密度越高的城市,对住房的需求越高;同时人口密度会通过影响居住和工作环境来影响健康。人均工资越高的城市对住房的需求越高,进而房价也会越高;与此同时,人均工资越高的城市对流动人口的吸引力也越强,而人口流入会通过疾病传播等途径影响居民健康(牛建林,2013),也可能因为移民更有可能从事艰辛的工作而改善流入城市本地居民的健康(Giuntella和Mazzonna,2015)。(4)城市基础设施和公共服务变量。一个城市良好的基础设施和公共服务会通过吸引劳动力流入而拉升房价;与此同时,这些公共服务会直接影响居民的健康水平。借鉴陆铭等(2015)的做法,这组变量包括:城市基础设施,以人均铺装道路面积衡量;城市教育状况,以人均普通中学专任教师数衡量;城市环境状况,以城市绿化率衡量;城市医疗卫生条件,以人均病床数衡量;城市交通状况,以人均公共营运电车数来衡量。

(二)内生性问题。遗漏变量会带来内生性问题,而本文有可能遗漏了某些随时间改变的不可观测变量,例如房价高的城市通常拥有更多的就业机会和更高的医疗服务水平,就业机会将吸引健康状况更好的年轻人,而高医疗服务水平则会吸引健康状况较差的老年人;再比如人们对房价的预期,当人们预期房价上涨时,会加入买房团进一步推高房价,同时房价看涨的预期也会影响人们的心理活动及健康。这些因素既与房价有关又与居民健康有关,但却难以衡量。为了解决由于遗漏变量引起的内生性问题,我们需要寻找一个合适的工具变量,该变量是引起房价变化的外生来源,通过且仅通过房价来影响城市居民身心健康。本文认为,城市上年度人均土地出让面积是城市房价的合适工具变量。一方面,该工具变量满足相关性假设。我国特有的土地供给政策是房价上涨的重要原因。<sup>①</sup>土地是住宅市场最重要的投入要素,且土地出让成本占房价的三分之一左右,土地供给越少房价越高(陈斌开和杨汝岱,2013)。在实际操作中,我们可以直接根据工具变量第一阶段回归中Kleibergen-Paap Wald rk F统计量的大小来检验工具变量的相关性。另一方面,该工具变量也满足外生性假设。在土地公有制下,我国城市土地供给受到中央政府和省级政府的严格控制。2003年开始,中央政府出于区域平衡发展考虑,在土地供给的分配上实行了倾向内陆的供地政策,这导致沿海地区土地供给的相对减少,从而推高了沿海地区的房价(陆铭等,2015)。但政府做出土地供给决策时并非基于当地居民的身心健康状况,这为不同城市间的房价变化提供了比较外生的政策冲击,使得我们可以比较准确地估计房价对城市居

<sup>①</sup>我国土地政策具体表现为严格建设用地指标,地方政府通过“招拍挂”制度成为土地一级市场的垄断供给方,中央政府出于区域均衡发展的考虑而在土地供给的空间分布上实行倾向中西部地区的用地政策(陆铭等,2015)。

民身心健康的影响。<sup>①</sup>同时工具变量还可以缓解变量的测量误差所带来的内生性问题。

人在城市之间的群分(*sorting*)所带来的内生性问题。如果人在不同城市之间可以完全自由流动,则个人可能基于其健康状况、社会经济状况与偏好等因素来选择适合其居住的城市,这可能导致城市房价与身心健康之间是相关关系,而不是因果关系。一方面,本文通过控制一系列个人与家庭层面的特征来尽可能地缓解这个问题。另一方面,在稳健性检验部分,本文还将通过剔除流动人口样本的方式来进一步缓解这个问题。

(三)数据说明与变量的描述统计。本文所使用的个人健康变量、个人经济社会特征变量、家庭特征变量均来自2010年、2012年和2014年的中国家庭动态跟踪调查。房价数据来自2009年至2013年《中国区域经济统计年鉴》。城市特征数据来自2009至2013年《中国城市统计年鉴》。人均土地出让面积来自2008至2012年《中国国土资源年鉴》。PM2.5数据是通过计算得到的地级市层面PM2.5数据的平均值,原始数据来自NASA MODIS, MISR和SeaWiFS。同时为了更准确地反映城市居民所居住城市的特征,城市特征数据均使用市辖区数据。由于部分城市在样本期内经历了“撤县设区”,本文将在稳健性检验中进行处理。

表1给出了被解释变量、关键解释变量与控制变量的描述统计。表1表明,城市居民的平均心理健康状况比身体健康状况好,但个体之间身体健康状况的差异程度比心理健康状况的差异程度更大。本文中,当家庭在居住方面面临诸如12岁以上子女与父母同住一室、老少三代同住一室、12岁以上的异性子女同住一室、有的床晚上架起白天拆掉等困难时,则表示该家庭面临住房困难。样本中住房有困难的居民占比15%。

表1 描述统计分析

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
自评身体健康	24 211	2.850	1.140	1	5
自评心理健康	23 706	4.453	0.623	1	5
身体健康(主成分分析)	23 855	0.000	1	-2.429	1.838
心理健康(主成分分析)	23 706	0.000	1	-5.760	0.859
房价(元/平方米)	17 443	6748.485	4715.402	1385.000	17 782.010
人均土地出让面积(公顷/万人)	24 218	6.720	7.453	0.244	58.086
住房是否有困难(1是;0否)	23 503	0.150	0.357	0	1
年龄(岁)	24 217	47.580	16.845	16	101
性别(1男性;0女性)	24 218	0.506	0.500	0	1
受教育程度					
小学及以下	24 218	0.230	0.421	0	1
初中	24 218	0.281	0.450	0	1
高中	24 218	0.254	0.435	0	1
大专及以上	24 218	0.234	0.424	0	1
婚姻(1已婚;0未婚)	24 218	0.780	0.414	0	1
16岁以下小孩数量(个)	24 218	0.178	0.424	0	3
家庭规模(人)	24 218	3.711	1.655	1	17
家庭人均收入(元/人)	23 455	18 718.92	27 990.72	0.667	1518 023

<sup>①</sup> 本文没有采用住宅用地面积作为房价工具变量的原因是:2009—2013年的《中国国土资源年鉴》具有完整的按省市分列的土地出让面积数据;但是2009—2010年的《中国国土资源年鉴》没有按省市分列的住宅用地面积数据,这意味着若使用住宅用地面积作为工具变量,我们将无法利用2010年的CFPS的所有样本。

续表 1 描述统计分析

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
家庭总资产(元)	21 813	1121 605	3.00E+07	0	3.00E+09
人均 GDP(元/人)	24 073	69 515.25	44 205.44	5753	290 477
人口密度(人/平方公里)	24 218	1628.469	1148.345	53.16	8248.04
人均工资(元/人)	24 218	46642	19 283.770	16 390.470	95 029.650
人均中学教师数(人/万人)	24 218	1837.999	1284.198	286.206	6013.462
人均床位数(张/万人)	24 218	71.527	24.525	16.357	219.328
人均公共运营电车数(辆/万人)	24 218	9.589	4.596	0.4	29.86
绿化率(百分比)	22 705	39.322	6.552	0.36	64.45
PM2.5 对数	24 218	3.763	0.325	2.589	4.399

来源:历年 CFPS 数据、《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》。

### 三、计量经济学分析

(一)房价对城市居民身心健康的影响。表 2 报告了房价对我国城市居民身心健康影响的工具变量回归结果,其中表 A 中的因变量是自评身体健康,表 B 中的因变量是自评心理健康。从表 2 第(2)、(4)、(6)与(8)列工具变量的第一阶段回归结果中,我们发现( $t-2$ )期的人均土地出让面积对( $t-1$ )期的房价具有显著的负向影响,这与陈斌开和杨汝岱(2013)在省级层面的发现相一致。并且除第(6)列外, $Kleibergen-Paap\ Wald\ rk\ F$  统计量大于经验的临界值 10,表明基本不存在弱工具变量问题。

表 2 房价与城市居民自评身心健康

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本		有住房困难样本		无住房困难有房贷样本		无住房困难无房贷样本	
	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段
表 A 中的因变量: 自评身体健康	Ln 房价 -0.199 (0.325)		-1.286*** (0.487)		-0.245 (0.909)		-0.019 (0.290)	
上年人均土地出让面积		-0.008*** (0.002)		-0.009*** (0.002)		-0.005** (0.003)		-0.008*** (0.002)
$K-P\ Wald\ rk\ F$ 统计量		12.81		15.23		4.27		13.57
观测值数	20 056	20 056	2 947	2 947	1 310	1 310	15 208	15 208
表 B 中的因变量: 自评心理健康	Ln 房价 -0.133 (0.191)		-0.532** (0.250)		-0.899 (0.632)		0.009 (0.187)	
上年人均土地出让面积		-0.008*** (0.002)		-0.009*** (0.002)		-0.005** (0.002)		-0.008*** (0.002)
$K-P\ Wald\ rk\ F$ 统计量		13.08		15.78		4.39		13.57
观测值数	19 629	2 880	2 880	1 283	1 283	14 884	14 884	19 629

注:括号内为稳健的标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。表中控制了个人层面、家庭层面和城市层面的控制变量与年份固定效应。标准误聚类到城市层面。下表统同。

表 2 第(1)、(3)、(5)与(7)列分别报告了两阶段最小二乘法回归的第二阶段结果。从第(1)列的结果可以看出,在控制了个人经济社会特征、个人所在家庭特征以及个人所在城市特征之后,平均而言,房价对城市居民身心健康均没有显著的影响。进一步根据家庭在 2010 年或进入数据

库第一年的住房困难情况<sup>①</sup>和待偿还房贷情况,将全样本分成了有住房困难样本、无住房困难有房贷样本与无住房困难无房贷样本,详见表2第(3)–(8)列。第一,从理论上来看,房价上升会通过负向的房奴效应对有住房困难居民的身心健康产生负向影响,表2第(3)列的估计结果同理论推断是一致的。从表2第(3)列的结果可以看出,房价对有住房困难居民的身体和心理健康产生了不利影响:平均而言,房价每上涨10%,居民自评身体健康下降0.1286个等级,居民自评心理健康下降0.0532个等级。第二,对于无住房困难但有房贷的居民样本而言,从理论上来看,房价上升会对其产生正向的财富效应与需要偿还房贷的负向房奴效应,一正一负两种效应刚好抵消,使得房价上升对该样本的估计结果不显著,与表2第(5)列所示结果一致。第三,对无住房困难且无房贷的居民而言,房价上升会通过正向的财富效应对此类居民身心健康产生正向影响。表2第(7)列的结果表明,房价上升对此类居民心理健康的影响为正,但估计结果不显著;对此类居民身体健康的影响为负,估计结果也不显著。即对住房无困难且无房贷居民而言,房价上升并未带来国外文献所预期的财富效应。原因可能在于财富效应发挥作用的重要前提是房产财富能够自由流动和变现。然而,中国的房地产市场与欧美国家的房地产市场在政府控制方面具有很大差别:我国的房产财富在市场上的流通变现面临很多约束条件(例如限购、限售等<sup>②</sup>),导致我们发现房价上升对我国城市无住房困难且无房贷居民身心健康的影响并不显著。

(二)房价对城市居民身心健康的异质性影响。“看病难,看病贵”一直是我国卫生领域的两大难题,也是影响我国患者就医与选择正规医疗的关键因素。参加能够减少支出的医疗保险与救助计划能降低医疗服务的相对价格,会增加人们对正规医疗的使用(郑莉莉,2017),并改善其健康状况,且这种改善作用对社会经济状态较差的人群影响更大(潘杰等,2013)。由此可知,如果居民享有公费医疗,那么该居民在出现身心不适时,更有可能就医或选择正规医疗。因此,本文推断:相比有公费医疗的样本,房价上升对城市居民身心健康的不利影响对无公费医疗样本的负向影响更大。

表3报告了相应的回归结果,A中的因变量是自评身体健康,B中的因变量是自评心理健康;第(1)、(2)与(3)列分别为有公费医疗人群的全样本、无住房困难样本与有住房困难样本,第(4)、(5)与(6)列中分别为无公费医疗人群的全样本、无住房困难样本与有住房困难样本。从表3的(1)至(3)列可知,当城市居民享有公费医疗时,房价对居民身心健康的影响均不显著,即便居民有住房困难时仍如此。从表3的第(6)列可以看出,当居民既无公费医疗,又有住房困难时,房价对其身心健康产生了显著的负面影响。经系数差异检验我们发现,对于同样具有住房困难的居民,有公费医疗样本与无公费医疗样本的房价对其身体健康影响的系数差异为-2.552,  $p=0.000$ ;对其心理健康影响的系数差异为-0.381,  $p=0.280$ 。

年龄是个人健康的重要影响变量,年龄除了影响身体各器官的成熟和衰老之外,还反映了个人所处的生命周期阶段。在不同的生命阶段,个人的生活和工作状态通常具有非常大的差别:青年人通常处于事业起步阶段,开始组建家庭和增加家庭成员,本文所使用样本显示,45岁以下的青年人33.5%拥有至少一个16岁以下的小孩,其中13.2%的青年人有一个6岁以下的小孩,这些个体由于自身居住与学区房等原因对住房的需求更加迫切;而中年及以上人群通常处于事业和家庭相对稳定的阶段,家庭中子女已经成家立业,本文所使用样本显示,45岁及以上的人群拥有16岁以下孩子的概率为2.6%,即绝大部分45岁以上居民的孩子已经成年,对住房的需求相

<sup>①</sup> 根据家庭在2010年或进入数据库第一年的住房困难情况来划分样本的好处是,可以使得分组尽可能地不受房价的影响,即使得分组尽可能地外生,进而使得估计结果更加准确。

<sup>②</sup> 住房限购政策:<http://www.66law.cn/special/zfxg/>; 住房限售:[https://www.thepaper.cn/newsDetail\\_forward\\_1811347](https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_1811347)。

对来说没有那么迫切。因此,本文推断:相比中年及以上人群,房价上升对城市青年居民身心健康的不利影响更大。为此,本文将45岁作为青年人与中年及以上人群的分界线,分样本检验房价对这两类居民身心健康的异质性影响。

表3 房价与城市居民身心健康:公费医疗的异质性

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		有公费医疗			无公费医疗		
	变量名	全样本	无住房困难	有住房困难	全样本	无住房困难	有住房困难
A的因变量:自评 身体健康	Ln 房价	1.664(1.301)	1.765(1.434)	1.106(1.580)	-0.262(0.377)	-0.128(0.343)	-1.446 <sup>**</sup> (0.569)
	观测值数	2 306	2 013	237	17 275	14 134	2 620
B的因变量:自评 心理健康	Ln 房价	-0.196(0.601)	-0.198(0.655)	-0.179(0.833)	-0.126(0.205)	-0.060(0.200)	-0.560 <sup>**</sup> (0.282)
	观测值数	2 279	1 990	233	16 875	13 806	2 557

注:未报告的一阶段工具变量结果和控制变量的结果与表2中的结果一致。下表统同。

表4报告了相应的回归结果:其中A中的因变量是自评身体健康,表B中的因变量是自评心理健康;第(1)、(2)与(3)列分别为中年及以上人群的全样本、无住房困难样本与有住房困难样本,第(4)、(5)与(6)列中分别为青年人的全样本、无住房困难样本与有住房困难样本。从表4的第(1)与(2)列可知,对于中年及以上样本,房价对城市居民身心健康的影响均不显著。从表4A的第(3)和(6)列可知,房价上升显著地降低了中年人和青年人中有住房困难者的身体健康,这与预期稍有不符。经系数差异检验发现,对于同样具有住房困难的城镇居民,中年样本与青年样本中,房价对身体健康影响的系数差异为-0.410,  $p=0.330$ ,这说明房价对住房有困难的中年居民和青年居民身体健康的负向影响没有显著差异。从表4中B部分第(3)和(6)列可知,房价上升也显著地降低了有住房困难青年人的心理健康,但对有住房困难中年人的心理健康影响不显著,与预期一致。

表4 房价与城市居民身体健康:年龄的异质性

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		中年及以上(≥45岁)			青年(16-45岁)		
	变量名	全样本	无住房困难	有住房困难	全样本	无住房困难	有住房困难
A的因变量:自评 身体健康	Ln 房价	-0.069(0.332)	0.037(0.346)	-1.440 <sup>**</sup> (0.591)	-0.357(0.399)	-0.230(0.369)	-1.030 <sup>*</sup> (0.560)
	观测值数	11 279	9 326	1 605	8 777	7 192	1 342
B的因变量:自评 心理健康	Ln 房价	-0.060(0.164)	-0.012(0.181)	-0.550(0.336)	-0.225(0.289)	-0.149(0.292)	-0.504 <sup>*</sup> (0.304)
	观测值数	11 160	9 223	1 589	8 469	6 944	1 291

(三)房价影响城市居民身心健康的作用机制。上述回归结果表明,房价上升显著地降低了有住房困难城市居民的身心健康,本小节将分析房价影响身心健康的作用机制。流行病学家很久以前便意识到社会和环境因素是很多疾病发生的重要原因。当房价上涨时,相比住房无困难的居民,住房有困难的居民将享受更少的闲暇,工作更长的时间。一方面,个人可能延长工作时间,或由于害怕失业而接受工作时间很长的工作条件,或在正式工作之外寻找一份兼职。另一方面,由于每人每天都是24小时,延长工作时间意味着压缩睡眠和体育锻炼等时间。从理论上来看,工作时间过长与睡眠不足会通过健康资本折旧的增加与健康资本投资的减少而给居民健康带来不利影响(Muurinen, 1982)。Artazcoz等(2009)的实证研究发现,较长的工作时间确实会降低居民的睡眠、休息与体育锻炼时间,并给居民身心健康带来显著的负向影响,尤其是这种较长的

工作时间不是出于自愿时,例如为了养家糊口或家庭财务压力增加而不得不这样做时。为了解决住房困难问题,当房价上涨时,住房有困难居民的工作压力将提高,进而影响健康。但我们无法准确度量个人工作压力,研究发现工作压力增大时,人们对工作的满意度将降低,并进一步影响健康(Faragher 等, 2005)。因此,房价上涨可能通过延长工作时间和降低工作满意度这两条途径来影响居民身心健康。为此,本文通过检验房价对个人是否晚睡与工作满意度的影响来检验房价影响健康的作用机制。理论上讲,直接检验房价对工作时长的影响最准确,但由于CFPS不同年份对调查对象工作时间的问法存在较大差异,无法统一,本文采用“是否晚睡”作为工作时长的代理变量。从逻辑上来看,这一代理变量也比较合理:如果人们的工作时间很长,通常会表现为加班熬夜,并且晚睡对个人的身体和心理健康都具有不利影响。

表5报告了相应的回归结果,其中第(1)–(3)列是房价对居民是否晚睡的影响,第(4)–(6)列是房价对工作满意度的影响。表5第(1)–(3)列的结果显示,房价上升显著地增加了有住房困难样本者的晚睡概率(0.491)。系数差异检验发现,无住房困难样本与有住房困难样本的房价对晚睡影响的系数差异为-0.367,  $p=0.000$ ;说明住房有困难居民晚睡的概率显著高于无住房困难居民。从表5的第(4)–(6)列可以看出,房价上涨显著地降低了城市居民的工作满意度;并且对居住有困难居民的工作满意度的绝对影响显著大于对居住没有困难居民的工作满意度的绝对影响,系数差异性检验表明两个系数的差异为0.597,  $p=0.060$ 。这些发现意味着,房价上升通过增加有住房困难样本的晚睡概率与降低其工作满意度而给其身心健康带来了不利影响。

表5 房价与城市居民身心健康: 机制分析

	是否晚睡			工作满意度		
	(1)全样本	(2)无住房困难	(3)有住房困难	(4)全样本	(5)无住房困难	(6)有住房困难
Ln 房价	0.203(0.202)	0.123(0.218)	0.491 <sup>**</sup> (0.225)	-0.555 <sup>**</sup> (0.245)	-0.450(0.279)	-1.047 <sup>***</sup> (0.326)
观测值数	20 059	16 520	2 948	5 890	4 898	838

#### 四、稳健性检验

接下来,我们从不同的角度对以上结果的稳健性进行检验,具体包括:通过剔除流动人口样本来缓解群分所带来的选择性偏误,利用主成分分析来缓解被解释变量的测量误差与删除受汶川地震和“撤县设区”影响的地区以减少主要混杂因素的影响。

(一)群分和流动人口引起的样本偏误问题。由于个人可能基于能力、社会经济地位与偏好等因素而选择居住的城市,这可能导致城市房价与身心健康之间是相关关系,而不是因果关系。虽然本文通过控制一系列城市特征与个人特征等,部分地控制了城市对流动人口的吸引力,但仍不能完全处理这个问题。理想的做法是寻找某种“准实验”来克服人口流动带来的内生性问题,但由于数据的限制本文无法做到这一点,因此只能通过剔除流动人口样本来缓解这一内生性问题。2014年的CFPS问卷询问了被调查对象的迁移状况,本文删除过去两年在其他城市待过6个月以上的样本,仅保留没有实际迁移行为的个体,虽然这无法彻底解决样本选择城市所带来的内生性问题,但是该方法排除了居民因为房价高而选择迁移的情况,进而最大限度避免了由样本选择而引起的内生性问题。从表6可以看出,房价上涨显著地降低了有住房困难城市居民的身体健康,但对住房无困难居民身体健康的影响不显著。第(2)列和第(3)列房价系数的差异检验结果为1.181,  $p=0.010$ 。从表6第(5)列和第(6)列的结果可知,房价上涨对有住房困难居民的心理健康影响为负,对无住房困难城市居民的心理健康的影响为正,但都不显著。对第(5)列和第(6)列房价系数的差异检验结果为0.602,  $p=0.000$ 。

表6 房价对居民健康影响的稳健性检验:删除移民样本

	身体健康			心理健康		
	(1)全样本	(2)无住房困难	(3)有住房困难	(4)全样本	(5)无住房困难	(6)有住房困难
Ln 房价	-0.606(0.417)	-0.471(0.439)	-1.651 <sup>**</sup> (0.723)	-0.018(0.142)	0.061(0.160)	-0.541(0.373)
观测值数	3 411	2 832	481	3 402	2 823	481

(二)身心健康的测量误差问题。首先,虽然不少文献认为自评健康已经能够比较准确地反映个人的实际健康情况(潘杰等,2013),且在指标综合性、易得性、稳健性三个方面具有显著的优势(齐良书和李子奈,2011),但是有些学者认为自评健康指标不够客观(Sullivan和von Wachter,2009)。因此,接下来本文将综合自评身体健康、自评健康变化、过去两周患病率和慢性病发生率这四个指标,通过主成分分析得到身体健康的综合指标;<sup>①</sup>心理健康指标也采用主成分分析法得到。<sup>②</sup>其次,由于不同年份的CFPS数据对健康的提问方法有一些差异,本文保留2012和2014年对身体健康问法一致的样本,以及2010年和2014年对心理健康问法一致的样本,分别检验房价对城市居民身体健康和心理健康的影响。表7报告了相应的回归结果。其结果同表2一致,房价上涨显著地降低了有住房困难城市居民的身体健康,房价上涨对无住房困难城市居民的身体健康影响不显著。同时,表7第(2)列和第(3)列的房价对身体健康影响的系数差异检验结果为0.835,  $p=0.000$ ;心理健康影响的系数差异检验结果为0.640,  $p=0.020$ 。第(5)列和第(6)列的房价对身体健康影响系数的差异检验结果为1.421,  $p=0.000$ ;对心理健康影响的系数差异检验结果为0.325,  $p=0.110$ 。这些检验结果说明,在考虑健康测量误差的情况下,房价对城市中有居住困难居民身心健康的不利影响显著大于对无居住困难居民身心健康的影响。

表7 房价对居民健康影响的稳健性检验:健康测量误差问题

	变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
		身体健康(主成分分析)			身体健康(保留2012年和2014年)			
		全样本	无住房困难	有住房困难	全样本	无住房困难	有住房困难	
A的因变量:身体健康	Ln 房价	-0.277(0.267)	-0.190(0.268)	-1.025 <sup>***</sup> (0.396)	-0.356(0.340)	-0.198(0.324)	-1.619 <sup>***</sup> (0.597)	
	观测值数	19 717	16 241	2 893	11 459	9 478	1 651	
		心理健康(主成分分析)			心理健康(保留2010年和2014年)			
		全样本	无住房困难	有住房困难	全样本	无住房困难	有住房困难	
B的因变量:心理健康	Ln 房价	-0.267(0.321)	-0.173(0.330)	-0.814 <sup>**</sup> (0.388)	-0.179(0.169)	-0.111(0.187)	-0.436 <sup>*</sup> (0.245)	
	观测值数	19 629	16 167	2 880	12 259	10 059	1 831	

(三)删除受汶川地震和“撤县设区”影响的样本。大地震对居民的身体健康具有短期和长期影响(马宁等,2008),因此具有地震特殊经历的样本与其他样本在身体健康上可能存在系统差异。为此本文删除受汶川地震影响的样本来分析房价对城市居民身体健康的影响。其次,为了更准确地反映城市居民所居住城市的特征,本文采用市辖区层面的数据构建城市层面的控制变量;然而在本文研究期限内,部分城市经历了“撤县设区”,导致市辖区的面积扩大,造成前后不可比。

① 身体健康的主成分分析采用了“您认为自己的健康状况如何?”,“您觉得您的健康状况和一年前比较起来如何?”,“过去两周内,您是否有身体不适?”,“过去六个月内,您是否患过经医生诊断的慢性疾病?”四个问题。该综合指标的主成分分析的KMO为0.7019,说明这四个指标适合采用主成分分析法。

② 心理健康综合指标的主成分分析的KMO为0.8439,说明心理健康的多项问题非常适合采用主成分分析法。

为此,本文删除在样本期内具有“撤县设区”经历的城市,再次检验房价对城市居民身心健康的影响。以上两个检验的结果同表2保持了一致,<sup>①</sup>说明本文的基本研究结论十分稳健。

## 五、总 结

现阶段,围绕着中国房价上涨对人们生产生活所产生的影响涌现了一系列的研究,但关注房价对城市居民身心健康影响的文献不多见,住房和健康是我国人民最关切的两大问题。因此,本文通过使用2010年、2012年与2014年的CFPS数据,定量研究了房价对城市居民身心健康的影响,并进一步分析了房价对住房是否有困难和是否有房贷居民、中年及以上人群与青年人,以及有无公费医疗居民身心健康的影响差异,揭示了房价影响健康的重要机制。本文的意义在于:第一,巧妙地借鉴了健康经济学的相关文献,从理论上分析了房价影响健康的两种效应,即财富效应与房奴效应,并揭示了房产财富能够自由流动和变现是财富效应发挥作用的重要约束条件。第二,从卫生公共领域和个人生命周期的角度检验了房价对城市居民身心健康影响的异质性,并揭示了晚睡和工作满意度是房价对城市居民身心健康产生房奴效应的微观作用机制。

本文的政策含义是清晰且重要的。第一,房价和健康是关系民生的两个重要问题,本文为政府如何改善这两类民生问题提供了新视角。我国政府关于如何让人们“住有所居”的努力从未间断。与此同时,中共中央、国务院于2016年印发并实施了“健康中国2030”规划纲要,并提出“把健康融入所有政策,全方位、全周期保障人民健康,大幅提高健康水平,显著改善健康公平”。然而政府在制定这两类改善民生的政策时,并没有意识到二者之间的关系。本文的研究表明,适当增加土地供给进而使得房价保持在合理的水平,可以为政府从居住角度改善民生,促进居民健康提供有针对性的保障。第二,提示我们关注城市中的低收入群体。平均而言,城市化水平的提高与城市的经济增长显著地提升了城市居民的福利水平。但不能忽视的是,在一些城市的部分本地居民中也存在着排斥外来人口或反对城市化水平提高的声音。部分原因可能在于,伴随着城市化水平的提高,房价上涨给本地低收入群体的福利(例如,身心健康)带来了负向影响。为进一步顺利推进城市化,政府可以通过就业培训与激励兼容的转移支付等方式,对这部分福利受损者进行合适的补偿。第三,有助于我们更加全面地认识土地财政的社会成本。土地财政使得地方政府有激励提供生产性的公共服务与基础设施,有效地促进了城市化与地区经济增长。本文的研究表明,土地财政带来的房价上升会通过增加晚睡概率与降低工作满意度这两个途径而给城市中有住房困难居民的身心健康带来负向影响。这表明,在评估土地供给政策的社会经济影响的过程中,考虑房价对城市居民身心健康的影响,将使我们获得更为全面的评估结果。

\* 作者感谢两位匿名审稿人和编辑的建设性意见,感谢熊瑞祥、赵敏强、唐为和宋冉的宝贵意见。文责自负。

### 主要参考文献:

- [1]阿马蒂亚·森. 以自由看待发展[M]. 任贇,于真译. 北京:中国人民大学出版社,2002.
- [2]陈斌开,杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. *经济研究*,2013,(1): 110-122.
- [3]陈硕,陈婷. 空气质量与公共健康:以火电厂二氧化硫排放为例[J]. *经济研究*,2014,(8): 158-169, 183.
- [4]陈永伟,陈立中. 为清洁空气定价:来自中国青岛的经验证据[J]. *世界经济*,2012,(4): 140-160.
- [5]高凯,汪泓,刘婷婷. 劳动人口健康水平影响因素及健康状况演变趋势[J]. *社会科学研究*,2018,(1): 38-47.
- [6]林江,周少君,魏万青. 城市房价、住房产权与主观幸福感[J]. *财贸经济*,2012,(5): 114-120.
- [7]刘国恩,Dow W H,傅正泓,等. 中国的健康人力资本与收入增长[J]. *经济学(季刊)*,2004,(4): 101-118.

<sup>①</sup> 受篇幅所限,本文未列出“撤县设区”的具体城市名称及相关的估计结果,读者可向作者索取。

- [8]刘云平. 儿童照料、劳动参与和中国已婚男女身心健康--基于城镇居民和外来务工人员的对比研究[J]. *南方人口*, 2012, (6): 7-14.
- [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]马宁, 喻达, 刘民. 大地震对人群健康影响的研究[J]. *中华流行病学杂志*, 2008, (12): 1262-1265.
- [11]牛建林. 人口流动对中国城乡居民健康差异的影响[J]. *中国社会科学*, 2013, (2): 46-63, 205.
- [12]潘杰, 雷晓燕, 刘国恩. 医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析[J]. *经济研究*, 2013, 48(4): 130-142, 156.
- [13]齐良书, 李子奈. 与收入相关的健康和医疗服务利用流动性[J]. *经济研究*, 2011, (9): 83-95.
- [14]王弟海, 黄亮, 李宏毅. 健康投资能影响跨国人均产出差距吗?——来自跨国面板数据的经验研究[J]. *经济研究*, 2016, (8): 129-143.
- [15]郑莉莉. 医疗保险改变了居民的就医行为吗?——来自我国 CHNS 的证据[J]. *财政研究*, 2017, (2): 84-97.
- [16]周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. *管理世界*, 2014, (7): 12-21, 51.
- [17]Artazcoz L, Cortès I, Escribà-Agüir V, et al. Understanding the relationship of long working hours with health status and health-related behaviours[J]. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 2009, 63(7): 521-527.
- [18]Atalay K, Edwards R, Liu B Y J. Effects of house prices on health: New evidence from Australia[J]. *Social Science & Medicine*, 2017, 192: 36-48.
- [19]Brunello G, Fort M, Schneeweis N, et al. The causal effect of education on health: What is the role of health behaviors?[J]. *Health Economics*, 2016, 25(3): 314-336.
- [20]Fang H M, Gu Q L, Xiong W, et al. Demystifying the Chinese housing boom[J]. *NBER Macroeconomics Annual*, 2015, 30(1): 105-166.
- [21]Faragher E B, Cass M, Cooper C L. The relationship between job satisfaction and health: A meta-analysis[J]. *Occupational & Environmental Medicine*, 2005, 62(2): 105-112.
- [22]Fichera E, Gathergood J. Do wealth shocks affect health? New evidence from the housing boom[J]. *Health Economics*, 2016, 25(S2): 57-69.
- [23]Finkelstein A, Luttmer E F P, Notowidigdo M J. What good is wealth without health? The effect of health on the marginal utility of consumption[J]. *European Economic Association*, 2013, 11(S1): 221-258.
- [24]Giuntella O, Mazzonna F. Do immigrants improve the health of natives?[J]. *Journal of Health Economics*, 2015, 43: 140-153.
- [25]Glaeser E, Huang W, Ma Y R, et al. A real estate boom with Chinese characteristics[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(1): 93-116.
- [26]Hamoudi A, Dowd J B. Housing wealth, psychological well-being, and cognitive functioning of older Americans[J]. *The Journals of Gerontology: Series B*, 2014, 69(2): 253-262.
- [27]Joshi N K. Local house prices and mental health[J]. *International Journal of Health Economics and Management*, 2016, 16(1): 89-102.
- [28]Muurinen J M. Demand for health: A generalised Grossman model[J]. *Journal of Health Economics*, 1982, 1(1): 5-28.
- [29]Ratcliffe A. Wealth effects, local area attributes, and economic prospects: On the relationship between house prices and mental wellbeing[J]. *Review of Income and Wealth*, 2015, 61(1): 75-92.
- [30]Roback J. Wages, rents, and the quality of life[J]. *Journal of Political Economy*, 1982, 90(6): 1257-1278.
- [31]Ruhm C J. Are recessions good for your health?[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(2): 617-650.

[32]Sullivan D, von Wachter T. Job displacement and mortality: An analysis using administrative data[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(3): 1265–1306.

[33]Xiang Y T, Yu X, Sartorius N, et al. Mental health in China: Challenges and progress[J]. *The Lancet*, 2012, 380(9855): 1715–1716.

## Housing Prices and Urban Residents' Physical and Mental Health: Empirical Evidence from CFPS

Ouyang Wenjing

(Business School, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China)

**Summary:** Safeguarding and improving people's livelihood in development is inseparable from both health and housing, for they are important sources of people's sense of well-being and happiness. Based on the data of Chinese Family Panel Survey (CFPS) from 2010 to 2014, and using the exogenous impact of land supply in different prefecture-level cities as a tool variable of housing prices, this paper quantitatively studies the impact, heterogeneity and mechanism of housing prices on the physical and mental health of urban residents. The study finds that: on average, the impact of housing prices on the physical and mental health of urban residents is not significant. Further heterogeneity analysis shows that: rising housing prices significantly reduce the physical and mental health of young people with housing difficulties, while public medical treatment reduces the adverse effect of rising housing prices on the physical and mental health of residents with housing difficulties. The mechanism analysis shows that housing prices have a negative impact on residents' health by increasing the probability of sleeping late and reducing job satisfaction.

The findings of this paper have important policy implications. Firstly, this paper provides a new perspective for the government on how to improve housing prices and health. The government can increase the supply of urban land reasonably and improve the health level of residents from the perspective of improving living conditions. Secondly, it reminds us to pay attention to the low-income groups in cities. The government can make appropriate compensation for these welfare victims by means of transfer payment which is compatible with employment training and incentives. Finally, it is helpful for us to understand the social cost of land finance more comprehensively.

Compared with the existing literature, the main contributions of this paper lie in four aspects: Firstly, the research on the relationship between housing prices and health supplements the empirical evidence from developing countries. Secondly, this paper combines the land supply system of China, and uses the exogenous shocks of land supply of different prefecture-level cities as the tool variable of regional housing prices, which better deals with the endogenous problem in this study. Thirdly, by skillfully referring to the relevant literature of health economics, this paper theoretically analyzes the two effects of housing prices on health: wealth effect and housing slavery effect, and reveals that the free flow and change of property wealth is an important constraint for the wealth effect to play its role. Fourthly, from the perspective of public health and personal life cycle, this paper analyzes the heterogeneity and micro-mechanism of housing prices' impact on urban residents' physical and mental health.

**Key words:** housing prices; physical health; mental health

(责任编辑 石头)