

房子还是儿子?

——房价与出生性别比

康传坤 文 强 楚天舒*

摘 要 本文考察房价对出生性别比的影响及机制。基于 2010 年人口普查资料,发现当房价收入比上升 1 个单位,城乡地区出生性别比将显著下降 0.2%,其中房价上涨显著降低农村地区的出生性别比,对城镇地区出生性别比没有显著影响。为克服潜在内生性问题,本文使用刀切法工具变量回归进行分析,研究结论稳健。进一步分析发现,房价上涨不仅通过性别替代机制直接降低各胎次出生性别比,而且通过生育数量机制降低各胎次生育率进而间接降低出生性别比。

关键词 房价, 出生性别比, 刀切法工具变量回归

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.02.07

一、引 言

1998 年“房改”以来,中国房地产市场迅猛发展,房价不断上涨。自 2007 年起,房价成为居民街头巷尾讨论的热门话题。在房价快速上涨的同时,始于 1980 年代初持续偏高的出生性别比自 2007 年开始呈现连续下降趋势(见图 1),到 2017 年已降至 111.9 的较低水平。房价的快速上涨,尤其是 2007 年以来全民对于房价的关注,与出生性别比 2007 年以来的下降趋势同时出现,这是一种巧合还是有着必然联系?如果房价上涨导致出生性别比下降,其影响机制是什么?目前鲜有学者对这些问题作出回答。

* 康传坤,山东财经大学经济研究中心;文强,厦门大学王亚南经济研究院;楚天舒,西南财经大学经济与管理研究院。通信作者及地址:文强,福建省厦门市思明南路 422 号厦门大学经济楼 A 座,361005;电话:(0592) 2187708;E-mail: durianwen@xmu.edu.cn。本文得到国家社会科学基金青年项目(19CRK019)、教育部人文社会科学青年基金项目(17YJC840019)、福建省社会科学规划项目青年项目(FJ2019C004)、中国博士后科学基金面上项目(2019M662248)资助。感谢主编和匿名审稿人的建设性意见,感谢方颖教授的宝贵建议,感谢 2017 中国青年经济学家联谊会、中国经济学年会与会专家学者的宝贵意见。文责自负。

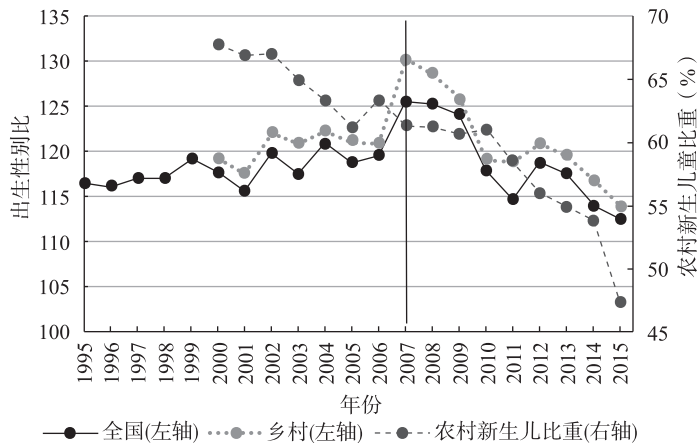


图 1 历年出生性别比与农村新生儿比重

资料来源：1995年、2005年与2015年数据来源于1%人口抽样调查，2000年、2010年数据来源于人口普查，其余年份数据来源于全国人口变动情况抽样调查。

探究房价与出生性别比之间的关系，不仅具有重要的现实价值，也对文献作出了有益补充。从高房价的社会经济后果角度看，房价上涨改变了住房相对于其他资产的价值，这不仅改变了企业的经营行为（王文春和荣昭，2014），也深刻改变了居民消费/储蓄（陈斌开和杨汝岱，2013）、劳动供给（吴晓瑜等，2014）以及迁移（周颖刚等，2019）等决策，最终制约经济增长（陈斌开等，2018）并引发经济波动（梅冬州等，2018）。近年来，随着我国劳动年龄人口数量减少和生育率的不断下降，房价对家庭生育决策和生育率的影响引起学者们的高度关注（葛玉好和张雪梅，2019）。对子女性别的选择是一项重要的生育决策，并且该选择具有外部性，中国的性别失衡已经导致消费不足（Wei and Zhang, 2011）、犯罪率上升（Edlund *et al.*, 2013）、要素收入分配恶化（魏下海等，2017）等严重社会经济问题，因此很有必要探究房价上涨是否以及如何影响到出生性别比。

从出生性别比的决定因素看，很有必要将房价变动的影响作用纳入出生性别比影响因素的分析当中。逻辑上讲，出生性别比大致受到三类因素影响，可简单表述为 $y_t = a + f(x_t) + e_t$ ，其中 y_t 是第 t 期的出生性别比， x_t 是影响出生性别比的社会经济因素， e_t 是影响出生性别比的随机冲击，其服从均值为 0 的某种分布，而 a 表示在没有社会经济环境剧烈变迁以及随机冲击影响下的基准出生性别比。跨国研究发现，基准出生性别比维持在 105—107 之间（Coale, 1991），但是乙肝病毒携带（Oster, 2005）、耕犁普及（Alesina *et al.*, 2013）、传统宗族文化（Das Gupta *et al.*, 2003）等生物、历史、文化因素会影响基准出生性别比。在现实生活中， e_t 可能涉及自然灾害（Song, 2009）等随机冲击。总体而言， a 可能导致一个国家或者地区的出生性别比与其他国家或地区存在系统性差异，而 e_t 则可能导致出生性别比在短期偏离

其基准水平。

从图1可以看出，我国出生性别比长期在高位运行，并在2007年前后呈现截然相反的变动趋势，这说明影响出生性别比的因素除了 a 和 e_t 以外，还可能还有其他社会经济因素 x_t 的影响作用。针对出生性别比的上升现象，学者们从市场化改革实施（Qian, 2008）、计划生育政策实施（Li *et al.*, 2011）、B超技术引入和普及（Chen *et al.*, 2013）、土地改革实施（Almond *et al.*, 2019）、农业税取消（梁若冰, 2019）等社会经济因素的不同方面进行了解释。而养老保险普及（Ebenstein and Leung, 2010；张川川等, 2017）、“关爱女孩行动”实施（范子英和顾晓敏, 2017）等则促进了出生性别比的下降。实际上，居民进行性别选择的背后有极强的经济动因（Qian, 2008），在当前住房财富占家庭总财富比例巨大、父母需要为子女购房以增强婚姻市场竞争力（Wei *et al.*, 2017）的时代背景下，房价上涨将改变家庭的资源约束以及养育儿子的相对价格，这势必影响到父母对子女性别的选择，进而影响到整个社会的出生性别比，因此房价是思考近年来我国出生性别比变动新趋势的重要切入点。

本文基于2010年人口普查数据，实证发现2004年以来的房价上涨与始于2007年的出生性别比下降有着必然的逻辑关系。房价上涨确实显著降低了出生性别比，并且主要是降低了农村地区的出生性别比。在快速城镇化的大背景下，农村居民及其子女进城定居生活已是不可逆转的趋势，因此城市房价变动无可避免地会影响到农村居民的家庭生育决策。即使考虑到潜在的内生性问题后研究结论依然稳健。进一步的研究发现，房价上涨不仅直接降低了各胎次的出生性别比，而且通过降低各胎次的生育数量间接降低了出生性别比。这一结论为我们认识房价上涨的社会经济后果，以及理解出生性别比的影响因素提供了新的洞见。

二、文献评述与理论假说

与本文密切相关的文献包括出生性别比的影响因素和房价对生育行为的影响两方面，在此进行简单总结与评述。在文献基础上，我们提出待检验假说。

（一）出生性别比的影响因素

如引言部分所述，影响出生性别比的因素包括生物、历史、文化等长期因素，也包括社会经济环境变迁、随机冲击等短期因素。现有研究发现，宗族文化导致的男孩偏好（张川川和马光荣, 2017）以及“棉花革命”（公元1300—1840年间）对歧视女性观念的弱化（Xue, 2018）都影响到出生性别比，这说明我国出生性别比失衡现象的形成有长期因素的作用。与此同时，

Song (2009) 发现我国出生性别比在三年自然灾害时期(1959—1961)出现短暂下降,但随后反弹,这揭示随机冲击也会影响我国的出生性别比。

值得注意的是,生物、历史、文化等因素的形成需要时间的积淀,这可能导致一个国家或者地区的出生性别比系统性地区别于其他地区,但难以导致出生性别比在短期内出现趋势性变动。另外,随机冲击的影响具有时效性,这会导致出生性别比在非常短的时间区间偏离其原有水平,然后迅速复原,此时出生性别比的变动不具有趋势性特征。由此可见,要理解出生性别比的长期特征,可能要从生物、历史、文化等因素入手,要理解出生性别比的短期波动,可能需要关注随机冲击因素,而要理解出生性别比在一定时期内的趋势性变动,则需要关注这一时期社会经济环境的变迁。

现有研究指出,出生性别比失衡现象之所以出现,是因为居民具有男孩偏好,但是生育限制导致生育儿子的愿望不能通过扩大生育数量来实现,而价格低廉、可操作性强的性别选择手段使得选择生育儿子成为可能。与此同时,男孩偏好的形成有强烈的经济动因,一是养育男孩的相对收益更高(Alesina *et al.*, 2013),二是养育男孩可以获得养老服务(Ebenstein and Leung, 2010)。因此,当养育男孩的相对经济收益、生育政策或者性别选择手段出现变化时,出生性别比都可能在一定时期出现趋势性变动。

在上述框架下,学者们从不同角度探究了我国出生性别比持续上升的原因。在养育男孩的相对收益方面,Qian (2008)认为,肇始于1978年的市场化改革带来的性别工资差距扩大,可能是出生性别比失衡的重要原因;在生育政策方面,Ebenstein (2010)和Li *et al.* (2011)发现,计划生育政策限制了生育数量水平,人们为了生育男孩而进行性别选择,最终导致出生性别比失衡。梁若冰(2019)发现财政压力可能导致地方政府更严格地执行计划生育政策以获取计划生育社会抚养费,这会导致生育率下降与生育选择增加;在性别选择手段方面,Chen *et al.* (2013)发现,B超技术的引入和普及降低了性别选择成本,最终提高了出生性别比。Almond *et al.* (2019)认为,1978—1984年间的土地改革增加了农民收入,这使得他们更有能力进行性别选择,从而导致这一时间段农村地区出生性别比的上升。

同样的分析框架也适用于分析出生性别比下降的原因。首先,养老保险的普及。居民偏好男孩是因为养儿防老,那么养老保险的普及将会降低生育儿子以供养老的需求,这会显著降低出生性别比(Ebenstein and Leung, 2010; 张川川等, 2017)。其次,养育男孩机会成本的变化。政府于2003年启动了“关爱女孩行动”,给予试点县区的独女户和纯女户(两个女孩)在教育、医疗、养老和一次性奖励等方面的奖励和扶持,这会降低养育儿子的相对收益,从而降低出生性别比(范子英和顾晓敏, 2017)。

既然家庭预算约束以及生育儿子相对收益的变动都会影响到居民的性别选择行为,那么抓住2007年以后导致上述环境发生变化的关键因素,则是理

解当前我国出生性别比失衡新现象的重要切入点。经济日报社中国经济趋势研究院编制的《中国家庭财富调查报告（2017）》显示，2016年中国家庭人均财富中房产净值的占比为65.99%，这说明当房价变动时，家庭的预算约束必将受到重大影响。与此同时，中国家庭广泛存在为儿子买房或建房的行为（方丽和田传浩，2016；Wei *et al.*，2017），那么房价变动势必影响到养育儿子的相对收益。因此，房价变动理应成为分析近年来我国出生性别比变动的重要角度。

（二）房价对生育行为的影响

考察房价对出生性别比的影响，本质上是分析房价如何影响居民的生育行为，学者们已经对此进行了初步探讨。文献中把房价上涨对生育决策的影响归结为三种效应：增加生育数量的“财富效应”与“抵押贷款效应”，以及房价上涨提高养育孩子成本所导致的生育数量减少的“替代效应”。在三种效应的综合影响下，房价对生育数量的影响并不确定。Lovenheim and Mumford（2013）对美国的研究发现，房价变化带来的“财富效应”和“抵押贷款效应”显著增加了有房家庭的生育率。与之相似的是，Dettling and Kearney（2014）发现房价上涨通过“财富效应”和“抵押贷款效应”促进了美国有房家庭的生育率，但“替代效应”降低了租房家庭的生育率。对中国的研究却发现，房价上涨降低了生育率。易君健和易行健（2008）与 Hui *et al.*（2012）对中国香港的研究发现，房价上升显著降低了总和生育率和出生率，葛玉好和张雪梅（2019）对中国内地家庭的研究发现，房价对生育孩子的概率有显著负影响，其中对生育二孩的影响更大。

显然，有关房价对生育行为影响的现有文献主要探讨生育的数量问题，并未关注生育的性别结构问题。正如 Lovenheim and Mumford（2013）所言，房价对生育数量的影响表明它也可能会影响家庭的其他决策，其中性别选择是重要的生育决策。在高房价制约经济增长、性别失衡带来一系列负面社会经济影响的背景下，研究房价是否影响到出生性别比失衡，有助于更深入地考察房价可能的社会经济影响以及出生性别比的决定因素。

父母对孩子的性别选择可以一定程度上利用房价影响生育数量的逻辑进行分析。问题在于，上述逻辑机制不能直接套用，必须考虑具体国情。对美国等发达国家来说，房价上涨可提高生育率，但是对中国来说却相反，究其原因，房价上涨对生育的负向影响可能源于中国居民的住房观念。房子对中国家庭来说，不仅能提供居住服务，更是子女在婚姻市场上竞争力的象征（Wei *et al.*，2017），因此拥有自有住房成为许多家庭奋斗的目标。在这种观念下，对生养男孩的家庭来说，为了增强儿子在婚姻市场上的竞争力，购买婚房将是家庭的一项重要支出。考虑到父母对儿子买房置业的支持，房价上涨降低生育数量的“替代效应”将会显著高于增加生育数量的“财富效应”

或“抵押信贷效应”，从而最终表现为生育率的降低。对国外家庭来说，他们缺少为儿子结婚购房这一背景，因而“替代效应”¹小得多，最终表现为促进生育。

(三) 理论假说

生育的经济动机可归为两类：消费和投资。“消费”动机是父母把生育孩子看成是消费行为，孩子能直接带来效用 (Becker, 1960)；“投资”动机是父母把生育孩子视为投资行为，希望未来从孩子那里获得收益 (Ehrlich and Lui, 1991)。如果把孩子看成“消费品”，则父母的生育决策主要考虑养育孩子的成本，而如果看成“投资品”，父母不仅要考虑成本，还要考虑孩子带来的预期收益。具体到中国，父母具有关心孩子的“利他主义”。同时，由于儿子相对女儿具有养老方面的优势，“养儿防老”的传统还导致“男孩偏好” (Ebenstein and Leung, 2010)。

在“男孩偏好”和“利他主义”的作用下，父母会为子女特别是儿子买房提供支持。当孩子作为“消费品”时，房价上涨使得生育子女的相对“价格”上升，特别是男孩的相对“价格”上升更多，这会形成“婚房成本效应”和“标准替代效应”，并通过性别替代和数量替代两种渠道降低出生性别比：第一，性别替代的直接效应。房价上涨使居民预期养育孩子的成本增加，对养育男孩的家庭来说更是如此。在竞争激烈的婚姻市场上，房子成为结婚的必需品，有男孩的家庭需要储蓄买房以增加竞争力 (Wei and Zhang, 2011)，因而房价上涨可能会降低对男孩的需求。第二，降低生育数量的间接效应。在高房价背景下，孩子越多家庭养育成本越高，这会降低对孩子数量的需求。现有研究指出，胎次越高出生性别比失衡越严重 (Sun and Zhao, 2016)，因而孩子数量的降低会降低出生性别比。

当孩子作为“投资品”时，房价上涨对孩子养育成本的影响与孩子作为“消费品”时类似，差异在于对养育子女预期收益的影响。房价上涨意味着购房支出增加和还贷负担加重，将使父母从养育子女中获得的预期收益减少。考虑到房价上涨可能对子女教育、健康等人力资本投资的挤出效应，使得子女的预期收入减少，这会进一步降低养育子女的预期收益。因此，房价上涨可能降低父母对孩子数量的需求。在父母为儿子购买婚房的背景下，这种对子女数量需求的降低会更明显地表现为对儿子需求的降低，结果即是出生性别比的降低。这可称为生育的“预期收益效应”，当然预期收益效应也是通过上述直接的性别替代和间接的数量效应发挥作用。

¹ 作者感谢匿名审稿人指出国内外语境下“替代效应”的差异。为了突出这种差异，下文把国内的“替代效应”拆分为“标准替代效应”和“婚房成本效应”。“标准替代效应”是指子女和其他消费品之间的替代，与国外类似；而“婚房成本效应”则主要指男孩和女孩之间的性别替代。

当然，房价上涨也可能通过“财富效应”或“抵押贷款效应”提高出生性别比。由于“多子多福”与“男孩偏好”观念，当家庭财富在房价上涨过程中增值时，家庭有更多的资源用于养育子女，特别是养育男孩，并增加对子女的人力资本投资，进而增加父母的预期收益，这会通过性别替代和数量效应提高出生性别比。

总的来看，房价上涨是提高还是降低出生性别比，要看激励和阻碍效应的相对大小。特别地，农村居民和城镇居民的生育决策对房价上涨的反应可能不同。有研究发现，农村子女结婚多是在农村建房完成（方丽和田传浩，2016），因而房价上涨可能不会直接影响农村家庭的生育决策，而是通过建房成本产生间接影响。在城镇地区，子女结婚一般是在城镇买房，因而房价上涨会更多地影响到生育决策。尽管如此，随着城市化的深入推进，农村居民进城定居的意愿非常强烈，进城购买婚房现象十分普遍。CGSS2010 数据显示，农民已在城镇定居和未来五年打算在城镇定居的比例达到 21.6%，而已在城镇购房和未来五年打算到城镇地区购房的比例为 18.1%；已在城镇地区购房的人群，其购房目的主要是为在城镇定居生活和为子女定居城镇做准备，其比例分别为 71.2% 和 23.2%。基于 CSS2011 数据，祝仲坤和冷晨昕（2017）得出类似结论：有到城镇购房意愿的农民工的比例为 26.9%；购房的主要目的是改善现有居住条件和为自己或子女成家购置婚房，其比例分别为 46.6% 和 42.48%。李秀梅和阎聚峰（2016）基于河北省的调查数据发现，高达 57.9% 的男性都认同进城买房是结婚的必备条件。据此，我们认为房价变动会影响到农村家庭的生育决策，在农村居民商品房拥有率更低的背景下，甚至可能产生更大的影响。

三、数 据

（一）数据来源

本文主要有 3 个数据来源：各省市《2010 年人口普查资料》《中国区域统计年鉴（2010）》以及《中国国土资源统计年鉴（2010）》。表 1 报告基于上述数据计算的各变量及其定义。

（二）描述统计

表 2 报告主要变量的描述性统计信息。在样本中，有 314 个地市有城镇与农村地区出生性别比数据，其中城镇地区的男女出生性别比均值为 118.8，略低于农村地区的 119.0。出生性别比呈现两个特征——以农村地区为例：第一，地区间存在较大差异。在样本中，出生性别比最低的是新疆的克拉玛依市，性别比为 25，最高的是广东的佛山市，性别比为 163.2，出生性别比的标准差为 16.3。第二，各胎次间存在较大差异。在样本中，第一胎次出生性

别比均值为 112.8, 而第二胎次及以上的均值为 131.1, 并且第二胎次及以上出生性别比的最小值和最大值均分别高于第一胎次。城镇地区的出生性别比特征与农村地区一致。

表 1 各变量定义与数据来源

变量	定义	数据来源
	(1)	(2)
性别比	每百名新生女婴对应的新生男婴数	各省市《2010年人口普查资料》
房价收入比	每百平方米住宅销售价格(元)/人均收入(元)	《中国区域经济统计年鉴(2010)》
人均收入	人均可支配(或纯收入)(万元)	《中国区域经济统计年鉴(2010)》
男性教育年限	6岁以上男性平均受教育年限(年)	各省市《2010年人口普查资料》
女性教育年限	6岁以上女性平均受教育年限(年)	各省市《2010年人口普查资料》
非农户籍比重	非农户籍人口比重(%)	各省市《2010年人口普查资料》
外省人口比重	外省户籍人口比重(%)	各省市《2010年人口普查资料》
外市人口比重	本省外市户籍人口比重(%)	各省市《2010年人口普查资料》
适婚性别比	每百名20—30岁女性对应的同龄男性数	各省市《2010年人口普查资料》
新增土地供应	新增国有建设用地出让面积(公顷)/总人口(万人)	《中国国土资源统计年鉴(2010)》

在样本中, 有 319 个地市有 2009 年城镇与农村地区的房价收入比信息, 其中城镇地区的房价收入比均值为 18.2, 即当一个普通城镇居民购买一套 100 平方米的商品住房时, 需要花费其 18.2 年的人均纯收入, 农村地区的房价收入比均值为 52.2。第六次人口普查数据显示, 农村地区的家庭平均规模为 3.34 人, 那么一个普通农村家庭购买一套 100 平方米的住房时, 需要花费大约 15.6 年的家庭纯收入。与此同时, 各地市的房价收入比也存在较大差异, 以农村地区为例, 其中青海海西蒙古族藏族自治州的房价收入比最低, 比值为 19.8, 而新疆的克拉玛依市的房价收入比最高, 比值为 469.2, 各地市房价收入比的标准差为 29.1, 是均值的 55.7%, 相当于房价收入比的变异系数为 55.7%。城镇地区的房价收入比特征与农村地区一致。其他变量的基本情况见表 2。

表 2 描述性统计

变量	城镇地区		农村地区	
	均值	标准差	均值	标准差
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别比: 总体	118.828	14.571	118.979	16.329
性别比: 第一胎	114.302	15.894	112.753	14.937
性别比: 第二胎及以上	132.794	34.091	131.050	31.719

(续表)

变量	城镇地区		农村地区	
	均值	标准差	均值	标准差
	(1)	(2)	(3)	(4)
房价收入比	18.173	6.337	52.185	29.066
人均收入	1.516	0.388	0.557	0.223
男性教育年限	9.912	0.596	7.919	0.770
女性教育年限	9.282	0.747	7.047	0.908
非农户籍比重	55.010	15.083	6.339	7.840
外省人口比重	31.335	12.276	28.762	12.588
外市人口比重	18.355	17.414	27.344	18.779
适婚性别比	100.725	8.547	102.456	12.708
新增土地供应	1.203	1.565	1.203	1.565

四、实证分析

(一) 基本分析

为考察房价对出生性别比的影响，实证模型设定为

$$\log(SR_{rij}) = \alpha_0 + \alpha_1 HousePrice_{rij} + \mathbf{X}_{rij}\boldsymbol{\gamma} + \delta_j + \varepsilon_{rij}, \quad (1)$$

其中 SR_{rij} 表示 2010 年第 j 个省第 i 个地市城镇 ($r=0$) 或者农村地区 ($r=1$) 的出生性别比。 $HousePrice$ 是 2009 年的房价水平，一方面，性别选择发生在新生儿出生以前，因此使用提前一年房价信息；另一方面，房价高低是一个相对概念，借鉴吴晓瑜等 (2014) 的做法，使用房价收入比衡量房价水平。 \mathbf{X} 是影响性别比的其他因素向量，后文进一步说明。 δ 是省份固定效应，这基于两方面考虑：一是地区政策。社会经济政策在各省市间存在一定差异，例如计划生育政策 (Ebenstein, 2010)，因此省份固定效应有利于控制宏观政策的影响。二是文化因素。张川川和马光荣 (2017) 发现，宗族文化对性别失衡具有显著影响，因此省份固定效应有利于控制文化因素的影响。 ε 是不可观测因素 (误差项)，本小节假定其正交于房价收入比和其他影响性别比的因素。所报告的标准误在省份层面进行聚类调整。

实证显示，房价收入比对出生性别比具有显著负向影响，并具有较强解释能力。如表 3 第 (1) 列所示，当房价收入比上升 1 个单位，即房价相对于人均纯收入提高一倍时，出生性别比将显著下降 0.2%。同时，房价因素能够解释性别比差异的 10.0%，具有较强的解释能力。为了控制地区政策和文化因素的影响，表 3 第 (2) 列进一步控制了省份固定效应，发现当房价收入比

上升1个单位时,出生性别比将显著下降0.2%,研究结论具有稳健性。与此同时,房价收入比和省份效应能够解释性别比差异的29.9%,说明地区政策与文化因素也是影响性别失衡的重要因素,与Ebenstein(2010)和Li *et al.*(2011)关于计划生育政策和张川川和马光荣(2017)关于宗族文化对性别失衡影响的研究结论一致。

表3 房价收入比对出生性别比对数的影响

变量	因变量: log(性别比)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
房价收入比	-0.002*	-0.002**	-0.002**	-0.002**	-0.002**	-0.002**	-0.002**	-0.002**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
农村地区	0.063*	0.070**	-0.046	-0.047	-0.119**	-0.034	-0.034	-0.079
	(0.034)	(0.031)	(0.052)	(0.053)	(0.056)	(0.043)	(0.051)	(0.064)
人均收入			-0.219***	-0.168**	-0.186**	-0.203***	-0.198***	-0.146*
			(0.072)	(0.081)	(0.078)	(0.064)	(0.069)	(0.075)
人均收入平方			0.044***	0.040**	0.034*	0.043***	0.040**	0.033**
			(0.015)	(0.016)	(0.017)	(0.012)	(0.015)	(0.016)
男性教育年限				0.110**				0.153**
				(0.054)				(0.055)
女性教育年限				-0.117**				-0.138**
				(0.047)				(0.050)
非农户籍比重					-0.002***			-0.001*
					(0.000)			(0.001)
外省人口比重						-0.001		-0.000
						(0.001)		(0.001)
外市人口比重						0.000		0.000
						(0.001)		(0.001)
适婚性别比							-0.001	-0.001
							(0.001)	(0.001)
观测值	606	606	606	584	584	556	598	548
R平方	0.100	0.299	0.322	0.348	0.333	0.335	0.321	0.366
省份效应	否	是	是	是	是	是	是	是

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的标准误;*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ 。

为减少遗漏变量偏误,在进一步控制其他因素的影响之后,房价收入比对出生性别比的显著负向影响依然稳健。第一,人均收入水平的影响。随着

收入水平增加，人们会降低对子女特别是儿子养老的依赖；不过，当收入水平不断提高时，人们可能会增加对男孩的需求，因为其他需求（例如遗产动机）可能变得重要。因此，收入水平可能对出生性别比具有非线性影响。如表3第（3）列所示，人均收入对出生性别比具有U形影响，与预期一致。

第二，教育水平的影响。教育带来高工资，而女性工资收入越高，其养育孩子的机会成本越高，工资的“替代效应”会降低生育孩子数量，而男性工资收入则主要通过“收入效应”对生育数量发挥作用，因而会增加孩子生育数量（De Tray, 1973）。同理，男性教育水平提高可能会提升出生性别比，而女性教育水平提高则相反。如表3第（4）列所示，出生性别比随男性平均受教育年限的提高而显著上升，随女性平均受教育年限的提高而显著下降，与预期一致。

第三，非农户籍人口比重的影响。相对于农村户籍人口，非农户籍人口更容易获得医疗和养老保险等社会保障，在“养儿防老”（Ebenstein and Leung, 2010）的背景下，非农户籍人口比重提高可能会缓解出生性别比失衡现象。如表3第（5）列所示，非农户籍人口比重对出生性别比具有显著的负向影响，与预期一致。

第四，外来人口比重的影响。外来人口受当地政策，特别是计划生育政策的影响较小，那么外来人口比重可能影响到出生性别比。然而，外来人口在收入、社会保障、住房等方面与本地人口存在一定差距，那么外来人口比重对出生性别比的影响可能并不显著。如表3第（6）列所示，外来人口比重对出生性别比没有显著影响，与预期一致。

第五，适婚人口性别比的影响。Li *et al.* (2016) 发现，当婚姻市场上的男性多于女性时，男性找到配偶并生育下一代的概率较低，这会显著降低父辈选择子女性别的概率，从而降低出生性别比。如表3第（7）列所示，适婚人口性别比对出生性别比具有负向影响，但是该影响并不具有统计意义上的显著性，与 Li *et al.* (2016) 的结论有所不同。

最后，在表3第（8）列同时控制所有因素的影响之后，各因素对出生性别比的影响与前文的发现一致。综上所述，房价上涨会显著降低出生性别比。特别地，表3第（8）列中房价收入比对出生性别比的影响以及R平方的大小与第（2）列基本一致，这说明遗漏变量对本文的结论影响很小。

（二）城乡异质性

房价对出生性别比的影响存在城乡差异。如表4第（1）列所示，在控制所有因素的影响之后，房价收入比对城镇地区出生性别比的影响不显著。与之不同的是，对于农村地区而言，如表4第（2）列所示，在其他条件不变的情况下，当房价收入比上升1个单位时，即当房价相对于农村居民人均纯收入提高一倍时，出生性别比将显著下降0.2%。

房价收入比对城乡地区出生性别比的异质性影响,说明房价对农村地区出生性别比降低的效应超过了提高的效应,而城镇地区的两种效应可能相互抵消,可能的解释是农村居民对住房的需求更高,但面临巨大支付压力。首先,城镇化进程不断加深。如图2所示,2000年城镇人口比重为36.9%,到2015年上升到56.1%,上涨了51.95%。然而,非农户籍人口比重从2000年的24.6%上升到2010年的28.8%,仅上涨了17.45%,这说明大量农村居民进入城镇地区。其次,由于房价昂贵,农村居民购房比重偏低(见图3)。因此,对农村居民来说,房价上涨的“标准替代效应”和“婚房成本效应”更为明显,最终导致出生性别比降低。而对城镇居民而言,他们许多已购买住房(见图3),房价上涨虽然会产生“标准替代效应”和“婚房成本效应”,但房价上涨带来的财富增值和预算约束放松,会提高对男孩的需求,房价上涨形成的正负两种效应相互抵消,最终导致城镇地区的出生性别比没有显著变化。

表4 房价收入比对出生性别比对数的异质性影响

变量	log(城镇地区性别比)	log(农村地区性别比)
	(1)	(2)
房价收入比	0.002 (0.002)	-0.002** (0.001)
观测值	273	275
R平方	0.389	0.437

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的标准误;*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$;控制变量与表3第(8)列基本一致,区别是不包含农村地区虚拟变量。

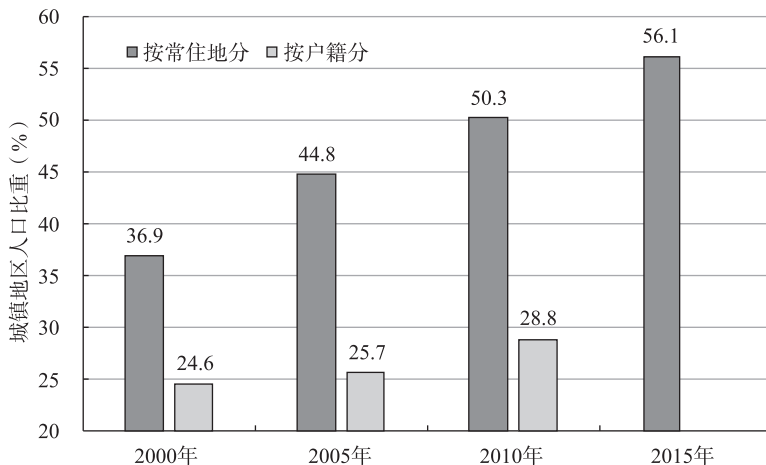


图2 城镇地区人口比重

注:2015年人口抽样调查资料未提供按户籍地划分的城乡人口数量,故按户籍分的城镇地区人口比重缺失。

资料来源:2000年、2010年数据来源于人口普查,2005年与2015年数据来源于1%人口抽样调查。

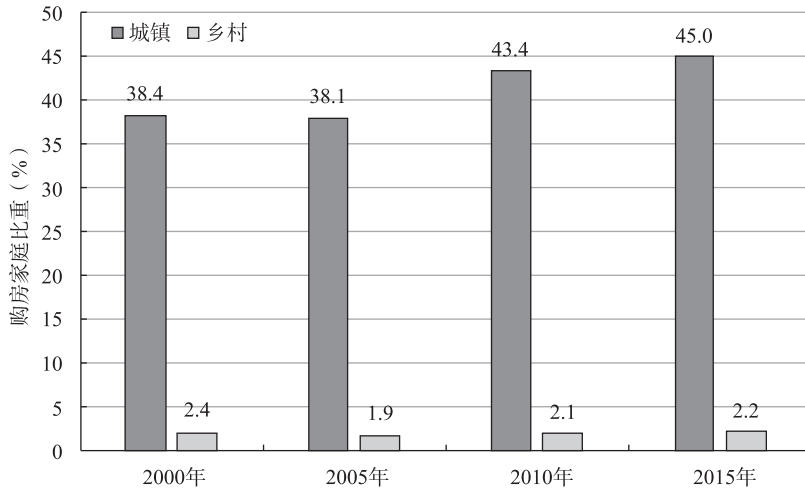


图3 购房家庭比重

资料来源：2000年、2010年数据来源于人口普查，2005年与2015年数据来源于1%人口抽样调查。

（三）工具变量回归

前文发现房价收入比对农村地区出生性别比具有显著负向影响，但是该结论可能受到内生性影响而存在偏误：一方面，逆向因果问题。Wei *et al.* (2017) 发现，性别失衡加剧了婚姻市场竞争，居民有动机通过买房来提高竞争力，这会推高房价。因此，农村地区出生性别比提高可能会影响到房价收入比，从而带来内生性问题。尽管考察的是2009年房价收入比对2010年出生性别比的影响，我们仍然不能完全排除“逆向因果”存在的可能性。另一方面，遗漏变量问题。性别失衡受诸多经济文化因素的影响 (Li *et al.*, 2011; 张川川和马光荣, 2017)，囿于数据可得性，我们难以控制所有因素的影响，而无法控制的因素可能与房价相关，这会导致内生性问题。尽管前文房价收入比对出生性别比影响的大小不随控制变量的增加而显著变化，但我们仍然不能完全排除“遗漏变量”问题存在的可能性。

本文使用工具变量法来处理内生性问题。工具变量回归要求所寻找的工具变量与内生变量（房价收入比）相关，并且与影响出生性别比的不可观测因素无关。现有研究发现，房价上涨受供给、需求以及资本三种因素驱动，其中供给因素主要是土地供应，需求因素主要是人口数量与结构，而资本因素主要是货币政策等 (张莉等, 2017)。由于人口结构直接影响出生性别比 (Li *et al.*, 2016)，而货币政策在地区间基本不存在差异，所以从供给角度寻

找房价的工具变量更为合理。²数据显示,土地出让成本是房价的三分之一左右(中国经济增长前沿课题组,2011),研究也发现,土地供应是房价上涨的重要原因(陈斌开和杨汝岱,2013)。与此同时,政府实行严格的土地用途管制制度和保护耕地制度,地市的土地供应指标由省级政府制定,并受到中央政府的严格管制(陆铭等,2015)。因此,地区层面的土地供应相对外生,并且预期会影响到房价收入比。

借鉴陆铭等(2015)的做法,使用“人均新增土地供应面积”作为房价收入比的工具变量。具体地,工具变量回归第一阶段实证模型设定为

$$HousePrice_{ij} = \beta_0 + \beta_1 + \log(Land_{ij}) + \mathbf{X}_{ij}\boldsymbol{\theta} + \delta_j + \mu_{ij}, \quad (2)$$

其中 $HousePrice$ 是第 j 个省第 i 个地市的房价收入比, $Land$ 是人均新增土地供应面积, \mathbf{X} 是实证模型(1)中的其他控制变量, μ 是正交于土地供应和其他控制变量的不可观测因素。

为验证工具变量的有效性,我们首先考察土地供应对房价收入比的影响。如表5第(1)列所示,人均新增土地供应面积增加1%,房价收入比显著下降3.5个单位,即土地供应增加会降低住房价格,与陈斌开和杨汝岱(2013)以及陆铭等(2015)的发现一致,这说明土地供应符合工具变量的“相关性”原则。然后我们考察土地供应对出生性别比的影响。如表5第(3)列所示,在控制房价收入比以后,人均新增土地供应面积对出生性别比没有显著影响,即土地供应仅通过影响房价收入比的途径影响出生性别比,这说明土地供应符合工具变量的“排除性限制”原则。因此,土地供应是房价收入比的一个合理工具变量。

表5 工具变量有效性检验(农村地区)

变量	房价收入比 (1)	log(性别比) (2)	log(性别比) (3)
房价收入比		-0.002** (0.001)	-0.003*** (0.001)
log(新增土地供应)	-3.518* (1.282)		-0.030 (0.015)
观测值	257	257	257
R平方	0.346	0.537	0.555

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的标准误;控制变量与表4相同;*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ 。

² 作者对过去10年发表在《中国社会科学》《经济研究》《管理世界》以及《经济学》(季刊)4本国内顶尖经济类杂志的代表性研究进行了回顾,发现从住房供应的角度寻找房价的工具变量较为普遍。

表6报告了工具变量回归结果。我们首先使用标准工具变量回归。如表6第(1)列所示,房价收入比对出生性别比具有正向影响,但是该影响并不显著。内生性检验的 P 值为0.002,因此我们在1%显著水平上拒绝“房价收入比是外生变量”这一原假设。然而,第一阶段回归的 F 值为7.531,低于Stock and Yogo (2005)所提供的10%显著水平上的 F 统计量临界值16.38,因此标准工具变量回归存在“弱工具变量”偏误。

表6 房价收入比对农村地区出生性别比的影响(工具变量回归)

变量	因变量: log(性别比)		
	2SLS	JIVE1	JIVE2
	(1)	(2)	(3)
房价收入比	0.006 (0.004)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
观测值	257	257	257
R 平方	-1.293	0.428	0.426
第一阶段 F 值	7.531	1.578	1.578
弱工具变量 F 值	2.072		
内生性检验 P 值	0.002		

注:括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的标准误;控制变量与表4相同;弱工具变量 F 值基于Montiel Olea and Pflueger (2013)发展的检验方法计算所得;*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ 。

为了判定弱工具变量情况下是否可以继续分析,首先,我们进一步验证“人均新增土地供应面积”是否是弱工具变量。Stock and Yogo (2005)计算弱工具变量检验临界值的重要假定是误差项服从“条件同方差”与“序列不相关”,但是当误差项存在“异方差”“自相关”或者“聚类”时,Stock and Yogo (2005)的方法会高估第一阶段 F 值(Montiel Olea and Pflueger, 2013)。基于Montiel Olea and Pflueger (2013)发展的稳健弱工具变量检验法,重新计算的 F 统计量为2.072,低于经验法则所要求的在10%显著水平上的有效 F 统计量临界值23.1,因此我们不能拒绝“人均新增土地供应面积是弱工具变量”的原假设。

其次,考察房价收入比对出生性别比的影响是否显著异于0。当存在弱工具变量时,工具变量回归估计量以及对应的Wald统计检验不再可靠。Anderson and Rubin (1949)发展的Anderson-Rubin (AR)检验能够在一定程度上对统计量的偏误进行校正,当工具变量回归能够通过AR检验时,我们仍然可以依赖该工具变量进行统计推断。本文AR检验的统计量为3.64, P 值

为 0.057, 这说明可以在 10% 的水平上拒绝“房价收入比对出生性别比没有显著影响”的原假设, 即仍然可以使用该工具变量进行分析。

最后, 使用刀切法工具变量回归 (Jackknife Instrumental Variables Estimation, JIVE) 进行分析。当存在弱工具变量时, 传统工具变量回归估计量会存在偏误。Angrist *et al.* (1999) 发展的刀切法工具变量回归能更好地进行统计推断, 蒙特卡洛模拟显示该方法具有良好的统计性质 (Poi, 2006)。Angrist *et al.* (1999) 提出了两种方法进行参数估计, 将其分别称为 JIVE1 与 JIVE2³。如表 6 第 (2) 列和第 (3) 列所示, 无论使用 JIVE1 还是 JIVE2 进行统计推断, 房价收入比对出生性别比都具有显著的负向影响, 当房价收入比上升 1 个单位时, 出生性别比将显著下降 0.3%, 比最小二乘法的估计结果高出近 50%。

(四) 进一步分析

房价收入比对农村地区出生性别比具有显著的负向影响, 其影响路径是什么呢? 第一, “婚房成本效应”下的性别替代机制, 即房价上涨通过提高生育男孩的相对“价格”直接影响各胎次出生性别比, 进而影响到总体出生性别比。从逻辑上讲, 房价上涨对不同胎次出生性别比的影响有所不同: 由于部分省份农村地区执行 1.5 胎政策, 即当一对夫妻生育的第一个孩子是女孩时, 该夫妻可以生育二胎, 而生育二胎是该夫妻生育男孩的最后机会, 因此二胎次及以上存在较为严重的性别选择问题 (Sun and Zhao, 2016)。当房价上涨时, 一方面, 无论是第一胎次还是二胎次以上新生儿, 夫妻双方进行性别选择的预期“婚房成本效应”更高, 这会降低其进行性别选择的概率; 另一方面, 当夫妻双方决定生育二胎及以上孩子时, 这说明该夫妻可能对男孩的偏好更强烈, 那么房价上涨对他们进行性别选择的影响更小。因此, 我们预期房价上涨会降低各胎次出生性别比, 但是对更高胎次出生性别比的影响更小。如表 7 第 (1) 列和第 (2) 列所示, 对于第一胎次新生儿而言, 当房价收入比上升 1 个单位时, 出生性别比将显著下降 0.4%。如表 7 第 (3) 列和第 (4) 列所示, 对于二胎次及以上新生儿而言, 当房价收入比上升 1 个单位时, 出生性别比将显著下降 0.2%。综上所述, 房价上涨对各胎次出生性别比都具有显著的负向影响, 其中对第一胎次出生性别比的影响更大, 与我们的预期一致。

³ 具体见 Poi (2006) 的介绍。

表7 房价收入比对农村地区各胎次出生性别比的影响（工具变量回归）

变量	log（一胎次性别比）		log（二胎及以上性别比）	
	JIVE1	JIVE2	JIVE1	JIVE2
	(1)	(2)	(3)	(4)
房价收入比	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.001)
观测值	257	257	257	257
R平方	0.542	0.536	0.358	0.366
第一阶段F值	1.578	1.578	1.578	1.578

注：括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的标准误；控制变量与表4相同；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

第二，“标准替代效应”下的数量替代机制，即房价上涨通过提高生育孩子的相对“价格”影响生育率，进而间接影响到总体出生性别比。从逻辑上讲，当生育率降低时，新生儿性别失衡现象会有所缓解。在高胎次新生儿性别选择更为普遍的情况下（Sun and Zhao, 2016），高胎次新生儿出生数量的下降，有利于降低总体出生性别比。首先，考察房价收入比对总体新生儿数量的影响。如表8第（1）列和第（2）列所示，对于总体新生儿而言，当房价收入比上升1个单位时，每万人育龄妇女生育的新生儿数量将显著下降0.2%—0.3%。其次，考察房价收入比对第一胎次新生儿数量的影响。如表8第（3）列和第（4）列所示，对于第一胎次新生儿而言，当房价收入比上升1个单位时，每万人育龄妇女生育的第一胎次新生儿数量将显著下降0.2%—0.3%。最后，考察房价收入比对第二胎次及以上新生儿数量的影响。如表8第（5）列和第（6）列所示，对于第二胎次及以上新生儿而言，当房价收入比上升1个单位时，每万人育龄妇女生育的第二胎次及以上新生儿数量将显著下降0.2%—0.3%。综上所述，房价上涨对各胎次新生儿数量都具有显著的负向影响，与易君健和易行健（2008）关于香港房价对生育率的影响有相似之处。

表8 房价收入比对农村地区每万人育龄妇女新生儿数的影响（工具变量回归）

变量	log（新生儿）		log（一胎）		log（二胎及以上）	
	JIVE1	JIVE2	JIVE1	JIVE2	JIVE1	JIVE2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价收入比	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)

(续表)

变量	log(新生儿)		log(一胎)		log(二胎及以上)	
	JIVE1	JIVE2	JIVE1	JIVE2	JIVE1	JIVE2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
观测值	250	250	250	250	250	250
R平方	0.671	0.678	0.502	0.510	0.794	0.797
第一阶段F值	1.033	1.033	1.033	1.033	1.033	1.033

注：括号中报告的是在省份层面进行聚类调整的标准误；控制变量与表4相同；*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

五、总 结

始于2004年的房价快速上涨引起了全社会广泛关注，也深刻改变了中国家庭的消费、生育等一系列决策行为。在房价引起全民关注之时，持续偏高多年的出生性别比在2007年呈现出积极的下降趋势。房价上涨与出生性别比下降同时发生，这是偶然现象还是存在必然联系？针对这一问题，本文进行了初步探讨，发现房价上涨显著降低了出生性别比，这是因为在父母为子女购房的背景下，房价上涨导致养育男孩的相对成本更高，这会降低居民在生育各胎次子女时进行性别选择的动机，最终通过性别替代机制直接降低出生性别比。与此同时，房价上涨使得养育子女的成本更高，这会降低家庭对子女数量的需求，在高胎次出生性别比失衡更严重的情况下，这会通过生育数量机制间接降低出生性别比。

上述发现进一步确认了居民进行性别选择具有经济动机的经典理论，这说明要治理我国的性别失衡问题，还是需要从改变生育男孩的经济激励入手，制定合理的政策降低养育儿子与女儿的相对收益。与此同时，上述发现也有助于更深入地理解高房价的后果。本文发现高房价会降低出生性别比失衡，在性别失衡可能导致消费不足、犯罪率上升、要素收入分配恶化等社会经济问题的背景下，高房价尽管可能制约经济增长与导致经济波动，但也在某种程度上具有积极意义。然而，高房价降低出生性别比的一个重要机制是降低生育率，在近年来我国生育政策不断调整但生育率仍未出现根本性扭转的背景下，高房价对生育数量的抑制作用需要引起政府的高度重视。

参考文献

- [1] Alesina, A., P. Giuliano, and N. Nunn, "On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough", *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (2), 469-530.
- [2] Almond, D., H. Li, and S. Zhang, "Land Reform and Sex Selection in China", *Journal of Political Economy*, 2019, 127 (2), 560-85.
- [3] Anderson, T. W., and H. Rubin, "Estimation of the Parameters of a Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations", *Annals of Mathematical Statistics*, 1949, 20 (1), 46-63.
- [4] Angrist, J. D., G. W. Imbens, and A. Krueger, "Jackknife Instrumental Variables Estimation", *Journal of Applied Econometrics*, 1999, 14 (1), 57-67.
- [5] Becker, G. S., "An Economic Analysis of Fertility", in Universities-National Bureau (eds.), *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Columbia University Press, 1960.
- [6] Coale, A. J., "Excess Female Mortality and the Balance of the Sexes in the Population: An Estimate of the Number of 'Missing Females'", *Population and Development Review*, 1991, 17 (3), 517-523.
- [7] 陈斌开、黄少安、欧阳涤非, "房地产价格上涨能推动经济增长吗?", 《经济学》(季刊), 2018年第17卷第3期, 第1079—1102页。
- [8] 陈斌开、杨汝岱, "土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄", 《经济研究》, 2013年第1期, 第110—122页。
- [9] Chen, Y., H. Li, and L. Meng, "Prenatal Sex Selection and Missing Girls in China: Evidence from the Diffusion of Diagnostic Ultrasound", *Journal of Human Resources*, 2013, 48 (1), 36-70.
- [10] Das Gupta, M., "Selective Discrimination against Female Children in Rural Punjab, India", *Population and Development Review*, 1987, 13 (1), 77-100.
- [11] Das Gupta, M., Z. Jiang, B. Li, Z. Xie, W. Chung, and B. Hwa-OK, "Why is Son Preference So Persistent in East and South Asia? A Cross-Country Study of China, India and the Republic of Korea", *Journal of Development Studies*, 2003, 40 (2), 153-187.
- [12] De Tray, D., "Child Quality and the Demand for Children", *Journal of Political Economy*, 1973, 81 (2), 70-95.
- [13] Dettling, L. J., and M. S. Kearney, "House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby", *Journal of Public Economics*, 2014, 110 (1), 82-100.
- [14] Ebenstein, A., "The 'Missing Girls' of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy", *Journal of Human Resources*, 2010, 45 (1), 87-115.
- [15] Ebenstein, A., and S. Leung, "Son Preference and Access to Social Insurance: Evidence from China's Rural Pension Program", *Population and Development Review*, 2010, 36 (1), 47-80.
- [16] Edlund, L., H. Li, J. Yi, and J. Zhang, "Sex Ratios and Crime: Evidence from China", *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (5), 1520-1534.
- [17] Ehrlich, I., and F. T. Lui, "Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (5), 1029-1059.

- [18] 范子英、顾晓敏,“性别比失衡的再平衡:来自‘关爱女孩行动’的证据”,《经济学动态》,2017年第4期,第77—89页。
- [19] 方丽、田传浩,“筑好巢才能引好凤:农村住房投资与婚姻缔结”,《经济学》(季刊),2016年第15卷第2期,第571—596页。
- [20] 葛玉好、张雪梅,“房价对家庭生育决策的影响”,《人口研究》,2019年第1期,第52—63页。
- [21] Hui, E. C. M., X. Zheng, and J. Hu, “Housing Price, Elderly Dependency and Fertility Behavior”, *Habitat International*, 2012, 36 (2), 304-311.
- [22] Li, H., J. Yi, and J. Zhang, “Estimating the Effect of the One-Child Policy on the Sex Ratio Imbalance in China: Identification Based on the Difference-in-Differences”, *Demography*, 2011, 48 (4), 1535-57.
- [23] Li, X., M. W. L. Chan, B. G. Spencer, and W. Yang, “Does the Marriage Market Sex Ratio Affect Parental Sex Selection? Evidence from the Chinese Census”, *Journal of Population Economics*, 2016, 29 (4), 1063-82.
- [24] 李秀梅、阎聚峰,“农民进城买房给城镇化带来什么影响”,《人民论坛》,2016年第29期,第51—53页。
- [25] 梁若冰,“财政激励与消失的女性”,《经济学》(季刊),2019年第18卷第2期,第461—482页。
- [26] Lovenheim, M. F., and K. J. Mumford, “Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market”, *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (2), 464-475.
- [27] 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”,《中国社会科学》,2015年第5期,第59—83页。
- [28] 梅冬州、崔小勇、吴娱,“房价变动、土地财政与中国经济波动”,《经济研究》,2018年第1期,第35—49页。
- [29] Montiel Olea, J. L., and C. Pfluege, “A Robust Test for Weak Instruments”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2013, 31 (3), 358-369.
- [30] Oster, E., “Hepatitis B and the Case of the Missing Women”, *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (6), 1163-216.
- [31] Poi, B. P. “Jackknife Instrumental Variables Estimation in Stata”, *Stata Journal*, 2006, 6 (3), 364-376.
- [32] Qian, N., “Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance”, *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (3), 1251-1285.
- [33] Song, S., “Does Famine Have a Long-Term Effect on Cohort Mortality? Evidence from the 1959-1961 Great Leap Forward Famine in China”, *Journal of Biosocial Science*, 2009, 41 (4), 469-91.
- [34] Stock, J. H., and M. Yogo, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, in Andrews, D. W., and Stock, J. H. (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essay in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, 2005.
- [35] Sun, A., and Y. Zhao, “Divorce, Abortion, and the Child Sex Ratio: The Impact of Divorce Reform in China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 120 (5), 53-69.
- [36] 王文春、荣昭,“房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究”,《经济学》(季刊),2014年第13卷第2期,第465—490页。
- [37] Wei, S., and X. Zhang, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and

- Savings Rates in China”, *Journal of Political Economy*, 2011, 119 (3), 511-564.
- [38] Wei, S., X. Zhang, and Y. Liu, “Home Ownership as Status Competition: Some Theory and Evidence”, *Journal of Development Economics*, 2017, 127, 169-86.
- [39] 魏下海、董志强、蓝嘉俊, “地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响: 理论与实证研究”, 《世界经济》, 2017年第4期, 第129—146页。
- [40] 吴晓瑜、王敏、李力行, “中国高房价是否阻碍了创业?”, 《经济研究》, 2014年第9期, 第121—134页。
- [41] Xue, M. M., “High-Value Work and the Rise of Women: The Cotton Revolution and Gender Equality in China”, MPRA Paper No. 91100, 2018.
- [42] 易君健、易行健, “房价上涨与生育率的长期下降: 基于香港的实证研究”, 《经济学》(季刊), 2008年第7卷第3期, 第961—982页。
- [43] 张川川、李雅娴、胡志安, “社会养老保险、养老预期和出生人口性别比”, 《经济学》(季刊), 2017年第16卷第2期, 第749—770页。
- [44] 张川川、马光荣, “宗族文化、男孩偏好与女性发展”, 《世界经济》, 2017年第3期, 第122—143页。
- [45] 中国经济增长前沿课题组, “城市化、财政扩张与经济增长”, 《经济研究》, 2011年第11期, 第4—20页。
- [46] 张莉、年永威、皮嘉勇、周越, “土地政策、供地结构与房价”, 《经济学报》, 2017年第1期, 第91—118页。
- [47] 周颖刚、蒙莉娜、卢琪, “高房价挤出了谁? ——基于中国流动人口的微观视角”, 《经济研究》, 2019年第9期, 第106—122页。
- [48] 祝仲坤、冷晨昕, “农民工城镇购房意愿及其影响因素”, 《财经科学》, 2017年第3期, 第98—109页。

House or Son? —Housing Price and Sex Ratio at Birth

CHUANKUN KANG

(Shandong University of Finance and Economics)

QIANG WEN*

(Xiamen University)

TIANSHU CHU

(Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract In this paper we explore the impact of housing price on sex imbalance and the underlying mechanism. Using 2010 population census data, we find that when housing price to income ratio increases by 1 unit, sex ratio at birth will significantly decrease by 0.2%. While rising housing price has a significant negative impact on rural sex ratio, it exhibits an insignificant impact on urban sex ratio. We exploit Jackknife Instrumental Variables Approach to address the endogeneity issue, finding our main conclusion is robust. Further analyses indicate that rising housing price decreases sex imbalance not only through direct sex substitution channel, but also through indirect fertility rate channel.

Key Words housing price, sex ratio at birth, jackknife instrumental variables estimation

JEL Classification J13, J16, R21

* Corresponding Author: Qiang Wen, Block A, Economic Building, Xiamen University, No. 422 Siming South Road, Xiamen, Fujian, 361005, China; Tel: 86-592-2187708; E-mail: durianwen@xmu.edu.cn.