中国住房需求持续高涨之谜:基于人口结构视角*

超 倪鹏飞 万海远 李

内容提要:根据人口结构变化来研究房地产市场走向一直被视为住房需求评估的基 本方法。在此基础上,本文利用面板数据和地理加权回归模型对中国城市住房需求的影 响因素、时空效应以及未来的总体走势进行了综合考察。研究结论认为,城市的常住人口 和流动人口数量、居民的收入分配、人力资本状况以及人口抚养比对中国城市的住房需求 具有深远影响。从各解释变量回归参数的时空变化中可以看出,人口结构因素的影响程 度在时间和空间上均得到了明显强化。分区域的实证研究进一步揭示出了中国城市住房 需求的人口结构矛盾在经济发展水平相对较高的城市和区域更加突出,并且呈现出明显 的空间失配现象。2015—2030年中国城市住房需求的总体走势将会呈现出"上升—平 稳一下降"的"倒 U 型"特征。2025 年以后,中国城市的住房需求将不再具备快速增加的 条件。因此,未来中国住房制度的综合配套改革目标,一方面要着眼于抑制当前及今后十 年内投资和投机性需求所带来的房价过快上涨;另一方面,要对2025年后可能出现的人 口结构"蘑菇云"风险有所预警。

关键词:人口结构 住房需求 人口抚养比 GWR 模型

一、引言

住房经济学理论认为,住房需求首先是对遮风避雨空间以及基础设施的需求,其次是对具有良 好就业机会、公共服务和宜居特征的区位需求(Rosen,2002;郑思齐等,2012)。然而,上述两种基 本需求已经很难完全解释当前中国城市节节高升的房价。很多学者主要从土地、金融等外部因素 进行解读,归纳起来大致有以下几种观点:首先是土地资源稀缺论。该论点认为中国人多地少的国 情以及一系列土地制度的约束性条件(特别是18亿亩耕地红线),导致了"地价推高房价",而地方 政府过度依赖土地财政及房地产开发流转环节的税收,客观上助推了房价的上涨幅度(高波, 2014)。其次是货币决定论。这种观点认为,中国过于宽松的货币政策和人民币升值造成的大量 热钱应为当前的高房价负责(孔行等,2010)。第三种观点从预期和投机的角度来分析房价上涨的 原因。该论点认为,住房除了居住功能外,还是一种抗通胀能力强、保值率高的产品,许多人会在 住、用的同时将房屋视为财富保值增值的工具。因此,房价高涨的主要原因是资产的升值预期和投 机造成的(况伟大,2010;高波等,2013)。上述观点分别从各自的研究视角提供了深入的理论思 考,具有一定的积极意义。然而,通过观测房价变化的周期性规律发现,其结构性上涨是在2003年 以后发生的,而土地稀缺、人民币升值、预期和投机等因素在2003年前后却一直存在。也就是说,

^{*} 李超、倪鹏飞,中国社会科学院财经战略研究院,邮政编码:100045,电子信箱:lichao123@ cass. org. cn, ni_pengfei@ 163. com;万海远,国家发展和改革委员会社会发展研究所,邮政编码:100038,电子信箱;why842000@163.com。本文系中国社会科学 院城市与竞争力研究中心"住房系列"研究成果之一,作者感谢国家社科基金重大招标项目"促进房地产市场稳健均衡发展对策研 究"(编号:09&ZD027)、中国社会科学院创新工程项目"城镇化、工业化与住房发展模式"的资助。本文曾在"建成住有所居的小 康中国经济学家论坛"、"世界华人不动产学会 2013 年会暨新型城镇化与房地产业可持续发展国际研讨会"、"大国城市化前沿问 题学术论坛"以及暨南大学进行汇报,感谢与会学者及两位匿名审稿专家给予的建设性意见,当然文责自负。

这些恒定变量并未能很好地解释房价在2003年前后出现的跳跃性变化。

Mankiw & Weil(1989)提出的"婴儿潮"概念为我们开启了住房需求研究的新视角。他们细致研究了美国 1910—1983 年间"婴儿潮"的高峰和低谷期,并将人口结构与住房需求相联系,构建了以年龄为函数的住房需求模型,得出结论认为,在"婴儿潮"高峰的二十年后,住房实际价格飞速上涨的主要原因在于在这段高峰期出生的婴儿在 20 年后开始集中进入住房市场,而 20 世纪 70 年代的生育低谷期将会导致 90 年代住房需求的增速放缓。但是,由于美国当时的住房市场还未对住房需求的下降做出充分反应,过度的房地产投资将会导致 2007 年前美国住房实际价格下降 47%。Mankiw & Weil(1989)的研究结论一出,立即得到了 Woodward(1991)的认同。McFadden(1994)通过美国住宅市场的历史数据研究表明,美国的人均住宅消费在战后"婴儿潮"高峰期 20 年后上升速度十分明显,但在高峰期的 50 年后将会呈现下行趋势。事实上,大量研究表明,2007 年美国次贷危机的集中爆发以及房地产泡沫的破灭,几乎与"婴儿潮"一代的成长周期一脉相承。

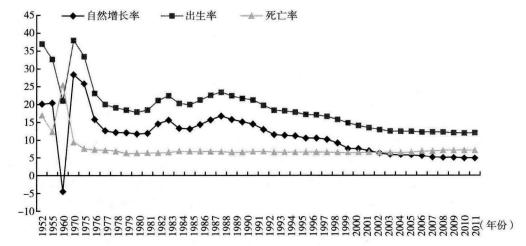


图 1 我国历年人口出生率、死亡率和自然增长率变化趋势

沿着 Mankiw 等人的研究思路,我们不妨简要回顾一下历年来我国人口出生率、死亡率和自然增长率的变动趋势。从图 1 中可以看出,在建国初期的一段时间内,由于战乱结束以及社会秩序相对稳定,中国经历了一次生育率的高峰期(即婴儿潮),直至三年困难时期才停顿下来。但是,由于生活水平和医疗卫生状况相对低下,这段时间内的高生育率是与高死亡率相伴随的。因此,人口的自然增长率并不高,1960 年甚至出现了 4.57‰的负增长现象。当三年困难时期过后,中国人口又经历了一次报复性的增长,之后开始出现下行趋势,并一直持续到上世纪 70 年代末。从总体来看,这两次生育高峰均发生在 1998 年住房市场化改革以前,所以并未对住房市场产生结构性的影响。然而,在改革开放之后,随着人们生活水平的提高和医疗卫生事业的发展,中国的人口出生率迎来了一个新的高峰期,从 1981 年至 1990 年期间,人口出生率一直维持在 20‰以上的高位运行,而同一时期的人口死亡率却一直保持在 7‰以下。直到上世纪 90 年代,人口出生率才开始出现下行趋势。

通过对历年来中国人口周期的研究发现,这场发端于 1980 年并一直持续到上世纪 90 年代初期的 "婴儿潮"有可能是导致 2003 年以来中国住房需求持续高涨的重要原因之一。"80 后"在 1998 年住房市场化改革之初成年,并在 2003 年左右开始成家立业并集中进入住房市场,成为住房刚性需求的主体。①

① CHFS 数据显示,仅新增成年人所产生的住房需求占总住房需求的 31.86%,而新增农民工家庭所产生的住房需求占总住房需求的 33.77%(其中主要以新生代农民工为主)。据此估算,当前住房需求主体的 60% 左右为年轻人群(CHFS,2013)。调研机构莫尼塔认为,自 2006 年至 2011 年期间,若假定每一对新婚城镇居民都会形成一套住宅需求,则基于婚姻的需求能够占到每年实际成交住宅的一半以上。

为了验证这一假设,我们通过综合比较中国的法定结婚年龄(男 22 岁,女 20 岁)、大学生的平均毕业年龄(23 岁)和 2005 年中国平均初婚年龄(24.61 岁)①,设定 23 年作为"婴儿潮"对住房市场冲击的滞后期。进一步,我们将滞后 23 年的"婴儿潮"分别与全国城镇新建住宅面积、全国平均实际住房价格增长率进行匹配分析(如图 2 所示),从中可以发现,三者在所考察的时间段内变化趋势几乎一致,这也进一步验证了 1980 年代"婴儿潮"对当前的住房市场带来了巨大外生冲击。

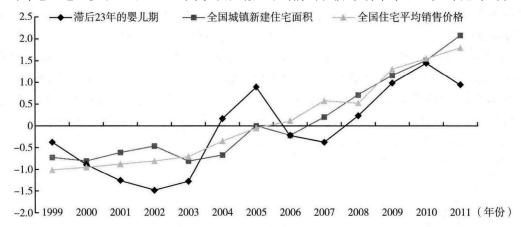


图 2 滞后 23 年"婴儿潮"与住房市场变化趋势②

从简要的逻辑结构审视中不难发现,通过人口结构层面来研究住房需求不失为一种新的理论视角。按照莫迪利安尼的生命周期消费理论,人在一生的不同阶段其消费需求和支出会呈现出不同特点。而从整个社会来看,其人口结构状况特别是不同年龄段人群的比例变化势必会影响全社会的消费需求状况。因此,从每一时期的人口结构变化来观测房地产市场走向一直被视为住房需求面评估的基本办法(袁力,2011)。本文研究同样具有显见的政策意义。自 1998 年实行住房制度改革以来,遏制部分城市房价过快上涨的限贷、限购政策层出不断,直至"国五条"及其实施细则时达到顶峰。近十年内,国务院先后召开九次常务会议专题研究房地产市场调控。那么,为何在过去从严的调控政策下,中国的住房需求仍然居高不下?是否存在更优的调控手段和模式?围绕这两个问题,本文拟就人口结构视角对中国住房需求持续高涨的成因进行探讨,并从中获取有利于房地产市场健康发展的政策启示。

二、文献述评

继 Mankiw 等人的先驱性研究之后,国内外学者关于人口结构与住房需求问题的研究视角大致集中在以下几个领域:(1)人口的自然结构,主要包括人口的数量、年龄、性别以及由此衍生出来的人口抚养比、少年抚养比等;(2)人口的社会经济结构,主要涉及人口的收入结构和人力资本状况;(3)人口的空间结构,即人口的空间集聚、迁移行为对特定国家和地区住房市场造成的外生冲击。

(一)人口自然结构视角

按照国际上通行的人口年龄结构划分类型,15—64 岁之间被视为劳动年龄人口,0—14 岁和

① 资料来源:《2005年中国1%人口抽样调查》。

② 在图 2 中,滞后 23 年的"嬰儿潮"用 1976—1988 年间的人口出生率表示,全国城镇新建住宅面积和住宅平均销售价格引自对应年度的《中国统计年鉴》。由于这三个指标量纲不同,为了统一口径比较三者之间的相对变化趋势,本文作了均值为 0、标准差为 1 的标准化处理。从图中可以看出,2003 年以前,滞后 23 年的"婴儿潮"、全国城镇新建住宅面积和住宅平均销售价格均处于低位水平,而 2003 年以后开始呈现持续上升的趋势。

65 岁以上则被视为非劳动年龄人口①,而劳动年龄人口的比例越高,对住房需求也就越大。Ohtake & Shintani(1996)对日本住房市场的研究,McFadden(1994)对美国住房市场的研究,以及 Chiuri & Jappelli(2010)、Andrews & Sánchez(2011)对 OECD 国家的系统研究大多支持这一论点,即人口年龄超 过一定门限后,住房自有率将会随着年龄的增加而降低。这是因为理性消费者退休后会倾向于卖掉 自有住房去选择租房,这类似于利用反向住宅抵押贷款提高自己的消费能力和生活水平。但关于年 龄的门限值学者们却莫衷一是, McFadden(1994)和陈斌开等(2012)认为是 50 岁,而 Andrews & Sánchez (2011)、Chiuri & Jappelli (2010)则分别认为是 65 岁和 70 岁。另外, Neuteboom & Brounen (2007)通过对荷兰住房市场的研究表明,住房需求会随着家庭人口年龄的增长而上升;Lindenthal & Eichholtz(2010)认为,人口的老龄化并不能有效降低住房需求,只有当居民年龄处于生命周期的末端 时,住房需求才会出现明显下降的现象。在这方面,关于中国人口自然结构的研究主要聚焦于人口抚 养比②和性别比。徐建炜等(2012)利用实际房屋价格指数研究发现,人口抚养比例与住房需求呈现 出显著的负相关关系,即人口抚养比例下降,住房需求会相对上涨;人口抚养比例上升,住房需求则会 相对下降;进一步将人口抚养比划分为老年人口抚养比例与少年人口抚养比例,并控制变量的相关性 之后,发现少年与老年抚养比例都会对房屋需求和价格产生负的影响。相对于人口的年龄结构,Wei et al. (2012)研究发现,人口的性别比对住房需求的影响则存在双向效应。一方面,人口性别比失调 所引起的"婚姻拥挤"现象会导致社会家庭数量少于性别比平衡时的家庭数量;与此同时,社会家庭数 量的减少会进一步降低住房的潜在需求。另一方面,人口结构中性别比例较高的一方会面临更大的 购房压力。以中国为例,当前 119/100 的男女性别比(部分省份高达 137/100)导致有儿子的家庭购房 压力明显大于有女儿的家庭,大约有30%的房价飙升背后可以用人口比例失调进行解释。

(二)人口社会经济结构视角

无论是从微观调查数据还是宏观分析来看,高收人人群、高收人地区的住房需求明显要高于低收 人人群和低收入地区(赵奉军、邹琳华,2012),这一规律得到了大量经验研究的支持。2010年美国的 一项住房调查显示,81.7%的中位数收入以上的家庭购买了住房,而中位数收入以下的家庭购买住房 的比例只有 51.4%。其他高收入国家如荷兰(David, 2005)、挪威(Larsen, 2010)、英国(Ray & Simon, 2011)以及部分欧元区国家(Vansteenkiste & Hiebert, 2011)的研究也大多支持收入与住房需求之间的 这种正相关关系。但是,如果将高收入与低收入国家进行横向比较时,该结论就未必成立。如同在欧 盟内部,德国居民购买自有住房的比例仅为42%,而匈牙利、罗马尼亚和保加利亚却均在90%以上。 所以另一种观点认为,一国的收入水平与住房需求之间可能存在一种非线性的相关关系(Fisher & Jaffe, 2003)。和收入结构因素的模糊性相比, 经验研究中对人力资本与住房需求之间的正相关关系 持有一致意见(Giovanni & Matsumoto,2010)。Browning et al. (2008)从微观个体预期的角度研究表 明,对自身人力资本有升值预期的居民会有着更强烈的改善性需求,将会导致房价的上涨。 Lindenthal & Eichholtz(2010)通过控制英国居民的受教育程度、健康状况等相关人力资本变量之后, 发现年龄增长与住房需求下降的反向关系并不成立。据此他们认为,人力资本状况比人口年龄结构 更能影响到英国住房市场的周期性变化。另外一些以特定城市为目标的实证研究也同样揭示了住房 需求与人力资本、城市经济增长之间的高关联度,住房市场不景气的地区往往意味着人力资本的下降 和城市的衰落(Glaeser & Gyourko,2005),人力资本整体水平较高且保持稳定的地区,其房价的波动幅 度也会越小(DiVenti,2009)。Dent(2004)在其著作《下一个大泡沫》中研究发现,房地产市场的景气 程度与人口出生率和经济周期息息相关。他认为,美国战后生于 1946—1964 年期间的"婴儿潮"—

① 转引自美国人口咨询局(2001)《人口手册》(中译本)第四版。

② 参见徐建炜等(2012)、陈斌开等(2012)、刘学良等(2012)。

代,在1992—2018年期间将进入个人净资产、消费和投资的高峰年龄,这一代人创造的财富、盈余和经济周期,将在2005—2009年间达到空前繁荣的顶点,之后则会历经一个长期萧条的阶段。

(三)人口空间结构视角

关于人口空间结构的研究主要涉及到人口的空间集聚、迁移行为及城市化等,从本质上看,三 者都是人口在空间上的流动过程,只是流动的距离和方向有所差别而已。Lee et al. (2001)在 Mankiw & Weil(1989)模型的基础上,增加了净移人的移民数量和住宅金融政策两个变量。通过分 析统计数据认为,在其他条件不变的前提下,加入移民数量进行改进的人口结构数据对住宅需求的 变化存在显著影响。但同时他们也认为,人口数量只是住房需求变化的决定因素之一,并不能解释 所有的住房需求变化。Karantonis(2009)在对 1993—2007 年间悉尼住房支付能力的研究中发现, 悉尼市的人口数量和住房价格中位数均保持了长期上升的态势。但根据房地产预测机构 BIS Shrapnel 的统计数据显示,悉尼市的新增住宅数量却反而进人了一个自 1950 年以来的低谷期。因 此, Karantonis 认为, 悉尼住房支付能力位居全球城市倒数第二的现状, 很大程度上是由于政府的住 房政策未能全面考虑这种移民和外来人口增量所带来的外生冲击。① 而 Birrell & Healy(2008)结 合澳大利亚其它城市的对比研究直接指出,悉尼市高房价的诱因主要来自于高端人才的大量涌入。 Daniel & Henk (2011) 利用滯后自回归 ADL 模型,对移民比例较高的以色列海法市 1989—1999 年 月度数据研究表明,移民因素对住房需求的影响要明显大于其他地区。Saiz(2003)针对美国大都 市区的研究发现,移民数量每增加 1%,购房需求和租赁需求将会出现 1.5% 的上涨幅度。Ather & Yigit(2012)利用人口普查面板数据对加拿大外来移民和房价的相关关系研究也同样得出了类似 结论。但与此同时,Sa(2011)却认为,英国的移民输入会显著降低本地的教育质量,从而导致收入 较高的原住民选择用脚投票迁往其他地区,进而对本地的住房需求产生一种"消极的收入效应"。 上述研究的一个共同特点是其主要研究对象集中在发达国家,其中大多数已经完成了城市化和工 业化,所以其人口空间结构问题很大程度上来自于国际移民。而发展中国家特别是二元结构明显 的后发大国,却大多处于城市化的加速进程当中(倪鹏飞,2012)。因此,以城市化为主导的人口空 间集聚过程往往成为发展中国家人口空间结构研究的主流。Jain(2011)认为印度城市化进程的加 快和城市规模的扩大推动了住房需求的上涨。骆永民(2011)基于中国 30 个省份 1998—2009 年的 面板数据分析发现,城市化水平对于本地区和邻近区域的住房需求和价格均产生了显著的拉动作 用,且在经济发展水平较高、人力资本丰裕的地区,城市化产生的作用更加明显。

综合来看,无论是人口的自然结构,还是人口社会经济结构和空间结构,均是影响中国目前住房市场稳健均衡发展的关键因素。而现有研究面临的主要局限在于:第一,目标区域的选择主要集中在特定国家和特定城市,样本量过于狭小,经验研究的结论也很难具有普适性;第二,变量的选择只是针对人口结构问题的某一方面或具体问题,缺乏综合系统性的研究(如诸多文献中将人口结构等同于人口年龄结构);第三,住房市场存在显著的空间相关性。如 Holly et al. (2010,2011)关于英美两国的经验研究均发现,住房需求在空间层面存在显著的相关性,因此忽略空间因素而谈住房市场可能会导致有偏的估计结果。基于此,本文将围绕上述三个方面进行研究拓展。

三、实证研究

(一)模型设定和数据描述

根据美国人口咨询局(2001)关于人口结构的相关定义以及 Lindenthal & Eichholtz(2010)的前

① 该文中,作者并没有严格区分这种人口数量的高速增长是由于本地人口的自然增长还是外来移民所导致。但结合悉尼市的生育率特点和人口构成,人口迁移行为的影响较为显著。

期研究,本文以中国各地级和地级以上城市为研究样本,选取各城市的人口结构变量,包括常住人口数量(population)、流动人口数量(migrant)、人力资本($h_capital$)、人均可支配收入(income)、人口抚养比(raise)和少年抚养比(y_raise)作为主要观测变量,并控制新增住宅用地面积(land)、住宅投资(invest)和现有住房满意度(e_house)等影响住房需求的相关因素,设定计量模型如下:

$$h_{-}demand_{ii} = \alpha_{0} + \sum_{n=1}^{5} \beta_{n}dem_{ii} + \beta_{6}land_{ii} + \beta_{7}invest_{ii} + \beta_{8}e_{-}house_{ii} + \mu$$
 (1)

本文使用的数据来源主要有两部分:其一为宏观数据,包括中国社会科学院城市与竞争力指数 数据库及 2002、2006、2010、2011 年《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》、《中国区域经 济统计年鉴》;其二为微观数据,来源于中国社会科学院城市与竞争力研究中心、竞争力模拟实验 室在 2001 年、2005 年、2009 年、2010 年度在全国范围内开展的住房满意度调查。该项调查共涵盖 内地及港澳台 294 个城市,采取随机抽样的调查方法,共回收有效问卷 17757 份。问卷设计中按照 满意程度依次由低到高划分为五个等级,并逐次从个体样本中得到以城市为单元的均值数据。具 体的变量选择方法如下:因变量 h_demand 为 2001、2005、2009、2010 年中国城市的住房需求,我们 综合陈斌开等(2012)和 Oliver(2012)的做法,用各城市对应年份的商品房屋成交面积和销售均价 的交乘项,即各城市的商品房屋成交总额来表示。① 在自变量中,population 为城市人口规模,本文 中用各城市市辖区年末人口数量来表示; migrant 为各城市的流动人口规模, 我们用它来衡量各城 市的外来人口压力; h_capital 为该城市的人力资本状况, 我们用大专以上文化程度的人口比例来度 量;income 为城市的人均可支配收入;land 和 invest 分别为该城市对应年度的新增住宅用地面积和 住宅投资;e_house 为"现有住房满意度",指标来源于前述调查问卷,用于本文分析的数据为各城市 居民对住房满意度状况的评价均值;人口抚养比 raise 采用姚引妹(2010)的建议,将城市非在业人 口作为分子、在业人口作为分母,具体计算方法为:(市辖区年末总人口 - 市辖区年末单位从业人 员数)/市辖区年末单位从业人员数^②;少年抚养比 y_raise 的估算方法为:各市中小学在校生人数/ 市辖区年末单位从业人员数。面板数据各变量的描述性统计如表1所示。

表 1

各变量的描述性统计

变量名	变量定义	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
h_demand	住房需求	1140	0. 906	2. 763	0.001	43. 302
population	常住人口	1140	1. 257	1. 573	0. 146	15. 428
migrant	流动人口	1128	0. 203	0. 693	0.000	9. 362
h_capital	人力资本	1092	6. 060	4. 924	0. 106	31. 501
income	人均可支配收入	1140	1.076	0. 770	0.002	3. 569
land	新增住宅用地	1140	2. 890	11. 234	0.000	211. 000
invest	住宅投资额	1137	0. 498	1. 221	0.001	14. 766
e_house	住房满意度	1140	3. 157	0. 317	1. 798	4. 240
raise	人口抚养比	1120	6. 986	5. 931	0. 027	53. 866
y_raise	少年抚养比	1120	0. 658	0. 803	0. 031	6. 219

数据来源:中国社会科学院城市与竞争力指数数据库、相关年份《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》,以及中国社会科学院城市与竞争力研究中心、竞争力模拟实验室在全国范围内组织开展的问卷调查。下同。

① 陈斌开等(2012)和 Oliver(2012)在各自的研究中分别用住房面积和房价来刻画住房需求。但中国目前的情况是,大城市的人均居住面积小于中小城市,而房价高于中小城市,无论是用住房面积还是房价来单独刻画住房需求均可能造成片面性。因此本文选择住房面积和房价的交乘项来表示住房需求。

② 传统人口抚养比的计算方法为:将15岁以前和65岁以后的依赖型人口做分子,16岁到64岁的劳动年龄人口做分母,计算两者之比。而本文的估算方法将失业或丧失劳动能力的劳动年龄人口也纳人到依赖型人口里面,这种人口抚养比的估算方法更加接近现实,也最能真实反映在业人口的负担情况。

(二)计量结果与分析

在进行回归分析之前,首先需要对合适的估计方法进行有效判别。F检验和B-P检验的结果显示均拒绝原假设,即面板数据的个体效应十分显著,从而排除混合 OLS 估计方法。进一步, Hausman 检验结果显示,拒绝随机效应模型与固定效应模型系数无系统性差异的原假设。① 为此本文选取估计效果最为理想的固定效应模型作为主要说明对象,并同时将随机效应模型、混合 OLS 模型的回归结果进行综合比较。

考虑到"人口抚养比"与"少年抚养比"变量之间的共线性问题,我们分别将其纳入模型(1)和模型(2)进行回归估计。从固定效应模型的估计结果中我们可以看出,除了少年抚养比未能通过显著性检验外,其它解释变量的显著性水平均较高。从各解释变量的回归系数符号来看,常住人口(population)、流动人口(migrant)、人力资本(h_capital)和人均可支配收入(income)的回归系数显著为正,表明在控制其它因素不变的前提下,城市的常住人口和流动人口数量越多,人力资本和人均可支配收入水平越高,城市的住房需求也就越大。同时,我们可以进一步通过人口抚养比(raise)和现有住房满意度(e_house)的回归系数符号来解读当前中国城市的住房刚性需求和改善性需求状况。因为人口抚养比的下降,表明该社会中中青年人口的比例上升,而这一年龄段则毫无疑问是成家立业的刚性需求主体。"现有住房满意度"衡量了居民对现有住房的满意状况,若满意程度越高,表明该城市居民表2

変 模 அ	固定效	应模型	随机效	应模型	混合效应模型		
型量型	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	
	0. 371 ***	0. 349 ***	0. 548 ***	0. 537 ***	0. 543 ***	0. 533 ***	
population	(0.048)	(0.047)	(0.021)	(0.022)	(0.019)	(0.019)	
	0.066 ***	0, 064 ***	0. 102 ***	0. 097 ***	0. 126***	0. 120 ***	
migrant	(0.015)	(0.015)	(0.014)	(0.014)	(0.015)	(0.015)	
h sanital	0. 071 ***	0. 076 ***	0. 061 ***	0. 066 ***	0. 059 ***	0. 062 ***	
h_capital	(0.018)	(0.018)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	
income	0. 227 ***	0. 237 ***	0. 183 ***	0. 220 ***	0. 192 ***	0. 237 ***	
	(0.020)	(0.022)	(0.016)	(0.018)	(0.017)	(0.019)	
land	- 0 . 117 ***	-0. 116 ***	- 0. 076 ***	- 0. 069 ***	- 0. 059 ***	-0.053***	
iana	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.019)	(0.020)	(0.020)	
invest	0. 176 ***	0. 179 ***	0. 112 ***	0. 114 ***	0. 104 ***	0. 105 ***	
	(0.028)	(0.028)	(0.018)	(0.018)	(0.016)	(0.016)	
e_house	- 0. 207 ***	- 0. 196 ***	-0.027	-0.017	- 0. 003	0.000	
e_nouse	(0.038)	(0.040)	(0.020)	(0.020)	(0.016)	(0.016)	
raise	- 0. 079 **		-0.098***		- 0. 090 ***		
ruise	(0.032)		(0.019)		(0.016)		
y_raise		-0.030		- 0. 085 ***		- 0. 100 ***	
y_raise		(0.021)		(0.017)		(0.017)	
constant	- 0. 023 *	-0.021*	-0.023	-0.021	-0.026 *	-0.025*	
Constant	(0.012)	(0.012)	(0.020)	(0.020)	(0.015)	(0.015)	
observations	1033	1033	1033	1033	1033	1033	
R-squared	0. 456	0. 453			0.676	0.677	

注:由于随机效应模型采用 GLS 估计,故 R² 没有实际意义,本表中未将其列出;括号内为标准误,*** p <0.01,*** p <0.05,** p <0.1。

① 考虑文章篇幅所限,本文未将 F 检验、B - P 检验和 Hausman 检验过程在文中呈现,有需要的读者可以向作者索取。 124

对住房的改善性需求越低;反之,若对现有住房的满意程度越低,那么其改善性需求的愿望也就更加强烈。上述两个变量的回归系数符号均显著为负,一定程度上验证了刚性需求和改善性需求构成了当前中国城市住房需求的主体。此外,控制变量中 invest 和 land 的回归结果表明,城市的住宅投资和供地状况分别对住房需求起到了一定的刺激和平抑作用。和其它因素相比,少年抚养比(y_raise)对城市住房需求的影响并不十分明显,这似乎与国际经验研究存在一定偏差,可能是由于中国父母普遍存在着帮子女储蓄买房的现象,因此少年抚养比的增加并不能有效降低当前的住房需求。

四、稳健性检验

住房需求在城市和区域之间会产生相互传导机制,已经得到大量经验研究的支持。根据 Holly et al. (2010,2011)和骆永民(2011)的研究建议,本节将全面考察空间因素对城市住房需求产生的系统性影响。检验共分为两个部分:第一,考察各解释变量在空间因素的作用下对住房需求的影响程度是否会发生结构性变化;第二,按照地理区位将数据集划分为东部、中部、西部、东北四大区域,考察各解释变量对住房需求的影响是否会随着区域的不同而发生改变。

(一)模型和空间权重选取

考虑到面板数据集有可能在空间上表现出复杂的异质性和自相关性,使得各解释变量对住房需求的影响在不同空间尺度下呈现出差异化特征,所以本节选取空间变系数回归模型中的地理加权回归模型(Geographical Weighted Regression,GWR)作为基础分析工具,并放松不变常参数全域估计假设,通过可变的局域参数估计对回归方程式(1)加以扩展:

$$h_demand_{ii} = \alpha_0(u_i, v_i) + \sum_{n=1}^{5} \beta_n(u_i, v_i) dem_{ii} + \beta_6(u_i, v_i) land_{ii} + \beta_7(u_i, v_i) invest_{ii} + \beta_8(u_i, v_i) e_house_{ii} + \mu$$
 (2)

与传统方法的重要区别是,方程(2)将变量和参数放在了关联模式多变的情景下考虑,其中隐含了空间距离的信息。 (u_i,v_i) 分别代表 i 城市的经纬度信息,我们可以通过任意两点的经度和纬度将其转化为任意两个城市之间的距离,潜在的城市变量参数差异通过空间距离给予了识别。在扩展的 GWR 模型状态下,特定区位的回归参数不再是利用所有样本估计的假定常数,而是利用邻近区域的子样本信息进行局域(local)回归估计,并随着空间位置的变化而相应调整的可变参数,通过邻近位置的局域加权可以将参数估计值表示为:

$$\beta_{n}(u_{i}, v_{i}) = (X^{T} W(u_{i}, v_{i}) X)^{-1} X^{T} W(u_{i}, v_{i}) Y$$
(3)

其中, $W(u_i,v_i)$ 为地理加权回归在观测点 i 的权重矩阵,X、Y 分别为解释变量、被解释变量因子组成的矩阵和向量。如果各样本点在空间上保持均质,即 $\beta_n(u_i,v_i)=\beta_n$,那么回归方程式(2)和(1)等价。但是,在现实经济生活中,空间独立或均质的假定很难成立,特别是在住房需求的相关研究中尤为如此,并衍生出大量有关房地产连锁效应(ripple effect)和扩散效应(diffusion effect)的相关研究(Luo et al. ,2007)。由此可见,如何选择合意的空间权重矩阵成为准确刻画空间相互作用的关键,很大程度上决定了模型拟合效果的优劣。根据 Charlton et al. (2006)的建议,本节选取高斯距离函数、指数衰减函数和三次方距离函数作为空间权重的基本形式,表达式依次如方程(4)、(5)、(6)所示:

$$\begin{cases} W(u_i, v_i)_{Gaussian} = \phi(d_{ij}/\sigma\theta) \\ W(u_i, v_i)_{Exponential} = \sqrt{\exp(-d_{ij}/\theta)} \\ W(u_i, v_i)_{Times} = \begin{bmatrix} 1 - (a/d_{ii})^3 \end{bmatrix}^3 \end{cases}$$

$$(6)$$

其中, d_i 为第i个城市与第j个城市间的地理距离, ϕ 为标准正态分布密度函数,q 为观测值 i

到第 q个最近相邻区域之间的距离, σ 为距离向量的标准差, θ 为衰减参数带宽(bind width)。① 我们将分别使用上述三种随距离单调递减的权重矩阵函数对模型进行估计并从中择取最优。从三种距离函数的拟合优度对比来看,三次方距离函数的拟合状况要优于其它两种估计方法。为此,在模型结果的分析报告中,将主要以三次方距离函数加以说明。②

(二)解释变量回归参数的时空变化

从 GWR 模型的回归结果来看,全国大多数城市的回归参数符号与固定效应的回归结果基本一致(如表 3),表明采用固定效应的面板回归模型拟合状况良好,实证结果较为可信。同时,GWR模型的估计结果还可以清晰地显示出各参数的时空变化:其一,从 2001 年至 2010 年间,各回归参数的均值普遍呈现出增长之势,表明以人口结构因素为主导的解释变量对中国城市住房需求的影响不但没有降低,反而大幅提高;其二,过去十年中,各城市样本点回归参数的变异系数绝对值大多出现下降的趋势,表明在空间效应下,各城市的住房需求呈现出一定的联动性,由人口结构等因素所引致的住房需求变化(如人口迁移等)会在城市之间相互传导,这样就能很大程度上减轻单个城市住房需求的剧烈波动;其三,通过对比十年来各参数的空间变动趋势(如图 3 和图 4),人口结构因素的趋同特征得以体现。以城市常住人口变量(population)为例,在我们所考察的 285 个样本城市中,2001 年 GWR模型三次方距离权重下回归参数为正值的城市为 141 个,而 2010 年达到 215个;流动人口变量(migrant)同样如此,2001 年 GWR模型三次方距离权重下回归参数为正值的城市为 159 个,而 2010 年达到 189 个。因此,从各解释变量回归参数的时空变化中可以看出,人口结构因素对中国城市住房需求的影响程度在时间和空间上均得到了大幅提高。

表 3

三次方距离函数下 GWR 模型变参数估计结果

变量	均值		标准差		变异系数		最小值		最大值	
	2001 年	2010 年	2001 年	2010 年	2001 年	2010 年	2001 年	2010年	2001年	2010 年
population	0. 014	0. 176	0. 155	0. 325	10. 837	1. 845	- 0. 697	-1.051	0. 607	1. 396
migrant	0. 146	0. 478	0. 933	1. 398	6. 385	2. 925	- 2. 981	-3.457	5. 665	3. 830
h_capital	0. 300	0. 468	1, 923	3. 530	6. 421	7. 540	- 10. 425	- 14. 792	16. 697	12. 576
income	-0.013	0. 069	0. 267	0. 500	- 20. 121	7. 290	-1.738	-2.011	1. 628	1. 382
land	- 0. 001	- 0. 001	0. 024	0. 031	-25.652	-31.358	- 0. 134	- 0. 080	0. 109	0. 119
invest	0.079	0. 081	0.068	0.047	0. 859	0. 578	-0.140	-0.045	0. 700	0. 206
e_house	0.062	0. 110	0. 314	0. 325	5. 112	2. 948	- 0. 866	-0.902	2. 363	1. 238
raise	- 0. 003	-0.007	0. 025	0. 033	-7.274	- 4. 930	-0.131	- 0. 151	0. 201	0. 108
constant	-0. 207	-0.635	1. 059	1. 561	-5.114	- 2. 459	-7.586	-5.860	4. 790	3. 158

(三)人口结构的区域效应

从四大区域^③的拟合状况来看,人口结构因素对住房需求的影响存在明显的区域差异。在控制 其它变量的情况下,2010 年东部和东北地区城市 population 的回归系数均值分别为 0.227 和 0.584,

① 在空间权重矩阵中,d 和 θ 非常关键。如果 d 较大,则局域模型的解越趋向于全域模型的解;如果 d 等于所研究空间任意两点间的最大距离,则全域和局域两个模型将相等,反之则相反。若 θ 趋于无穷大,任意两点的权重将趋于 1,则被估计的参数变成一致时,GWR 就等于以 OLS 估计的经典线性回归;反之,当带宽变得很小时,参数估计将更加依赖于邻近的观测值(Lesage,2004)。

② 由于文章篇幅所限,本文未将三种空间权重矩阵的拟合状况比较以及高斯距离函数、指数衰减函数权重矩阵下的 GWR 模型回归结果在文中呈现,有需要的读者可以向作者索取。

③ 四大区域分别为东部、中部、西部和东北地区。东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆,东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。

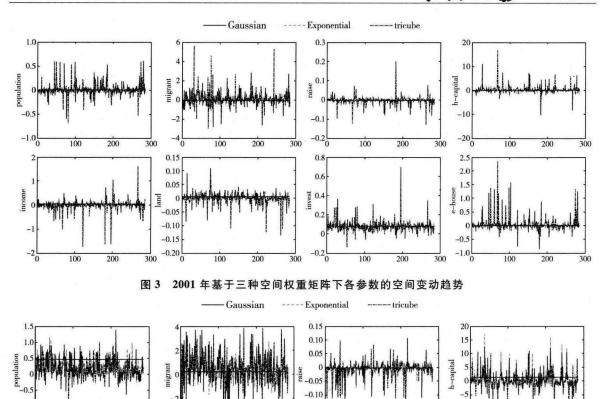


图 4 2010 年基于三种空间权重矩阵下各参数的空间变动趋势

-0.15 -0.20

0.30

0.20 ts 0.15

-0.05 L

100

0.15

0.10

200

100

200

-1.0

注:图 3 和图 4 为 GWR 模型下各城市样本点的参数估计结果,从左至右、从上至下依次为 population、migrant、raise、h_capital、income、land、invest、e_house;纵轴为各样本点参数值,横轴为 285 个样本城市按汉语拼音的编号代码,如安康市的代码为 1,遵义市的代码为 285。①

远高于中部地区的 0.043 和西部地区的 0.084;同样,东部和东北地区城市 h_capital 和 raise 的回归参数均值的绝对值水平也要高于中西部地区。综合来看,住房需求的这种人口结构矛盾在经济发展水平相对较高的城市和区域更加突出。因为中国当前的经济增长模式仍以劳动投入型为主,经济发展速度较快的城市和区域往往对高学历的劳动年龄人口吸引力相对较高,这种局面会加速中青年劳动力向东部沿海城市的集聚,进一步降低东部地区的人口抚养比并导致住房刚性需求的相对增加。与此同时,中国劳动人口的这种跨区域迁移很大程度上表现为"半城市化"状态,户籍制度的存在以及其它有形和无形门槛,导致大量流动人口选择在流入地工作而仍在流出地买房的现象。以 2010 年的 migrant 回归参数均值为例,作为最大外来人口流入地的东部地区,其均值仅为

① 由于巢湖市于2011年8月22日被一分为三,分别并入合肥、芜湖、马鞍山3市,故本文没有将其纳入样本城市;拉萨市以及新设立的三沙市由于数据不全,样本城市中也没有将它们涵盖。同时,由于拉萨市和三沙市地理位置和住房市场较为特殊,并不影响本文对中国城市住房需求的整体判断。限于全文篇幅未将代码表完整呈现,有兴趣的读者可以向作者索取。

0.287,大大低于中部地区 0.608、西部地区 0.397 和东北地区 0.857。表明在空间效应下,东部地区流动人口对当地住房需求的影响程度要相对低于其他三大区域。这一结论进一步揭示出了中国住房需求的空间失配现象。

表 4

人口结构因素的区域效应考察

区域	年份	统计量	population	migrant	h_capital	income	raise
东部地区 87 城市		均值 μ	0. 048	0. 379	0. 920	- 0. 065	-0.011
	2001	标准差 σ	0. 269	0. 904	3. 308	0. 457	0. 042
		变异系数 CV	5. 647	2. 386	3. 596	- 6. 998	-3.856
		均值 μ	0. 227	0. 287	0. 503	- 0. 015	-0.007
	2010	标准差 σ	0. 392	1. 305	4. 793	0. 785	0. 037
		变异系数 CV	1. 725	4. 539	9. 529	-51.894	- 5. 305
		均值 μ	- 0. 004	-0.200	0. 059	0. 027	0.000
	2001	标准差σ	0. 038	0. 567	0. 455	0.110	0.006
中部地区 80 城市		变异系数 CV	- 8. 737	-2.835	7. 770	4. 109	22. 226
	2010	均值 μ	0. 043	0. 608	- 0. 197	0. 142	0. 005
		标准差 σ	0. 248	1. 181	1. 491	0. 344	0. 018
		变异系数 CV	5. 713	1. 940	- 7. 585	2. 427	3. 550
	2001	均值 µ	0. 006	0. 254	0. 053	0.016	0.000
		标准差 σ	0.060	1.081	0. 649	0.088	0.011
西部地区		变异系数 CV	10. 565	4. 260	12. 162	5. 416	- 182. 02
84 城市		均值 μ	0. 084	0. 397	-0.072	0. 011	- 0. 002
	2010	标准差 σ	0. 201	1. 694	2. 436	0. 238	0. 018
		变异系数 CV	2. 403	4. 266	-33.761	22. 410	- 7. 822
	_	均值μ	- 0. 005	0. 100	-0.113	-0.047	-0.001
东北地区	2001	标准差 σ	0. 049	1. 091	0. 516	0. 087	0. 008
		变异系数 CV	-9.097	10. 959	-4.554	- 1. 861	- 7. 392
34 城市	2010	均值 µ	0. 584	0. 857	3. 278	0. 254	- 0. 044
		标准差 σ	0. 120	1. 235	4. 144	0. 211	0. 048
		变异系数 CV	0. 206	1. 441	1. 264	0. 828	-1.084

五、情景模拟与预测

本部分以人口结构因素为基础对未来中国城市的住房需求(2015—2030)进行前景预测,共分为四种情形进行模拟:(1)低城市化率和低人口抚养比;(2)低城市化率和高人口抚养比;(3)高城市化率和低人口抚养比;(4)高城市化率和高人口抚养比。

(一)情景设定

128

关于未来的城市化推进速度,中央政府在"十二五"规划中的目标增速为 5 年提高 4 个百分点,事实上要低于"十一五"期间 0.9 个百分点的年均增速。中共十八大以来,城市化更被新一届政府提升为国家的长远发展战略和未来中国经济增长的新引擎。可以预期的是,这场史无前例的城市化加速进程并没有停止。根据联合国人口发展报告的预测,中国城市化率在 2030 年将达到60%,较为激进的麦肯锡预测为 66%,联合国经济和社会事务部发布的《世界人口展望:2010 年修

订版》认为 2030 年中国城市化率将稳步提高到 68.7%。为此,我们综合中国城市化发展的现状和相关机构的预测,将《世界人口展望:2010 年修订版》的城市化图景设定为 2015—2030 年城市化推进速度的上限,年均 0.9%设定为城市化推进速度的下限。① 人口抚养比的上下限同样根据《世界人口展望:2010 年修订版》中的高抚养比和低抚养比情形而定,由于本文的人口抚养比估算方法与其存在些许不同,故而根据其相对增速采用回归法进行折算。其它影响因素的情景设定如下:(1)大专以上文化程度人口比例。根据教育部 2012 年发布的《全面提高高等教育质量的若干意见》,今后公办普通高校招生规模将保持相对稳定,年均扩招比例将基本维持在 2008 年的水平,因此我们设定 2010—2030 年间大专以上文化程度人口比例年均增速为 5%;(2)人均可支配收入。根据世行报告《2030 年的中国:建设现代、和谐、有创造力的高收入社会》,人均可支配收入增长率采用GDP 潜在增长率减去通货膨胀率进行估算。(3)新增住宅用地面积②和住房满意度根据统计年度的平均变化趋势来设定参数值;(4)住宅投资采用灰色模型预估并根据世行报告投资率的回落幅度进行平减。情景设定详见表 5 所示。

表 5

中国城市住房需求的情景设定

情景	年份	population	migrant	h_capital	income	land	invest	e_house	raise	预测值
基期	2010	1. 361	0. 316	8. 273	1. 768	2. 996	0. 868	3. 319	7. 003	1. 343
	2015	1. 506	0. 350	10. 559	2. 289	3. 889	1. 622	3. 592	6. 649	1. 721
高城市化率、	2020	1. 588	0. 369	13. 476	2. 745	4. 782	3. 029	3. 887	6. 800	2. 220
低人口抚养比	2025	1. 657	0. 385	17. 199	3. 121	5. 674	3. 444	4. 206	6. 725	2. 236
	2030	1.712	0. 398	21. 951	3. 396	6. 567	3. 747	4. 552	7. 184	2. 073
	2015	1. 423	0. 330	10. 559	2. 289	3. 889	1. 622	3. 592	6. 649	1. 665
低城市化率、	2020	1. 488	0. 346	13. 476	2. 745	4. 782	3. 029	3. 887	6. 800	2. 152
低人口抚养比	2025	1. 556	0. 361	17. 199	3. 121	5. 674	3. 444	4. 206	6. 725	2. 167
	2030	1. 628	0. 378	21. 951	3. 396	6. 567	3. 747	4. 552	7. 184	2. 016
	2015	1. 506	0.350	10. 559	2. 289	3. 889	1. 622	3. 592	7. 112	1. 704
高城市化率、	2020	1. 588	0. 369	13. 476	2. 745	4. 782	3. 029	3. 887	7. 973	2. 177
高人口抚养比	2025	1. 657	0. 385	17. 199	3. 121	5. 674	3. 444	4. 206	8. 743	2. 161
	2030	1. 712	0. 398	21. 951	3. 396	6. 567	3. 747	4. 552	9. 330	1. 994
低城市化率、高人口抚养比	2015	1. 423	0. 330	10. 559	2. 289	3. 889	1. 622	3. 592	7. 112	1. 648
	2020	1. 488	0. 346	13. 476	2.745	4. 782	3. 029	3. 887	7. 973	2. 109
	2025	1. 556	0. 361	17. 199	3. 121	5. 674	3. 444	4. 206	8. 743	2. 092
	2030	1. 628	0. 378	21. 951	3. 396	6. 567	3. 747	4. 552	9. 330	1. 937

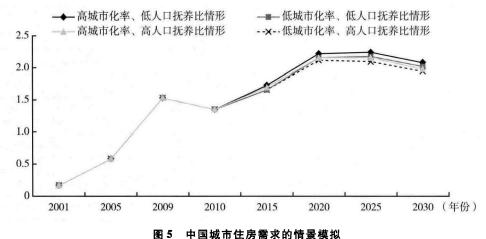
(二)模拟预测

在上述情景假定下,2015-2030年中国城市住房需求的总体走势呈现出"上升一平稳一下降"

① 城市化率主要表现为城市常住人口比例的变化,但由于户籍等多种客观因素的影响,流动人口与常住人口的增速基本保持同步,这与现阶段的情况是吻合的。因此本文假定预测期内暂住人口增长速度与城市化率一致。

② 根据国土资源部《关于做好 2012 年房地产用地管理和调控重点工作的通知》,今后一个相当长的时期内中国土地供应政策的基调不变,住房用地供应计划总量原则上不低于过去五年年均实际供应量。

的"倒U型"特征(如图5),拐点大致出现在2020—2025年间,届时中国城市的住房需求将不再具备快速增加的条件。2025年后,四种情景模拟状态均显示出中国城市住房需求将会呈现总体下降的局面。其中,"高城市化率、低人口抚养比"和"低城市化率、高人口抚养比"情形分别对应中国城市住房需求的高位和低位水平。在高位水平下,中国城市住房需求的拐点将会出现在2025年以后,而低位水平下的拐点将会提前至2020年左右。根据世行报告显示,当前中国的劳动年龄人口占比已经达到历史的峰值水平,之后会进入一个长期下降的时期。未来20年内,中国的老年抚养比将会上升一倍左右;"单独两孩"政策的陆续放开再叠加上世纪80年代生育高峰期的婴儿回声潮,未来五年内年均新生儿数量将接近1800万。也就是说,未来中国住房需求的变化模式极有可能按照"高城市化率、高人口抚养比"的情形变化。根据国际经验和前文分析结论,人口抚养比的这种长期上升趋势将会一定程度上导致住房刚性需求的下降,但由于高城市化率所带来的部分改善性需求,将会适度延缓城市总体住房需求的下降幅度。



六、结论与对策建议

本文以人口结构特征为基础,利用面板数据和 GWR 模型对中国住房需求的影响因素、时空效应以及未来的总体走势进行了综合考察。研究结论认为,城市的常住人口和流动人口数量、居民的收入分配、人力资本状况以及全社会的人口抚养比对中国城市的住房需求产生了显著影响。从各解释变量回归参数的时空变化中可以看出,人口结构因素的影响程度在时间和空间上均得到了大幅提高。分区域的实证研究进一步揭示出中国城市住房需求的人口结构矛盾在经济发展水平相对较高的城市和区域更加突出。同时,由于城乡二元结构和户籍制度的客观存在,大量流动人口选择在流入地工作而仍在流出地买房,导致了中国城市住房需求在区域间的空间失配现象。

当前,中国正处于人类历史上最大规模的城市化加速进程之中,每年将带来相当于一个东京市的人口涌入城市。从家庭代际结构来看,由于计划生育政策的推行,当前的家庭结构呈现出小型化的特点。在房价上升预期的背景下,两代人储蓄同时爆发性释放于当前的房地产市场,故而对当前的住房市场造成空前压力。但是由于当前的劳动年龄人口占比已经位于历史的顶峰水平,未来人口年龄结构将呈现出老年人口比例持续升高、中青年人口比例持续下降的局面(如图 6)。根据前文的预测,2015—2030年中国城市住房需求的总体走势将会呈现出"上升—平稳—下降"的"倒 U型"特征。2025年以后,中国城市的住房需求将不再具备快速增加的条件。因此,未来中国住房制度的综合配套改革目标,一方面要着眼于消化当前人口结构所引致的刚性需求和改善型需求,进一

步抑制住房市场的投资和投机性需求;另一方面,要对 2025 年后可能出现的人口结构"蘑菇云"^① 风险有所预警。

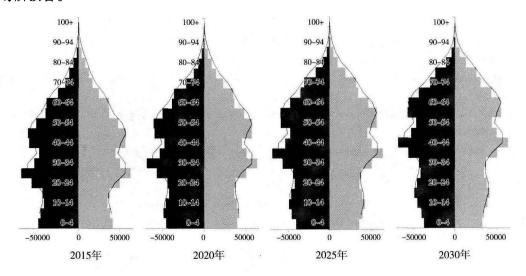


图 6 中国未来人口金字塔演化图景②

2015—2030 年将是中国人口结构及住房需求剧烈变动的时期,为了防止人口结构的周期性波动给住房市场带来大起大落的影响,我们认为,必须抓住历史契机加快推进住房制度综合配套改革和相关人口政策的调整。主要包括:适度调整现行生育政策维持生育率相对稳定,可有效提高人口抚养比从而平抑当前住房需求,并增加未来住房市场的潜在需求主体;针对低收入居民和流动人口推出"政府主导、市场参与"的安居住房体系,加大城镇保障性住房和棚户区改造建设力度,逐步实现"居有定所"的目标;针对老龄人口比例逐渐升高的趋势,可以参照欧美发达国家反向住宅抵押贷款的运作模式,适度增加银色住宅和老年公寓的供应量,满足不同年龄段和健康状况老年人的住房服务消费需求;进一步加快推进住房信息系统的建设进度,逐步实现省市和全国范围内联网,全面客观地向社会公布各类监测信息,有效预防人口结构和住房需求剧烈变动所带来的宏观经济风险;针对流动人口的职住不平衡问题,可以通过减免租房税费、鼓励有关部门成立国有房屋租赁经营机构和中介机构等措施,进一步规范租房市场并保护承租行为,从而有效解决中国城市住房需求的空间失配问题。

参考文献

陈斌开、徐帆、谭力,2012:《人口结构转变与中国住房需求:1999—2025——基于人口普查数据的微观实证研究》,《金融研究》 第1期。

高波,2014:《房子的投资属性要降低》,《人民日报》7月24日第13版。

高波、王文莉、李祥,2013:《预期、收入差距与中国房价租金"剪刀差"之谜》,《经济研究》第6期。

孔行、刘治国、于渤,2010:《使用者成本、住房按揭贷款与房地产市场有效需求》、《金融研究》第1期。

况伟大,2010:《利率对房价的影响》,《世界经济》第4期。

刘学良、吴璟、邓永恒,2012:《人口冲击,婚姻和住房市场》,CFRN 工作论文,CFRN;http://www.cfrn.com.cn/getPaper.do?id=3553。 骆永民,2011:《城市化对房价的影响:线性还是非线性?——基于四种面板数据回归模型的实证分析》,《财经研究》第4期。

① 有学者形象地将人口金字塔的形状和变化趋势比作"蘑菇云",意为人口结构的剧烈变动有如原子弹爆炸产生的蘑菇云一样,将会对社会经济造成巨大冲击。有研究表明,2007年美国"次贷危机"的集中爆发以及房地产泡沫的破灭,就与人口年龄结构的剧烈变动有关。

② 图 6 纵轴为各人口年龄段分布,横轴负方向为男性人口数量,正方向为女性人口数量(单位:千人)。

倪鵬飞,2012:《中国住房报告 2012—2013》,社会科学文献出版社。

徐建炜、徐奇渊、何帆,2012:《房价上涨背后的人口结构因素:国际经验与中国证据》、《世界经济》第1期。

姚引妹,2010:《人口抚养比:理论与实际的偏离及修正》,《中国人口科学》第6期。

袁力,2011:《从人口结构看中国住房需求》,诺亚财富研究报告。

张清勇、郑环环,2012:《中国住宅投资引领经济增长吗?》,《经济研究》第2期。

赵奉军、邹琳华,2012:《自有住房的影响与决定因素研究评述》,《经济学动态》第10期。

郑思齐、任荣荣、符育明,2012:《中国城市移民的区位质量需求与公共服务消费——基于住房需求分解的研究和政策含义》,《广东社会科学》第3期。

Andrews, D., and A. Sanchez, 2011, "Drivers of Homeownership Rates in Selected OECD Countries", OECD Economics Department Working Papers, No. 849.

Ather, A., and A. Yigit, 2012, "Effects of Immigration on House Prices in Canada", Applied Economics, Vol. 44, Issue 13.

Barrell, Ray, Simon Kirby, and R. Whitworld, 2011, "Real House Prices in the UK", National Institute Economic Review, Issue 216, pF62—F68, Apr.

Birrell, Bob, and Emest Healy, "How Are Skilled Migrants Doing?", People and Place, Vol. 16, No. 1, p1-20, 2008.

Bischoff, Oliver, 2012, "Explaining Regional Variation in Equilibrium Real Estate Prices and Income", Journal of Housing Economics, Vol. 21, Issue 1, p1—15, Mar.

Browning, Martin, Mette Gørtz, and Søren Leth-Petersen, 2008, "House Prices and Consumption: A Micro Study", Work in progress, http://www.ecb.int/events/pdf/conferences/ecb_cfs_conf/Goertz_Browning_Leth.pdf.

Charlton, M., S. Fotheringham, and C. Brunsdon, 2006, "Geographically Weighted Regression", NCRM Methods Review Papers, NCRM/006, ESRC National Centre for Research Methods.

Chiuri, M., and T. Jappelli, 2010. "Do the Elderly Reduce Housing Equity? An International Comparison", Journal of Population Economics, Springer, Vol. 23(2), pages 643—663, March.

Daniel, C., and F. Henk, 2011, "Immigration and Urban Housing Market Dynamics: The Case of Haifa", Annals of Regional Science, Vol. 47, Issue 3, p585—598, Dec.

David, H., 2005, "Kingdom of the Netherlands-Netherlands: Selected Issues", IMF Country Report, No. 05, p122-134.

Dent, S., 2004, "The Next Great Bubble Boom: How to Profit from the Greatest Boom in History: 2005-2009", Simon and Schuster.

DiVenti, 2009, "Fannie Mae and Freddie Mac: Past, Present, and Future", Journal of Policy Development and Research, Volume 11, Number 3.

Fisher, L. M., and A. J. Jaffe, 2003, "Determinants of International Homeownership Rates", Housing Finance International 51:34—42.

Giovanni, J, and A. Matsumoto, 2010, "The Value of Human Capital Wealth", International Monetary Fund Working Paper.

Glaeser. E, and J. Gyourko, 2005, "Urban Decline and Durable Housing", Journal of Political Economy, Volume 113, Number 2.

Holly, S, M. H. Pesaran, and T. Yamagata, 2010, "A. Spatio-temporal Model of House Prices in the USA", Journal of Econometrics 158(1).

Holly, S, M. H. Pesaran, and T. Yamagata, 2011, "The Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in the UK", Journal of Urban Economics 69(1):2-23.

Jain, R., 2011, "Houses Turn Gold as Prices Skyrocket", Money Today, Oct. p2-2,

Karantonis, A., 2009, "The Underlying Fundamentals of Housing Affordability; the Sydney Dynamics", working paper. http://epress.lib.uts.edu.au/research/bitstream/handle/10453/11326/20090008350K.pdf? sequence = 1.

Larsen, E., 2010, "What May Eventually Limit Rising House Prices? Evidence from Engel Elasticities and Budget Shares of Housing", Housing Theory and Society, Vol. 27, Issue 1, p95-108, Mar.

Lee, G. S., and P. Schmidt-Dengler, B. Felderer, and C. Helmenstein, 2001, Austrian Demography and Housing Demand: Is There a Connection, Kluwer Academic Publishers, 259—276.

Lindenthal, T, and P. Eichholtz, 2010, "Demographics, Human Capital, and the Demand for Housing", http://nilskok.typepad.com/EPRI/EL_WP_2010.pdf

Mankiw, NG, and DN Weil, 1989: "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market", Regional Science and Urban Economics, 19(2), 235-58.

McFadden, Daniel, 1994, "Demographics, the Housing Market, and the Welfare of the Elderly in Studies", 225—290 in the Economics of Aging, edited by David A. Wise., Illinois: University of Chicago Press.

132

Neuteboom, P., and D. Brounen, 2007, "Demography and Housing Demand-Dutch Cohort Evidence", Erasmus University Working Paper.

Ohtake, F., and M. Shintani, 1996, "The Effect of Demographics on the Japanese Housing Market", Regional Science and Urban Economics, (26): 189-201.

Rosen, Sherwin, 2002, "Markets and diversity", American Economic Review, 92: 1-15.

Saiz, Albert, 2003, "Immigration and Housing Rents in American Cities", FRB of Philadelphia working paper, NO. 03—12, June 2003.

Sá, Filipa, 2011, "Immigration and House Prices in the UK", Discussionpaper Series // Forschungsinstitut zur Zukunst der Arbeit, No. 5893, http://nbn-resolving.de/urn:nbn;de:101:1—201108093247.

Vansteenkiste, Isabel, and Paul Hiebert, 2011, "Do House Price Developments Spillover across Euro Area Countries? Evidence from a Global VAR", Journal of Housing Economics, Vol. 20, Issue 4, p299—314.

Wei, ShangJin, Xiaobo Zhang, and Yin Liu, 2012, "Status Competition and Housing Prices", NBER Working Paper.

The Mystery of China's High Demand for Housing: Based on the Demographic Characteristics

Li Chao^a, Ni Pengfei^a and Wan Haiyuan^b
(a:National Academy of Economic Strategy, CASS; b:Institute of Social Studies, NDRC)

Abstract: Taking demographic changes to make research on real estate market trends has been regarded as a basic method on assessing housing demand. On this basis, this paper uses panel data and GWR model to investigate comprehensively about influencing factor, spatial and temporal effects as well as the overall trend of Chinese urban housing demand. As a result, it found that the number of cities' residents and migrants, income distribution, human capital and the population dependency ratio have significant impact on China's urban housing demand. In perspective of temporal and spatial variation of explanatory variables, it can be seen that the importance of demographic factors have been dramatically strengthened. Furthermore, heterogeneous studies by regions reveal that demographic contradiction becomes more prominent in the developed cities and regions, and it also presents an obvious spatial mismatch pattern. Based on the forecast, China's urban housing demand will show an overall trend of "up-steady-down" like "inverted U" style during 2015—2030. Meanwhile, China's urban housing demand will no longer present a rapid increase trend after 2025. Therefore, the future goals of comprehensive reform in China's housing system should focus on reining in house prices rising too fast by investment and speculative demand in current and next decade. On the other hand, we may have a warning to the "mushroom cloud" risks of demographics which will probably occur after 2025.

Key Words: Demographics; Housing Demand; Population Dependency Ratio; GWR Model JEL Classification: J11, R21, R23

(责任编辑:唐寿宁)(校对:梅 子)