

农民工城市住房的流动性约束及其理性选择

——来自武汉市 628 个家庭户样本的证据¹

熊景维，季俊含

【摘要】：农民工的流动性使其城市住房选择面临额外的“沉没成本”约束。本文利用武汉市 628 个农民工家庭的样本数据，实证分析发现：城市居留意愿是影响农民工城市住房条件的主要因素，表明农民工城市住房消费是其根据自身留城条件和预期进行理性选择的结果。高流动性约束下农民工住房总体上呈现“生产资本品”属性，其服务并附属于劳动产生的特征十分明显。降低农民工的高流动性预期、提升其留城意愿将有效释放转移人口住房消费潜能、促使其自主改善城市居住条件，助推城镇化持续健康发展。

【关键词】：农民工；流动性；城市住房；理性选择

【中图分类号】：F294.9 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1006-012X (2018) -01-0073 (08)

住房是农民工在城市工作和生活的物质条件。由于城市住房的大宗资产和昂贵必需品属性，兼之农民工收入水平整体偏低，造成其在城居住条件差、住房支付能力弱等问题，成为影响转移人口市民化的重要障碍。^[1]当前，我国农民工家庭化迁移趋势已日渐明显。城市居家生活状态在满足农民工对亲情与家庭团聚需求的同时，也使其城市住房消费负担加重。研究农民工家庭的住房消费行为、影响因素和特征，对理解农民工的住房状况与行为逻辑，进而探究推进其城市住房条件改进的有效路径、助力农民工市民化和城镇化发展，具有重要的理论意义和实践价值。

一、文献回顾

已有文献对农民工城市住房的研究集中在对住房条件的调查分析、住房消费特征、农民工住房的经济和社会影响等若干方面。在住房状况分析中，绝大多数调查反映了当前我国农民工城市住房条件普遍较差的基本事实。在农民工以私人出租房、集体宿舍和工地工棚为主要类型的住房类型中，租赁住房（即住房消费对应的居住形态）是品质相对较优的形态。适合于农民工低支付能力的廉价出租房一般位于城中村、城乡结合部、老旧小区乃至地下室等“非主流”居住区，具有一定的群体封闭性。^[2]租房农民工的人均面积在几平方米范围内，远低于城市居民的人均居住面积。^[3]群居和“蚁居”的现象普遍，居住空间拥挤；厨房、卫浴等生活配套设施不配套比例高，人居品质较差。^[4, 5]在对农民工城市租房消费的经验调查方面。比较一致的结论是，农民工住房的平均消费负担重，缺乏可持续的支付能力。^[6]例如，2015 年全国农民工的住房消费平均水平为 475 元，占生活消费支出的比重达 46.9%，这一负担状况在东、中、西部地区并无显著区别。^[7]尽管实际居住条件较差，但各地城市多数农民工对居住状况满意程度较高，这表明农民工对住房条件的关注和期待值较低，在居住舒适度上奢求不多。^[8]对住房经济和社会效应的分析则强调农民工城市住房在城镇化、经济增长、社会融合中的重要作用。^[9, 10]

在对住房选择影响因素的研究中，基于经济因素的分析十分流行。Arestis 等（2008）认为，住房市场很大程度上是一个金融现象，利率和实际可支配收入在其中起着至关重要的作用。^[11]Airondel 等（2001）构建了一个包含消费者个体因素、住房特

¹【基金项目】：国家社会科学基金青年项目“农民工市民化优先瞄准对象的甄别评估体系构建研究”（14CSH024）。

【作者简介】：熊景维，副教授，博士，华中农业大学社会工作系（农村社会建设与管理研究中心），湖北武汉 430070；季俊含，硕士研究生，华中农业大学社会工作系，湖北武汉 430070

征因素及政策和经济等环境因素的综合分析模型。^[12]Leimg (2001) 和 Ortalo (2002) 认为, 住房消费主要取决于消费者的长期收入, 同时受住房特征和房价的影响。^[13, 14]正因为房价和住房作为资产的重要影响, 使得家庭住房资产比其他财富资产的消费需求弹性更大。^[15]而一些强调住房需求刚性的研究则有不同的结论。Kraft 等 (2015) 从生命周期的消费视角考察发现, 住房开支一定程度上独立于年龄和财富; 相比于易耗品, 住房消费对收入和财富变动的敏感性更低。^[16]

对城市市民住房消费影响因素分析的框架被广泛移植用于对农民工住房选择的研究中。在大多数研究农民工住房消费影响因素的经验文献中, 收入水平、住房价格等经济因素也被认为是主要的决定因素。Wang 等 (2010) 通过实证估计了收入和房租水平对深圳农民工住房选择的影响效应。^[17]大多数将住房价格和支付能力作为主要变量的研究中, 农民工选择价格低廉、条件较差的住房的原因被归结为其较低的收入水平。^[18, 19]由于长期存在的城乡二元体制对农民工在城定居的限制, 很多研究聚焦于考察户籍和社会保障等制度性因素对农民工城市住房消费的影响; 尽管结论不尽一致, 但表明了制度等结构性因素在考察农民工住房消费中的重要性。^[20]一些学者还注意到农民工住房消费受家庭因素的影响, 认为住房消费是家庭决策行为, 家庭的数量与类型是住房消费的重要影响因素。^[21]另外一些研究则揭示了社会关系网络在农民工城市住房条件中的重要影响。^[22]

一些学者对将农民工视同一般城市市民进行住房消费研究的做法提出了批评。Wu (2004) 指出, 既有研究对农民工临时或循环迁移的特征对其住房选择和条件的影响关注不足, 建议将临时性迁移和永久性迁移的农民工的城市住房选择进行对比分析。^[23]实际上, 农民工城市住房消费受迁移者自身对城市定居的预期因素的显著影响。^[24]除收入约束外, “城市过客” 的状况使得多数农民工对住房的期望值较低, 降低了其消费意愿。^[25]

如上所述, 农民工城市住房消费和选择只有与其流动性的特征联系起来, 才能够得到较全面和完整的解释。在城乡循环迁移的现实情景中, 农民工住房消费需求的决定与该需求的属性特征密切相关, 而这一需求特征则天然地与其在城居留意愿或预期紧密关联。同时, 农民工在城居留的稳定性和居留意愿既可能是其个人差异化的城市发展状况和经济条件等 “内生因素” 综合作用的结果, 亦可能是由其乡土情节、文化依恋等 “外生特征” 预先决定的独立效应, 从而使得其对城市住房选择和消费的影响具有不同的机理。基于此, 本文通过构建影响农民工城市住房消费和特征的 SEM 和 CMP 模型, 实证分析城市居留意愿与其城市住房消费行为的互动效应, 以期对农民工市民化和城镇化治理提供有益借鉴。

二、基本假设和模型

1. SEM 模型的基本假说和模型

(1) SEM 模型假说

沉没成本 (sunk cost) 理论指出了人们在进行决策时的一种普遍心理, 即尽量避免先前的努力和投资在后续相关活动中无法回收成本或产生收益。^[26]长期住房消费 (尤其是购置房产) 具有相当程度的投资属性。农民工在进行住房消费决策时, 同样面临沉没成本的考虑, 即将自己视为城市临时成员的农民工在行为动机方面与城市永久居民存在差异: 前者倾向于投入更少的资金用于改善他们的居住条件, 并且维持着对住房生活设施和服务的较低层次需求, 以尽量避免因高流动性带来的 “沉没成本” 损失。因此, 住房选择和住房的条件是紧密相关的。^[27]由此提出:

假说 1.1: 城市居留意愿对农民工城市住房条件有正向影响。

晕轮效应 (halo effect) 揭示了人对特定事物的评价受到与之相关的既有认知印象的深刻诱导。^[28]住房评价作为一种主观认知心理活动, 也可能为晕轮效应所影响。对于有较强留城意愿的农民工, 因其对城市的认同感和总体评价较好, 亦有将这种城市好感扩展或放大至住房条件评价之上的倾向; 导致在相同的住房条件下, 留城意愿越强的农民工, 其住房评价越积极。反之, 留城意愿较弱、缺乏城市认同和归宿感的农民工, 对城市住房的评价也将越消极。由此提出:

假说 1.2: 城市居留意愿对农民工城市住房评价有正向影响。

社会融合理论 (Assimilation Theory) 指出移民向迁入地社会的趋同是一个逐次展开的多层次互动过程, 涉及包括经济层面、社会心理层面和文化价值层面等诸多维度的融合。在这一复杂过程中, 经济层面的融合起着先导作用, 是移民发展社会心理、文化价值认同的重要基础, 是后两个层面融合的物质支撑。相反, 经济壁垒和收入鸿沟则是产生社会隔离与社会排斥的重要原因。^[29]一般而言, 经济条件相对较好的农民工, 其与所在地城市社会融合的程度也相对较高, 其城市认同感和居留意愿也相对越强。由此提出:

假说 1.3: 农民工月收入对其城市居留意愿有正向影响。此外, 基于“收入构成消费者对商品支付能力的主要预算约束”的消费函数理论^[30]和“商品特征及性状影响其满足消费者需要的能力”的效用理论,^[31]提出以下假说:

假说 1.4: 农民工月收入对其城市住房条件有正向影响; 假说 1.5: 农民工城市住房条件对其住房评价有正向影响。

(2) SEM 构念模型

结构方程模型 (SEM, Structural Equation Modeling) 是通过一些可以直接观测的指标 (indicator) 反映作为抽象构念的 (construct) 潜变量, 进而估计抽象构念间之前因果效应关系的系统估计方法。本文将采用 SEM 模型验证上文中所建立的假说 1.1~1.5。模型中主要构念的设置包括: ①居留意愿; ②住房条件; ③支付能力; ④住房评价。依次上述构念操作化为潜变量 (η_1 为外生, $\zeta_1-\zeta_2$ 为内生) (各潜变量对应的测量指标见表 2, SEM 概念模型如图 1 所示)。

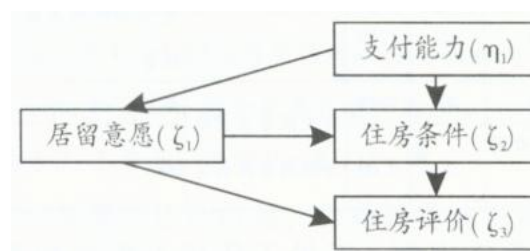


图 1 SEM 概念模型

2. CMP 模型的基本假说和估计方程

(1) CMP 模型假说

囿于大量农民工面临高流动性约束及为“打工经济”服务的城市寄居状况, 农民工城市住房消费总体上将不再遵从单纯生活消费的选择逻辑, 而可能同时兼具作为生产辅助设施或工作条件的形式, 以增加农民工务工回报的“资本品”而存在的特征。也就是说, 农民工的城市住房将明显地呈现出服务并附属于其外出务工创收目的的性质。农民工城市住房支出可能通过以下两种途径作为增加其务工回报的“资本品”而存在: ①对于从事个体自营活动的农民工而言, 其住房支出常常包含了为其雇佣人员提供住宿条件的投入, 这种投入是一种增强生产要素的资本投入; ②对于住房与工作场所合二为一的个体经营者而言, 其住房兼有生活消费和生产投资的双重性质。^①因此, 在农民工务工收入和住房消费的互动效应中, 除了务工收入对住房消费的一般效应外, 可能还存在住房消费对务工收入的“反馈效应”。上述理论分析在实证估计中的含义是, 住房消费与农民工务工收入的影响相互作用, 住房消费对农民工收入的影响可能是内生的。由此提出:

假说 2.1: 农民工的城市住房消费对其务工收入存在“反馈效应”, 即农民工住房支出对其务工收入有显著影响。

如前所述，农民工的高流动性特征使其城市住房选择面临“沉没成本”的约束，其往往出于减少“沉没成本”的考虑而不断降低对住房条件的接受阈值，因而农民工是否具有稳定的城市居留预期将显著影响其城市住房消费。结合务工收入对农民工留城意愿存在正向影响的基本假说，务工收入对农民工城市住房消费影响的内生性也意味着农民工城市居留意愿对其城市住房消费的影响也将具有内生性。由此提出：

假说 2.2：城市住房消费对农民工的留城意愿存在“反馈效应”，农民工城市住房支出对其城市居留意愿有显著影响。

（2）CMP 模型方程

条件递归混合模型（CMP，Conditional Recursive Mixed-Process）是一种适用于估计有不同被解释变量类型联立方程组的混合模型系统，特别是当存在类别变量或截尾数据变量等作为内生变量的混合模型估计中具有明显的优势。^[32]在估计假说 2.1 和 2.2 涉及的联立方程组模型时，除存在住房支出和月收入两个连续型变量外，还存在城市居留意愿这个 0~1 二值类别变量。^②因此，对该联立方程组模型的估计将采用 CMP 模型进行。

建立农民工城市月住房支出（rent）影响因素的结构方程①，同时分别构建留城意愿（settle）和月收入（wage）约简方程②和③，相应 CMP 模型的数学表达式为：

$$\begin{cases} \text{rent}_i = \theta_0 + \theta_1 \cdot \text{settle}_i + \theta_2 \cdot \text{wage}_i + \theta_3 \cdot \text{area}_i + \theta_4 \cdot \text{hsatisf}_i + \theta_5 \cdot \text{spouse}_i + \theta_6 \cdot \text{wktime}_i + \varepsilon_{i1} & \text{①} \\ \text{settle}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{wage}_i + \alpha_2 \cdot \text{spouse}_i + \alpha_3 \cdot \text{wktime}_i + \alpha_4 \cdot \text{exper}_i + \alpha_5 \cdot \text{hsatisf}_i + \alpha_6 \cdot \text{imprpl}_i + \alpha_7 \cdot \text{lvcost}_i + \varepsilon_{i2} & \text{②} \\ \text{wage}_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{educ}_i + \beta_2 \cdot \text{wktime}_i + \beta_3 \cdot \text{wktimesq}_i + \beta_4 \cdot \text{exper}_i + \beta_5 \cdot \text{owner}_i + \beta_6 \cdot \text{owner}_i \cdot \text{rent}_i + \beta_7 \cdot \text{spouse}_i + \varepsilon_{i3} & \text{③} \end{cases}$$

在 CMP 模型估计中，月住房支出（rent）为结构方程①的被解释变量，解释变量中留城意愿（settle）和户主月收入（wage）为两个内生变量，其工具变量分别为约简方程②和③中的解释变量。模型涉及的其它变量包括：人均住房面积（area）、住房满意度（hsatisf）、配偶是否随迁（spouse）、做当前工作的时间（wktime）及其平方项（wktimesq）、外出务工时间（exper）、改善城市住房条件计划（imprpl）、家庭月支出（lvcost）、受教育程度（educ）、是否是个体经营者（owner）、是否是个体经营者与月住房支出的交叉项（ownerxrent）。CMP 模型所涉变量的描述性统计分布在表 1 中和表 2 中，各变量的赋值除部分予以特别注明的以外，均与上述两表中的赋值情况相同。如将“受教育程度”（见表 1）由“小学及以下”到“大专及以上”分别赋值为 1~5；二值类别变量（如配偶随迁、留城意愿、是否个体经营者等）均将其否定水平值（即“否”）赋值为 0，而将其肯定水平值（即“是”）赋值为 1。估计上述 CMP 模型较复杂，笔者借鉴 Rood-man（2011）的估计方法，^[33]运用 Stata11.2 软件提供 cmp 程序进行估计。

三、数据来源及变量描述

本文所用数据来源于课题组对武汉市农民工住房状况两阶段的问卷调查。本课题组先后于 2013 年 7 月~2014 年 1 月、2016 年 7~10 月进行了相关调查。前一阶段调查专门针对农民工住房问题，后一阶段调查则主要聚焦于农民工的市民化状态，其中也包括住房情况的基本数据。考虑到所用变量的完备性，文中用于模型估计的数据基于前一阶段的调查；同时为了检验相关情况的新变动，还使用后一阶段的数据进行核验和对比。在前阶段的调查中，课题组成员在武汉市下辖的武昌、洪山、汉阳、江

^①例如，此次调查中农民工家庭户中有 52%属个体经营者，其为雇佣人员（同样为农民工，且绝大多为亲属）提供住宿的比例占 30.9%；生活住房与工作场所合二为一的个体经营农民工比例占近 11.2%，反映了两种途径住房形态的代表性（具体情况见后文对样本数据的分析）。

^②为满足单个线性方程估计的要求，CMP 模型中“城市居留意愿”变量以 SEM 模型中“城市居留意愿”潜变量的一个具体测量指标变量来表示；为了和 SEM 模型中“城市居留意愿”潜变量相区别，将该变量标注为“留城意愿”（settle）。

岸、轿口等 7 个中心城区对农民工较为集中的城中村、集贸市场、餐饮摊点和部分建筑工地进行随机拦截访问，并通过控制同一城区的样本采集量来防止同质性。共发放问卷 950 份，回收 864 份，回收率 90.95%；剔除其中外出务工小于 6 个月和一些变量信息缺失的样本，共获得完整数据问卷 628 份。在下一阶段的调查中，抽样策略与前阶段调查相同，而样本增加到 1449 个。

表 1 样本基本特征

项目		样本数 (个)	比例 (%)	项目		样本数 (个)	比例 (%)
性别	女	226	35.91	住房来源	单位（雇主）提供	136	21.67
	男	402	64.09		自己解决	492	78.33
婚姻 状况	未婚	159	25.39	住房是否 配套厨房	是	332	52.83
	已婚	469	74.61		否	296	47.17
受教育 程度	小学及以下	111	17.65	住房是否配套 卫生间或浴室	是	425	67.61
	初中	290	46.13		否	203	32.39
	高中	144	22.91	住房是否 通水电	是	509	81.13
	中职中专	45	7.12		否	119	18.87
	大专及以上	39	6.19	住房环境	城中村	361	57.48
配偶 随迁	是	383	81.67		建筑工地	47	7.48
	否	86	18.33		营业门面	70	11.15
留城 意愿	意愿	259	41.18		居民小区	121	19.27
	不愿意	369	58.82		郊区农房	21	3.34
个体自 营业者	是	327	52.01		其他	8	1.27
	否	301	47.99	住房配套降 温设备	未配备降温设备	23	3.66
住房 类型	单位宿舍	80	12.74		有较大功率电风扇 等降温设备	358	57.03
	经营场所	70	11.15		有空调制冷设备	247	39.31
	私人出租房	385	61.31	住房配套保 温设备	未配备保温设备	95	15.1
	自购商品房	25	3.98		配备电烤火等简单 取暖设备	286	45.59
	借住亲友家	16	2.55		有空调制热或暖气 设备	247	39.31
	工棚棚户区	47	7.48	有无改善当前城 市住房条件打算	有	192	30.5
	城里从业回家居住	5	0.8		无	436	69.5

由表 1 可见，在留城意愿方面，2013~2014 年的调查显示，41.18%的农民工意愿继续留城在当前城市工作和生活乃至最终在城市定居。有 52.01%的农民工属于个体自营业者，其余则为雇员。在住房类型上，出租房是受访农民工最主要的城市住房类型，占全部住房类型的 61.31%。从调查情况看，这部分农民工主要是从事服装批发、餐饮、维修、印务等个体自营业者。住在单位集体宿舍的农民工占 12.74%；已在城市购买商品房的农民工占 3.98%。从居住区位看，大多数的农民工住房位于城中村，占 57.48%；其次是居民小区，占 19.27%，其中包括了工业园区配建的员工宿舍小区；营业门面兼作住房的个体自营农民工占 11.15%。从住房来源看，自己解决住房的农民工占 78.33%，而由单位或雇主提供住房的只占 21.67%。这与受雇人员的比例并不完全匹配，主要是因为有一部分受雇者的住房并非由单位或雇主解决，或者单位或雇主以提供住房货币补贴的形式让雇员在市场上自行租用住房。

在住房条件方面，农民工住房不配套厨房的比例占 47.17%，不配套卫生间或浴室的比例占 32.39%，甚至有 18.87% 的住房未能配套齐全水电。由于缺乏这些住房配套基本设施，很多农民工的住房只具备临时居住的条件；这样的住房条件事实上只能维持一种“非正常”的生活状态。从住房配套防暑和御寒设施情况看，大多数农民工的住房只配备了简陋的温度控制设备，配备空调的住房比例不足 40%。以上结果表明，农民工城市住房的整体条件较差、环境较恶劣，主要是一种从属于其在城市进行生产劳动需要的临时性居住安排，无法满足农民工自身及其家庭在城市长期生活和发展的需要。农民工城市住房的生产保障属性要远强于生活消费属性。在住房评价方面，有 43.40% 的农民工对住房评价为一般及以上，而有 8.81% 和 47.8% 的表示对住房条件“非常不满意”和“不满意”。虽然住房条件普遍较差，但近 70% 的农民工并不打算或无力改善目前的居住状况，只能继续采取忍耐和权宜的住房解决策略。

2016 年的调查显示，有意愿在城市长期工作并努力留下来的农民工比例占 51.3%，明确表示不愿意留在城市的比例仅 6.3%。相比前阶段调查，农民工的留城意愿提高约 10%。在住房类型上，与前阶段相比，购房农民工的比例增加至 13.6%，租房农民工的比例则下降到 38.0%，单位集体宿舍的比例仍占 35.8%。农民工住房不配套厨房的比例仍占 45.6%，而不配套卫生间或浴室的比例则下降至 22.6%。表明随着时间的变化，农民工的城市住房条件有逐渐改善的迹象。

表 2 变量描述及相关构念的信度与效度

潜变量	测量指标	测量指标含义及赋值	M	STD	载荷	信度	效度
居留意愿	留城意愿	1=无；2=有	1.38	0.486	0.681	0.634	0.463
	配偶随迁	1=无；2=有	1.52	0.501	0.681		
住房条件	人均居住面积	平方米	10.33	7.574	0.638	0.541	0.591
	厨房	1=无；2=有	1.53	0.5	0.749		
	卫浴设施	1=无；2=有	1.68	0.469	0.68		
	温控设施	1-3, 配套较差、一般、较好	1.29	0.418	0.751		
	房屋新旧程度	1-3, 从旧、一般到新	1.5	0.412	0.68		
支付能力	农民工月收入	元	2242	870	0.765	0.83	0.641
	家庭月收入	元	3450	1418	0.896		
	家庭月支出	元	1524	821.6	0.892		
	月住房支出	元	558.6	429.2	0.617		
住房评价	住房满意度	1-5, 由低到高	2.5	0.921	0.666	0.807	0.519
	环卫满意度	1-5, 由低到高	2.5	0.8	0.635		
	私隐状况评价	1-5, 由低到高	2.9	0.97	0.784		
	安全状况评价	1-5, 由低到高	2.93	0.862	0.783		
其他	当前工作时间	年	2.45	0.685			
	外出务工时间	年	8.6	6.105			

注：信度指标为 Cronbach 折半信度，效度指标为 AVE 平均方差抽取量指标。settle 和 spouse 两个变量在后面的 Mix-process 模型估计中均被重新编码为 0-1 变量，其中 0=无，1=有。

在进行 SEM 模型估计以前，为检验所选变量数据集是否适合进行因子分析，运用 SPSS 软件对所有相关变量进行了 KM0 和 Bartlett’s s 球形检验。结果显示，KM0 统计量的值为 0.890；Bartlett’s s 球形检验统计量为 1794.6 (df=105)，sig. <0.000，说明数据适合进行因子分析。表 2 列示了 SEM 模型中的 4 个潜变量及其相应测量指标的简单描述与信度、效度的分析结果。在信度方面，“载荷”一行显示了各潜变量经 Kaiser. 标准化后的正交旋转因子载荷系数，其值均接近或大于 0.7；而 Cronbach’s α 系数值除“住房条件”外，其余均在 0.6 的标准之上，这说明测量指标具有较好的内在一致性和构念信度。在效度方面，各潜变量的平均方差抽取量（AVE）也均接近或大于 0.5，表明各测量指标较好地反应了潜变量的信息特征。

为从样本分布信息上呈现 CMP 模型中关于农民工住房具备生产性特征之假说的直观证据，笔者分析了农民工各种住房类型中将住房作为工作场所和个体经营者中为雇佣人员提供住宿的基本情况。在调查中，为雇佣人员（大多数为亲戚或朋友）提供包吃包住待遇的个体经营者以及将住宿安顿在工作场所中的居住类型占有相当的比例。2014 年的调查显示，在自己解决住宿的农民工中，农民工城市住房是工作场所等生产空间的占比占 9.5%（见表 3）；而在 2016 年的调查中，这一比例则上升至 10.5%。这部分农民工的城市住房兼具生活和工作场所的功能；在从事个体经营活动的农民工中，其住房同时供帮工或雇佣的亲友居住的比例占 30.9%，表明有相当一部分自营农民工的住房具有生产及固定设施投资的性质。

表 3 非集体宿舍农民工住房类型构成

自己解决住宿的农民工的住房类型	频数	百分比	个体自营业农民工的住房类型	频数	百分比
出租房（仅供住宿）	420	85.40%	仅供核心家庭成员居住	226	69.10%
工作场所等临时性住房	47	9.50%	同时供帮工或雇佣的亲戚朋友居住	101	30.90%
自购商品房	25	5.10%			
合计	492	100%	合计	327	100%

四、模型估计结果及分析

SEM 模型使用 Amos17.0.2 软件进行估计。模型总体拟合优度部分关键统计量分别为： $\chi^2/df=3.13$ ，NFI=0.896，CFI=0.926，IFI_delta2=0.927，RMSEA=0.096。模型主要拟合指数 NFI、CFI 和 IFI 均大于 0.90，表明模型与数据拟合良好。测量绝对拟合优度的指标均方根残差 RMSEA 的显著性水平低于 0.1，可接受模型的估计结果。表 4 和图 2 列示了 SEM 模型各主要变量间效应的估计结果。在被估计的 21 组系数中，仅子女随迁与家庭月收入的系数不显著（ $P=0.160$ ），其余 20 组参数的 C.R. 统计量都达到了 $p<0.05$ 的显著性水平。

表 4 SEM 模型中各主要变量之间效应的估计结果

内生潜变 潜变量	非标准化系数	标准化系数	S. E.	C. R.	P
住房条件←居留意愿	7.3909	0.5757	1.8146	4.073	***
住房条件←支付能力	0.0023	0.3186	0.0008	2.8408	0.0045
居留意愿←支付能力	0.0004	0.7211	0.0000	8.7628	***
住房评价←住房条件	0.0702	0.5608	0.0188	3.7367	***
住房评价←居留意愿	0.479	0.2982	0.2403	1.9936	0.0462

注：***、**、*分别表示统计显著性水平 $p<0.01$ 、 $p<0.05$ 和 $p<0.1$ 。“←”表示后者对前者的影响。

1. 居留意愿对农民工城市住房条件影响的主导性影响

由表 4 和图 2 的 SEM 模型估计结果所示，居留意愿和支付能力变量都对农民工在城市的住房条件具有显著的正效应，两者的标准化路径系数分别为 0.576 和 0.319，前者的影响效应大于后者，表明城市居留意愿是农民工家庭在城市住房条件的主要决定因素。在城居留预期及其关于居留性质的判断，是决定农民工住房选择和条件的关键。对在务工城市具有稳定和明确定居意愿的农民工家庭，其住房条件平均而言相对较好；而对缺乏定居意愿和居留预期不明确的农民工家庭，其住房条件平均而言相对较差。换言之，打算在城市长期工作和生活的农民工，其对住房条件的选择及相应的消费行为，越趋向于正常化和合理化，对在城的住房刚性需求释放和满足得相对充分；而不打算在城定居或去向不确定的农民工，其住房选择和消费行为越趋于忍耐

和克制，通过降低对住房条件的可接受阈值，努力将其居住需求维持在最低的刚性水平上。假设 1.1 和假设 1.4 得到验证。

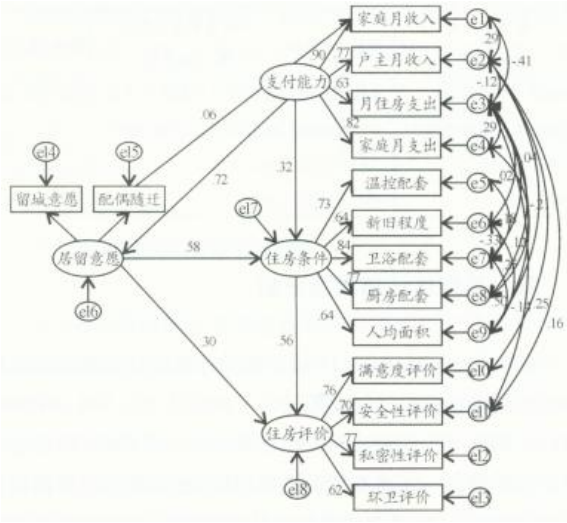


图 2 农民工家庭城市住房消费的 SEM 模型及路径系数

同时，以支付能力为代表的经济条件对农民工在城市的留留意愿有显著的影响效应，其标准化路径系数为 0.721。经济条件与其留留意愿呈正向效应关系表明，经济条件越强的农民工家庭，其在城留留意愿也越强，反之则越弱。且收入水平、支出状况等经济实力解释了其在城有无定居意愿这一变量 52% 的变异，假设 1.3 得到验证。

另外，由表 4 和图 2 的估计结果可知，住房条件潜变量同时受留留意愿和支付能力两个潜变量的共同影响，两者对住房评价的标准化效应分别为 0.30 和 0.56。这表明，农民工对其城市住房状况的评价一方面源自住房条件本身带来的居住效用感及其对住房需求的满足程度；而另一方面，则是不同留留意愿和定居预期目标约束下适应性评价的结果。假设 1.2 和假设 1.5 得到验证。

2. 农民工城市住房支出对其收入水平的“反馈效应”

运用 Stata 中的 CMP 程序估计农民工城市住房支出影响因素的联立方程组得到结果（见表 5）。表 5 第一列结构方程①估计结果显示，留城意愿和月收入都对农民工月住房支出有显著正向影响，其系数估计值分别为 221.67 和 1.24；表明相对于无留城意愿的农民工，有留城意愿的农民工的月住房支出平均要多 221.67 元；而农民工月收入每增加 1 个单位，平均将带动其月住房支出增加 1.24 单位。

在检验变量内生的 3 个 atanhrho 统计量中， atanhrho_{13} 统计量在 1% 的水平上显著，说明农民工月收入对其月住房支出的影响具有内生性。这意味着农民工住房支出对其月收入存在“反馈效应”，住房支出通过某一过程影响了农民工的月收入水平。假说 2.1 得到支持。在约简方程③中，虽然变量 owner 的系数为 -343.3 且在 1% 的统计水平上显著，表明整体而言个体自营农民工的月收入水平低于受雇的农民工；但 owner 和 rent 的交互项对农民工的月收入有显著正向影响，相应系数估计值表明在保持其他条件不变的情况下，月住房支出每增加 1 元，个体自营农民工较受雇农民工的收入平均多出 0.69 元。这是因为大量个体经营者的住房支出中包含了雇佣人员的住宿费用，或因其住房本身就是经营场所的组成部分，属于固定资产投资的要害，因而增加了生产收益和回报。这说明农民工住房具有服务于“打工经济”和“生产资本品”的性质。

表 5 中统计量 atanhrho_{12} 在 10% 的统计水平上显著，说明留城意愿对住房支出的影响也具有内生性和“反馈效应”的

特征，假说 2.2 得到验证。该结论的含义在于：一方面，城市稳定居留的预期增加了农民工住房支出的数量；另一方面，住房支出通过影响农民工的收入水平，也影响其在城市的居留意愿。在约简方程②中，检验农民工月收入对其留城影响内生的统计量 atanhrho_{-23} 在 10% 的统计水平上不显著，这说明农民工月收入与其留城意愿的关系主要体现在前者对后者的诱导和解释效应上，反之则不成立。

表 5 农民工家庭城市住房消费的 Conditional Mixed-Process 模型估计

结构方程① (OLS)		约简方程② (LOGIT)		约简方程③ (OLS)	
被解释变量：月住房支出		被解释变量：留城意愿		被解释变量：农民工月收入	
留城意愿 (settle)	221.6749*** (80.3446)	农民工月收入 (wage)	0.0010*** (0.0003)	受教育程度 (educ)	24.2591 (18.4749)
农民工月收入 (wage)	1.2449*** (0.2892)	配偶随迁 (spouse)	0.8835** (0.4291)	配偶随迁 (spouse)	449.4781*** (118.5288)
人均住房面积 (area)	-2.6573 (3.6345)	家庭月支出 (lvcost)	0.0006*** (0.0002)	做当前工作 时间 (exper)	672.9611*** (179.2918)
住房满意度 (hsatisf)	-74.3191** (30.0303)	住房满意度 (hsatisf)	1.0374*** (0.3509)	做当前工作 时间平方 (expersq)	-1485.99
配偶随迁 (spouse)	424.1925* (228.1239)	改善城市住房 计划 (imprpl)	1.3221** (0.5943)	是否个体自 营 (owner)	-343.3385*** (76.9836)
做当前工作 时间 (wktime)	-409.0993** (184.3153)	做当前工作 时间 (wktime)	0.8042*** (0.2009)	交叉项 (owner*rent)	0.6899*** (0.1531)
外出务工时 间 (exper)	-20.2854* (10.9852)	外出务工时 间 (exper)	-0.0134 (0.0246)		
截距	-1013.41*** (396.8782)	截距	-6.79573	截距	6.884*** (2.348)
/lnsig	6.8257*** (0.2093)	LRChi-sq	194.45***	/lnsig	6.5737*** (0.0576)
Adj R-sq	0.2677	PseudoR-sq	0.6198	AdjR-sq	0.366
/atanhrho_12	-0.53935	/atanhrho_23	0.7824 (0.4788)	/atanhrho_13	-2.0709*** (0.2630)

注：***表示在 1% 的统计水平上显著；**表示在 5% 的统计水平上显著；*表示在 10% 的统计水平上显著。

五、主要结论

本文的研究结论主要有以下两个方面：

第一，农民工城市住房条件主要取决于留城意愿，其住房消费是个体理性选择的结果。实证结果表明，城市居留意愿越强的农民工家庭，因具有在当地长期工作和生活的稳定预期，因此增强了其作持久消费考量的激励，越有可能诱导和释放出常态化的住房需求，其改善居住品质的倾向更明显，因而也具有相对较好的住房条件。而倾向于以农村为最终归宿地的农民工家庭，因其“临时寄居”城市的心理预期，则主要表现出更大的住房消费忍耐和节制，试图将其住房支出保持在最低水平，以尽量减少城市寄居带来的“沉没成本”和寻求务工净收益最大化。在住房条件的影响效应中，城市居留意愿是主要的决定因素，表明农民工的城市住房消费行为及对住房条件的选择是“经济理性”的，即其城市住房消费是个体理性和自适应性选择的结果，其居住条件是其根据自身在不同留城预期下获取收益最大化的理性均衡，并非主要由支付能力“定律”决定。这突出地表现为一

些经济状况较好的农民工家庭，若其留城意愿较弱，则也在住房消费上选择保守和节制的策略，使其实际住房条件“低于”其真实支付能力，使得“有需求的支付能力”与“有支付能力的需求”不再对等而相互分离。正是遵循这一经济理性而对城市住房需求采取的节制消费策略，成为现实中农民工住房条件整体较差的重要原因之一。从这一意义讲，农民工城市住房条件普遍较差的总现状，不仅仅是其自身经济能力的反映，也是其根据自身在城市的居留性质与预期进行理性选择的结果。寻求农民工住房条件的改善，须从改善稳定居留制度环境、提升其居留意愿着手。

第二，高流动性约束下农民工的城市住房总体上兼具“生产资本品”的属性。实证结果表明，农民工月收入对其住房消费影响存在内生性特征和“反馈效应”，即不仅仅存在收入水平对农民工住房支出的正向影响，而且同时存在住房支出对农民工务工收入的显著影响：相对于受雇农民工而言，自营业农民工的住房支出对其务工收入的影响随住房支出水平的上升有显著的递增效应。换言之，对自营业农民工而言，其住房支出可能是一种增加其务工回报的生产性投资。这意味着，个体经营农民工的住房支出具有生产投资的属性。农民工尤其是其中的个体经营者通过为其雇员提供住房设施和劳动力再生产保障，或因其住房本身就作为经营场所这一固定资产要素，增加了其自营活动的资本投入，因而增加了生产收益和月收入。从这个意义上说，农民工的城市住房很大程度上是一种“生产资本品”，而非满足其城市生活需求的一般消费品。农民工城市住房在其高流动性的约束预期下，本质上从属于其务工的需要，从而也必然是一种临时性和权宜之计的居住策略安排。只有创造条件引导这种高流动性的循环迁移逐渐朝在城稳定居留乃至安居转变，才能有效促使其城市住房消费偏好向正常品消费形态回归。

[参考文献]:

[1]韩俊.中国农民工战略问题研究[M].上海:上海远东出版社,2009.53-55.

[2]郑思齐.农民工住房政策与经济增长[J].经济研究,2011,(02):73-86.

[3]吕萍等.农民工住房:理论、实践与政策[M].北京:中国建筑工业出版社,2011.8-9.

[4]张品.制度与观念:城镇化与农民工家庭的住房消费选择[J].青年研究,2014,(02):62-72,95.

[5][18]董昕,张翼.农民工住房消费的影响因素分析[J].中国农村经济,²012,(10):37-48.

[6]张智.对北京市农民工住房情况的调查研究[J].中国房地产金融,2010,(07):39.

[7]国家统计局.2015年农民工监测调查报告[EB/OL].

http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201604/t20160428_1349713.html.

[8][25]卢华翔,焦怡雪.进城务工人员住房问题调查研究[M].北京:商务印书馆,2011.47-48,67.

[9]郑思齐.农民工的住房问题:从经济增长与社会融合角度的研究[J].广东社会科学,2009,(05):34-41.

[10]韩俊强.农民工住房与城市融合——来自武汉市的调查[J].中国人口科学,2013,(02):118-125.

[11]Arestis P & Karakitsos E. The U. S. Housing Slump and the Consumer[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 2008, 30 (03): 335-352.

-
- [12]Arrondel L & Lefehvre B. Consumption and Investment Motives in Housing Wealth Accumulation: A French Study[J]. Journal of Urban Economics, 2001, 50 (01): 112-137.
- [13]Leung, C K Y. Relating International Trade to the Housing Market[J]. Review of Development Economics, 2001, 5 (02): 328-335.
- [14]Ortalo-Magn, F. & Rady, S. Homeownership: Low Household Mobility, Volatile Housing Prices, High Income Dispersion[J], CESFO Working Papers, 2007, (12): 254 -262.
- [15]Yang Y, Yang C Y. How May Consumption Be Affected by Housing and Financial Assets in China and the Euro Countries?[J]. China Economic Policy Review, 2015, 03 (02): 145 -156.
- [16]Kraft H, Munk C & Wagner S. Housing Habits and Their Implications for Life-Cycle Consumption and Investment [R]. SAFE Working Paper Series, 2015. 85
- [17]Wang Y P, Wang Y L & Wu J S. Housing Migrant Workers in Rapidly Urbanizing Regions: A Study of the Chinese Model in Shenzhen[J]. Housing Studies, 2010, 25 (01): 83-100.
- [19]陈云凡. 新生代农民工住房状况影响因素分析: 基于长沙市 25 个社区调查[J]. 南方人口, 2012, (01): 17-24.
- [20]Tao L, Hui E C M, Wong F K W, et al. Housing Choices of Migrant Workers in China: Beyond the Hukou Perspective[J]. Habitat International, 2015, 49 (10): 474 -483.
- [21]肖作平. 我国个人住房消费影响因素研究: 理论与证据[J]. 经济研究, 2014, (S1): 66-76.
- [22]Liu Z L, Wang Y J & Tao R. Social Capital and Migrant Housing Experiences in Urban China: A Structural Equation Modeling Analysis[J]. Housing Studies, 2013, 28 (08): 1155 -1174.
- [23][27]Wu, W P. Sources of Migrant Housing Disadvantage in Urban China[J]. Environment and Planning A, 2004, 36 (07): 1285 -1304.
- [24]Wu, W P. Migrant Housing in Urban China: Choices and Constraints[J]. Urban Affairs Review, 2002, 38 (01): 90 -119.
- [26][美]罗杰·A·阿诺德著, 沈可挺, 刘惠林译. 经济学[M]. 北京: 中信出版社, 2004. 536 -538.
- [28]J. I., Freedman, D. Sears & J. Carlsmith. Social Psychology[M]. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1985. 54.
- [29][英]安东尼·吉登斯著, 赵旭东等译·社会学(第4版)[M]·北京: 北京大学出版社, 2003. 409-410.
- [30]Stiglitz, J E. & Walsh, C E. Economics. 4th edition [M]. New York: W. W. Norton & Company, Inc, 2005. 57.

[31]Varian, H R. Intermediate Microeconomics.8th edition[M]. New York: W. W. Norton & Company, Inc, 2010. 55-69.

[32]Roodman, D. CMP: Stata Module to Implement Conditional (Recursive) Mixed Process Estimator[J]. Boston College, Department of Economics, 2007, (S4) : 568-582 .

[33]Roodman, D. Fitting Fully Observed Recursive Mixed- Process Models with CMP [J].The Stata Journal, 2011, 11 (02) : 159 -206.