

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2020.02.008

# 住房、家庭与流动

## ——中国住房对人口家庭化流动和流动家庭的影响

陶霞飞

(南开大学 周恩来政府管理学院, 天津 300350; 香港城市大学 公共政策系, 香港 999077)

**摘要:** 基于2017年中国流动人口动态监测数据和2017年《中国城市统计年鉴》, 构建二元逻辑回归模型、多元线性回归模型以及刻板序次回归模型, 探讨了住房产权和住房支出对人口家庭化流动、流动家庭规模与结构的影响。实证结果表明, 在流入地拥有住房产权的流动人口更倾向于家庭化的流动方式, 其在流入地的家庭规模更大, 家庭结构更完整; 住房支出越高, 流动人口发生家庭化迁移的可能性越大, 其在流入地的家庭规模也越大, 家庭结构越完整。

**关键词:** 家庭化流动; 住房产权; 住房支出; 流动家庭规模; 流动家庭结构

**中图分类号:** C924.24      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1672-626X (2020) 02-0074-10

### 一、问题的提出

家庭化流动已经成为我国人口流动的主导模式。《中国流动人口发展报告 2017》的数据显示, 2人及以上的流动人口家庭户数占总流动人口的 81.8%, 家庭户平均规模保持在 2.5 人以上, 家庭化流动趋势明显, 流动家庭结构更加完整。家庭化流动既是一种客观的历史趋势, 也是一种符合流动人口家庭团聚愿望的社会理性, 同时还是社会公平的应有之义。研究表明以家庭化形式流动的流动人口幸福指数更高<sup>[1]</sup>, 消费意愿和消费水平更强<sup>[2]</sup>, 同时家庭化流动有助于流动人口的城市融入<sup>[3]</sup>。从循环式的个体流动转变为家庭化流动, 流动人口的社会心理以及影响因素也发生了转变, 候鸟流动状态下的过客心理已经不再符合家庭化流动模式下的流动人口心理, 单纯的经济效益也不再是影响人口流动最重要的因素。强调成本-收益的经济理性已经无法完全解释当下流动人口的家庭迁移决策, 二者之间存在较大的出入和张力<sup>[4]</sup>, 公共资源以及制度安排等社会理性与社会结构因素在家庭迁移中的作用更加凸显。因此家庭迁移之下, 流动人口的社会心理更加复杂, 影响因素更加综合多元。其中, 在个体钟摆式的流动决策中曾经一度缺场的住房主体性逐渐凸显, 越来越成为影响流动人口家庭迁移的重要因素。

住房是流动家庭在城市赖以生存、不可或缺的物质保障。人口流动到城市, 首先要解决住房问题。

收稿日期: 2019-10-16

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目 (12JZD022)

作者简介: 陶霞飞 (1994- ), 女, 江西景德镇人, 南开大学周恩来政府管理学院人口学博士研究生, 香港城市大学公共政策系联合培养博士研究生, 研究方向为流动人口的家庭和住房。

因此人口流动，特别是人口家庭化流动，在一定程度上也是居住流动，住房在迁移决策中占据了重要地位。且相比较个体流动而言，流动家庭比流动个人更重视住房的质量与舒适度：个体流动阶段，单位宿舍满足了大部分流动人口特别是农民工的住宿需求；家庭化迁移阶段，单位宿舍、集体住宿以及工棚等住宿方式已经远远不能满足流动家庭的居住需求。户籍制度被住房保障制度、公共服务制度等一系列城市新制度整合成为城市排斥系统的关键要素之一<sup>[5]</sup>，而住房自有作为突破这些制度屏障的关键环节，对流动家庭享受城市公共服务，完成市民化进程有着重要意义。同时住房作为中国人“家文化”的物质载体，承载着中国人安身立命的本体论意义<sup>[6]</sup>，因此住房还可能改变流动人口的心理状态，推动流动人口从结构融入向心理融入推进。

住房一方面为流动家庭提供空间屏障和居住保证，另一方面也成为流动家庭突破制度隔离、推动内核融入的重要物质保障，对人口家庭化流动意义重大。然而当前我国人口家庭化流动仍然处于多元化阶段，家庭的居住安排以及流动家庭的家庭结构和规模受多种结构性因素和个体性因素制约。研究表明，我国流动人口的住房状况较差，住房自有和租住公屋的比例较低<sup>[7]</sup>，这些都不利于流动人口的举家迁移和家庭团聚。住房在家庭流动中究竟扮演着什么样的角色我们仍然不得而知，与制度排斥挂钩的住房产权以及与住房质量相关的住房支出对人口家庭化流动的影响如何仍然有待验证。本文研究重点在于中国住房产权和住房支出与人口家庭化流动是否显著相关，以及它们对流动人口在流入地的家庭结构以及家庭规模具有怎样的影响，并以住房产权和住房支出为核心，考察住房状况对家庭化流动的影响。这将有助于我们重新发现住房在人口家庭化流动中的重要意义，同时有助于学界和政府相关部门重视流动人口的住房需求，促进流动人口家庭化迁移与家庭团聚，从而推动流动人口的社会融入和新型城镇化进程。

## 二、文献回顾与研究假设

### （一）住房对人口流动的影响

国内外关于住房对人口流动的影响共遵循三个范式：宏观层面的房地产市场对人口流动的影响、社会政策层面的住房保障制度对人口流动的影响以及微观层面的住房选择对人口流动的影响。国外在研究住房对人口流动的影响时注重对住房锁定效应的考察，即在住房价格变化时，住房对住房所有者空间流动的限制效应<sup>[8]</sup>。而国内注重考察城市住房市场对流动人口的排斥效应，即高昂的住房价格不利于流动人口流入<sup>[5]</sup>。同时，国内学者除了研究住房成本（包括购房价格和租房价格）对流动人口流入地选择的影响，还侧重研究住房稳定性以及住房状况对流动人口定居意愿的影响。研究表明，拥有住房产权、住房条件越好，住房越稳定，流动人口定居城市的意愿就越强烈<sup>[9]</sup>。然而国内关于住房对定居意愿的影响忽视了家庭团聚的中介效应，住房对定居意愿的影响可能在很大程度上来源于住房对家庭团聚的影响，家本位的文化影响了中国人对城市融入的感知，很多情况下，不是因为拥有了住房就拥有了定居意愿，而是因为突破了住房的限制，家庭得以团聚才会有定居的意愿。

### （二）流动人口住房研究

住房作为流动人口在城市“安居”、促进流动人口市民化进程的重要物质保障，在流动人口相关研究中占据了重要的篇幅。国内已有的关于流动人口住房的研究主要从三个路径展开：流动人口住房状况研究、流动人口住房保障政策研究以及流动人口住房选择的影响因素研究。研究的主要群体是流动人口中的主力军，即在住房问题上更为弱势的农民工群体，研究从城市化、市民化、居住隔离、社会排斥、公共产品等理论角度开展。研究显示，受制度化机制和市场化机制的双重排斥，流动人口的住房状况较差，居住拥挤，条件简陋，配套设施缺乏<sup>[10]</sup>，多以租赁私人住房为主<sup>[11]</sup>，主要聚居在远郊、近郊的农村

社区和城中村<sup>[12]</sup>，自购房以及保障性住房比例较低<sup>[13]</sup>。流动人口的住房状况受个人支付能力、支付意愿、住房需求以及城市经济状况影响。收入越高，居留意愿就越强；受教育程度越高、工作越稳定，住房自有概率就越高；住房条件越好，住房支出就越高<sup>[14~16]</sup>。流动人口住房问题是国家与市场双重失灵所致<sup>[17]</sup>，其自身住房支付能力较低，而现有的住房保障制度仍以本地户籍人口为主要保障群体，各种条件的限制导致流动人口几乎都被排斥到城市住房保障制度体系之外。因此有学者认为应该运用市场和政府互补的途径来解决农民工的住房问题，提倡将流动人口纳入住房保障体系，建立分层次、梯度化的住房政策<sup>[18]</sup>。关于流动人口住房状况的现有研究揭示了流动人口在住房市场和住房保障制度中的边缘弱势地位，指出了住房对人口家庭化流动的限制作用。

### （三）人口家庭化流动与住房

人口流动的家庭化模式已经成为学界普遍认同的经验事实和理论共识，学界关于人口家庭化流动的相关研究较为丰富。研究表明，女性、已婚、受教育程度低、农村户口、住房性质稳定、流动次数少、流入时间长以及自我雇佣的流动群体更倾向于家庭化流动或举家迁移<sup>[19~20]</sup>；家庭收入、婚姻关系、孩子数量、家庭成员结构以及流入地经济发展水平都会正向地影响人口家庭化流动行为<sup>[13]</sup>。还有研究表明，人口的家庭化流动已经成为我国人口流动的主要形式<sup>[21]</sup>，并揭示了人口家庭化流动模式的渐进性<sup>[22]</sup>，以及影响人口家庭化流动的结构性和能动性因素。在这些因素中，住房性质稳定受到了学者们的关注。但是住房的重要性并没有得到应有的重视，住房独特的经济意义和社会文化意义及其对流动人口的定居意愿和在城市团聚的重要价值没有被揭示出来。

关于人口家庭化流动与住房的关系，在很多流动人口住房选择影响因素研究中有所体现。众多相关研究都表明了家庭随迁会显著提高流动人口的住房拥有率<sup>[12]</sup>、住房支出<sup>[23]</sup>以及住房稳定性<sup>[16]</sup>。而且不同的家庭随迁模式对应不同的住房类型，例如冯长春等（2017）发现单人户、夫妻户、两代户、三代户的住房自有比例和住房质量依次提高<sup>[18]</sup>。此外，家庭类型、家庭特征、地理环境以及流动家庭的融入状况都会影响流动家庭的住房产权和住房质量。也有研究注意到了住房性质稳定的流动人口更倾向于选择家庭化流动<sup>[24]</sup>。已有的关于住房与家庭化流动的相关研究都是将家庭随迁预设为自变量，将住房状况和住房选择设定为受人口家庭化流动影响的因变量。然而，个体对家庭温暖和家庭团聚的渴望是一种近乎本能的社会理性，国外移民研究也揭示了家庭团聚是移民的最终归宿，国内相关研究也指出了人口的家庭化流动正逐渐成为人口流动的主导模式<sup>[21]</sup>。只是受户籍壁垒等相关制度安排的限制以及市场能力的制约，国内的人口流动一开始只是表现为个体式的流动。只要突破了相关制约，举家迁移就会成为流动人口的首选。而住房作为流动人口居住条件和公共服务享有的重要表征，在个人选择和家庭决策上影响着人口的家庭化流动。

纵观已有研究，我们发现相关研究认识到了流动人口住房状况较差，存在较大的住房困难，且这种住房困难是个人支付能力低和社会制度排斥双重困境所致。流动人口的住房状况受个人、家庭以及社会制度三个层面的影响，家庭随迁对流动人口住房状况和住房选择具有重要意义。然而住房作为流动人口突破制度排斥，获取与户籍人口同等的城市公共服务，完成市民化进程的重要物质保障，其对流动人口家庭居住安排和家庭随迁的重要意义却还没有受到应有的重视，仅有少数研究只是在研究人口家庭化流动的众多影响因素时注意到了住房稳定性对家庭化流动的积极影响，住房产权和住房支出对家庭迁移的影响如何并未得到充分的验证。基于此，本文研究中国住房产权和住房支出对人口家庭化流动以及流动家庭的影响，以拓展和丰富该研究领域。

### （四）研究假设

正如前文所述，流动家庭对住房的要求更高。拥有住房产权解决了流动家庭的住房问题，提高了流

动家庭的住房稳定性，因此本文提出假设 1。

假设 1：拥有流入地住房产权的流动人口更倾向于家庭化流动。

拥有住房产权还表示拥有了该住房附带的公共服务溢出价值。中国城市目前的制度安排体系下流动人口被排斥在医疗、教育、养老等公共服务体系之外，但是拥有了当地的住房就能突破这种制度屏障，从而更好地享受当地的公共服务资源。因此拥有流入地住房产权的流动人口的家庭随迁人口更多，流动家庭结构更加完整。据此本文提出假设 2 和假设 3。

假设 2：拥有流入地住房产权的流动家庭规模更大。

假设 3：拥有流入地住房产权的流动家庭结构更加完整。

住房质量越好、住房面积越宽敞，则住房舒适度越高、流动人口选择家庭化迁移的可能性也越大，家庭随迁人口也越多，流动家庭结构更完整。而在其他条件一定的情况下，住房支出是住房质量、住房面积以及住房舒适度的综合指标。因此，本文提出假设 4、假设 5 以及假设 6。

假设 4：住房支出越高，流动人口选择家庭化迁移的可能性就越高。

假设 5：住房支出越高，流动家庭规模就越大。

假设 6：住房支出越高，流动家庭结构就越完整。

### 三、数据、变量与方法

#### （一）数据来源

本文的数据来源主要是 2017 年全国流动人口动态监测调查数据以及 2017 年《中国城市统计年鉴》。其中个体和家庭层面数据来源于 2017 年全国流动人口动态监测调查数据，城市层面数据基于 2017 年《中国城市统计年鉴》计算得出，且 2017 年《中国城市统计年鉴》的数据内容是 2016 年的信息。将个体和家庭层面数据与城市层面数据匹配后，删去极端数值。本研究样本中户籍为农业的仍占主要部分，为 77.36%；男女比例较为均衡，分别为 51% 和 49%；职业为自雇状况（包括雇主和自营）的流动人口比例为 37.95%；同住家庭成员的平均值为 3.11，2 人及 2 人以上的家庭成员同住比例为 88.58%，其中 3 人同住的比例最高，为 37.34%，家庭化流动越来越趋于完整。

#### （二）变量界定

1. 因变量。本研究的因变量有 3 个。本文将 2 人及 2 人以上的家庭成员共同流动并共同居住的流动状态定义为家庭化流动；将流动家庭在流入地的人口规模和成员结构分别定义为流动家庭规模和流动家庭结构。因变量 1 表示是否进行了家庭化流动，为虚拟变量，1 表示是，0 表示否。因变量 2 表示流动家庭规模，为定距层次的变量，最小值为 1，最大值为 6。因变量 3 表示流动家庭结构，为定序层次的变量，取值为 1~4，其中 1 表示单人户，2 表示仅配偶随迁或者仅子女随迁户，3 表示配偶和子女共同随迁户，4 表示配偶、夫妻以及其他家庭成员（父母等）共同随迁户，其数值越大，表示随迁家庭的结构越完整。

2. 自变量。本文的主要自变量有 2 个，即住房产权和住房支出。住房产权为虚拟变量，1 表示拥有（部分）住房产权，0 表示没有住房产权。住房支出为定距变量，单位为“百元/月”。

3. 控制变量。根据前文对影响家庭化迁移的文献回顾，本文主要选取了性别、年龄、教育年限、户籍状况、是否自雇、个人上月纯收入、预计居留时间以及城市年平均工资水平等变量作为控制变量。具体变量分布见表 1。

表1 变量描述及具体含义

变量名称	最小值	最大值	平均值	编码
家庭化流动	0	1	0.886	0=个体流动 1=家庭化流动
流动家庭规模(人)	1	6	3.112	
流动家庭结构	1	4	2.081	1=单户家庭 2=仅配偶随迁或仅子女随迁 3=配偶和子女共同随迁 4=配偶、子女以及其他家庭成员共同随迁
住房产权	0	1	0.276	0=无产权 1=有产权
住房支出(百元/月)	0	800	8.491	
性别	0	1	0.515	0=女生 1=男生
年龄(岁)	15	96	36.486	
教育年限(年)	0	18	9.245	
户籍	0	1	0.226	0=农业 1=非农业
自雇	0	1	0.380	0=非自雇 1=自雇
个人上月纯收入(千元)	-180	120	4.378	
预计居留时间	1	5	3.682	1=1~2年 2=3~5年 3=6~10年 4=10年以上 5=定居
城市年平均工资水平(千元)	36.793	122.749	72.695	

注：表中虚拟变量的取值为0和1，且表中的平均值对虚拟变量而言有比例的含义，因此表中将虚拟变量的平均值也一并列出

### (三) 研究方法

由于因变量有3个，分别是家庭化流动、流动家庭规模、流动家庭结构，且这3个因变量分别是虚拟变量、定距变量和定序变量，因此，二元逻辑回归模型、多元线性回归模型，以及序次逻辑回归模型(ordered logistics regression model)符合本研究的因变量特征。其中二元逻辑回归模型和多元线性回归模型如下：

$$Y = \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_n x_n + b$$

其中Y代表因变量流动家庭规模，x代表住房产权、住房支出、性别、年龄等自变量， $\alpha$ 为模型的非标准化参数截距项，b为待估参数，为常数项。

$$F(y) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n$$

其中  $F(y)$  为流动人口选择家庭化流动的几率， $\alpha$  为回归方程常数项， $\beta$  为回归系数， $x$  为方程的自变量。然而由于本文数据无法通过序次逻辑回归模型的平行线假定（parallel regression assumption）检验，因此改为选用刻板序次回归模型（stereotype logistic model）代替序次逻辑回归模型。刻板序次模型是 1984 年 Anderson 对传统序次逻辑回归模型进行改进后的模型<sup>[25]</sup>，该模型可以视作对多元模型进行了序次限制，既保留了因变量的等级次序信息，又无需满足平行线假定，允许变量对因变量的不同层次有不同的效应，是一个灵活且实用的模型。该模型公式如下：

$$\Pr(Y = y_s | x) = \frac{\exp(\alpha_s + \varphi_s \beta' x)}{\sum_{l=1}^k \exp(\alpha_l + \varphi_l \beta' x)}, s = 1, \dots, k$$

其中， $\beta$  为自变量  $x$  的待估系数； $k$  为因变量的截点（cut-points）； $\alpha_l, \alpha_s$  是模型的截距。 $\varphi$  是模型的回归结果距线性模型的距离（组间距离），通过定义一个单调递减的  $\varphi'$ （即  $\varphi_1 > \varphi_2 > \dots > \varphi_k$ ）可以得到定序的回归关系。模型中的回归系数为正表示自变量对主观阶层有积极的影响，回归系数为负就表示自变量对主观阶层影响为负。

本文将根据 2017 年流动人口动态监测调查数据以及 2017 年《城市统计年鉴》，运用 Stata15 统计软件，通过构建二元逻辑回归模型、刻板序次回归模型以及多元线性回归模型分析住房产权和住房支出对家庭化迁移以及流动家庭结构以及流动家庭规模的重要影响。

## 四、实证结果

表 2 考察了住房对人口家庭化流动以及流动家庭规模和结构的影响。其中，模型 1 为二元逻辑回归模型，考察的是住房对流动人口是否进行家庭化迁移的影响；模型 2 为多元线性回归模型，考察的是住房对在流入地共同生活的流动家庭规模的影响；模型 3 为刻板序次回归模型，考察的是住房对流动家庭在流入地的家庭结构完整度的影响。

### （一）住房产权、住房支出对家庭化迁移与流动家庭的影响

表 2 中模型 1 考察了住房产权、住房支出对人口家庭化流动的影响。模型 1 结果表明，住房产权与住房支出均对人口家庭化流动有显著的积极影响。具体来说，在控制了性别、年龄、教育年限、个人上月纯收入、户籍状况、是否自雇、预计居留时间以及流入地城市年平均工资水平的条件下，拥有住房产权的流动人口发生家庭化迁移的优势比（odds ratio）是不拥有住房产权的流动人口的 5.532 倍，即拥有住房产权的流动人口发生家庭化迁移的可能性会增加 4.532 倍；且月均住房支出每增加 1 百元，流动人口发生家庭化迁移的可能性增加 3.9%。

表 2 中模型 2 是住房产权与住房支出对流动家庭规模影响的实证结果。与模型 1 结果相呼应，模型 2 表明了住房产权与住房支出对流动家庭规模的显著的积极影响。即在控制了相关变量的条件下，拥有住房产权的流动家庭规模比不拥有住房产权的流动家庭规模多 0.265 人；月均住房支出每增加 1 百元，流动家庭规模增加 0.005 人。模型 2 的 VIF 为 1.24，表明模型几乎可以认为不存在共线性问题。

模型 3 表明了住房产权与住房支出对流动家庭结构完整度的影响。与模型 1、模型 2 结果相似，模型 3 的实证结果表明了住房产权与住房支出对流动家庭结构完整度有显著积极影响。在控制了相关变量的情况下，与不拥有住房产权的流动家庭相比，拥有住房产权的流动家庭其家庭结构为配偶或子女的可

表2 模型实证结果

	模型 1		模型 2	模型 3
	<i>B</i>	Exp ( <i>B</i> )		
$\varphi_1$				0
$\varphi_2$				2.104*** (0.078)
$\varphi_3$				1.287*** (0.046)
$\varphi_4$				1
住房产权	1.711*** (-0.048)	5.532	0.265*** -0.009	0.188*** (-0.014)
住房支出	0.038*** (-0.002)	1.039	0.005*** 0.000	0.003*** (-0.000)
性别	-0.255*** (-0.027)	0.775	0.002 -0.008	-0.124*** (-0.011)
年龄	0.131*** (-0.002)	1.140	0.014*** -0.000	0.035*** (-0.001)
教育年限	-0.087*** (-0.005)	0.917	-0.044*** -0.001	0.039*** (-0.006)
个人上月收入	0.012*** (-0.005)	1.012	0.011*** -0.001	-0.006*** (-0.001)
户籍	-0.385*** (-0.032)	0.680	-0.173*** -0.010	0.096*** (-0.013)
自雇	0.957*** (-0.037)	2.605	0.274*** 0.008	-0.059*** (-0.011)
预计居留时间	0.137*** (-0.009)	1.146	0.051*** 0.003	0.038*** (-0.004)
城市年平均工资水平	-0.002*** (-0.001)	0.998	-0.002*** -0.000	0.003*** (-0.000)
样本量	78,233		78233	78233
$R^2$ (Pse $R^2$ )	0.268		0.102	
VIF			1.24	

注：括号里为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著相关；模型 1 的参照群体为个体迁移（即因变量为 0）；模型 3 的参照群体为单人户（即因变量为 1）

能性高 58.53% ( $e^{0.219*2.104} - 1$ )，家庭结构为配偶和子女的可能性高 32.56% ( $e^{0.219*1.287} - 1$ )，家庭结构为配偶、子女以及其他家庭成员的可能性高 24.48% ( $e^{0.219*1} - 1$ )；月均住房支出每增加 1 百元，流动家庭的家庭结构为配偶或子女的可能性增加 0.63% ( $e^{0.003*2.104} - 1$ )，家庭结构为配偶和子女的可能性增加 0.39% ( $e^{0.003*1.287} - 1$ )，家庭结构为配偶、子女以及其他家庭成员的可能性增加 0.30%

( $e^{0.003*1} - 1$ )。因此拥有住房产权，增加住房支出，将会显著提高流动家庭结构的完整度。

拥有住房产权意味着流动人口住房更稳定，住房自主性更高，同时也能更平等地享受流入地的各种公共服务资源。住房产权一方面提供了人口家庭化流动的物质条件，另一方面也能更好地保障家庭成员的福利，促进家庭整体发展，因此拥有流入地自有住房的流动人口更倾向于与多位家庭成员共同流入。而在其他条件一定的情况下，住房支出越高，则住房面积越宽，住房条件也越好，也就更能满足多位家庭成员的居住需求，因此人口家庭化流动可能性更高、流动家庭规模更大，家庭结构更加完整。

## (二) 控制变量对家庭化迁移与迁移家庭的影响

在表2的模型1、模型2以及模型3中，除了住房产权和住房支出对家庭化迁移与迁移家庭有显著的影响，一些个体层面的变量以及城市层面的变量也对家庭化迁移和迁移家庭有显著影响。模型1的实证结果表明，女性、农业户口、自雇者比男性、非农业户口、非自雇者的流动人口发生家庭化迁移的可能性更大；年龄越大、教育程度越低、收入越高、预计居留时间越长的流动人口发生家庭化迁移的可能性就越大。本文关于家庭化迁移影响因素的实证结果与已有的大部分相关研究相符<sup>[20-21]</sup>，然而城市层面的年平均工资水平与已有研究有出入<sup>[12]</sup>。模型1显示，城市年平均工资水平越高，人口家庭化流动的可能性就越低。本文认为，这是由于没有控制城市生活成本以及城市制度排斥力度所致。一般而言，城市年平均工资水平越高的地方，经济发展水平就越高，消费水平与生活成本也越高，同时制度排斥力度更大，因此城市年平均工资水平越高，流动人口越不倾向于携家带口共同流入。

模型2的实证结果与模型1几乎相同，除了性别上是男性迁移者的家庭规模更大。模型1证实了女性更倾向于家庭化的流动方式，而模型2表明了男性迁移者的家庭规模更大。对于这二者的差别，本文认为是受中国性别角色的家庭分工以及传统两性关系的影响。即女性在家庭决策中更倾向于处于从属地位，因此在流动中也更倾向于选择与丈夫共同流动；而正是由于男性在家庭决策中具有主导地位，因此男性更能引起较大规模的家庭化流动。

模型3的结果与模型1、模型2都不太相同，值得深入探究。模型3中，女性、城市户口以及非自雇者的家庭结构更完整；年龄越大、收入越低、教育年限越高、城市年平均工资水平越高，迁移家庭的家庭结构就越完整。由于女性在家庭分工中承担了更多抚育幼儿、照顾老人的职责，因此女性迁移者的家庭结构更加完整。城市户口的流动人口其家庭成员对城市生活的适应能力更好，因此老人、小孩随迁可能性也更大，流动家庭结构也更完整。与自雇者相比，非自雇者照顾其他家庭成员的时间不灵活，更需要其他家庭成员互相照顾，因此非自雇者的流动家庭结构也更加完整。而年龄越大的流动人口所处的家庭结构也越多元，同时年龄越大，对家庭团聚的期待更强烈，因此年龄越大的流动人口其流动家庭结构也越完整。收入越低，则更需要其他家庭劳动力共同流动以分担城市的生活成本，同时收入越低，越无法以市场的形式解决儿童照管和老人照顾的问题，越需要完整的家庭功能来应付城市生活，因此其家庭结构就越完整。教育水平越高的流动人口越重视子女的教育问题，而子女也需要人照料，因此其在流入地的家庭结构也越完整。城市年平均工资水平在一定程度上代表当地的公共服务资源，从家庭福利的角度出发，城市年平均工资水平越高，流动家庭的结构就越完整。

## 五、总结与讨论

近年来党和政府一直在强调新型城镇化战略，提高新型城镇化的质量。新型城镇化与流动人口的市民化在历史实践与理论逻辑上完美契合。然而受制度和市场的双重排斥，流动人口特别是农民工“职业的城镇化”和“人的城市化”脱节，“人的城市化”滞后于“职业的城镇化”。流动人口的住房问题既



是这种半城镇化的体现,也是突破这种城镇化困境的重要环节。流动人口在城镇“半寄居”的生活状况体现了“人的半城市化”,而突破这种“半城市化”的重要条件是住房的稳定。本文的实证结果显示,住房产权和住房支出在人口家庭化流动中意义重大。一方面,住房产权和住房支出影响流动人口迁移模式,拥有流入地住房产权的流动人口更倾向于家庭化的迁移方式;住房支出越高,流动人口发生家庭化流动的可能性就越高。因此本文的假设1和假设4得到验证。另一方面,住房产权以及住房支出还对流动家庭的家庭规模以及家庭结构有重要影响。拥有住房产权的流动人口比不拥有住房产权的流动人口的家庭规模更大,家庭结构更完整,因此假设2和假设3也得到验证。同时住房支出越高的流动家庭规模越大,结构就越完整,因此假设5和假设6也得到验证。

改革开放以来兴起的规模庞大的候鸟式、钟摆式、循环式的个体迁移导致了上亿流动人口分离式的家庭居住安排以及“失依式”的情感状态,同时也产生了留守儿童、留守老人等被广泛关注的社会问题。20世纪90年代开始,出现了人口家庭化的流动方式,越来越多的流动人口选择同家庭成员共同流动。直到今天,这种家庭化的流动已经成为我国人口流动的主导模式。与家庭成员共同流动,能在一定程度上减轻流动给家庭带来的负面影响,推动流动人口的社会融入与市民化进程。然而相比个体流动,人口家庭化流动也面临着诸多的条件限制。本文的研究表明,以住房产权和住房支出为主要指标的住房状况对流动人口的家庭化迁移有重要影响。以住房为重要的推进路径,构建囊括流动人口在内的住房保障体系,完善住房租售市场,提高流动人口的住房支付能力,在一定程度上能更有效促进流动人口的社会融入和市民化进程,从而提高以人为中心的新型城镇化建设的质量。

#### 参考文献:

- [1] 陈素琼,张广胜. 城市农民工家庭化迁移模式变迁及其幸福效应——基于CGSS数据的追踪研究[J]. 农业技术经济, 2017, (8): 67-80.
- [2] 杨永贵,邓江年. 家庭化流动、融入意愿对农民工城市生活消费的影响效应研究——来自CHIP2013的证据[J]. 消费经济, 2017, (4): 43-51.
- [3] 田艳平. 家庭化与非家庭化农民工的城市融入比较研究[J]. 农业经济问题, 2014, (12): 53-62.
- [4] 熊景维,钟涨宝. 农民工家庭化迁移中的社会理性[J]. 中国农村观察, 2016, (4): 40-55.
- [5] 彭华民,唐慧慧. 排斥与融入: 低收入农民工城市住房困境与住房保障政策[J]. 山东社会科学, 2012, (8): 20-29.
- [6] 芦恒. 房地产与阶层定型化社会——读《房地产阶级社会》[J]. 社会, 2014, (4): 229-242.
- [7] 杨菊华. 制度要素与流动人口的住房保障[J]. 人口研究, 2018, (1): 60-75.
- [8] Foote A. The Effects of Negative House Price Changes on Migration: Evidence across U.S. Housing Downturns[J]. Regional Science and Urban Economics, 2016, 60(9):292-299.
- [9] Xie S, Chen J. Beyond Homeownership: Housing Conditions, Housing Support and Rural Migrant Urban Settlement Intentions in China[J]. Cities, 2018,78(8):76-86.
- [10] 石智雷,薛文玲. 流动人口的住房选择及其影响因素研究——基于2012年湖北省流动人口动态监测数据的分析[J]. 西部论坛, 2014, (2): 25-33.
- [11] 刘厚莲. 我国特大城市流动人口住房状况分析[J]. 人口学刊, 2016, (5): 45-53.
- [12] 刘婷婷,李含伟,高凯. 家庭随迁流动人口住房选择及其影响因素分析——以上海市为例[J]. 南方人口, 2014, (3): 17-27.
- [13] 崇维祥,杨书胜. 流动人口家庭化迁移影响因素分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2015, (5): 105-113.
- [14] 杨巧,杨扬长. 租房还是买房——什么影响了流动人口住房选择? [J]. 人口与经济, 2018, (6): 101-111.
- [15] 王玉君,杨文辉,刘志林. 进城务工人员的住房变动及其影响因素——基于十二城市问卷调查的实证分析[J]. 人口研究, 2014, (4): 63-74.
- [16] 王春蕊,杨江澜,刘家强. 禀赋异质、偏好集成与农民工居住的稳定性分析[J]. 人口研究, 2015, (4): 66-77.

- [17] 王星. 市场与政府的双重失灵——新生代农民工住房问题的政策分析[J]. 江海学刊, 2013, (1): 101-108.
- [18] 冯长春, 李天娇, 曹广忠, 沈昊婧. 家庭式迁移的流动人口住房状况[J]. 地理研究, 2017, (4): 633-646.
- [19] 周皓. 中国人口迁移的家庭化趋势及影响因素分析[J]. 人口研究, 2004, (11): 60-69.
- [20] 侯佳伟. 人口流动家庭化过程和个体影响因素研究[J]. 人口研究, 2009, (1): 55-61.
- [21] 吴帆. 中国流动人口家庭的迁移序列及其政策涵义[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2016, (4): 103-110.
- [22] 盛亦男. 中国流动人口家庭化迁居[J]. 人口研究, 2013, (4): 66-79.
- [23] 杨俊玲, 谢嗣胜. 农民工住房现状研究[J]. 农业经济问题, 2012, (1): 67-72.
- [24] 张海笑, 尹勤, 赵妍. 江苏省流动人口家庭化迁移模式分析[J]. 经济研究导刊, 2018, (25): 56-57.
- [25] Anderson J A. Regression and Ordered Categorical Variables[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1984, 46(1):1-30.

(责任编辑：卢 君)