
家庭流动与居留意愿： 基于江苏省 2018 年流动人口动态监测调查

庞圣民 吕青¹

【摘要】使用江苏省 2018 年流动人口动态监测调查数据，应用多元 logit 模型和二元 logit 模型，本文分析了流动人口的家庭流动特征对居留意愿的影响。结果发现，家庭流动是影响人们是否选择在该地继续居留的重要因素，这一变量的影响远大于流动人口的受教育水平、流动空间、职业类型和雇佣类型等各类因素的影响作用。这不仅表现在家庭流动对流动人口是否选择在本地继续居留、居留 5~9 年、居留 10 年及以上还是定居的广泛影响上，还表现在这一变量对流动人口居留决策的影响强度上。另外，本研究发现，流动人口在居留意愿上的差异主要体现在选择是否定居而非居留年限上。因此，对居留意愿的研究有必要从对流动人口是否打算在本地继续居留或居留多久的考察，转向对流动人口永久迁移意愿的考察。

【关键词】流动人口 家庭流动 居留意愿 定居意愿

庞圣民，江南大学法学院社会学系副教授，通讯作者 214122

吕青，江南大学法学院社会学系教授 214122

一、引言

伴随流动人口规模的持续增加，近年来流动人口的家庭化趋势日益凸显。根据 2016 年全国动态监测数据显示，近九成的已婚新生代流动人口是夫妻双方一起流动，其中与配偶、子女共同流动的占到 60%^[1]，它表明家庭流动已渐成为主流。从个人流动向家庭流动的转变关涉个体生育、子女教育、父母养老等一系列公共服务和社会保障问题，并有可能导致人们面临不同于个人流动时的经济和社会成本，从而对人们的居留意愿产生影响。为此，本文将关注这一问题。

通过文献梳理我们发现，既有研究在分析流动人口的居留意愿时，要么聚焦于流动人口的年龄、受教育程度和婚姻等个体特征因素^[1]，或收入、职业类型、雇佣类型等劳动力市场特征因素^[2]对人们居留意愿的影响，要么聚焦于户籍、住房或社会福利等制度因素^[3]，或雾霾等环境因素^[4]对人们居留意愿的影响，而鲜有研究分析家庭化流动对人们居留意愿的影响。基于此，本研究将利用江苏省 2018 年动态监测数据对这一问题展开专门分析。

二、理论分析和研究假设

既有研究在探究流动人口居留意愿的动力机制时，多是基于传统的推拉理论，其理论假设的决策主体是个人，而不是家庭。直到 20 世纪 80 年代，由 Stark、Bloom、Taylor 等学者提出的新经济迁移理论（New Economics of Labor Migration Theory）之后，人们才开始在对家庭迁移行为进行分析，并逐渐形成了其较强的分析优势。该理论强调以家庭为决策主体的重要性，认为家庭迁移不仅是为了最大限度地提高预期收入，还把家庭风险降到最低点^[5]。即在迁出地，自然环境和市场存在着一定的风险，

¹本文为江南大学基本科研计划青年基金项目（社科类）（JUSRP11979）阶段性成果。

²[1] 国家卫生和计划生育委员会流动人口司：《中国流动人口发展报告》，（北京）中国人口出版社 2016 年版，第 7-8 页。

从而使得家庭在本地的单一的经济收入存在着不确定性。为了规避这种风险，部分年富力强的家庭成员就会外出到经济发展水平较好的地区。这就是新迁移经济学所说的“风险转移”。

另一方面，发展中国家存在保险市场发育不完善，农民没有失业保险、农作物收成保障，资本信贷市场发育“不全”等一系列问题。为了突破这种经济发展的束缚，家庭成员就会产生向外迁移的意愿。Stark 和 Bloom 认为在相关市场要素缺失的情况下，为了改变家庭目前的生活状况而进行的迁移是理性的^[6]。与“推拉理论”不同，新经济迁移理论认为本地收入与迁入地预期收入的绝对差异并不是影响家庭做出迁移决策的唯一决定性因素。他们会将家庭当前在户籍地的收入与其他家庭进行潜在或实际的比较，若收入高于其他家庭则产生相对的满足感，若低于其他家庭则产生相对的失落感或者贫困感。为了提高这种相对收入，减少相对贫困感，家庭成员就会做出迁移的决策^[7]。

作为一个伦理本位的社会，除了新经济迁移理论对流动人口迁移意愿所阐释的理由外，中国流动人口在决定未来是否继续居留上的特殊性还体现在其对“家”的强烈关注上。对于流动人口而言，基于血缘建立起来的初级群体而非基于工作建立起来的业缘群体才是自己日常互动、情感归依和生命价值的主要对象或寄托。如果没有妻子（丈夫）或孩子在身边，他们不仅会觉得因为没有可依赖的倾诉对象而感到孤独甚至抑郁，而且也会因觉得无力保护好妻子或看护好孩子而感到焦虑^[1]。另外，在城市的居留或定居，还有助于他们获得相对于户籍地更加优质的教育资源。基于此，本文提出以下假设：

假设 1：相比于单个家庭成员外出者，部分家庭成员外出者和举家外出者更倾向于在城市继续居留而非离开。

相比于短期居留，以家庭为单位的长期居留可以为流动人口在城市的生活提供更加强有力的支持^[2]，这种支持既有利于更好地解决夫妻双方因长期分居而导致的感情不和甚至离婚风险^[3]，也有利于进一步稀释流动人口在城市生活的边际经济成本，增强他们共同应对经济风险的能力^[4]。如果家中还有正在上学的青少年，可以持久得到稳定的优质教育资源或可保持其学业的稳定性，流动人口也往往更倾向于选择长期而非短期居留。因此，当流动人口把生活的关注点放在已经在城市生活的家庭，以及家庭所在的城市，并且期望城市能给自己家庭和子女更好的生活和教育时，流动人口将更倾向于选择长期居留。基于此，本文进一步提出假设 2：

假设 2：相比于单个家庭成员外出者，部分家庭成员外出者和举家外出者更倾向于在城市长期居留而非短期居留。

最后，中国当前存在的社会福利主要是以户籍为载体的^[5]。这首先表现在城乡户籍的区别导致城乡之间的巨大福利落差^[6]，其次体现在不同城市之间由于经济发展水平、政府统筹保险的政策力度等的不同，在社会福利上也存在巨大差异，尽管目前政府正在推动社会保险的异地转移，但依然未能在全国普遍施行^[7]。因此，作为外来流动人口，无论是来自农村还是城市，要想

³[1]李楠：《农村外出劳动力留城与返乡意愿影响因素分析》，（北京）《中国人口科学》2010 年第 6 期；张杭、栾敬东、徐志刚、郭秧全、钟甫宁：《农村发达地区外来劳动力移民倾向影响因素分析》，（北京）《中国人口科学》1999 年第 5 期。

[2]杨凡、林鹏东：《流动人口非正规就业对其居留意愿的影响》，（长春）《人口学刊》2018 年第 6 期；于潇、陈新造：《经济收入与社会地位对流动人口城市居留意愿的影响——基于广东省的实证研究》，（广州）《广东社会科学》2017 年第 3 期。

[3]孟兆敏、吴瑞君：《城市流动人口居留意愿研究——基于上海、苏州等地的调查分析》，（北京）《人口与发展》2011 年第 3 期；张新、周绍杰、姚金伟：《居留决策、落户意愿与社会融合度——基于城乡流动人口的实证研究》，（西安）《人文杂志》2018 年第 4 期。

[4]孙中伟、孙承琳：《警惕空气污染诱发“逆城市化”：基于流动人口城市居留意愿的经验分析》，（广州）《华南师范大学学报（社会科学版）》2018 年第 5 期。

[5]Stark, Oded, “Research on Rural-to-urban Migration in LDCs: The Confusion Frontier and Why We Should Pause to Rethink Afresh”, World Development, 1982, 10(1), pp. 63-70; Stark, Oded, The Migration of Labor, Cambridge, MA: Basil Blackwell, 1991.

[6]Stark, Oded, David, E., “Bloom The New Economics of Labor Migration”, The American Economic Review, 1985, 75(2), pp. 173-178.

[7]Stark, Oded, Taylor, J. Edward, Relative Deprivation and Migration: Theory, Evidence, and Policy Implications, World Bank Publications, 1991.

⁴[1]卞桂平：《自由与孤独：农民工生存困境的心理机制探析——从弗洛姆〈逃避自由〉一书说起》，（西安）《理论导刊》2010

获得同本地居民相同的医疗、教育、养老等社会福利，就必须以成为本地户籍居民为前提而非仅仅是长期居留。

这种迫切性尤其体现在当以家庭为单位迁移时，虽然家庭共担经济风险的压力提高了，但随着人数的增多，流动人口遭遇疾病、失业和工伤等风险也在提高。如果流动人口能在本地定居，从而获得本地户籍，这时便可以享受同本地居民同等的社会福利（如果工作年限很长，福利可能会更高），从而大大降低他们在未来看病乃至乘车、去公园等的成本；如果家里有孩子就读，还可以免交借读费进入教育质量更高的学校。此外，流动人口以家庭为单位流动将大大降低他们与家乡的互动频率，消减他们对故乡的留恋，从而进一步削弱他们回乡的动力。综上，本文认为，定居可以为以家庭为单位流动的流动人口提供相比于长期居留更多的优势。基于此，本文提出假设 3：

假设 3：相比于单个家庭成员外出者，部分家庭成员外出者和举家外出者更倾向于在城市定居而非暂时性迁移。

三、研究设计

1. 数据来源

本研究使用的数据来自江苏省卫生健康委员会主持的 2018 年度动态监测数据。该调查的目标人群为 2018 年 4 月 1 日零时前来本地居住、非本区（县、市）户口，且截止到 2018 年 5 月 1 日零时，年龄在 15 周岁及以上的流入人口（不包括学生、军人）。抽样采用多阶段、内隐分层、与规模成比例的 PPS 抽样方法。具体而言，第一步，将省会城市、计划单列市以及个别重点城市或地区作为必选层，其他城市作为一层。按行政区划和乡（镇、街道）属性排序后进行内隐分层处理，并按照 PPS 方法进行第一阶段抽样，抽选初级抽样单元（乡、镇、街道）。第二步，将抽中的初级抽样单元（乡、镇、街道）反馈至江苏省卫生健康委员会，并由抽中的乡（镇、街道）采集下辖的全部村（居）委会名单、流动人口居住类型和流动人口数等信息。第三步，由国家卫生健康委员会进行第二阶段村（居）委会抽样。在进行第二阶段抽样前，按照村（居）委会属性和流动人口居住类型排序，进行内隐分层处理，并按照 PPS 方法进行第二阶段抽样，确定最终调查样本点。第四步，将第二阶段抽样结果下发江苏省卫生健康委员会，由该部门负责下发并通知各样本点。被抽中的样本点（村委会、居委会）根据国家每个样本点确定的调查组别，进行第三阶段流动人口信息收集的准备工作。第五步，根据各样本点上传至国家抽样平台的信息，进行第三阶段流动人口的抽取，抽取程序由国家项目组提供，具体操作由各样本点负责完成。原始样本量为 8000 个，在剔除无效数据、缺失值和失业人口后，最终获得有效样本 6843 个。

2. 变量

本研究的因变量为被访者的居留意愿。问卷中询问被访者居留意愿的问题有两个：“今后一段时间，您是否打算继续留在本地？”“如果您打算留在本地，您预计自己将在本地留多久？”。本文采用两种方法进行测量。第一种方法采用一种较为宽松但更加多元化的操作方式，将被访者的居留意愿操作为六分变量：不打算留下、没想好留多久、打算留 0~4 年、打算留 5~9 年、打算留 10 年及以上、定居^[1]；第二种方法对居留意愿进行了更加严格的界定，以被访者是否打算在本地定居^[2]为标准，将其操作作为二分变量。

本研究的自变量为家庭流动类型，我们根据被访者在流动过程中是否和配偶、子女一起外出，将其处理为三分类变量：单

年第 8 期；江波、刘景芝：《社会支持与农民工随迁子女生活满意度：自我认知的中介作用》，《南京农业大学学报（社会科学版）》2016 年第 4 期。

[2][4]叶鹏飞：《农民工的城市定居意愿研究——基于七省（区）调查数据的实证分析》，（上海）《社会》2011 年第 2 期。

[3]马忠东、石智雷：《流动过程影响婚姻稳定性研究》，（北京）《人口研究》2019 年第 1 期；彭大松、刘越：《流动人口的离婚风险：代际差异与影响因素》，（长春）《人口学刊》2019 年第 2 期。

[5]苏志霞：《中国户籍制度城乡福利分配职能辨析》，（昆明）《经济问题探索》2006 年第 3 期。

[6][7]金宏平、朱雅玲、张倩肖：《户籍制度改革与深度城市化：社会福利差距的根源阻碍》，（西安）《西北大学学报（哲学社会科学版）》2016 年第 1 期。

人外出、部分家庭成员外出和举家外出。其中单人外出者包括两种类型：未婚者个人外出和已婚者丈夫（妻子）外出；举家外出包括三种类型：已婚未育者夫妻双方一起外出，已婚已育者夫妻双方和全部孩子共同外出，单亲家庭的丈夫（妻子）与全部孩子共同外出；部分家庭成员外出者为这两种类型以外的流动人口^{[3]5}。

控制变量包括年龄、性别、流动类型、流动时间、受教育水平、流动空间、雇佣方式、职业类型和家庭月收入。变量的操作化过程和变量的描述性统计分析见表 1。

表 1 变量的定义及描述性统计结果（N=6843，表中数据已加权）

	变量	定义	均值/比例
因变量	居留意愿 1	分类变量，以不打算留下为参照对象	
	不打算留下	是=1，否则为 0	2.18%
	没想好留多久	是=1，否则为 0	34.22%
	打算留下 0~4 年	是=1，否则为 0	19.27%
	打算留下 5~9 年	是=1，否则为 0	9.44%
	打算留下 10 年及以上	是=1，否则为 0	10.76%
	打算定居	是=1，否则为 0	24.13%
	居留意愿 2	打算定居=1，否则为 0	0.2413
自变量	家庭迁移	分类变量，以个人流动为参照对象	
	单个家庭成员外出	是=1，否则为 0	12.62%
	部分家庭成员外出	是=1，否则为 0	12.94%
	举家外出	是=1，否则为 0	74.44%
控制变量	性别	女性=1，男性=0	0.4160
	年龄	连续变量，2018 年减去出生年份	36.1157
	流动类型	城-城流动=1，乡-城流动=0	0.1418
	流动时间	2018 年减去本次流动年份	6.1153
	受教育水平	分类变量，以初中及以下学历为参照对象	
	初中及以下学历	是二 1，否则为 0	57.45%
	高中学历	是=1，否则为 0	22.75%
	大专及以上学历	是=1，否则为 0	19.80%
	流动空间	省内流动=0，跨省流动=1	0.6823
	雇佣方式	自雇=0，他雇=1	0.2593
	职业类型	分类变量，以机关企事业单位人员为参照对象	
	机关企事业单位人员	是=1，否则为 0	12.54%
	经商人员	是=1，否则为 0	15.79%
	服务人员	是=1，否则为 0	25.41%
	生产和操作人员	是=1，否则为 0	46.26%

⁵[1]在原始问卷关于被访者居留意愿的两个题目的回答中，共有不打算留下、没想好是否留下、没想好留多久、打算留 0~4 年、打算留 5~9 年、打算留 10 年及以上和定居七个选择项，考虑到在前期试分析中，没想好是否留下和没想好留多久在统计特征上的相似性，且没想好留多久的极值（0 个月）覆盖了不留下这一含义。故本研究将其统一归为没想好留多久。

[2]这里的测量是以被访者是否打算在江苏永久性迁移作为划分标准的，而非一些研究以被访者居留年限超过 10 年或更长时间作为测量定居的标准。因此，本文对定居的界定更为严格。

[3]注意：大多数部分家庭成员外出者在外出时还有父母、兄弟姐妹甚至女婿等亲属在一起。

家庭月净收入取对数	每月家庭总收入减去每月家庭总支出	8.3280
-----------	------------------	--------

四、研究结果

1. 对流动人口居留意愿的描述性统计分析

表 2 分家庭流动类型考察的流动人口的居留意愿 (%)

居留意愿类型	不打算留下	没想好留多久	0~4 年	5~9 年	10 年及以上	定居
流动人口总体	2.39	35.00	17.99	8.92	10.67	25.03
单人外出者	3.59	38.55	38.59	5.45	2.78	11.05
部分家庭成员外出者	2.27	33.57	10.34	5.89	10.67	37.26
举家外出者	2.22	34.75	16.40	10.10	11.90	24.62

注：表中数据根据抽样概率进行了加权

表 2 展示了不同类型家庭流动人口的居留意愿。由表可知，在此次流动人口调查中，没有想好在本地要留多久的人所占比例最大，达到 35.00%，紧随其后的是选择定居的流动人口，其比例达到四分之一，这主要得益于部分家庭成员外出人口的贡献（37.26%）。另外，举家外出的流动人口选择定居的比例也达到了 24.62%，然而单人外出者的选择定居比例仅为 11.05%。

此外，在总人口中，仅有不到 3%的人打算离开，这说明对于绝大多数流动人口而言，他们都没有立即要离城的打算。高达 38.59%的单人外出者打算留下 0~4 年，这一比例要远高于部分家庭成员外出人口的 10.34%和举家外出人口的 16.4%，说明个人流动者更加倾向于短期停留，至于未来是否留下，还有很多不确定因素。这和另外两种类型的流动人口的长期居留倾向形成了巨大的反差，说明不同家庭流动类型在居留意愿上确实存在巨大差异。

2. 家庭流动对流动人口居留意愿的影响

本文采用两种方法来测量家庭流动对流动人口居留意愿的影响。第一种方法使用多元 Logistic 模型，力图精确捕捉家庭流动对流动人口在不同倾向上的居留意愿的细微差异。由模型 1 可知，没想好是否要留下来和不打算留下来的流动人口的居留意愿在家庭流动特征上没有统计上的显著差异。继续观察模型 2—4 会发现，这四类流动人口在自变量和控制变量上显示的特征与模型 1 相似，即：年龄越大，越不倾向于继续留在城市；在外工作时间越久，继续居留的意愿越强；部分家庭成员外出者和举家外出者选择继续居留的可能性相对更大。特别是对于打算居留 5~9 年和 10 年及以上的流动人群而言，家庭流动显示出了相比于其他变量更加强有力的作用，那些部分家庭成员外出者和举家外出者打算继续居留 5~9 年而非离开的发生比，分别是单人外出者的 3.25 倍 ($e^{1.18}$) 和 3.04 倍 ($e^{1.11}$)；而其打算居留 10 年及以上时间而非离开的概率则达到单人外出者的 10.16 倍 ($e^{2.32}$) 和 6.04 倍 ($e^{1.80}$)。由此可见，家庭流动不仅对流动人口的居留意愿有着重要影响，而且有促进人们长期居留的趋向（假设 1 和 2 得到证实）。

表 3 家庭流动影响流动人口居留意愿的多元 logit 模型（参照群体为不打算继续居留的流动人口）

变量	模型 1 没想好留多久	模型 2 留 0~4 年	模型 3 留 5~9 年	模型 4 留 10 年及以上	模型 5 打算定居
----	----------------	-----------------	-----------------	-------------------	--------------

女性	-0.0678 (0.2381)	-0.4356 (0.2426)	-0.2940 (0.2553)	-0.3624 (0.2554)	0.0734 (0.2432)
年龄	-0.0425** (0.0132)	-0.0348** (0.0134)	-0.0264 (0.0141)	-0.0276* (0.0140)	-0.0501*** (0.0135)
城-城流动	-0.0323 (0.2864)	-0.2069 (0.2974)	-0.1123 (0.3204)	0.0468 (0.3120)	0.3109 (0.2902)
教育水平（初中及以下学历=0）					
高中学历	0.0235 (0.3055)	0.3389 (0.3114)	0.3333 (0.3265)	0.5655 (0.3221)	0.9938** (0.3116)
大专及以上学历	-0.8747** (0.3264)	-0.5501 (0.3342)	-0.3997 (0.3610)	-0.1242 (0.3550)	1.0873*** (0.3303)
跨省流动	-0.1326 (0.2449)	-0.2551 (0.2498)	-0.3316 (0.2627)	-0.4038 (0.2627)	-0.8260*** (0.2497)
流动时间	0.0676** (0.0247)	-0.0269 (0.0262)	0.0735** (0.0258)	0.1242*** (0.0254)	0.1604*** (0.0250)
他雇	0.4324 (0.4812)	0.0041 (0.4932)	0.5190 (0.4960)	0.5217 (0.4973)	0.6551 (0.4887)
职业（机关、企事业单位=0）					
经商者	-0.1611 (0.6211)	-0.1354 (0.6416)	-0.1726 (0.6553)	0.1023 (0.6494)	0.1062 (0.6269)
服务人员	-0.0328 (0.3469)	-0.0142 (0.3573)	-0.1880 (0.3931)	-0.2357 (0.3837)	-0.0591 (0.3482)
生产操作人员	0.0441 (0.3551)	0.3685 (0.3645)	0.1244 (0.3934)	-0.0502 (0.3841)	-0.2892 (0.3579)
家庭月收入（对数）	-0.1807 (0.1318)	-0.0024 (0.1357)	0.0334 (0.1439)	-0.0498 (0.1465)	0.0925 (0.1373)
家庭流动类型（单人外出=0）					
部分家庭 成员外出	0.9001 (0.4899)	0.1079 (0.4987)	1.1784* (0.5395)	2.3186*** (0.5586)	2.4488*** (0.5001)
举家外出	0.4312 (0.2794)	0.0227 (0.2816)	1.1133*** (0.3311)	1.7984*** (0.3834)	1.6122*** (0.3003)
常数	5.2775*** (1.3033)	3.7858** (1.3331)	1.1139 (1.4264)	0.9289 (1.4336)	0.8233 (1.3391)
伪 R 方	0.1001				
样本量	6843				

（注：数据根据抽样概率进行了加权，括号中为稳健标准误，***P<0.001, **P<0.01, *P<0.05）

继续观察模型 5 可知，它展示了相比于前 4 个模型更加独特的特征。这首先表现在教育因素在前面 4 个模型中不显著（模型 1 大专及以上学历除外），但在模型 5 中变为强烈显著：相比于初中及以下学历流动人口而言，高中学历的流动人口打算定居的发生比达到前者的 2.70 倍（ $e^{0.99}$ ），大专及以上学历的流动人口的这一统计值则达到前者 3.0 倍（ $e^{1.09}$ ）。其次流动空间也从不显著转为显著，即跨省流动群体打算定居的概率为省内流动人口的 43.78%（ $e^{-0.83}$ ），这说明流动人口更加倾向于迁移到那些在地

域文化上更加有亲缘的省内城市中。最后，家庭流动特征对流动人口的定居意愿显示了相比于模型 1—4 更强的影响，那些部分家庭成员外出者和举家外出者打算定居的概率分别达到了单人外出者的 11.61 倍 ($e^{2.45}$) 和 5.03 倍 ($e^{1.61}$) (假设 3 得到证实)。相比于模型 1—5 中流动人口的职业类型、雇佣类型、经济收入等劳动力市场特征变量的不显著，家庭流动的结构特征是影响流动者是否继续居留以及居留多久的一个更加重要的因素。

为了更加严格地界定流动人口是否打算继续在本地居留，特别是为了捕捉人们在定居意愿上的差异，本文使用二元 Logistic 模型对家庭流动对流动人口居留意愿的影响展开了进一步分析。结果见表 4。

表 4 家庭流动影响流动人口定居意愿的二元 logit 模型

变量	系数	发生比	标准差
女性	0.3087***	1.3616	0.0845
年龄	-0.0155**	0.9846	0.0050
城-城流动	0.3714**	1.4498	0.1181
教育水平（初中及以下学历=0）			
高中学历	0.7606***	2.1395	0.1075
大专及以上学历	1.6683***	5.3029	0.1225
跨省流动	-0.5900***	0.5543	0.0860
流动时间	0.0942***	1.0987	0.0076
他雇	0.2711	1.3114	0.1436
职业（机关、企事业单位人员=0）			
经商	0.1895	1.2086	0.1986
服务人员	0.0219	1.0221	0.1384
生产和操作人员	-0.3970**	0.6723	0.1328
家庭月收入（对数）	0.1802**	1.1975	0.0590
家庭流动类型（单人外出=0）			
部分家庭成员外出	1.6691***	5.3076	0.1747
举家外出	1.1819***	3.2607	0.1539
常数	-4.2546***	0.1420	0.5288
伪 R 方	0.1770		
样本量	6843		

（注：数据根据抽样概率进行了加权，括号中为稳健标准误，***P<0.001，**P<0.01，*P<0.05）

另在模型 1—5 中一些不显著的个体特征变量，以及职业类型和家庭月收入等劳动力市场特征变量均从不显著转变为显著，这说明是否打算定居是区分流动人口居留意愿的一个更佳指标。具体而言，女性流动者选择定居而非不定居的发生比是男性流动者的 1.36 倍；年龄每增加 1 岁，流动人口选择定居而非不定居的概率相应减少 1.54%；相比于初中学历及以下流动人口，高中和大专及以上学历的流动人口选择定居而非不定居的概率分别是前者的 1.14 和 4.30 倍。其次，流动人口的空间和时间特征对其定居意愿也有重要影响。城-城流动人口选择在本地定居的相对概率要显著高于乡-城流动人口，大约前者是后者的 1.45 倍；跨省流动人口选择定居的相对概率仅为省内流动人口的 55.43%；流动人口外出时间的增长显著提高了人们的定居意愿，大约外出的时间每增加 1 年，其选择定居而非不定居的可能性就提高了 9.87%。再次，流动人口的职业类型和家庭收入等劳动力市场特征变量也能显著影响人们的定居意愿。与机关企事业单位人员相比，经商人员、服务业人员的定居意向并没有显著差异，但从

事生产操作的流动人口选择定居的相对可能性仅为前者的 67.23%。最后，家庭流动变量显著影响了人们的定居意向。其中，部分家庭成员外出者选择定居的相对概率是单人外出者的 5.31 倍，举家流动人口选择定居的发生比则是单人外出者的 3.26 倍（假设 3 进一步得到证实）。

五、结论与讨论

流动人口能否在当地居留并最终定居下来，不仅关系到个人的福祉，也是直接影响中国能否快速提升城镇化比例的一个重大现实问题。面对家庭流动出现的新趋势。我们选择了跳出既有研究主要关注对这种趋势进行描述和对这一趋势的原因进行分析的研究思路，去思考家庭流动对人们居留意愿的影响。既有研究在分析居留意愿时，多是将流动人口按照是否打算在本地居留做一个简单区分，而本文则更关注流动人口在居留意愿强弱上的不同。结果发现：

第一，流动人口的家庭流动特征是影响人们是否选择在本地继续居留的一个主要因素，其影响远大于流动人口的受教育水平、流动空间、职业类型、雇佣类型等被以往研究认为异常重要的因素。这不仅表现在家庭流动对流动人口是打算在本地居留 5~9 年、10 年及以上还是定居上的广泛影响上，还表现在这一变量对流动人口居留决策的影响强度上。本研究发现，相比于个人流动，部分家庭成员外出者和举家外出者不仅倾向于选择继续居留，而且更加倾向于长期居留甚至定居。

第二，流动人口的教育水平也是影响人们是否打算继续居留的一个重要因素，然而，不同的教育水平却展示了分离的特征。首先，具有高中学历的流动人口，相比于初中及以下学历人口，更加倾向于定居，而在打算短期居留和长期居留的选择上则和初中及以下学历流动人口没有显著差异。其次，具有大专及以上学历的流动人口，他们要么选择在本地定居，要么选择离开本地，这说明相比于其他学历人口，大专及以上学历人口对未来有着更加明确的规划。

第三，流动人口的年龄和流动时间也显示了重要但方向相反的影响力，即：流动人口的年龄越大，越倾向于选择离开本地；流动时间越长，人们越倾向于选择继续在本地居留，且倾向于更长时间的居留。这是因为，一方面年龄大的人对故乡有依恋情结，抑或适应和融入流入地更加困难；另一方面因为这部分群体更多采取个人流动而非家庭流动的流动方式，因此最终还是选择返乡。另外，流动时间越长，人们对本地习俗和气候的适应性就越强，也就更容易融入本地，所以提高了他们长期居留的可能性。

第四，尽管本次调查并没有发现流动人口在没想好留多久、短期居留和长期居留等一系列非定居居留类型上与打算离开选择上有明显差异，但却发现人们在选择是否在本地定居上表现出了不同。这也许与以往研究按照人们是否打算在本地居留或居留 4 年以上所进行的二分法所得分析结果有关，即选择定居的这一部分人被分割到其他居留类型人群中去了。因此，要研究人们的居留意愿及背后的因果机制，有必要对居留意愿进行更为精细的划分。

最后，本次调查显示，部分家庭成员外出者相比于举家外出者具有更强的居留或定居意愿，这可能是因为部分家庭成员外出者携带了核心家庭成员以外的其它亲属，且他们的作用超越了举家外出者自身的作用。然而，要完全将这些有亲属的样本从本文的研究对象中分离出来是非常困难的，这不仅是因为操作上的复杂性，更主要是因为绝大多数家庭外出人口都有配偶和子女以外的亲属跟随。尽管如此，这并不影响本文的研究结论，即在本文关涉的流动人口的统计特征中，家庭流动是影响人们选择是否在本地继续居留、居留多久乃至永久性迁移的最主要因素之一。