

宅基地禀赋与乡城家庭化迁移

——基于分期动态家庭迁移决策机制分析

邱 骏, 吕 萍*

(中国人民大学公共管理学院, 北京 100872)



摘 要 家庭化迁移已成为中国乡城迁移的主要模式, 具有分期性和动态性的特征。以往的研究主要集中于土地对个体迁移决策的影响, 对家庭化迁移的关注较少, 也很少有研究考察土地在家庭化迁移不同阶段的影响。基于新迁移经济学理论的视角, 在托达罗模型的基础上构建分期动态的家庭化迁移决策机制, 将家庭化迁移分为两个阶段: 家庭离散阶段和家庭聚合阶段, 并利用2017年流动人口动态监测调查数据进行实证分析。研究结果表明: (1) 拥有宅基地对家庭化迁移有显著的负向影响; (2) 对于拥有宅基地的家庭, 宅基地面积对家庭化迁移的影响为显著的“正U型”; (3) 相比于家庭离散阶段, 宅基地禀赋在家庭聚合阶段的影响更大。据此建议进一步保障农民土地产权的稳定性、探索构建农村宅基地流转制度、制定满足迁移家庭基本生活需求的公共服务和户籍制度。

关键词 家庭化迁移; 土地禀赋; 土地流转; 乡城迁移

中图分类号: C924.24 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2024)03-0213-10

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.03.018

改革开放以来, 伴随着经济的快速增长, 我国人口开始大规模流动和迁移。根据第七次人口普查情况, 我国流动人口总量达到37582万人, 与2010年相比增长了69.73%, 流动人口规模不断扩张的同时, 其扩张趋势、结构、流向也随时间变化而具有不同的时代特征。20世纪80年代到90年代初, 随着市场化和工业化的推进, 我国流动人口规模明显增长, 但当时的流动人口以个体流动为主, 被称为“跑单帮”^[1], 90年代以后, 早期迁移与流动的先行者开始逐步将家庭成员接到迁入地, 家庭化迁移逐渐成为人口流动和迁移的一个重要特征^[2], 不少学者开始关注这一现象, 并基于人口普查和抽样调查的数据证明了人口流动的家庭化趋势^[3]。

近些年来, 流动人口总量趋于稳定, 而家庭化迁移仍然是我国人口流动的发展趋势。根据《中国流动人口发展报告2018》, 2000—2015年我国流动人口中以随迁家属为代表的社会型迁移人口占比一直上升, 共上升了2.5个百分点, 且2011—2016年全国流动人口平均家庭规模约为2.54人。一些学者进一步研究发现, 完整的家庭化迁移已经成为家庭迁移的主导模式, 多数家庭已经在迁入地完成聚合^[4-5]。由此可见, 我国人口流动依然呈现家庭化迁移的特征, 且举家迁移的趋势逐渐明显。

目前, 已有部分研究讨论了土地权益及土地制度对人口迁移的影响^[6-8]。一方面, 已有研究表明, 土地所具备的社会保障功能、土地价值给农民带来的心理价值以及放弃土地的机会成本会降低农业转移人口的城市落户意愿^[9-10]。董昕等通过实证研究得出, 农村土地权益(采用土地面积作为代理变量)对人口持久性迁移有显著的负向影响, 并对比分析了农地和宅基地, 结果发现宅基地的影响更大^[11]。刘玉萍等还进一步分析了土地影响农民工城市居留意愿背后的机理, 认为农民对土地的情感依附而非物质保障发挥了主导作用^[12]。另一方面, 近年来开展的农村土地制度改革提高了农民对土地

收稿日期: 2023-10-11

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“区域协同发展背景下京津冀住房市场跨域治理模式研究”(72274207); 农业农村部课题“农村宅基地两项试点第三方评估”(2023)。

*为通讯作者。

的控制权,可能会推进农民市民化的进程^[13]。聂飞认为,农民对土地的控制力(包括处置权和收益权)会影响农民的迁移决策,土地三权分置给予了农民充分的控制力,提高农民的土地增值收益,从而能满足农民不同的迁移需求^[14]。李勇辉等通过实证研究得出,农地流转能显著提高农民工市民化意愿^[15]。

但是较少有研究关注土地禀赋对农村家庭乡城家庭化迁移的影响,尤其对宅基地禀赋的关注较少。对于农村家庭而言,其迁移决策不仅受到迁入城市的拉力作用,也受到迁出农村的推力作用,其中农村宅基地是影响农村家庭迁移决策的重要影响因素。宅基地产权兼具居住保障和财产功能,是一种“经济—社会”复合产权^[16]。一方面,宅基地作为农村住房的建筑基础,承担着农民住房保障的福利功能;另一方面,宅基地流转市场的发展也为宅基地产权经济价值的实现提供条件。随着城乡经济发展,宅基地住房保障功能不断减弱,经济财产功能日益增强^[17],这导致宅基地对农村家庭的迁移决策产生复杂的影响机理。因此,本文聚焦农村家庭的乡城家庭化迁移,构建了农村家庭分期动态的乡城迁移决策机制,将农村土地要素纳入家庭化迁移决策机制中,探讨宅基地禀赋对乡城家庭化迁移决策的影响,试图构建更加符合我国实际的迁移决策模型。

一、理论分析和研究假设

人口迁移既是一种宏观的社会现象,也是微观的个人选择,经典的迁移理论在新古典经济学的框架下,分别从宏观和微观两个层面探讨了人口迁移的动因,认为人口迁移是劳动力剩余区域(即边际生产率接近0)所发生的自然均衡机制^[18],其微观基础是个人基于预期收入最大化而进行成本—收益决策。相关理论均以个体为研究对象,其中,Lewis的二元经济结构理论揭示了城乡经济结构产生的收入差距使农村剩余劳动力向城市工业部门迁移^[19],Lee的推拉理论也强调了迁出地因素、迁入地因素、迁移过程的阻碍因素及迁移者个体的特征因素等都是影响人口迁移决策的重要因素^[20],Harris等的“失业率和期望收入”模型说明了农业劳动者迁入城市主要受到城乡预期收入差距的影响^[21]。这些理论均从个体理性的视角出发,对个体的迁移行为和迁移动因进行分析。

随着人口迁移研究的不断深入,将家庭作为分析单位的理论视角提供了新的研究方向,能够更好地连接微观个体和宏观环境的影响因素,更加全面地揭示人口迁移的内在机理。Davanzo提出了以家庭为分析对象的迁移模型,将家庭整体的收入和成本纳入模型中^[22]。Long通过研究表明,家庭规模导致家庭迁移的可能性下降,尤其是由于妻子和子女的存在^[23-24]。Mincer进一步指出家庭结构影响家庭迁移,他提出了“家庭束缚”的概念,即个人最优化的迁移决策所获得的最大预期收益与家庭迁移给个人带来的实际收益之间的差值^[25]。上述理论均关注家庭整体迁移行为,随着家庭视角的引入,有学者开始关注家庭框架内部的迁移决策,即家庭成员的部分迁移。

关注家庭成员部分迁移行为的研究主要针对发展中国家的家庭迁移。Root等建立了家庭迁移模型来研究举家迁移和部分家庭成员迁移,并通过实证分析检验了不同因素对菲律宾家庭迁移行为的影响^[26]。Stark等对发展中国家的乡城迁移行为进行分析,提出了新迁移经济学理论^[27],他认为迁移的成本和收益在家庭成员之间是共享的,迁移的动机不仅是实现家庭收入的最大化,同时也要保障风险的最小化^[28]。在迁移的过程中,迁移的结果部分来源于家庭内部基于共同收入的互动,而这些共同收入是通过专业化(即一些人迁移,另一些人不移)和合作(即共同承担风险)而获得的^[29]。Stark的新迁移经济学理论提出了三个核心概念:风险规避、经济约束、相对剥夺。

中国农村家庭的迁移行为通常不是一次性的举家搬迁,而是具有循环性和暂时性的特征^[30],通常都需要几代人的合作和努力,渐进式地迁入城市。相关研究将这种迁移模式称为“合力式家庭城市化”^[31]“家庭梯次流动”^[32]或“多元阶段式迁居”^[33]。基于此,本文将家庭化迁移划分为两个阶段——家庭离散阶段和家庭聚合阶段。家庭离散阶段是指家庭中劳动力逐步迁出的阶段,在这一过程中仍有部分家庭成员(通常为非劳动力)留守农村,家庭成员处于分散状态。家庭聚合阶段是指家庭中的非劳动力开始逐步迁出,并在迁入地与早期迁移的家庭成员团聚的阶段,随着家庭全部成员完成迁移,便达到举家迁移的状态。本文分别讨论了两个阶段的家庭迁移决策机制。

1. 家庭离散阶段——劳动力迁移决策机制

在托达罗模型的基础上,构建以家庭决策为基础的劳动力迁移的绝对净收益模型。构建劳动力*i*迁移的绝对净收益 V_i :

$$V_i = \int_{t=0}^n [p(t)Y_{u,i}(t) - C_{u,i}(t) - Y_{r,i}(t) + C_{r,i}(t)]e^{-rt} dt - C(0) + Y_{ne,i} - C_{ne,i} \quad (1)$$

其中, $Y_{u,i}(t)$ 、 $Y_{r,i}(t)$ 分别表示劳动力*i*在*t*时期城市和农村的实际工资率, $C_{u,i}(t)$ 、 $C_{r,i}(t)$ 分别表示劳动力*i*在*t*时期城市和农村的生活总成本, $p(t)$ 表示*t*时期迁移者累加的就业概率,随着迁入时间的累积,就业概率会提升。 n 为时期数, r 为贴现率, $C(0)$ 表示一次性的迁移成本, $Y_{ne,i}$ 、 $C_{ne,i}$ 分别表示劳动力*i*迁入城市的非经济收益和非经济成本。进一步构建家庭总的绝对净收益 R_i :

$$R_i = \sum_{i=1}^i V_i + H(t) \\ i = \theta N_1 \quad (\theta \leq 1) \quad (2)$$

其中, R_i 表示有*i*个劳动力迁移时家庭的长期绝对净收益, θ 表示家庭劳动力迁移率, N_1 表示家庭劳动力数量, $H(t)$ 表示家庭总的财产性收益。根据新迁移经济学理论,家庭迁移受到家庭绝对净收益和相对剥夺两方面的影响,基于此,构建劳动力迁移决策模型:

$$M_i = M(R_i, RD) \quad (3)$$

其中, M_i 表示第*i*个劳动力迁移的概率, RD 表示第*i*个劳动力的相对剥夺感。式(3)表示,第*i*个劳动力迁移的概率是家庭绝对净收益和个体相对剥夺感的函数,且函数满足 $\frac{\partial M_i}{\partial R_i} > 0$, $\frac{\partial M_i}{\partial RD} < 0$ 。

2. 家庭聚合阶段——非劳动力迁移决策机制

随着家庭的劳动力全部迁移完毕,由于家庭长期离散的状态是不稳定的,家庭中的非劳动力也会开始迁移。非劳动力*j*迁移带来的绝对净收益 V'_j 为:

$$V'_j = \int_{t=0}^n [-C_{u,j}(t) + C_{r,j}(t)]e^{-rt} dt - C(0) + Y_{ne,j} - C_{ne,j} \quad (4)$$

此时,家庭总的绝对净收益为:

$$R_j = R_{N_1} + \sum_{j=1}^j V'_j \\ j = \eta N_2 \quad (\eta \leq 1) \quad (5)$$

其中, η 表示家庭非劳动力的迁移率, N_2 表示家庭非劳动力数量。据此,构建非劳动力的迁移决策模型:

$$M_j = M(R_j, RD) \quad (6)$$

其中, M_j 表示第*j*个非劳动力迁移的概率。由于非劳动力无法为家庭带来收入,随着*j*的增加,家庭总经济收入不变,但生活总成本会增加。因此,非劳动力是否迁移,更多地取决于非经济收益和非经济成本。其中,非经济收益主要来源于迁入城市的基础设施和公共服务供给等带来的制度收益,而非经济成本主要来源于土地依恋带来的心理成本。

根据家庭化迁移的分期动态决策机制分析,影响家庭迁移决策的因素主要包括经济收益、经济成本、非经济收益、非经济成本和相对剥夺感5个方面,本文的控制变量均从这5方面选取。根据理论模型,心理成本的系数为负,即家庭成员的心理成本越高,家庭成员迁入城市的概率越小,家庭化迁移的程度也就越低;心理成本作为一种非经济成本,在家庭聚合阶段的影响更大。而本文主要探讨家庭迁入城市后放弃宅基地禀赋带来的心理成本对家庭迁移决策的影响,根据资本禀赋的概念^[34-35],将宅基地禀赋界定为家庭所拥有的宅基地资产状况,并从有无宅基地和宅基地面积两方面考虑。基于此,提出如下研究假设:

H₁: 在农村拥有宅基地的家庭,家庭化迁移程度更低。

H₂: 对于拥有宅基地的家庭,宅基地面积越大,家庭化迁移程度越低。

H₃: 宅基地禀赋对非劳动力迁移的影响更大,在家庭聚合阶段作用更加明显。

二、数据、变量与基准模型

1. 数据来源

本文数据主要来源于国家卫生健康委员会的2017年中国流动人口动态监测调查(简称CMDS),该调查是国家卫健委自2009年起一年一度大规模全国性流动人口抽样调查,目前国家卫健委流动人口数据平台仅开放了2009—2018年的调查数据,由于2018年的调查问卷中未包含本文关注的宅基地相关指标,故本文采用2017年的调查数据。该调查数据涵盖31个省(区、市)和新疆生产建设兵团中流动人口较为集中的流入地,采用分层、多阶段、与规模成比例的PPS抽样方法。调查对象界定为“在本地居住一个月及以上、非本区(市、县)户口的15周岁及以上的男性和女性流动人口”,在此基础上筛选出农村核心家庭样本。除了微观调查数据外,本文还引入了与家庭迁入地相关的地级市层面宏观统计数据,城市层面的经济指标数据主要来源于国信房地产信息网^①。在城市层面数据与微观调查数据匹配后,将统计指标缺失的样本剔除,最终得到44258个样本观测值,覆盖31个省份、276个地级市。

2. 变量选择

变量设置及描述性统计结果见表1。本文采用的被解释变量为农村家庭的家庭化迁移模式,根据家庭成员的迁移状态区分为“非家庭化迁移”“半家庭化迁移”和“完整家庭化迁移”,其中“非家庭化迁移”指个体迁移,“半家庭化迁移”包含“夫妻迁移”“夫妻一方+子女迁移”和“夫妻双方+部分子女迁移”等情况,“完整家庭化迁移”指举家迁移。

表1 变量设置及描述性统计

变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
家庭迁移模式	家庭成员迁移状态:非家庭化迁移=1;半家庭化迁移=2;完整家庭化迁移=3	2.671	0.584	1.000	3.000
是否拥有宅基地	在户籍地老家是否有宅基地:是=1;否=0	0.746	0.435	0.000	1.000
拥有宅基地面积	在户籍地老家的宅基地面积(对数形式)	3.829	0.712	1.792	5.811
拥有承包地面积	在户籍地老家的承包地面积/亩	0.881	1.390	0.000	10.000
工资性收入	家庭平均每月总收入(对数形式)	8.771	0.461	7.601	10.310
住房成本	家庭在本地平均每月的住房支出(对数形式)	5.353	2.640	0.000	8.517
其他生活成本	家庭在本地平均每月总支出减去平均每月住房支出(对数形式)	7.844	0.575	2.996	9.616
住房产权	在居住地是否有住房产权:是=1;否=0 ^②	0.223	0.416	0.000	1.000
收入相对剥夺感	在居住地由收入产生的剥夺感,由Kakwani指数计算 ^③	0.276	0.155	0.000	0.802
家庭规模	家庭规模大小:一孩家庭=1;二孩家庭=2;多孩家庭=3	1.485	0.574	1.000	3.000
家庭迁移范围	家庭迁移范围大小:市内跨县=1;省内跨市=2;跨省=3	2.286	0.765	1.000	3.000
户籍制度	城市是否放开落户限制:是=1;否=0 ^④	0.542	0.498	0.000	1.000
医疗条件	城市人均医院、卫生院床位数(对数形式)	4.000	0.382	2.877	5.845
教育水平	城市每万名中小学生教师数(对数形式)	6.518	0.147	6.111	7.178

① 国信房地产信息网,http://www.crei.com.cn/.

② 拥有住房产权指住房性质为“自购商品房”“自购保障性住房”“自购小产权房”或“自建房”;没有住房产权是指住房性质为“单位/雇主房(不包括就业场所)”“借住房”“就业场所”“其他非正规居所”“租住私房-整租”“租住私房-合租”或“政府提供公租房”。

③ 参考Kakwani的计算公式^[36],假设向量 X 为同一迁入地的所有家庭样本,样本量为 n ,将样本中的家庭按照家庭总收入升序排列,得到收入向量 $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$,每个家庭的相对剥夺感计算公式如下: $rdincome_i = \frac{1}{n\mu_x} \sum_{j=i+1}^n (x_j - x_i) = \frac{\gamma_{x_i}^+(\mu_x^+ - x_i)}{\mu_x}$

其中, $rdincome_i$ 表示个体 i 的相对剥夺感水平, $\gamma_{x_i}^+$ 表示 X 中收入超过 x_i 的样本在总样本 X 中的份额, μ_x^+ 表示 X 中收入超过 x_i 的样本收入均值, μ_x 表示总样本 X 的收入均值。 $rdincome_i$ 的取值在 $[0, 1]$ 区间内,取值越高,表示相对剥夺感越强。

④ 参考苏红键对于户籍制度改革的界定标准^[37]。根据2014年发布的《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》,政策提出有序开放城区人口50万~100万的中等城市落户限制、合理开放城区人口100万~300万人的大城市落户限制。

核心解释变量包括“是否拥有宅基地”和“拥有宅基地面积”,分别参考问卷中“您老家(指户籍所在地)是否有宅基地”和“您大约有多少平方米”判断。为检验宅基地禀赋对家庭化迁移是否存在非线性影响,本文还引入“拥有宅基地面积”的平方项作为解释变量。

控制变量包括家庭特征和迁入地城市特征。其中,家庭特征变量包括拥有承包地面积、工资性收入、住房成本、其他生活成本、住房产权、收入相对剥夺感、家庭规模和家庭迁移范围,城市特征变量包括户籍制度、医疗条件和教育水平。

3. 基准模型

由于被解释变量家庭迁移模式为多分类的变量,因此采用多元Logit模型进行回归分析,模型设定如下:

$$\ln\left(\frac{\pi_{ij}}{\pi_{ib}}\right) = \ln\left(\frac{P(Y_i=j | x)}{P(Y_i=b | x)}\right) = \alpha_0 + \beta_j x_i + \varphi_j \quad (7)$$

式(7)中, b 为选定的基准组,假定被解释变量共有 J 种选项,则 $j=1,2,\dots,J$ 。 x_i 为自变量向量,其中包含核心解释变量和控制变量, β_j 为待估参数向量, φ_j 为残差项,且符合 $\varphi_j \sim N(0, \sigma^2)$ 。

三、实证结果

1. 基准回归结果

表2汇报了基准回归分析的结果。“是否拥有宅基地”对半家庭化迁移和完整家庭化迁移的系数均显著为负。由模型(1)的相对风险比的数值来看,拥有宅基地的家庭相对于没有宅基地的家庭,选择半家庭化迁移相对于非家庭化迁移的几率降低了17.8%,而选择完整家庭化迁移相对于非家庭化迁移的几率降低了49.6%。由此可得,拥有宅基地对家庭化迁移有显著的负向影响,并且在家庭聚合阶段的影响更大,验证了 H_1 和 H_3 。这可能是由于选择完整迁移的家庭往往意味着农村宅基地的完全闲置,因此,相较于家庭离散阶段,拥有宅基地在家庭聚合阶段的影响更大。

对于拥有宅基地的农村家庭来说,“拥有宅基地面积”对半家庭化迁移和完整家庭化迁移的系数均显著为负,其平方项均显著为正。由模型(2)的相对风险比的数值来看,拥有宅基地面积每增加1%,选择半家庭化迁移相对于非家庭化迁移的几率降低了56%,选择完整家庭化迁移相对于非家庭化迁移的几率降低了83.5%,进一步验证了 H_3 ,即宅基地禀赋在家庭聚合阶段的影响更大。但随着拥有宅基地面积提高,这种影响的边际效应递减,与 H_2 不完全相符。这可能是由于,宅基地面积较小时,难以转化为财产性收入,且会对农村家庭带来心理成本,不利于家庭化迁移程度的提高,若宅基地面积较大,农村家庭可能会通过宅基地流转获得较多财产性收入,从而提高家庭化迁移的程度。

模型(1)和模型(2)均纳入了家庭特征和城市特征作为控制变量,受篇幅限制,未展示其回归结果。其中,家庭特征中,住房成本、其他生活成本、住房产权、家庭规模、家庭迁移范围对半家庭化迁移和完整家庭化迁移的系数均显著为正;工资性收入对半家庭化迁移的系数显著为正,对完整家庭化迁移的系数显著为负;拥有承包地面积对半家庭化迁移的系数显著为负,对完整家庭化迁移的系数不显著;收入相对剥夺感对半家庭化迁移和完整家庭化迁移的系数均显著为负。城市特征中,户

表2 基准回归结果

变量	(1)		(2)	
	系数	相对风险比	系数	相对风险比
Base Group:非家庭化迁移				
半家庭化迁移				
是否拥有宅基地	-0.197*** (0.066)	0.822*** (0.066)		
拥有宅基地面积			-0.821** (0.324)	0.440** (0.324)
拥有宅基地面积平方项			0.076* (0.041)	1.079* (0.041)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
cons	-6.123*** (1.659)	-6.123*** (1.659)	-5.961*** (1.920)	-5.961*** (1.920)
完整家庭化迁移				
是否拥有宅基地	-0.685*** (0.062)	0.504*** (0.062)		
拥有宅基地面积			-1.799*** (0.310)	0.165*** (0.310)
拥有宅基地面积平方项			0.202*** (0.039)	1.223*** (0.039)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
cons	3.158* (1.625)	3.158* (1.625)	3.712** (1.881)	3.712** (1.881)
N	44258	44258	33022	33022

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著,括号内为稳健标准误;下同。

籍制度和教育水平对完整家庭化迁移的系数均显著为正,医疗条件的系数不显著。这表明,城市的户籍制度改革和教育水平提升会提高家庭选择完整家庭化迁移的概率,这可能是由于完整家庭化迁移的家庭通常有更强烈的长期居留意愿和落户意愿,因此更加开放的户籍制度和更高的教育水平有利于家庭举家迁移。

2. 稳健性检验

为了保证回归结果的稳健性,本文用“家庭化迁移程度”和“子女随迁”来替代被解释变量,并进行稳健性检验。其中,“家庭化迁移程度”采用完成乡城迁移的家庭成员数占家庭总人数的比例表示,“子女随迁”采用哑变量表示,即家庭中的子女是否随父母迁入城市(是=1;否=0)。分析时分别采用Tobit模型和Logit模型。表3汇报了稳健性检验的结果,“是否拥有宅基地”和“拥有宅基地面积”及其平方项的回归系数的方向与显著性均与基准回归一致,支持基准回归结果的稳健性。

3. 异质性分析

考虑不同的迁移范围和家庭规模会使宅基地禀赋对家庭迁移决策产生异质性影响,因此分别按照迁移范围和家庭规模将总样本划分为多个分样本进行分析。以“家庭化迁移程度”为被解释变量,分别进行Tobit回归分析,以探究宅基地禀赋对家庭化迁移程度的异质性影响,回归结果如表4、表5所示。

表4 迁移范围异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	市内跨县	省内跨市	跨省	市内跨县	省内跨市	跨省
是否拥有宅基地	-0.033*** (0.004)	-0.034*** (0.003)	-0.041*** (0.003)			
拥有宅基地面积				-0.085*** (0.027)	-0.112*** (0.020)	-0.109*** (0.020)
拥有宅基地面积平方项				0.009** (0.004)	0.014*** (0.003)	0.013*** (0.003)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
cons	0.477*** (0.153)	0.838*** (0.119)	1.600*** (0.098)	0.470** (0.200)	0.631*** (0.157)	1.798*** (0.120)
N	8434	14726	21098	6093	10576	16353

(1)迁移范围异质性分析。表4汇报了不同迁移范围样本的回归结果。“是否拥有宅基地”的系数在市内跨县、省内跨市和跨省迁移的样本中均显著为负,并且,跨省迁移样本中“是否拥有宅基地”的回归系数绝对值大于省内跨市和市内跨县迁移的样本,这表明,拥有宅基地对迁移范围较大的家庭的影响更大。“拥有宅基地面积”的系数在市内跨县、省内跨市和跨省迁移的样本中均显著为负,并且,市内跨县样本中“拥有宅基地面积”的回归系数绝对值小于省内跨市和跨省样本,说明迁移范围较小时,宅基地面积对家庭化迁移程度的负向影响也更小。这可能是由于,迁移范围越小的家庭,回到家乡的交通成本也越低,因而相比于迁移范围较大的家庭,对宅基地的依恋程度更弱,心理成本更低,宅基地禀赋对家庭化迁移程度的影响更小。

(2)家庭规模异质性分析。表5汇报了不同家庭规模样本的回归结果。“是否拥有宅基地”对家庭化迁移程度的系数在一孩、二孩和多孩家庭样本中均显著为负,并且,多孩家庭样本中“是否拥有宅

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	家庭化迁移程度	家庭化迁移程度	子女随迁	子女随迁
是否拥有宅基地	-0.040*** (0.002)		-0.548*** (0.033)	
拥有宅基地面积		-0.107*** (0.013)		-1.186*** (0.171)
拥有宅基地面积平方项		0.013*** (0.002)		0.142*** (0.022)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
cons	1.338*** (0.068)	1.414*** (0.085)	5.990*** (0.837)	6.612*** (0.988)
N	44258	33022	44258	33022

基地”的回归系数绝对值显著大于二孩和一孩家庭样本,这表明,拥有宅基地对家庭规模越大的家庭影响越大。“拥有宅基地面积”对家庭化迁移程度的系数在一孩、二孩和多孩家庭样本中均显著为负,并且,多孩家庭样本中“拥有宅基地面积”的回归系数绝对值显著大于二孩和一孩家庭,这表明,“拥有宅基地面积”对家庭规模较大的家庭影响也更大。这可能是由于,家庭规模越大的家庭,受到农村风俗习惯的影响越深,因而对土地的依恋程度越强,越不愿意举家离土离乡,因此宅基地禀赋对这类家庭的家庭化迁移程度的负向影响越大。

表5 家庭规模异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一孩家庭	二孩家庭	多孩家庭	一孩家庭	二孩家庭	多孩家庭
是否拥有宅基地	-0.029*** (0.002)	-0.052*** (0.004)	-0.085*** (0.014)			
拥有宅基地面积				-0.080*** (0.016)	-0.135*** (0.020)	-0.174** (0.077)
拥有宅基地面积平方项				0.009*** (0.002)	0.017*** (0.003)	0.023** (0.010)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
cons	1.175*** (0.079)	1.431*** (0.120)	1.464*** (0.479)	1.189*** (0.101)	1.594*** (0.144)	1.360** (0.573)
N	24566	17935	1757	17600	14015	1407

四、内生性讨论

为避免遗漏变量带来的内生性问题,本文采用工具变量法进行检验和分析。选取的工具变量包括受访者户籍所在区县的地形起伏度和2000年该区县乡村人均拥有的常用耕地面积(单位:公顷)。地形起伏度的测量方法参考封志明等的研究^[38],人均常用耕地面积数据来源于《中国县域统计年鉴》。户籍所在区县的地形起伏度是脱离经济系统的外生变量,与其他经济变量不相关,满足排他性假设,同时与农村人均宅基地面积具有相关性,一般情况下,地形越崎岖的地区,可用作宅基地的土地资源较少,人均拥有的宅基地面积也越少。人均拥有的常用耕地面积与人均分配的宅基地面积也存在相关性,一般而言,在土地资源较为充裕的地区,居民可能拥有更大的宅基地面积,并且,采用2000年的人均常用耕地面积,与本文采用的数据调查时间间隔较久,对调查时点受访者的家庭化迁移决策影响不大。

为了简化分析,被解释变量采用“家庭化迁移程度”和“子女随迁”,分别采用IV-Tobit和IV-Probit模型进行分析。估计结果见表6和表7。表6和表7的第一阶段回归结果均显示,地形起伏度和内生变量“拥有宅基地面积”为显著的负相关关系,而人均常用耕地面积与内生变量“拥有宅基地面积”为显著的正相关关系,这与基本常识相一致。同时,第一阶段F统计量均大于10,且模型均通过了弱工具变量检验和外生性检验,保证了工具变量法的有效性。

表6和表7的第二阶段回归结果均显示,拥有宅基地面积对家庭化迁移程度和子女随迁均有显著的负向影响,而其二次项对家庭化迁移程度和子女随迁的系数均显著为正,与基准回归结果一致。上述结果表明,在解决内生性问题后,仍然得到拥有宅基地面积对家庭化迁移程度的影响为显著“正U型”的结论。

五、结论与政策启示

本文在托达罗模型的基础上构建了分期动态的家庭化迁移决策机制,将家庭化迁移划分为两个

表6 IV-Tobit 估计结果

变量	第一阶段回归结果				第二阶段回归结果	
	拥有宅基地面积	拥有宅基地面积平方项	拥有宅基地面积	拥有宅基地面积平方项	家庭化迁移程度	家庭化迁移程度
地形起伏度	-0.201*** (0.016)	-1.443*** (0.129)				
地形起伏度平方项	0.080*** (0.007)	0.599*** (0.055)				
人均常用耕地面积			0.501*** (0.195)	3.771** (1.532)		
人均常用耕地面积平方项			-0.896*** (0.346)	-6.445** (2.725)		
拥有宅基地面积					-4.330*** (1.099)	-29.601** (12.351)
拥有宅基地面积平方项					0.515*** (0.152)	3.891** (1.664)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	31022	31022	19113	19113	31022	19113
第一阶段F统计量	86.10	83.02	47.06	45.89		
弱IV检验:AR		80.84***		60.73***		
外生性检验:WALD		61.15***		5.86*		

表7 IV-Probit 估计结果

变量	第一阶段回归结果				第二阶段回归结果	
	拥有宅基地面积	拥有宅基地面积平方项	拥有宅基地面积	拥有宅基地面积平方项	子女随迁	子女随迁
地形起伏度	-0.201*** (0.016)	-1.443*** (0.129)				
地形起伏度平方项	0.080*** (0.007)	0.599*** (0.055)				
人均常用耕地面积			0.501*** (0.195)	3.771** (1.532)		
人均常用耕地面积平方项			-0.896*** (0.346)	-6.445** (2.725)		
拥有宅基地面积					-6.848*** (2.371)	-60.869** (25.185)
拥有宅基地面积平方项					0.773** (0.328)	7.939** (3.392)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	31022	31022	19113	19113	31022	19113
第一阶段F统计量	86.10	83.02	47.06	45.89		
弱IV检验:AR		62.70***		51.46***		
外生性检验:WALD		51.21***		6.07**		

阶段:家庭离散阶段和家庭聚合阶段,并在此基础上讨论了宅基地禀赋对家庭化迁移的影响,利用2017年流动人口动态监测调查数据进行了实证检验。研究表明:(1)相比没有宅基地的农村家庭,拥有宅基地对其家庭化迁移程度有显著的负向影响,此时宅基地禀赋对家庭迁移决策的影响主要表现为负向的心理成本。(2)对于拥有宅基地的家庭,拥有宅基地面积对家庭化迁移的影响呈“正U型”,表明宅基地禀赋对家庭迁移决策的影响表现为负向的心理成本,但这种负向影响会随着宅基地面积增大而逐渐减小。(3)相比家庭离散阶段,宅基地禀赋在家庭聚合阶段的影响更大。

基于以上结论,得到如下政策启示:第一,进一步保障农民土地产权的稳定性,降低农民土地依

恋和心理成本。拥有宅基地的农村家庭,相比没有宅基地的家庭,家庭化迁移的程度更低,即宅基地禀赋对家庭带来的心理成本会阻碍家庭化迁移,因此,应通过政策、制度等形式保障农村家庭土地产权的稳定性,解除其因土地闲置而权益受损的顾虑,降低心理成本。第二,探索构建农村宅基地流转制度,提高市场化水平。拥有宅基地面积对家庭化迁移的影响为“正U型”,这表明宅基地禀赋的影响首先表现为心理成本,宅基地的财产价值功能难以发挥作用。现行制度条件下,宅基地流转仍面临较大阻碍,因此应探索扩大农村宅基地的流转范围,破除宅基地流转的制度障碍,从而发挥宅基地财产价值在乡城家庭化迁移中的推力作用。第三,制定满足迁移家庭基本生活需求的公共服务和户籍制度。城市的户籍制度、教育水平对家庭化迁移有显著的正向影响,户籍制度越开放、教育水平越高的城市,更加有利于家庭化迁移程度的提高。因此应加快完善居住证制度,并在制度安排中进一步保障迁移家庭中随迁子女的受教育权利及迁移家庭享受其他城市公共服务的权利,并因地制宜地制定城市落户政策,对于人口流入量较小或人口净流出的城市,应建立无阻碍的落户政策,激励和引导迁移家庭在迁入地完成家庭团聚;而对于人口长期净流入的大城市,在维持积分落户制度的基础上,应降低非户籍人口获取公共服务的门槛。

参 考 文 献

- [1] 顾朝林,蔡建明,张伟,等.中国大中城市流动人口迁移规律研究[J].地理学报,1999(3):14-22.
- [2] 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(6):60-69.
- [3] 段成荣,杨舸,张斐,等.改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势[J].人口研究,2008(6):30-43.
- [4] 王文刚,孙桂平,张文忠,等.京津冀地区流动人口家庭化迁移的特征与影响机理[J].中国人口·资源与环境,2017,27(1):137-145.
- [5] 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.
- [6] 李婷.农地产权对劳动力迁移模式的影响机理及实证检验[J].中国土地科学,2016,30(11):13-21.
- [7] 王朋岗,王力,汪滕.流出地“三权”及其收益对农民工户口迁移意愿的影响[J].人口与发展,2020,26(5):22-31.
- [8] 金细管,周家乐,储炜玮.三权改革背景下土地权益与农民永久性迁移分析——来自浙江4个县市4个行政村的实证[J].人口学刊,2019,41(5):101-112.
- [9] 刘媛媛,王恒伟,刘秀华.居住特征、农村土地与农业转移人口迁移决策——以重庆市中心城区为例[J].南方人口,2021,36(3):14-27,40.
- [10] 蒋芮,肖璐,贾敬远.家庭视角下农民工城市落户意愿、行为及其转化——基于住房状况的调节作用[J].西北人口,2018,39(4):112-118,126.
- [11] 董昕,庄立.农村土地权益对乡—城人口持久性迁移的影响研究[J].河北学刊,2019,39(4):146-152.
- [12] 刘玉萍,郭郡郡.土地对农民工城市居留意愿影响的实证研究——物质保障抑或情感依附[J].四川理工学院学报(社会科学版),2019,34(6):1-17.
- [13] 赵智,郑循刚,李冬梅.土地流转、非农就业与市民化倾向——基于四川省农业转移人口的调查分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2016,16(4):90-99,158.
- [14] 聂飞.城镇化进程中家庭化迁移研究:样态及困境——基于两代农民工家庭个案[J].理论月刊,2021(4):134-143.
- [15] 李勇辉,刘南南,李小琴.农地流转、住房选择与农民工市民化意愿[J].经济地理,2019,39(11):165-174.
- [16] 林超,吕萍.农村宅基地资格权实现形式及其理论解释——基于义乌、湄潭、余江改革案例[J].中国土地科学,2022,36(1):30-36.
- [17] 林超,陈卫华,吕萍.乡村振兴背景下农村宅基地功能分化机理、规律及治理对策研究——基于资产专用性视角[J].湖南师范大学社会科学学报,2021,50(5):38-45.
- [18] 吴越菲,文军.新流动范式:当代移民研究的理论转型及其论争[J].学术月刊,2016,48(7):79-88.
- [19] LEWIS W A. Economic development with unlimited supplies of labour[J]. The Manchester school of economic and social studies, 1954, 22(2):139-191.
- [20] LEE E S. A theory of migration[J]. Demography, 1966, 3(1):47-57.
- [21] HARRIS J R, TODARO M P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis[J]. The American economic review, 1970, 60(1):126-142.
- [22] DAVANZO J. Why families move: a model of the geographic mobility of married couples[J]. Population and development review, 1976, 3(3):344.

- [23] LONG L H. The influence of number and ages of children on residential mobility[J]. Demography, 1972, 9(3):371-382.
- [24] LONG L H. Women's labor force participation and the residential mobility of families[J]. Social forces, 1974, 52(3):342-348.
- [25] MINCER J. Family migration decisions[J]. Journal of political economy, 1978, 86(5):749-773.
- [26] ROOT B D, DE JONG G F. Family migration in a developing country[J]. Population studies, 1991, 45(2):221-233.
- [27] STARK O, BLOOM D E. The new economics of labor migration[J]. The American economic review, 1985, 75(2):173-178.
- [28] STARK O, LEVHARI S D. On migration and risk in LDCs[J]. Economic development and cultural change, 1982, 31(1):191-196.
- [29] STARK O. Migration in LDCs: risk, remittances, and the family[J]. Finance and development, 1991, 28(4):39-41.
- [30] FAN C C, SUN M, ZHENG S. Migration and split households: a comparison of sole, couple, and family migrants in Beijing, China[J]. Environment & planning A, 2011, 43(9):2164-2185.
- [31] 杨磊.“合力式家庭城市化”的过程和影响研究——基于68个第一代农民工家庭的分析[J].北京社会科学,2019(5):28-37.
- [32] 杜鹏,张文娟.对中国流动人口“梯次流动”的理论思考[J].人口学刊,2010(3):25-29.
- [33] 盛亦男.中国的家庭化迁居模式[J].人口研究,2014,38(3):41-54.
- [34] 李芬妮,张俊飏,何可.资本禀赋、归属感对农户参与村域环境治理的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(4):100-107,182-183.
- [35] 邱骏,吕萍.农地资本禀赋对农户非农创业行为的影响——基于“土地粘性”与“资本激励”效应分析[J].经济问题探索,2024(3):99-111.
- [36] KAKWANI N. The relative deprivation curve and its applications[J]. Journal of business & economic statistics. 1984, 2(4):384-394.
- [37] 苏红键.中国流动人口城市落户意愿及其影响因素研究[J].中国人口科学,2020(6):66-77,127.
- [38] 封志明,张丹,杨艳昭.中国分县地形起伏度及其与人口分布和经济发展的相关性[J].吉林大学社会科学学报,2011,51(1):146-151,160.

Homestead Endowment and Rural-Urban Family Migration

——An Analysis of Decision-Making Mechanism Based on Staged Dynamic Family Migration

QIU Jun, LYU Ping

Abstract Family migration has become the major mode of rural-urban migration in China, characterized by staging and dynamics. Previous studies have mainly focused on the impact of land on individual migration decisions, paying less attention to family migration, and few studies have examined the impact of land at different stages of family migration. From the perspective of the New Economics of Labor Migration theory, a staged dynamic decision-making mechanism for family migration was constructed based on the Todaro model, which divides family migration into two stages: family separation stage and family reunion stage, and empirical analysis was conducted using the data of the 2017 China Migrant Dynamic Survey. The findings reveal that owning homestead land has a significant negative impact on family migration. For families that own homestead land, homestead land area has a significant “positive U-shaped” impact on family migration. Compared to the family separation stage, the endowment of homestead land has a greater impact on the family reunion stage. Based on the results, it is recommended to further ensure the stability of farmers' land rights, explore the establishment of a rural homestead land transfer system, and formulate public services and household registration systems to meet the basic needs of migrant families.

Key words family migration; land endowment; land transfer; rural-urban migration

(责任编辑:余婷婷)