

农民工家属选择性迁移对土地流转的影响*

——基于中国流动人口动态监测调查数据的经验分析

苗海民 张顺莉 朱俊峰

摘要: 本文利用 2017 年中国流动人口动态监测调查数据, 分析农民工家属选择性迁移对土地流转的影响。研究发现: 第一, 农民工外出务工带动了其未成年子女的迁移, 但未成年子女迁移却不利于农民工父母的迁移, 呈现出农民工家属选择性迁移的特征。第二, 农民工家属迁移规模的增加与土地流转概率不存在线性关系。进一步分析表明, 农民工未成年子女迁移显著加大了家庭经济压力, 并可能降低家庭对父母迁移的经济投入, 进而降低了父母迁移的概率。农民工基于经济理性不得不使其父母留守农村, 从而形成了代际分工式半工半耕和代际接力式市民化模式, 土地流转速度降低。面对当前农民工家庭化迁移困难与土地流转滞后, 只有通过进一步推动城乡联动式改革, 全面降低农业转移人口市民化与土地流转的制度成本, 才能加大土地流转速度、加快农民工市民化步伐, 进而有效推动城乡一体化发展。

关键词: 家属迁移 农民工 半工半耕 土地流转

中图分类号: F014.4 **文献标识码:** A

一、引言

土地流转不仅是农村家庭生计转变的标志, 也是农村家庭脱离农业融入到工业化进程并实现市民化的必然现象。已有研究均表明, 推动土地流转的主要动力之一是劳动力非农转移, 而土地流转与劳动力非农转移无疑是实现农业农村现代化的前提条件。而现实情况是, 大规模的劳动力转移未能显著地推动土地规模化经营并有效改善农业的家庭小规模经营现状。中国农民工规模已连续多年增长, 2019 年农民工总量达到 2.9 亿^①。到 2016 年底, 中国小农户数量占农业经营户的 98.1%, 小农户农业从业人员数占农业从业人员总数的 90%, 小农户经营耕地面积占总耕地面积超过 70%。中国有 2.3 亿农户,

*本文研究得到了国家自然科学基金项目“农地承包权有偿退出对农业转移人口市民化作用机制研究”(项目编号: 71973137), 教育部人文社会科学研究项目“土地流转配给与农户生产效率损失研究”(项目编号: 18YJA790122)和中央高校基本业务科研费专项资金(项目号: 2019TC084)的资助。

^① 参见《2019 年农民工监测调查报告》, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html。

户均土地经营规模 7.8 亩，经营耕地 10 亩以下的农户有 2.1 亿户（韩俊，2018）。显然，如何认识和理解当前农村人地关系的现状和未来，已经成为理解当前城乡不协调发展的主要课题。

为推动城乡二元结构的转型，中国进行了一系列制度改革。首先，从农村土地“三权分置”改革到农地确权，都在一定程度上推动了土地流转。然而，制度改革更多表现为一种慢变量，推动土地流转作用有限。其次，从户籍制度改革到推动农业转移人口市民化的系列制度改革，均推动了农民工从劳动力转移转变为家庭化迁移。2019 年义务教育阶段在校生中，进城务工人员随迁子女 1427 万人，占在校生比重为 9.3%^①。同时，全部农民工中有配偶的占 80.2%^②。可见，家庭化迁移已经成为当前流动人口迁移的普遍模式（盛亦男，2013；熊景维和钟涨宝，2016；苗海民和朱俊峰，2021）。当前农村家庭内部生产模式和外部制度环境已发生了显著的变化，家庭重心逐渐迁移至城市，农业已不再是所有农村家庭生计的主要领域。

科学认识农民工家属迁移对土地流转的影响及其内在影响机制，对于准确理解当前农村家庭生产模式变化和促进城乡要素合理流动具有重要的现实意义，同时对推进农业转移人口市民化与城乡协调发展具有强烈的政策启示。鉴于此，本文重点分析农民工家属迁移对土地流转的影响。本文的边际创新体现在：（1）本文利用 2017 年中国流动人口动态监测调查数据，从农村家庭视角分析了农民工家属迁移对土地流转的影响，对这一领域的研究进行了有益补充。（2）与已有研究不同，本文在农业转移人口市民化背景下，分析了农村家庭迁移与土地流转的关系，从而为城乡联动改革和城乡协调发展提供政策依据。

二、理论分析框架

（一）农民工家属选择性迁移的内在逻辑

随着经济社会的发展与户籍制度改革，市民化已成为农民工对更美好生活向往的生存需求。在过去城乡二元时期，农村劳动力长期呈现出选择性转移特征，即劳动力非农转移主要以青壮年男性为主（郭剑雄和李志俊，2009）。而随着户籍制度的改革，农民工逐渐向举家迁移和在城市落户的方向发展（杨雪和魏洪英，2017；刘涛等，2019）。然而，农业转移人口市民化公共成本的分担机制不完善（马晓河和胡拥军，2018），致使农业转移人口市民化成本居高不下。在较高的市民化经济压力下，农民工家庭不能实现一次性举家迁移，只能从半家庭化迁移逐步过渡到举家迁移（熊景维和钟涨宝，2016；叶敬忠，2019）。

在家庭化迁移过程中，农民工家属迁移存在一定的内在逻辑。已有研究表明，农民工家庭化迁移首先是农民工本人进城务工，然后是夫妻和子女迁移这一主导模式，最后为父母迁移（李强，2014；吴帆，2016）。随迁子女教育成为农民工流动的重要因素，城市对随迁子女设置的入学门槛会增加移

^① 参见《2019 年〈中国儿童发展纲要（2011—2020 年）〉统计监测报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/19/content_5571132.htm。

^② 参见《2019 年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html。

民返乡以及将随迁子女送回家（成为留守儿童）的概率（吴贾和张俊森，2020）。当农民工配偶拥有较好的就业机会时，子女随迁的概率会大幅上升（宋锦和李实，2014）。尽管隔代照料对祖辈代际赡养预期具有显著的正向影响（鲍莹莹，2019），但有大量农民工家庭因经济压力不得不将年老父母留守在农村（叶敬忠，2019）。苗海民和朱俊峰（2021）则进一步指出，子女迁移已经成为农民工城市长期居留意愿的主要动力，其他家属迁移则成为农民工城市长期居留意愿的基础动力。可见，在农民工家庭化迁移过程中，不同农民工家属迁移存在轻重缓急的特征，这就使得家属迁移表现出选择性迁移的内在逻辑。

基于上述分析，可以得出图 1 中家庭化迁移的逻辑。首先，农民工进城务工，当农民工在城市稳定下来后配偶迁移。其次，由于配偶具有家庭照料和劳动力供给的双重作用，从而引发了两种主要迁移模式。第一种模式为配偶随迁，配偶主要表现出家庭照料的分工角色。此时，配偶随迁显然会促进子女迁移，并进一步影响农民工年迈的父母迁移，家庭处于市民化初级阶段。第二种模式为农民工与配偶共同进城务工，配偶将主要表现出劳动力供给的分工角色，家庭处于市民化高级阶段。此时，配偶工作会减轻家庭经济压力，给予农民工子女更多的迁移可能；同时，也将对农民工父母迁移和隔代照料产生影响。最后，农民工子女的迁移会加大家庭经济压力，不利于农民工父母迁移。

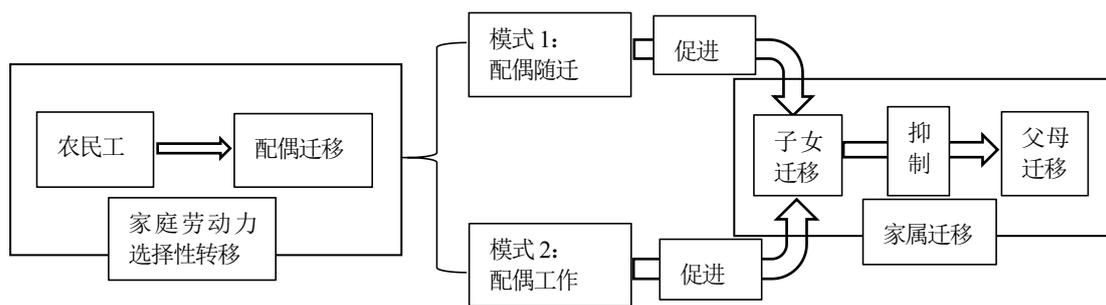


图 1 农民工家属选择性迁移内在逻辑关系

因此，本文提出研究假说 1：以农民工及其配偶为代表的青壮年劳动力进城务工，会带动其子女迁移，但子女迁移会降低农民工父母的迁移可能。

（二）农民工家属选择性迁移对土地转出的影响机制

自家庭联产承包责任制以来，家庭一直是土地经营的主要微观单位，并呈现出“男主外、女主内”的传统模式（汪伟，2010；刘娜和 Bruin，2015）。家庭中不同劳动力在农业效率中也存在显著差异，盖庆恩等（2014）基于 2004—2010 年中国五省固定调查点数据发现，男性、女性、老人和儿童的农业效率之比为 1.00:0.76:0.71:0.57，家庭不同成员的非农就业机会成本显著不同。在家庭收益最大化目标下，家庭根据内部分工和非农就业的不同机会成本，决定其成员在农业和非农业之间的劳动力配置比例。对于大多数农户而言，兼业成为其理性选择（钱忠好，2008）。因此，在家庭联合决策下，家庭内不同劳动力的转移决策将会对农业生产效率产生不同影响，进而影响土地流转。

对于农村家庭的女性成员而言，其非农就业方式对土地流转存在不同的作用。只有妻子参与非农就业的家庭不会流入土地，夫妻双方都参与非农就业的家庭更倾向于转出土地（Zhou et al., 2020）。

家庭中男性成员的非农就业并不必然导致土地转出，土地转出随已婚女性非农就业的提高而上升（商春荣和王曾惠，2014）。有研究表明，在控制其他因素的情况下，母亲非农劳动时间的增加对于孩童健康的负面影响大于农业劳动时间增加的影响程度（刘靖，2008）。这意味着，女性照料儿童并从事农业是一种理性抉择，但这也会降低土地流转的可能。

在农村劳动力选择性转移的持续作用下，农业经营老龄化与土地流转滞缓问题更加突出。有调查表明，相比子女外出务工现金转移带来的间接效应，子女外出务工的直接效应是使老人农业参与率增加的幅度更大，照料孙子孙女对老人农业生产劳动的替代效应并不显著（白南生等，2007）。一方面，父母进城养老对于农民工家庭而言难以承受，在农村留守养老成为了老人的普遍选择（叶敬忠，2019）。面对农村匮乏的非农就业市场，留守在农村的农民工父母选择经营土地成为了维持生计的必然结果。另一方面，农业转移人口市民化的高成本强化了家庭半工半耕的生计模式，也塑造了代际接力式市民化模式（王德福，2017；魏程琳，2018），使得农村家庭更多地呈现出部分家庭成员迁移的“半市民化”现象（李爱民，2013；朱要龙，2018）。总体上，随着家庭外出务工工人数的增加，家庭化流动能够提高土地转出的概率（曹芳芳等，2018）。

根据上述分析，本文提出如图2的研究框架。首先，在农村推力和城市拉力的综合作用下，农村家庭劳动力选择性转移表现为农民工及其配偶进城务工。其次，农民工及其配偶开始携带子女和父母进城，逐步实现举家迁移，从而改变家庭生产方式。再次，家属迁移通过三方面影响土地转出：一是农民工家属迁移能减少农业劳动力，进而促进土地转出；二是家属迁移促进了农业转移人口市民化的发展，有利于家庭脱离农业和农村，进而带动土地转出；三是面临市民化的经济压力，农村家庭中的青壮年子代（即农民工）及其子女进城，父代成员留守在农村，形成了代际分工式的半工半耕模式，对土地转出造成负面影响。因此，农民工家属选择性迁移对土地转出形成正负两种作用力，土地转出与否是两种力量综合后的结果。

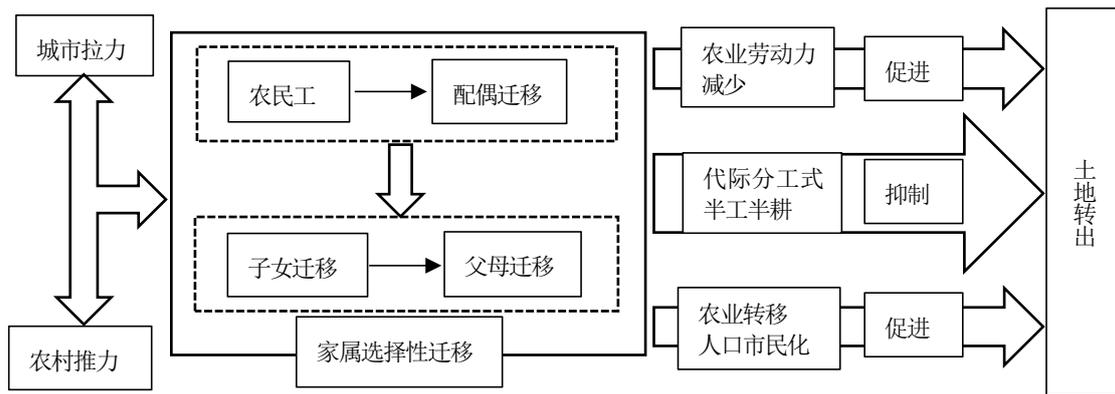


图2 农民工家属选择性迁移对土地转出的影响机制^①

^① 本文中的劳动力选择性转移沿用已有文献，劳动力选择性转移是指农村家庭青壮年劳动力外出务工，其他成员则留在农村；家属选择性迁移是指农村家庭成员以一定的顺序先后从农村迁移至城市。

据此，本文提出研究假说 2：以农民工及其配偶为代表的青壮年劳动力进城务工，因市民化压力形成了代际分工式半工半耕模式，不利于土地转出；而随着家属迁移数量的增加，农业人口减少，家庭的重心逐渐从农村转移至城市，降低了对土地的依赖，促进土地转出。

三、数据、变量与模型

（一）数据来源与说明

本文数据来源于中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey，简称 CMDS）这一全国性流动人口抽样调查数据，该调查覆盖了全国 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。2017 年中国流动人口动态监测调查（CMDS）数据抽样调查样本量为 169989，其中农业户籍样本量为 132555。在农业户籍样本中，被访者回答户籍地老家有承包地的样本量为 75392，本文在此基础上删减了相关变量缺失的数据，最终得到了拥有承包地的 75381 个基准家庭样本。

（二）变量选择与描述性统计

1.被解释变量。被解释变量为土地是否流转，选取问卷中“您家承包地谁在耕种？”来衡量，并将亲朋耕种、转租给私人、村集体和企业等土地流转情况赋值为 1，其他未流转则赋值为 0。因此，若无特殊说明，下文中的土地流转均是指土地转出。

2.核心解释变量。本文研究的是农民工家属迁移对土地流转的影响，故而将农民工家属迁移作为核心解释变量。为便于分析，本文将家属迁移的多种形式，如儿童随迁、配偶外出务工、配偶随迁、父母照料或养老迁居等，统称为家属迁移。尽管农民工家庭从农村转移至城市且户籍同步发生变化才能真正实现迁移，但很多农民工家庭未能实现这一迁移，只能先逐步迁移，然后渐进式实现举家迁移与户籍变化。本文主要研究农民工及其家属逐步迁移过程，故将家属迁移界定为人口的流动，未将户籍因素考虑在内。

本文以“新三代家庭”为主进行分析。“新三代家庭”指外出务工年轻夫妇没有跟父母分家，父母还有义务为子女照看家庭、培养孙辈、积攒财富，但是年轻夫妇与父母又分别是独立的会计单位（杨华，2015；夏柱智和贺雪峰，2017）。因此，本文中“新三代家庭”包括青壮年劳动力组成的子代成员，子代成员的未成年子女（16 岁及以下）和子代成员的父母组成的父代成员（包括 60 岁以上长辈）三代^①。一般情况下，本文的农民工均是指家庭外出务工的子代成员。现实中，大量农民工父母因经济压力和家庭照料而流动，且这部分家庭属于市民化意愿强烈的家庭。如在样本中，农民工父母流动原因为外出务工和经商的达到 45.9%，其次则是家属随迁 20.3%，最后是留守在农村 20.0%。在家属随迁中，农民工父母照顾自家小孩的比例较高。因此，大量农民工家庭面临着较大的市民化压力。当然，现实中仍有不少农民工家庭市民化经济压力较小，农民工父母仍愿意在农村生活的案例。这种情况下，农民工父母不愿意迁移的可能原因是乡土农村社会的留恋，以及不愿意放弃农村生活和资产，

^① 不可否认的是现实中也包括父代成员有多个成年子女，或子代成员拥有成年子女的情况。本文主要以典型“新三代家庭”为主，样本中家庭人口规模也为 3.3 人，基本符合本文假设要求。

如认为宅基地和土地具有较大升值空间。因此，大部分农民工父母迁移的主要原因是缓解子女市民化经济压力与家庭照料压力。

表 1 介绍了农民工家属迁移和土地流转的基本概况。首先，将样本分为土地流转组与未流转组，并比较两组农民工家属迁移概况；其次，将农民工的子女、配偶和父母是否迁移进行对比，考察三种家属迁移比例概况；再次是被访农民工配偶、子女和父母三种家属中两类家属同时迁移概况；最后为举家迁移概况，即农民工的配偶、子女和父母均迁移。样本中 37.6%的农民工家庭参与了土地流转，在土地流转的样本中农民工配偶迁移（包括随迁和工作）比例最高（76.9%），其次为农民工子女迁移（40.1%），最后为农民工父母迁移（17.5%）。这表明，农民工家属迁移表现出农民工配偶迁移—子女迁移—父母迁移的迁移逻辑。在双重和多重家属迁移中，农民工配偶和子女共同迁移的比例最高（31.2%），其他家属迁移模式的比例由大到小依次为父母与配偶迁移（6.0%），配偶、父母与子女共同迁移（5.4%），子女与父母迁移（0.9%）。这表明，当前家庭化迁移已比较普遍，且举家迁移比例开始呈现出增长趋势。同时，土地流转组样本和土地未流转组样本在家庭化迁移方面也存在显著的不同，这意味着家属迁移与土地流转存在相关性。

表 1 农民工家属迁移和土地流转概况

家庭迁移模式	土地未流转 (N=47015)		土地流转 (N=28366)		组间均值
	样本量	均值 (占比)	样本量	均值 (占比)	t 检验
农民工子女迁移	19350	0.412	11380	0.401	0.010***
农民工配偶随迁	8215	0.175	6144	0.217	-0.042***
农民工配偶工作	24520	0.522	15656	0.552	-0.030***
农民工父母迁移	3841	0.082	4956	0.175	-0.093***
仅农民工子女与配偶迁移	16741	0.356	8857	0.312	0.044***
仅农民工子女与父母迁移	207	0.004	252	0.009	-0.004***
仅农民工父母与配偶迁移	1168	0.025	1712	0.060	-0.036***
农民工子女、配偶和父母均迁移	1147	0.024	1530	0.054	-0.030***

注：为对比土地流转与未流转家庭样本是否存在显著差异，文中按照土地流转与否分组，对农民工家属迁移进行描述性统计，并通过均值 t 检验分析两组样本的差异性；此处农民工为自身已外出务工。

3.控制变量。本文根据的是推拉理论和新迁移经济学理论 (Lee, 1966; Stark and Bloom, 1985)，主要控制变量包括农民工个人特征、家庭特征、流入地特征、流出地特征等。农民工个人特征方面的变量主要包括年龄、性别、受教育程度和职业、收入、流动时间和流动范围，农民工家庭特征方面的变量主要包括家庭总人口、家庭抚养压力，流出地特征方面的变量主要包括老家是否有宅基地、村集体是否有分红、是否参加农村医疗保险、是否参加城乡医疗保险、老家在东中西部地区的位置，流入地特征方面的变量主要包括是否有城市有效证件、是否参加城市医疗保险、城市平均住房月支出。同时，本文也将农民工子女年龄和配偶受教育程度作为控制变量纳入进来，具体的变量选择依据见第三部分中模型设定的叙述。变量的具体描述性统计结果见表 2。可以看出，土地流转组家庭和未流转组家庭之间存在着显著的不同。

变量名	变量定义	未流转组 (N=47015)		流转组 (N=28366)		组间均值
		均值	标准差	均值	标准差	t 检验
年龄	周岁	36.322	10.082	40.331	11.510	-4.009***
性别	男=1, 女=0	0.569	0.495	0.576	0.494	-0.007*
受教育程度						
小学及以下	是=1, 其他=0	0.196	0.397	0.254	0.436	-0.059***
初中	是=1, 其他=0	0.494	0.500	0.484	0.500	0.011***
高中	是=1, 其他=0	0.202	0.401	0.180	0.384	0.022***
大专及以上	是=1, 其他=0	0.108	0.311	0.082	0.275	0.026***
职业						
经商人员	是=1, 其他=0	0.205	0.404	0.238	0.426	-0.033***
餐饮人员	是=1, 其他=0	0.086	0.281	0.079	0.270	0.007***
商业服务人员	是=1, 其他=0	0.121	0.326	0.098	0.297	0.023***
生产人员	是=1, 其他=0	0.114	0.318	0.086	0.280	0.028***
个人月收入	元 (对数)	6.953	2.931	6.715	3.132	0.237***
流动时间	年	6.095	5.918	7.297	6.533	-1.202***
流动范围						
跨省流动	是=1, 其他=0	0.478	0.500	0.493	0.500	-0.015***
省内跨市	是=1, 其他=0	0.318	0.466	0.320	0.466	-0.002
市内跨县	是=1, 其他=0	0.203	0.402	0.187	0.390	0.016***
家庭特征						
家庭总人口	人	3.273	1.181	3.391	1.173	-0.118***
家庭抚养压力	非劳动人口数/家庭总人口数	0.269	0.219	0.254	0.240	0.016***
子女年龄						
0—5岁子女	是=1, 其他=0	0.292	0.455	0.241	0.428	0.051***
6—11岁子女	是=1, 其他=0	0.317	0.465	0.253	0.435	0.064***
12—17岁子女	是=1, 其他=0	0.163	0.369	0.150	0.357	0.013***
农民工配偶受教育程度						
小学及以下	是=1, 其他=0	0.177	0.382	0.232	0.422	-0.055***
初中	是=1, 其他=0	0.438	0.496	0.443	0.497	-0.006
高中	是=1, 其他=0	0.148	0.355	0.134	0.340	0.014***
大专及以上	是=1, 其他=0	0.076	0.265	0.060	0.237	0.016***
流出地特征						
老家有宅基地	是=1, 其他=0	0.863	0.344	0.826	0.379	0.036***
村集体分红	是=1, 其他=0	0.028	0.165	0.030	0.170	-0.002
农村医疗保险	是=1, 其他=0	0.814	0.389	0.819	0.385	-0.005*

农民工家属选择性迁移对土地流转的影响

城乡医疗保险	是=1, 其他=0	0.035	0.185	0.043	0.203	-0.008***
老家位于东部	是=1, 其他=0	0.230	0.421	0.186	0.389	0.045***
老家位于中部	是=1, 其他=0	0.388	0.487	0.480	0.500	-0.092***
老家位于西部	是=1, 其他=0	0.381	0.486	0.334	0.472	0.047***
流入地特征						
城市有效证件	是=1, 其他=0	0.645	0.478	0.645	0.478	0.000
城市医疗保险	是=1, 其他=0	0.192	0.394	0.171	0.377	0.020***
城市平均住房月支出	元(对数)	6.583	0.477	6.558	0.502	0.025***

注：城市有效证件包括暂住证和居住证；为对比土地流转与未流转家庭样本是否存在显著差异，文中按照土地流转与否分组，对主要变量进行描述性统计，并通过均值 t 检验分析两组样本的差异性，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

(三) 模型设定

1. Biprobit 模型。根据上述数据描述和相关研究可知，中国农村家庭的迁移逻辑为：农民工外出务工—配偶迁移—子女迁移—父母迁移。农民工转移对其子女迁移与父母迁移同时具有影响，且农民工的子女与父母两种迁移决策相互影响，具有内在联系。因此，选择双变量 Probit 模型进行分析。

令 $ZNQY_i^*$ 表示农民工家庭 i 未成年子女迁移隐含变量， $ZNQY_i$ 表示农民工家庭 i 未成年子女迁移决策变量； $FMQY_i^*$ 表示家庭 i 农民工父母迁移隐含变量， $FMQY_i$ 表示家庭 i 农民工父母迁移的决策变量。 $SELECTRANS_i$ 为农村家庭子代青壮年劳动力外出务工人员数， Z_{ij} 为其它控制变量。假设误差项 ε_{1i} 和 ε_{2i} 服从二维联合正态分布，相关系数为 ρ 。

于是，联立选择模型可作如下构建：

$$\begin{cases} ZNQY_i^* = \beta_{10} + \beta_{11} SELECTRANS_i + \sum_{j=2}^n \beta_{1j} Z_{ij} + \varepsilon_{1i} \\ FMQY_i^* = \beta_{20} + \beta_{21} SELECTRANS_i + \sum_{j=2}^n \beta_{2j} Z_{ij} + \varepsilon_{2i} \end{cases} \quad (1)$$

可观测变量 $ZNQY_i$ 和 $FMQY_i$ 由以下方程决定：

$$ZNQY_i = \begin{cases} 0, & \text{若 } ZNQY_i^* \leq 0 \\ 1, & \text{若 } ZNQY_i^* > 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$FMQY_i = \begin{cases} 0, & \text{若 } FMQY_i^* \leq 0 \\ 1, & \text{若 } FMQY_i^* > 0 \end{cases} \quad (3)$$

当 $\rho \neq 0$ 时, 可以得到 $(ZNQY_i, FMQY_i)$ 的取值概率, 可进行最大似然估计。

2. 广义倾向得分匹配法。由表 2 可知, 对于土地流转状况相异的家庭, 其各个方面均存在显著不同。倘若直接对家属迁移和土地流转进行估计, 将存在估计偏误。而当处理变量为多值时, 采用广义倾向得分匹配法 (GPSM, general propensity score matching) 更为合适 (Imbens, 2000; 李庆海等, 2014)。由于农村家庭不同家属迁移之间并不是互相独立的, 采用 0—1 二值法的倾向得分匹配方法估计可能会存在低估的偏误, 所以本研究采用逆概率加权回归调整 (IPWRA, Inverse-probability-weighted regression adjustment) 估计方法。该方法的优点为允许处理变量为多分类值变量, 从而可以得到多分类变量匹配后的平均处理效应。

IPWRA 估计方法具有双重稳健的特性 (Uysal, 2015; Słoczyński and Wooldridge, 2017; Abadie and Cattaneo, 2018)。对于 IPWRA 方法而言, 需要设立处理方程和结果方程, 但只需要确保其中一个方程正确设定即可。当结果方程或处理方程设定不正确时, IPWRA 方法比 RA 和传统 0—1 倾向得分匹配方法更具优势 (Glynn and Quinn, 2010; Uysal, 2015)。

首先, 为便于分析, 农民工家属迁移可简单分为四种迁移模式: 农民工本人与配偶共同外出, 农民工本人、配偶和子女共同迁移, 农民工本人、配偶、子女和父母共同迁移和其他家庭。农民工家属迁移模式的集合为:

$$MIG = \{M^a, M^b, M^c, M^d\} \quad (4)$$

假设 M 为家属迁移的处理变量, $M = M^a = 1$ 为其他家庭, $M = M^b = 2$ 为农民工与配偶共同外出, $M = M^c = 3$ 为农民工本人、配偶和子女共同迁移, $M = M^d = 4$ 为农民工本人、配偶、子女和父母共同外出。LANDTRANS 为农民工家庭土地流转变量, 与家属相对应, 土地流转集合为:

$$\begin{aligned} LANDTRANS &= \{LANDTRANS^a, LANDTRANS^b, LANDTRANS^c, LANDTRANS^d\} \\ &= \{LANDTRANS^m : m \in MIG\} \end{aligned} \quad (5)$$

任意两种家属迁移模式对土地流转影响的差异为:

$$ATT_{h,k} = E(LANDTRANS^h) - E(LANDTRANS^k) \quad (6)$$

其中, $ATT_{h,k}$ 为农民工家属迁移模式 h 相对于家属迁移模式 k 的平均处理效应。直接对公式 (6) 进行估计, 将面临着样本缺失和估计偏误问题。对于上述样本缺失问题, 通常采用匹配方法进行处理。平均处理效应基本表达式为:

$$ATT_{h,k} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n y_i \left\{ \left[p(h, Z) | M_i = h \right] - \left[p(k, Z) | M_i = k \right] \right\} \quad (7)$$

其中, y_i 为土地流转情况, Z 为协变量。 $p(h, Z)$ 为给定协变量 Z 条件下家属迁移模式 h 的条件

概率，采用 Multinomial logit 模型进行估计。相比于 PSM 方法，IPWRA 方法可以使处理组和控制组混淆变量的分布更加接近，所得的 ATT 更具稳健性（祝仲坤，2020）。

在广义倾向得分匹配方法中，控制变量主要选取影响农民工家属迁移及土地流转的外生因素，不能选择受到土地流转影响的变量。在逆概率加权回归调整方法中，需要考虑土地流转（结果方程）和家属迁移（选择方程）不同的影响因素，故控制变量分为两组。

土地流转（结果方程）控制变量。影响土地流转的控制变量主要包括农民工个人特征，包括年龄、性别、受教育程度、职业、流动时间、流动范围；家庭特征，包括家庭总人口、家庭抚养压力；农村和城市特征，包括老家是否有宅基地、村集体是否有分红、是否有农村医疗保险、是否有城乡医疗保险、老家在东中西部地区中的哪一地区、是否有城市有效证件、是否有城市医疗保险和城市平均住房支出。另外，本文也控制了农民工所在流动省份固定效应。

家属迁移（选择方程）控制变量。影响家属迁移的控制变量主要包括农民工个人特征，包括年龄、性别、受教育程度、职业、流动时间、流动范围；家庭特征，包括家庭总人口、家庭抚养压力；农村和城市特征，包括老家是否有宅基地、村集体是否有分红和城市平均住房支出。同时，本文也控制了农民工家庭子女年龄和配偶受教育程度，这些均与子女及父母迁移密切相关。

3.相对重要性分析。本文采用相对重要性分析方法研究不同类型的农民工家属迁移对家庭消费的影响，考察家属迁移对家庭经济压力的影响。首先，该方法通过计算得出模型中每个变量对于 R^2 或调整 R^2 的贡献；其次，通过比较不同变量的贡献度，求出每个变量的相对重要性。若计算变量 x 的边际贡献，需考虑到变量 x 基于原始模型的不同子集模型中的所有可能情况。例如，在一个只有两个变量的模型中， $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$ ，使用 $R_2(x_1, x_2)$ 作为模型的拟合优度，有两种方法来表示 x_2 对 y 的贡献。第一种是只有 x_2 的模型，即 $y = \beta_0 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$ ，这里 x_2 的贡献是 $R_1(x_1, x_2) = R_2(x_2)$ ；第二种是将 x_2 放入 $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \varepsilon$ 模型中后，得到新的模型 $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$ ，从而得到 x_2 对 y 的贡献，即 $RI_2(x_1, x_2) = R_2(x_1, x_2) - R_2(x_1)$ 。显然，如果 x_1 和 x_2 是相关的， RI_1 会高估 x_2 的贡献而 RI_2 会低估 x_2 的贡献。Budescu (1993) 与 Azen and Budescu (2003) 则用平均处理方法来评估 x_2 的贡献，即 $RI = (RI_1 + RI_2) / 2$ 。若模型有 K 个变量，则会相应地出现 $2^K - 1$ 个子集模型，此时则需要计算所有子集模型中的每个变量的贡献，进而求得变量最终适宜的贡献。

四、农民工家属选择性迁移的实证结果与分析

农民工家庭劳动力选择性转移对家属迁移的影响。首先，本文将年龄大于 16 岁且小于等于 45 岁外出务工劳动力界定为青壮年农民工，并将青壮年农民工人数作为劳动力选择性转移代理变量。其次，估计青壮年农民工外出对其未成年子女迁移和父母迁移的作用。

表 3 为青壮年农民工外出对子女和父母迁移的影响，汇报了青壮年农民工人数对农民工子女迁移和父母迁移影响的系数和边际效应。由表 3 可知，家庭中的青壮年农民工人数显著影响了其子女迁移和父母迁移。在边际效应中，青壮年农民工人数增加 1%，其子女和父母均未迁移的概率下降 5.7%，

其父母迁移和子女未迁移的概率下降 3.7%，其子女迁移和父母未迁移的概率增加 9.8%，其父母和子女共同迁移的概率降低 0.4%。这表明，青壮年农民工的外出务工主要增加了其未成年子女的迁移概率，降低了其父母的迁移概率。因此，假说 1 成立。

表 3 外出务工对家属迁移的影响：Biprobit 边际效应

被解释变量	父母迁移	子女迁移	父母未迁移	父母迁移	父母未迁移	父母迁移
	子女未迁移	子女未迁移	子女未迁移	子女未迁移	子女未迁移	子女未迁移
	系数			边际效应		
青壮年农民工人数	-0.245*** (0.010)	0.370*** (0.008)	-0.057*** (0.002)	-0.037*** (0.001)	0.098*** (0.002)	-0.004*** (0.001)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流动省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Log Likelihood	-56120.711					
Wald Chi ²	31429.062					
LR 检验(H0: $\rho=0$)	1646.372***[0.0000]					
样本范围	基准样本家庭 N=75381					

注：括号中为控制异方差后的稳健标准误，[]内为相应检验的概率 p 值，*、**、***表示估计结果在 10%、5%、1%的水平上显著；其他控制变量主要包括被访农民工个人特征、家庭特征、流出地特征和流入地特征。

为检验上述结论的稳健性，本文分别将青壮年农民工年龄临界值调整为 50 岁和 40 岁。表 4 为青壮年农民工年龄调整后的估计结果，结果表明上述结论存在较强的稳健性。

表 4 外出务工对家属迁移的影响：Biprobit 稳健性检验

被解释变量	父母迁移	子女迁移	父母迁移	子女迁移
	系数		系数	
年龄范围	年龄大于 16 岁且小于等于 50 岁		年龄大于 16 岁且小于等于 40 岁	
青壮年农民工人数	-0.072*** (0.010)	0.347*** (0.009)	-0.230*** (0.010)	0.315*** (0.008)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
流动省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Log Likelihood	-56515.928		-56434.121	
Wald Chi ²	31150.062		31969.980	
LR 检验(H0: $\rho=0$)	1931.658***[0.0000]		1767.365***[0.0000]	
样本范围	基准样本家庭 N=75381		基准样本家庭 N=75381	

注：括号中为控制异方差后的稳健标准误，[]内为相应检验的概率 p 值，*、**、***表示估计结果在 10%、5%、1%的水平上显著；其他控制变量主要包括被访农民工个人特征、家庭特征、流出地特征和流入地特征。

表 3 和表 4 结果表明，在农村家庭劳动力选择性转移作用下，农民工优先将其未成年子女从农村迁移至城市，倾向于将其父母留在农村。可能的原因是，子女迁移一方面能满足农民工感情需要，也便于对其进行照顾；另一方面是未成年子女迁移后能在城市享受较好的教育，使子女的人力资本投资具有较高的潜在回报率。农民工父母留守在农村，一方面是由于父母习惯于农村的生活方式，同时在

农村养老的成本较低，还可通过农业和稀薄的非农就业机会获得收入。另一方面，城市劳动力市场对高龄农民工排斥度较高，农民工父母难以获得劳动收入。当然，这里不排除部分农民工父母仍在劳动力市场提供劳动。

五、农民工家属选择性迁移影响土地流转的实证分析

考虑到配偶兼具劳动力供给和家庭照料的双重作用，本文将配偶迁移分为配偶随迁与配偶工作两种模式，分别代表着家庭的不同市民化时期。其中，配偶随迁为农业转移人口市民化初级阶段，配偶工作为农业转移人口市民化高级阶段。通过对比两种模式下家属迁移对土地流转的影响，明晰农民工家属选择性迁移对土地流转的影响。

在使用倾向得分匹配方法之前需要进行平衡性检验^①。本文采用多种手段进行匹配后，各个解释变量的标准化偏误显著下降，基本上达到了类似随机实验的效果。

（一）配偶随迁模式下家属迁移对土地流转的影响

为降低估计偏误，本文在基准样本基础上剔除了配偶工作样本，得到配偶随迁模式的基准样本35205个。表5汇报了基于多分类的广义倾向得分匹配估计结果。

表5 配偶随迁模式下家属迁移对土地流转的影响

被解释变量	土地流转		
家庭迁移模式	配偶随迁 VS 其他	配偶随迁+子女迁移 VS 其他	配偶随迁+子女迁移+父母迁移 VS 其他
家属迁移	0.092***	0.062***	0.219***
平均处理效应 ATT	(0.010)	(0.024)	(0.065)
样本范围	配偶随迁基准样本家庭: N=35205		
被解释变量	土地流转		土地流转
家庭迁移模式	配偶随迁+子女迁移 VS 配偶随迁	配偶随迁+子女迁移+父 母迁移 VS 配偶随迁	配偶随迁+子女迁移+父母迁移 VS 配偶随迁+子女迁移
家属迁移	0.028	0.236***	0.173***
平均处理效应 ATT	(0.022)	(0.043)	(0.024)
样本范围	配偶已随迁家庭样本: N=14359		配偶随迁+父母迁移家庭样本: N=8610

注: *、**、***表示估计结果在10%、5%、1%的水平上显著，括号中为控制异方差后的稳健标准误。

与其他家庭相比，家属迁移类型为配偶随迁、配偶随迁+子女迁移、配偶随迁+子女迁移+父母迁移均显著促进了土地流转。但是，家属迁移规模与土地流转之间并不存在线性关系。配偶随迁+子女迁移对土地流转作用均小于配偶随迁、配偶随迁+子女迁移+父母迁移。与配偶已随迁家庭相比，家属迁移类型为配偶随迁+子女迁移对土地流转的作用不显著，配偶随迁+子女迁移+父母迁移显著促进了土地流转。与配偶随迁+子女迁移家庭相比，家属迁移类型为配偶随迁+子女迁移+父母迁移能显著促进土地流转。

^① 篇幅所限，平衡性检验结果未列出，感兴趣的读者可向作者索要。

其可能的原因是，配偶随迁能减少农业劳动力并满足农民工感情需求，增加家庭脱离农业的可能。当农民工的配偶随迁时，其子女留守在农村由其父母照料，农业投入精力不足。当农民工子女也迁移时，其父母有了更多的精力投入农业。同时，农民工子女迁移后家庭开销增大，经济压力提升不利于父母迁移，农民工父母留守农村从事农业是一种理性代际分工结果。因此，农民工子女迁移在土地流转过程中起到负面影响。子女迁移通过增加农民工家庭市民化的经济压力，促使家庭形成了代际分工式半工半耕生产模式，不利于土地流转。而当农民工实现举家迁移时，即配偶随迁+子女迁移+父母迁移，土地流转可能性最大。

(二) 配偶工作模式下家属迁移对土地流转的影响

表6为基于多分类的广义倾向得分匹配估计结果。与其他家庭相比，家属迁移类型为配偶工作、配偶工作+子女迁移均显著促进了土地流转，配偶工作+子女迁移+父母迁移并未显著促进土地流转。因此，家属迁移规模与土地流转之间并不存在线性关系。

表6 配偶工作模式下家属迁移对土地流转的影响

被解释变量	土地流转		
家庭迁移模式	配偶工作 VS 其他	配偶工作+子女迁移 VS 其他	配偶工作+子女迁移+父母迁移 VS 其他
家属迁移	0.012**	0.052***	0.093
平均处理效应 ATT	(0.006)	(0.013)	(0.103)
样本范围	基准家庭样本: N=75381		
被解释变量	土地流转		土地流转
家庭迁移模式	配偶工作+子女迁移 VS 配偶工作	配偶工作+子女迁移+父母迁移 VS 配偶工作	配偶工作+子女迁移+父母迁移 VS 配偶工作+子女迁移
家属迁移	0.055***	0.233***	0.177***
平均处理效应 ATT	(0.008)	(0.044)	(0.024)
样本范围	配偶已工作家庭样本: N=40176		配偶工作+子女迁移家庭样本: N=19665

注：鉴于倾向得分匹配方法回归过程中加入流动省份固定效应后不收敛，本文将流动省份固定效应调整为东部、中部和西部区域的固定效应；括号中为控制异方差后的稳健标准误，*、**、***表示估计结果在10%、5%、1%的水平上显著。

与配偶已工作家庭相比，家属迁移类型为配偶工作+子女迁移、配偶工作+子女迁移+父母迁移均显著促进了土地流转。其中，配偶工作+子女迁移对土地流转作用较小。与配偶工作+子女迁移家庭相比，家属迁移类型为配偶工作+子女迁移+父母迁移能显著促进土地流转。

其可能的原因是，配偶工作提升了农民工家庭市民化的程度，加快了家庭脱离农业的步伐。当农民工及其配偶共同工作时，家庭生计对土地依赖较小，此时子女迁移能带动家庭脱离农业以促进土地流转。但由于配偶工作致使家庭照料投入不足，使得农民工父母更多地表现为家庭照料支持式迁移。这时农民工父母迫于家庭市民化的经济压力，在短期照料支持后，特别是农忙时仍可能返回农村经营农业，农民工父母迁移未能显著带动土地流转。因此，农民工进入更高一阶段的市民化时，面临的经

济压力较大，甚至需要家庭父代成员对进城子代成员的物质与非物质支援（夏柱智和贺雪峰，2017；张建雷，2017）。同时，在逐步实现举家迁移过程中，部分农民工父母能实现有效迁移，即愿意放弃农村生活进城，带动土地流转。

由上可知，农民工家属迁移规模的增加，会在一定程度上促进土地流转，假说2成立。但是农民工子女迁移对其父母迁移产生影响，从而使得家属迁移规模的增加对土地流转的作用发生波动。本文认为农民工的未成年子女迁移会增加家庭市民化经济压力，降低农民工父母迁移概率，致使家庭形成代际分工式半工半耕模式，不利于土地流转。因此，有必要进一步分析子女迁移对家庭经济压力的影响，从而探析农民工家属迁移的内在经济机制。

（三）稳健性检验

倾向得分匹配方法的缺陷是基于可观测变量来确定平均处理效应，可观测变量选择不正确将会导致倾向得分匹配估计的偏误（Heckman and Navarro-Lozano, 2004）。尽管本文尽可能纳入了问卷中的相关变量，但仍存在遗漏变量的可能，如农民工个人性格、非农工作能力、农业经营能力、个人经历及对城市公共服务的向往程度等，而遗漏掉这些潜在重要的控制变量会导致倾向得分匹配估计存在偏误。本文采用安慰剂稳健性检验方法，检验遗漏掉的不可观测变量对估计偏误的影响。根据公式（8）可知，家属迁移模式 h 相对于家属迁移模式 k 对土地流转的影响为 $\hat{\beta}_{hkATT}$ ，即

$$\hat{\beta}_{hkATT} = \beta_{hkATT} + \varphi \frac{\text{cov}(JSQY, \varepsilon | \eta, z_i)}{\text{var}(JSQY | \eta, z_i)} \quad (8)$$

在式（8）中，如果 $\varphi = 0$ ，则遗漏掉的不可观测因素不会影响家属迁移对土地流转的作用。借鉴已有研究关于安慰剂稳健性检验思路，本文安慰剂稳健性检验思路为：通过电脑将家属迁移变量随机处理，进而对随机处理后的变量进行估计。理论上，经过随机处理后的家属迁移不会对土地流转产生影响，即 $\beta_{hkATT}^{random} = 0$ 。此时若估计出 $\hat{\beta}_{hkATT}^{random} = 0$ ，则可以间接证明 $\varphi = 0$ ，即不可观测因素不会影响家属迁移对土地流转的作用。

图3为安慰剂稳健性检验结果，表明500次随机处理后的家属迁移平均处理效应 $\hat{\beta}_{hkATT}^{random}$ 基本集中在零附近，可以推导出 $\varphi = 0$ 。这表明基于本文所选择可观测变量的倾向得分匹配估计结果具有稳健性，不可观测因素对估计结果影响不明显。因此，上述倾向得分匹配法的结论具有稳健性。

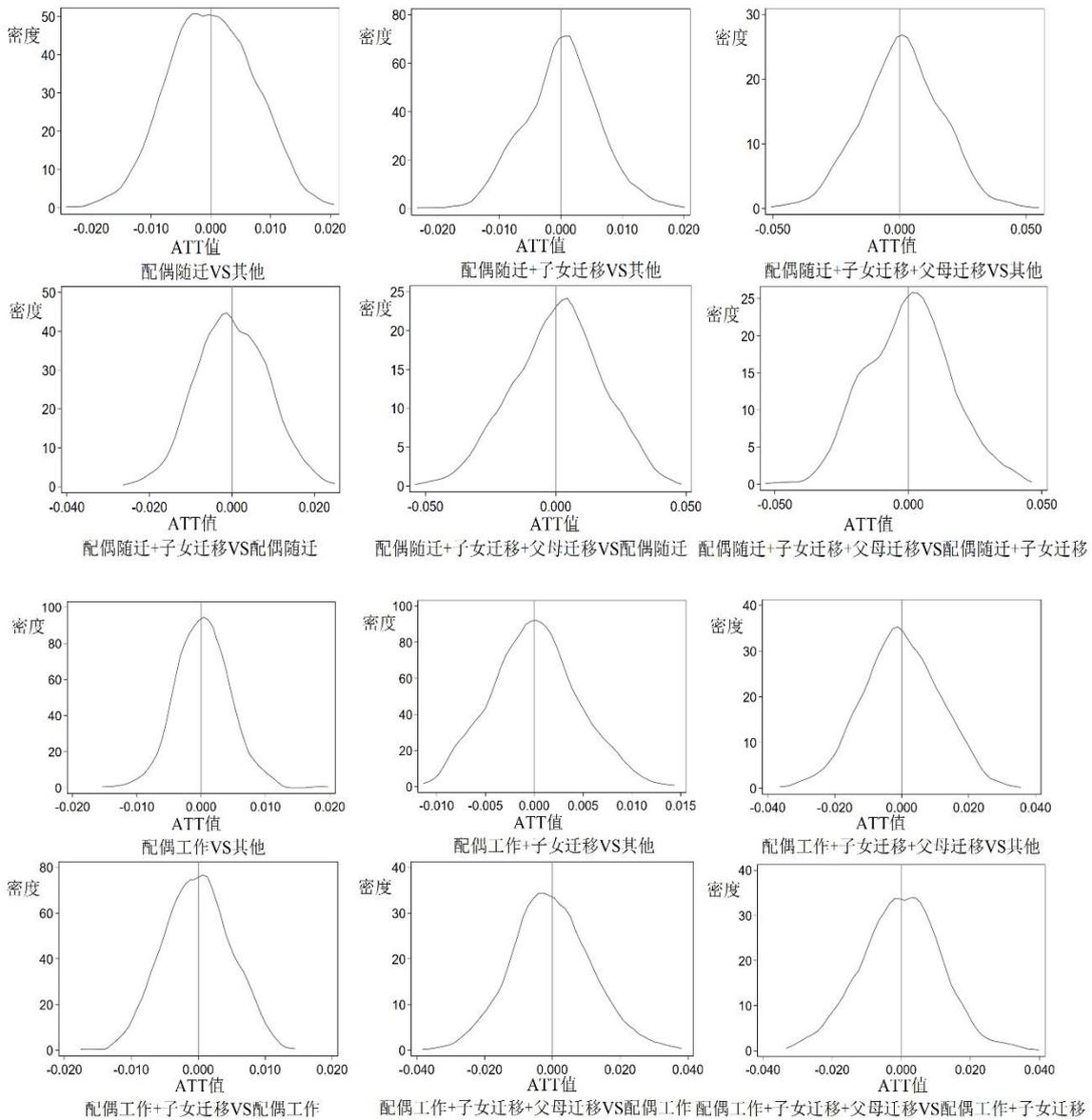


图3 随机处理后的 $\hat{\beta}_{hkATT}^{random}$ 的分布 (安慰剂检验)

(四) 进一步分析

为检验家属迁移对农民工家庭经济压力的影响，表7汇报了不同家属迁移类型对农民工家庭消费的相对重要性分析结果。根据问卷中“过去一年，您家在本地平均每月总支出为多少？”，得出家庭月均总消费。表7中子女迁移对家庭月消费的影响最大，其次为配偶迁移，最后为父母迁移。相对配偶随迁模式，配偶工作模式下子女迁移对家庭月消费的影响更大，父母迁移对家庭月消费的影响更小。一方面，这表明农民工的未成年子女迁移显著加大了家庭经济压力，进而会降低农民工对其父母迁移的经济投入，产生替代效应。另一方面，随着家庭进入更高阶段的市民化，家庭的市民化经济压力更

大，农民工子女迁移对其父母迁移的替代效应更为明显。此时，农民工基于经济理性，不得不将其父母留在农村。因此，随着农民工家庭市民化压力增加，农民工父母留守在农村成为农民工的理性选择时，家庭土地流转的可能性会降低。

表 7 家属迁移对家庭消费的影响：相对重要性分析

		变量	家庭月均总消费	家庭月均总消费	家庭月均总消费	家庭月均总消费
配偶随迁模式	子女迁移		13.6%[2]			11.0%[2]
	配偶随迁			9.4%[2]		6.5%[3]
	父母迁移				0.9%[2]	1.0%[4]
	其他控制变量		86.4%[1]	90.6%[1]	99.1%[1]	81.5%[1]
	方程组合		3	3	3	15
		变量	家庭月均总消费	家庭月均总消费	家庭月均总消费	家庭月均总消费
配偶工作模式	子女迁移		14.9%[2]			14.0%[2]
	配偶工作			5.4%[2]		4.4% [3]
	父母迁移				0.1%[2]	0.2% [4]
	其他控制变量		85.1%[1]	94.6%[1]	99.9%[1]	81.4%[1]
	方程组合		3	3	3	15

注：估计中其他控制变量同表 3，消费额均经过对数化处理，[]中为相对重要性分析中变量贡献度排名。

六、研究结论

本文基于新迁移经济学和推拉理论，以家庭化迁移视角切入，利用 2017 年全国流动人口动态监测调查数据，描述了农村家庭劳动力选择性转移、家属迁移与土地流转的关系。研究发现：

第一，农村家庭劳动力选择性转移带动了家属迁移。农民工外出务工带动了其未成年子女的迁移，但不利于其父母迁移。这表明农村家庭形成了农民工与配偶外出—子女迁移—父母迁移的选择性迁移逻辑。

第二，农民工家属迁移显著促进了土地流转。从家属迁移静态视角看，家属迁移会促进土地流转，但家属迁移规模的增加与土地流转不存在线性关系。从家属迁移动态视角看，农民工配偶随迁基础上未成年子女迁移未能促进土地流转，此时农民工父母迁移能有效促进土地流转。在农民工及其配偶工作基础上，农民工的未成年子女迁移显著促进了土地流转，此时农民工父母迁移也能有效促进土地流转。这表明，农民工子女迁移对其他家属迁移和土地流转产生了较大影响。

第三，农民工子女迁移加大了家庭经济压力，降低了其父母迁移与土地流转的可能。通过对家属迁移与家庭消费的分析可知，农民工子女迁移对家庭月消费作用最大，其次为配偶迁移，最后为父母迁移。这表明，子女迁移显著加大了农民工家庭经济压力，进而减少了农民工对父母迁移的经济投入，降低了父母迁移的概率。同时，随着农民工家庭步入更高阶段的市民化，农民工子女迁移对其父母迁移的替代效应更为明显。农民工基于经济理性，不得不将其父母留在农村，从而形成了代际分工式半工半耕和代际接力式市民化模式，这无疑会降低家庭土地流转的可能。

在农业转移人口市民化背景下，农民工优先迁移未成年子女，而后为其年老的父母迁移。当农民工因家庭经济压力致使其父母留守在农村时，农村家庭依然选择经营土地保持传统小农经营模式，这是家庭应对高成本市民化的理性选择。尽管农村家庭代际分工式半工半耕和代际接力式市民化模式具有内在经济合理性，但这不利于土地流转及以此为基础的农业现代化的实现。如考虑到大量农民工父母不愿意离开农村，农村土地流转阻力将更大，农村家庭小农式经营将可能在长期内持续下去。面对当前农村家庭举家迁移困难与土地流转滞后，一方面应尊重农民工家庭的理性选择，保持对土地流转滞后的历史耐心；另一方面，也应进一步深化城乡联动式改革，全面降低农业转移人口市民化和土地流转的制度成本。同时，应尽快总结农村土地承包权有偿退出改革试点的经验并稳步推广，给予农民工更多的土地财产权利，助力其更好地融入城市。

参考文献

- 1.白南生、李靖、陈晨，2007：《子女外出务工、转移收入与农村老人农业劳动供给——基于安徽省劳动力输出集中地三个村的研究》，《中国农村经济》第10期。
- 2.鲍莹莹，2019：《隔代照料对祖辈代际赡养预期的影响——基于CHARLS（2015）数据的实证分析》，《中国农村观察》第4期。
- 3.曹芳芳、黄东、武拉平，2018：《农民工家庭化流动和土地流转的联合决策分析——基于全国2781份农民工的调查数据》，《农村经济》第3期。
- 4.韩俊，2018：《以习近平总书记“三农”思想为根本遵循 实施好乡村振兴战略》，《管理世界》第8期。
- 5.盖庆恩、朱喜、史清华，2014：《劳动力转移对中国农业生产的影响》，《经济学（季刊）》第3期。
- 6.郭剑雄、李志俊，2009：《劳动力选择性转移条件下的农业发展机制》，《经济研究》第5期。
- 7.李爱民，2013：《中国半城镇化研究》，《人口研究》第4期。
- 8.李强，2014：《农民工举家迁移决策的理论分析及检验》，《中国人口·资源与环境》第6期。
- 9.李庆海、孙瑞博、李锐，2014：《农村劳动力外出务工模式与留守儿童学习成绩——基于广义倾向得分匹配法的分析》，《中国农村经济》第10期。
- 10.刘靖，2008：《非农就业、母亲照料与儿童健康——来自中国乡村的证据》，《经济研究》第9期。
- 11.刘娜、A. d. Bruin，2015：《家庭收入变化、夫妻间时间利用与性别平等》，《世界经济》第11期。
- 12.刘涛、陈思创、曹广忠，2019：《流动人口的居留和落户意愿及其影响因素》，《中国人口科学》第3期。
- 13.马晓河、胡拥军，2018：《一亿农业转移人口市民化的难题研究》，《农业经济问题》第4期。
- 14.苗海民、朱俊峰，2021：《天性 VS 理性：家属迁移对农民工居留意愿的影响研究》，《财贸研究》第1期。
- 15.钱忠好，2008：《非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释》，《中国农村经济》第10期。
- 16.商春荣、王曾惠，2014：《农村已婚女性非农就业与农户土地转包》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第3期。
- 17.盛亦男，2013：《中国流动人口家庭化迁居》，《人口研究》第4期。

- 18.宋锦、李实, 2014: 《农民工子女随迁决策的影响因素分析》, 《中国农村经济》第10期。
- 19.王德福, 2017: 《弹性城市化与接力式进城——理解中国特色城市化模式及其社会机制的一个视角》, 《社会科学》第3期。
- 20.汪伟, 2010: 《农民夫妻非农就业决策的微观基础分析——以山东省肥城市为例》, 《中国农村经济》第3期。
- 21.魏程琳, 2018: 《双轨分层与中国的弹性社会结构》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 22.吴帆, 2016: 《中国流动人口家庭的迁移序列及其政策涵义》, 《南开学报(哲学社会科学版)》第4期。
- 23.吴贾、张俊森, 2020: 《随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给》, 《经济研究》第11期。
- 24.夏柱智、贺雪峰, 2017: 《半工半耕与中国渐进城镇化模式》, 《中国社会科学》第12期。
- 25.熊景维、钟涨宝, 2016: 《农民工家庭化迁移中的社会理性》, 《中国农村观察》第4期。
- 26.杨华, 2015: 《中国农村的“半工半耕”结构》, 《农业经济问题》第9期。
- 27.杨雪、魏洪英, 2017: 《流动人口长期居留意愿的新特征及影响机制》, 《人口研究》第5期。
- 28.叶敬忠, 2019: 《农村留守人口研究:基本立场、认识误区与理论转向》, 《人口研究》第2期。
- 29.张建雷, 2017: 《接力式进城:代际支持与农民城镇化的成本分担机制研究——基于皖东溪水镇的调查》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 30.祝仲坤, 2020: 《过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”研究——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》, 《中国农村观察》第5期。
- 31.Abadie, A., and M. D. Cattaneo, 2018, “Econometric Methods for Program Evaluation”, *Annual Review of Economics*, 10(1): 465-503.
- 32.Azen, R., and D. V. Budescu, 2003, “The Dominance Analysis Approach for Comparing Predictors in Multiple Regression”, *Psychological Methods*, 8(2): 129-148.
- 33.Budescu, D. V., 1993, “Dominance Analysis: A New Approach to the Problem of Relative Importance of Predictors in Multiple Regression”, *Psychological Bulletin*, 114(3): 542-551.
- 34.Glynn, A. N., and K. M. Quinn, 2010, “An Introduction to the Augmented Inverse Propensity Weighted Estimator”, *Political Analysis*, 18(1): 36-56.
- 35.Heckman, J. and S. Navarro-Lozano, 2004, “Using Matching, Instrumental Variables, and Control Functions to Estimate Economic Choice Models”, *The Review of Economics and Statistics*, 86(1): 30-57.
- 36.Imbens, G. W., 2000, “The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-Response Functions”, *Biometrika*, 87(3): 706-710.
- 37.Lee, E. S., 1966, “A theory of migration”, *Demography*, 3(1): 47-57.
- 38.Słoczyński, T., and J. M. Wooldridge, 2017, “A General Double Robustness Result for Estimating Average Treatment Effects”, *Econometric Theory*, 34(1): 112-133.
- 39.Stark, O., and D. E. Bloom, 1985, “The New Economics of Labor Migration”, *The American Economic Review*, 75(2): 173-178.
- 40.Uysal, S. D., 2015, “Doubly Robust Estimation of Causal Effects with Multivalued Treatments: An Application to the

Returns to Schooling”, *Journal of Applied Econometrics*, 30(5): 763-786.

41. Zhou, X., W. Ma, A. Renwick, and G. Li, 2020, “Off-farm Work Decisions of Farm Couples and Land Transfer Choices in Rural China”, *Applied Economic*, 52(57): 6229-6247.

(作者单位: 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 杨园争)

The Impact of Selective Migration of Rural Migrant Workers' Family Members on Land Transfer

MIAO Haimin ZHANG Shunli ZHU Junfeng

Abstract: This article uses the survey data of China Migrants Dynamic Survey in 2017 to analyze the impact of selective migration of rural migrant workers' family members on land transfer. The results show that, firstly, the migration of rural workers has promoted the migration of their minor children, but the children migration is not conducive to the migration of rural migrant workers' parents, which shows the characteristics of selective migration of migrant workers' families. Secondly, there is no linear relationship between the increase of family migration scale and land transfer probability. Further analysis shows that the migration of their children significantly increases the economic pressure of migrant workers' families and reduces the probability of their parents' migration. Based on economic rationality, rural migrant workers have to leave their parents in rural areas, thus forming an intergenerational division of labor, half-work and half-farming and intergenerational relay urbanization in rural families. As a result, the speed of land transfer is reduced. In the face of the current difficulties of semi-family migration of rural migrant worker families and land transfer, there is a need to further promote the urban-rural linkage reform and comprehensively reduce the institutional cost of agricultural transfer population and land transfer. In this way, we can increase the speed of land circulation, accelerate the pace of citizenization of migrant workers, and effectively promote the development of urban-rural integration.

Keywords: Migration of Family Member; Rural Migrant Worker; Half-work and Half-farming; Land Transfer