马兆良，刘玉明，秦奕川．劳动力转移对农地转入与转出的影响——基于CFPS的微观调查［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2021，20（5）：81-89.
MA Zhaoliang，LIU Yuming. The influence of labor transfer on transfer-in and transfer-out of agricultural land——micro-investigation based on CFPS［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2021，20（5）：81-89.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2021.05.010

劳动力转移对农地转入与转出的影响
——基于CFPS的微观调查

马兆良[1]，刘玉明[1]，秦奕川[2]
（1.安徽大学 经济学院，安徽 合肥 230061；2.山西财经大学 管理科学与工程学院，山西 太原 030012）

摘 要：从劳动力转移出发，研究其对农地转入方与转出方的影响，并利用中国家庭追踪调查数据（CFPS）进行验证。研究表明：劳动力转移对农地转入与转出均具有显著影响，其中对农地转入负向显著，对农地转出正向显著；劳动力转移对于土地转出的模型存在内生性问题，通过家庭最高学历作为工具变量来控制内生性，其CMP估计结果仍在统计上显著。并从有偿转出和大面积转入两个方面对模型进行了稳健性检验，其结果同样显著。从收入水平上进行异质性分析，发现中等收入者，土地流转最为活跃。

关键词：劳动力转移；土地转出；土地转入；工具变量
中图分类号：F321 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-816X（2021）05-0081-09

一、研究背景

改革开放以来，劳动力转移规模不断增加，据国家统计局农民工监测调查结果显示，2019年全国农村外出务工人员已达2.9亿①。“三权分置”的提出进一步促进了土地流转，据农业农村部经管司数据显示，中国农地流转总面积已从2006年的373.33万公顷增至2018年的3313.33万公顷（占承包耕地总面积的36.5%）[1]。农村人多地少的国情决定了劳动力转移是实现城镇化的必然要求，《国家新型城镇化规划（2014-2020）》中提出，到2020年实现1亿农业转移人口落户城镇的目标。同时，土地流转对于解决土地细碎化和分散化至关重要，适度规模经营可以提高农户全要素生产率，促进乡村振兴战略的实现。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中提出，加快培育农民合作社、家庭农场等新型农业经营主体，发展多种形式适度规模经营，实现小农户和现代农业有机衔接。

农村劳动力转移和土地流转已成为推动城镇化与实现乡村振兴的重要影响因素，但从现实数据中不难发现，与大量的劳动力转移相比较，农地流转水平还有待进一步提升，农民耕地闲置的现象还不同程度存在。而如果土地不能真正流转起来，一方面会影响城镇化进程，农民不愿或不敢离开故土；另一方面，如果农地不能够有效利用，乡村振兴战略也会受到影响，甚至影响国家粮食安全。土地流转在继续深化中出现了问题，而解决此问题需要对转入方和转出方同时加以考虑。

劳动力转移在土地流转前期起到重要的推动作用，但随着流转的进行，农村青壮年劳动力持续流出，使得在流转的转入方中，缺少真正爱农业、懂技术、善经营的新型职业农民，造成整个

① 参见中国统计局官网：http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html。

收稿日期：2021-05-03 **修回日期：**2021-05-29
基金项目：国家自然科学基金项目“成员异质性情境下农民专业合作社股权安排、社会资本与组织绩效研究”（71573001）
作者简介：马兆良（1973-），男，副教授，博士。研究方向：生态经济。E-mail：mzlahdx@163.com

流转体系稳定性不强，且会反向影响转出方，使其对流转成功率不抱太大期望。因此劳动力转移对于土地流转转入方与转出方的流转决策都有很大影响。从转出与转入两个维度，对劳动力转移如何影响土地流转，进行实证分析，对提升土地流转质量具有一定的实践价值。

二、文献综述与理论分析

（一）文献综述

劳动力转移与土地流转的关系是“三农”学术界研究的热点之一。从非农就业对土地流转的影响出发，大多数学者认为，劳动力转移为闲置的土地流转提供了契机[2-4]；部分研究指出，“兼业”是家庭内部分工达到利益最大化的最佳途径，同时兼顾农业和非农生产[5-6]。但也有学者认为，劳动力转移并没有快速带动土地流转，大量的外出务工人员与土地流转之间并不是简单的线性关系[7-8]，或存在门槛效应，只有达到一定阈值，才会显著促进土地流转[9]。非农就业虽然导致农业劳动力有所损失，但会相应增加农民收入，以此增加雇工、农业机械投入代替转出劳动力，实现资源的优化配置而非流转农地[10]。从土地流转对劳动力转移的影响来看，研究认为有效的流转可以促进非农就业，增加农民收入，一定的激励政策加快土地流转是必要的[11-12]。Yan等使用河南省17村的数据，研究发现农地流转虽然能显著地促进农民外出务工，但其租金又显著地降低了农民外出务工的可能性[13]。

除了劳动力转移对土地流转的影响外，对于影响土地流转的研究，还有从土地确权方面入手，认为稳定的地权关系有助于农地流转，而经常性调整土地会影响租赁合同的长短与价格[14-15]。但是，从实际情况来看，确权政策还未曾获得农户在农地流转方面的积极响应，这是因为除产权界定之外，农地流转还有赖于产权的实施效果，因此有必要选择适当的产权交易装置进行匹配来改善总的福利效果[16-17]。从社会保障角度出发，发现新农合和新农保有效提高了土地转出率，替代“以地养老”的保障方式，特别是对老年人来说，会愿意放弃耕种，为“兼业”农户土地转出提供了契机[18-19]。从资本角度出发，农民工经济资本与土地流转呈现出一种倒“U”发展趋势[20]。在信贷方面，好的融资环境有助于农地流转，非正式信贷会显著影响农地农户转入[21-22]。从关系网络出发，宗族网络会显著促进土地流转，降低租金甚至无偿流转[23-24]。关于代际差异，发现二代农民工土地流转意愿远远高于一代农民工；人力资本越高的农民工，越具有转移土地的倾向[25]。此外，还有学者从城乡融合家庭负担、性别差异等方面来进行论述的[26-28]。

综上可见，虽然关于影响土地流转因素的研究成果已比较丰富，而关于劳动力转移如何影响土地流转，目前学术界并没有形成一致的结论；其次，大多文献都是从土地流转出发，鲜有从土地转出与转入来进行对照研究的；再次，文献在内生性处理上面，劳动力转移的工具变量较为缺乏。本研究拟作如下可能边际创新：第一，从劳动力转移出发，研究其对农地转出方与转入方的影响；第二，利用家庭最高学历充当工具变量，对内生性问题进行处理。

（二）理论分析与研究假说

劳动力转移和土地流转是我国解决三农问题的主要途径和方法。自改革开放以来，大量农村剩余劳动力外出务工，通过从事第二三产业劳动，增加非农收入，并对整个社会快速发展做出了突出贡献。与此同时，由于劳动力转移，农村出现大量闲置耕地，土地流转也随之而来，但在流转过程中，出现了包括土地确权、社会保障、流转市场、城乡二元等各方面问题，致使土地流转速度远远滞后于劳动力转移。虽然劳动力转移没有快速带动土地流转的原因众多，但其中转出方与转入方的意愿起到决定性作用。

对于转出来说，现在人口红利消失，用人成本增加，城市工作所带来的收入远远超过在家务农，再加上交通便利、网络发达、家庭成员之间的沟通成本降低以及获得外界信息的途径增加，这些都会提高外出务工的概率。理性人在比较之下，发现外出工作性价比高于从事农业活动，自然愿意放弃耕种，外出工作，获得工资性收入，同时土地流转能够增加一定的财产性收入，只要打消农民的疑虑，承诺相应的租金，自然会转出土地。同时对于老年人来说，由于年龄的增加，不能从事繁重的农业活动，这也使得兼业农户家庭选择土地流转，放弃耕种，从而进一步加快城

镇化步伐。

对于转入来说，现如今国家政策大力支持农村发展，十九届五中全会更是提出把解决好三农问题作为全党工作重中之重，鼓励社会资本下乡，促进乡村产业振兴。但问题是大部分农民自己无法规模经营，没有一定的资本和知识储备，又因家庭农作，收入不高，不得不外出务工，导致大量劳动力远离家乡、去往城市的局面，使得农村空心化严重，人才流失。农村劳动力严重短缺，进而没有资金技术支持，以致于土地转入发生率不高，加上城市资本又不熟悉农村状况，投资欲望不高，或因不懂经营投资失败而退出流转，所以农村劳动力转移对于土地转入来说，有着一定的抑制作用。

基于以上理论分析，提出待检验假说：劳动力转移对土地转出具有正向影响；劳动力转移对土地转入具有负向影响。

三、数据来源及变量选择

（一）数据来源

本研究使用的数据来源于北京大学中国家庭动态跟踪调查（CFPS）数据库，该数据库调查了全国25个省（区、市）。本研究数据为最新的CFPS2018个人和家庭数据，但因没有村庄数据，又考虑到村庄短时间内不会有太大变动，故使用CFPS2014村庄数据进行匹配，进过筛选，剔除异常值之后，最终得到有效样本3 960户。其中转出土地农户739家，占总户数的18.66%，转入土地农户474家，占总户数的11.97%。

（二）变量选择

1. 被解释变量

农地转出/转入：通过家庭是否出租或租用土地来判断是否转出/转入，如果回答是，取值为1，回答否，则为0。

2. 解释变量

劳动力转移：劳动力转移程度通过参加非农劳动的人数占家庭总劳动力比例来衡量。

3. 控制变量

主要包括户主、家庭、村庄以及地理位置特征。

户主特征：从户主年龄、性别、受教育程度三个方面来进行度量。一般而言，年龄越大其转出的概率就相对较高，而年龄较小者，转入的概率则会增加，其中加入年龄的平方是为了控制户主年龄对土地流转的非线性影响。性别上，女性往往相对于男性更加愿意转出土地，男性相对于女性则更加愿意转入土地。受教育程度高者，一般更加愿意流出土地，从事非农行业。而对于转入来说，高学历具有一定的创新优势，将会成为未来发展的趋势。

家庭特征：主要从家庭现金及存款额、农用机械总值和医疗保健支出三个方面来衡量。对于转出来说，不需要初始投资，家庭现金及存款则会较高，而转入方，前期需要大量资金支持，现金流则会偏低。农用机械总值越高，转入的概率越大，反之，转出的概率越大。医疗保健支出可以基本得出家庭健康状况，一般转出的家庭，健康程度要弱于转入方，但同时也会存在转入方因为家庭有病人需要照顾，从而转入土地，留在家乡发展的情况。

村庄及地理位置特征：主要从村庄集体土地、总人口和距离本省省城距离来分析。村庄集体土地越多，越有利于转入土地，土地越少，外出务工则增加，间接促进土地转出。村庄总人口越多，不管是转出还是转入都是有利的，对于外出工作可以结伴而行，对于转入，则可以方便雇佣工人。距离本省省城距离，对于转出来说，距离越近，越方便外出工作，进而转出土地，对于转入方来说，交通便利也是非常重要的因素。最后引入地区虚拟变量来控制不同区域之间可能存在的差异。如表1所示。

表1展示出未流转户、转出户以及转入户的主要变量描述性统计结果。从表1中可以明显看出，转出方的劳动力转移规模远大于转入方，转入方一般都是家庭共同劳作，因此不会出现大规模的劳动力转移。户主年龄偏大者更愿意转出土地，而年龄偏小者更愿意转入土地。从性别上看，相比于男性，女性更愿意转出土地。从受教育程度来看，转出受教育程度要高于转入，高学历更愿意外出工作。家庭层面可以看出，转出方家庭现金及存款远远大于转入方，转入方农用机械资产远远高于转出方，而在医疗保健上，也是转出方高于转入方。村庄层面可以看出，转入方村集体土地面积远远高于转出方，总人口转出大

于转入。转出方距离本省省城距离较转入方更近，不管转入或转出距离本省省城距离都要比未流转的近。在地理位置上，东部转出方要高于转入方，而西部恰好相反，中部转入与转出均高于未流转土地，属于土地流转活跃区。

表1 变量的描述性统计结果

变量	变量定义	未流转均值	标准差	转出均值	标准差	转入均值	标准差
劳动力转移	非农劳动力/总劳动力人数（%）	0.29	0.30	0.33	0.33	0.24	0.28
户主年龄	户主年龄（岁）	52.89	39.80	57.01	74.04	50.20	10.83
户主年龄平方	户主年龄的平方	4 381	77 864	8 725	151 184	2638	1 114
户主性别	户主性别，男1女0	0.58	0.49	0.52	0.50	0.58	0.50
户主受教育程度	文盲及半文盲为1，小学为2，初中为3，高中为4，大专及以上为5	2.34	1.07	2.42	1.15	2.29	1.05
家庭现金及存款总额	家庭现金及存款总额（元）	34 831	185 208	38 646	74 617	28 713	57 846
农用机械总值	农用机械总值（元）	2 906	16 107	1 464	9 037	8 771	23 469
医疗保健支出	医疗保健支出（元）	5 565	14 994	6 580	13 949	5 104	9 612
村集体土地	全部耕种面积（公顷）	0.462	0.748	0.378	0.546	0.534	0.843
村庄总人口	总人口	2 367	2 691	2 571	2 703	2 452	2 083
距本省省城距离	距本省省城距离（千米）	272.84	342.71	230.01	328.45	264.55	340.10
东部	是为1，否为0	0.30	0.46	0.32	0.47	0.23	0.42
中部	是为1，否为0	0.22	0.41	0.25	0.44	0.24	0.43
西部	是为1，否为0	0.35	0.49	0.26	0.44	0.41	0.49
东北	是为1，否为0	0.13	0.34	0.17	0.37	0.12	0.32

四、实证分析

（一）基准回归

由于被解释变量转出与转入是二值离散变量，故本文采用Probit模型进行分析，模型如下：

$$\Pr\left(transfer_i=1\right)=\Phi\left(\alpha+\beta mir_i+\Gamma X_i\right) \quad (1)$$

其中，i为不同家庭，$transfer_i$为是否转入与转出土地，mir_i为劳动力转移规模，X_i为户主、家庭、村庄及地区的控制变量，Φ是一个标准正态的累积分布函数，α为常数项，β和Γ为回归估计系数。

表2为Probit模型的基准回归结果，分为转入与转出，并依次加入户主特征、家庭特征和村庄特征以及地理位置。从表2中可以看出，回归（1）劳动力转移对土地转出为正向显著影响，加入家庭及村庄特征后，系数减小但仍然显著，大量劳动力转移使得农地闲置，为转出土地提供契机；回归（4）劳动力转移对土地转入为负向显著影响，同样在加入控制变量后，系数减小但仍然显著，说明随着农村青壮年大量流失，土地转入会受到限制，劳动力转移规模并不是简单线性影响土地流转，劳动力转移需要考虑转入与转出两个方面，既有人愿意转出，又有人愿意转入，才会使土地流转得以发生。

从户主变量可以看出，不管是土地转出还是转入，年龄都是正向显著，年龄平方为负向显著，即为倒“U”型曲线，但由于回归（3）转出拐点过大，所以不管青壮年还是老年都愿意土地转出。从回归（6）中可以计算出转入拐点为47岁左右，意味着小于47岁愿意土地转入，大于47岁则不愿意转入土地。性别只在转出上负向显著，说明相比于男性，女性更愿意土地转出。受教育程度同样对转出更加显著，教育程度越高，越愿意转出，而对转入为负向影响，学历高者不

愿意转入土地，在加入控制变量之后则不显著。

对于家庭特征来说，家庭现金及存款总额对于转出为正向促进作用，现金及存款越高，对土地依赖程度越低。农用机械总值对转出为负向显著，对转入为正向显著。对于医疗保健支出，不管转入与转出都是正向显著，对于转出可能是因为劳动力不足，不得不转出土地；对于转入来说，可能是家庭有需要照顾的病人或因自身原因，不能外出工作，故留在家乡，转入土地用来经营。

表2 劳动力转移对土地转出与转入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	转出	转出	转出	转入	转入	转入
劳动力转移	0.3079***	0.2546***	0.2257***	-0.4314***	-0.3290***	-0.3160***
	(0.0759)	(0.0773)	(0.0786)	(0.1046)	(0.1065)	(0.1074)
年龄	0.0129***	0.0104***	0.0091***	0.0849***	0.0738***	0.0758***
	(0.0020)	(0.0021)	(0.0021)	(0.0163)	(0.0162)	(0.0164)
年龄平方	0.0000***	0.0000***	-0.0000***	0.0009***	-0.0008***	-0.0008***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
性别	-0.1899***	-0.1569***	-0.1258**	0.0515	-0.0014	0.0018
	(0.0481)	(0.0487)	(0.0496)	(0.0540)	(0.0558)	(0.0570)
受教育程度	0.0909***	0.0764***	0.0633**	-0.0492*	-0.0422	-0.0412
	(0.0239)	(0.0241)	(0.0249)	(0.0267)	(0.0277)	(0.0285)
家庭现金及存款总额		0.0155***	0.0137**		-0.0070	-0.0070
		(0.0053)	(0.0055)		(0.0060)	(0.0061)
农用机械总值		-0.0485***	-0.0424***		0.0720***	0.0748***
		(0.0064)	(0.0066)		(0.0066)	(0.0070)
医疗保健支出		0.0192**	0.0197**		0.0217**	0.0192*
		(0.0092)	(0.0093)		(0.0102)	(0.0103)
村集体土地			-0.0242			0.0788***
			(0.0213)			(0.0255)
距本省省城距离			-0.1015***			-0.0398*
			(0.0201)			(0.0223)
村总人口			0.0881**			0.0899**
			(0.0351)			(0.0408)
东部			-0.1550**			0.1313
			(0.0789)			(0.0984)
中部			-0.0378			0.2498**
			(0.0802)			(0.0982)
西部			-0.1877**			0.1645*
			(0.0775)			(0.0923)
东北（对照）			-			-
样本量	3 960	3 960	3 926	3 960	3 960	3 926

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；其中家庭财富，农业机械总值，医疗保健支出，村集体土地，距本省省城距离，村总人口均取对数带入模型计算

对于村庄特征来说，村集体土地对转入为正向显著，土地越多，相对成本越低，增加转入概率；距本省省城距离对转出为负向显著，距离越远，外出务工越不方便，进而降低土地转出概率。总人口对二者都为正向显著，村里人口的增加对转出来说，需外出寻找工作机会，进而转出土地；对转入来说，可以方便找到工人，降低用人成本，故愿意转入。从地理位置上来看，相对

于东北，东西部不愿意转出，东部不愿意转出可能是发现除流转之外，土地有获得其它更高价值的方式；西部则可能是因为需要土地保障生活。中西部愿意转入，则是因为存在大量闲置耕地，经营成本较低。

（二）内生性处理结果

由于劳动力转移与土地流转可能存在互为因果或因遗漏重要变量而产生内生性问题，所以本研究选用条件混合过程估计方法（CMP）来解决此问题，该方法由Roodman[29]提出，国内张景娜、张雪凯[30]也运用过该方法。首先寻找工具变量，要求与内生变量相关，与被解释变量无关，本研究在高佳、宋戈[2]使用转移人口受教育程度为工具变量的基础上，提出以家庭最高学历作为工具变量，因为高学历人才不仅可以自己选择去大城市发展，拥有更广阔的视野，获得更多工作机会，而且能够带动家庭其它低学历成员来到城市工作，并且家庭最高学历理论上与土地流转并无直接关系，符合外生变量的条件。其次，通过回归结果的内生性检验参数atanhrho_12判别变量外生性，如果参数显著异于0，说明模型存在内生性问题，此时CMP估计结果更为准确，如果参数不显著，说明该模型不存在内生性问题，直接采用基准回归的结果。

基于上述工具变量和CMP估计方法，从表3中可以看出，对于转出来说，工具变量家庭最高学历对劳动力转移在1%上显著，且参数aranhrho_12同样显著，故CMP估计结果更加准确，其劳动力转移对土地转出依然显著。而对于转入，家庭最高学历对劳动力转移虽然显著，但参数aranhrho_12不显著，说明劳动力转移对土地转入并不存在内生性问题，故仍然采用Probit模型的结果。

表3 劳动力转移对土地转出与转入的CMP估计结果

变量	转出	转出	转出	转入	转入	转入
劳动力转移	1.4367***	1.2619**	1.2511**	-0.4383	-0.4313	-0.3594
	(0.4820)	(0.5206)	(0.5494)	(0.6790)	(0.7128)	(0.7535)
家庭最高学历	0.0360***	0.0351***	0.0337***	0.0360***	0.0351***	0.0337***
	(0.0042)	(0.0042)	(0.0042)	(0.0042)	(0.0042)	(0.0042)
aranhrho_12	-0.3538**	-0.3091*	-0.3128*	0.0020	0.0301	0.0127
	(0.1648)	(0.1703)	(0.1789)	(0.1993)	(0.2083)	(0.2185)
户主控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭控制变量		是	是		是	是
村庄控制变量			是			是
地区控制变量			是			是
样本量	3 960	3 960	3 926	3 960	3 960	3 926

（三）稳健性检验

1. 劳动力转移对农地有偿转出的影响

目前土地流转中仍存在大量无偿转让的行为，存在着不收取实物与货币租的零租金现象[32]，一定程度上违背了政府长期以来“租金市场化”的主张。本研究借此研究劳动力转移对有偿转出的影响。对于租金大于0的定义为1，没有实现农地转出或者有转出但收取租金为0的家庭，定义为0。从表4中可以看出，CMP估计结果更加准确，其劳动力转移系数相对于表3有所下降，说明劳动力转移对土地有偿转出要弱于其对土地转出的影响，证实土地流转中的确存在无偿转让的行为。之所以出现这样的情况，一是农村受宗族网络影响，会将土地无偿留给同族其他人员来耕种；二是在土地流转中，市场化法制化还不够完善，无法取得农民的信任。

2. 劳动力转移对大面积转入的影响

现阶段土地转入存在同村级别的小范围流转，并没有达到规模经营，甚至出现“无效流转”[33]。本研究想研究劳动力转移对大面积转入方的影响，因为存在无偿转让等行为，通过租用土地支出无法得到真实的土地转让面积，故将支付雇工费大于1万元的土地转入定义为1，否则为0。从表4中可以看出，其系数大于基准回归表2，说明劳动力转移对大面积转入的影响要强于整体土地转入。因为小面积的转入，并没有吸引到青

年返乡，更多是在自家土地基础上，再额外小范围承包，但如果实现大面积转入，劳动力就显得非常重要，显著影响土地转入，适度规模经营能够更加有效地实现劳动力当地就业返乡创业。

表4 劳动力转移对农地有偿转出与大面积转入的影响

变量	有偿转出	有偿转出	有偿转出	大面积转入	大面积转入	大面积转入
劳动力转移	1.3948***	1.2000**	1.1894**	0.9350***	0.8307**	0.7514**
	(0.5089)	(0.5523)	(0.5844)	(0.3504)	(0.3415)	(0.3117)
家庭最高学历	0.0360***	0.0351***	0.0337***			
	(0.0042)	(0.0042)	(0.0042)			
aranhrho_12	-0.3573**	-0.3075*	-0.3161*			
	(0.1734)	(0.1795)	(0.1893)			
户主控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭控制变量		是	是		是	是
村庄控制变量			是			是
地区控制变量			是			是
样本量	3 960	3 960	3 926	3 960	3 960	3 926

（四）异质性分析

前面已经验证了劳动力转移对于土地转出与转入均具有显著影响，现从收入角度，将原数据分为高中低三个收入档次来分析劳动力转移对土地转出与转入的影响，其中高低收入分别占比25%，中等收入占比50%。由于收入分层之后，CMP估计方法的参数aranhrho_12均不显著，故采用基础的Probit模型进行回归处理。从表5中可以看出，对低收入来说，不管是转出还是转入均不显著，一方面因为外出工作稳定性不强，不敢轻易转出土地；另一方面，没有足够的资金和技术，也不敢轻易转入土地。对中等收入来说，无论转出还是转入都显著影响，特别是土地转出，人们更愿意从事非农行业，该群体在流转市场中较为活跃，想通过转入或转出土地，实现进一步发展。对高收入来说，劳动力转移对转出没有明显影响，可能已完成土地流转，而对转入有较高影响，高收入转入者一般投资额大，承包面积广，其家庭劳动力可从事经营活动，管理生产生活。

表5 不同收入水平的回归结果

变量	低收入转出	低收入转入	中收入转出	中收入转入	高收入转出	高收入转入
劳动力转移	-0.0049	-0.4585	0.2858***	0.2583*	-0.0127	-0.6714***
	(0.2280)	(0.2847)	(0.1095)	(0.1465)	(0.1642)	(0.2566)
户主控制变量	是	是	是	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是	是	是	是
村庄控制变量	是	是	是	是	是	是
地区控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	1 343	1 343	2 136	2 136	447	447

五、结论与政策启示

本研究基于CFPS微观调查数据，从劳动力转移出发分别研究其对土地转出与转入的影响，得出以下结论：首先，劳动力转移对转出与转入均具有显著影响；其次，在稳健性检验中，劳动力转移对有偿转出的影响要弱于全部转出，而对大面积转入的影响则要强于全部转入；最后，通过对收入的异质性分析发现，劳动力转移对高、低收入者的转出均不显著，而对于中等收入者，

不管转出还是转入均具有显著影响。

本研究研究结论可以得出如下政策启示：第一，建立农村劳动力信息库，实时了解地方劳动力去向，一边鼓励非农就业，一边推动当地就业返乡创业。当地政府需了解本地劳动力状况，引导农民在非农就业与家乡创业中做出合理选择，人尽其才。对于外出务工人员，当地政府应帮助解决所在家庭困难问题，对于当地创业的农民，政府应给予必要政策支持，帮助其顺利经营。第二，加强土地流转平台建设，对于现阶段存在的“零租金”现象，是因流转市场化程度不够，政府部门应引导双方签订流转合同，改善流转交易的规范化与契约化，倡导“租金市场化”。对于大面积转入的农户，政府应派专人负责联络，给予必要的粮食、农机具购置补贴，提醒其参加农业保险，并为其提供优良的创业环境。第三，针对农村不同收入群体实施不同政策方针，低收入者一般无力承包土地，需在乡村振兴中，积极带领他们参加培训，帮助他们寻找就业岗位或在土地流转后，继续让其在农业合作社从事农业活动；中等收入者虽在土地流转市场中参与度高，但可能因缺乏长效机制，导致流转稳定性不强，政府需对此加强监管并合理引导；高收入的土地转入者，政府应积极探索与其合作发展的模式，带领农民共同致富。

参 考 文 献

[1] 仇童伟，罗必良，何勤英. 农地流转市场转型：理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析[J]. 中国农村观察，2019（4）：128-144.

[2] 高佳，宋戈. 农村劳动力转移规模对农地流转的影响[J]. 经济地理，2020，40（8）：172-178.

[3] 杨子砚，文峰. 从务工到创业——农地流转与农村劳动力转移形式升级[J]. 管理世界，2020（7）：171-185.

[4] 赵思诚，许庆，刘进. 劳动力转移、资本深化与农地流转[J]. 农业技术经济，2020（3）：4-19.

[5] 刘同山，孔祥智，张云华. 兼业程度、地权期待与农户的土地退出意愿[J]. 经济与管理研究，2013（10）：71-78.

[6] 游和远，吴次芳. 农地流转、禀赋依赖与农村劳动力转移[J]. 管理世界，2010（3）：65-75.

[7] 孙玉娜，李录堂，薛继亮. 农村劳动力流动、农业发展和中国土地流转[J]. 干旱区资源与环境，2012，26（1）：25-30.

[8] 陈秧分，刘彦随，王介勇. 东部沿海地区农户非农就业对农地租赁行为的影响研究[J]. 自然资源学报，2010，25（3）：368-375.

[9] 洪炜杰，陈小知，胡新艳. 劳动力转移规模对农户农地流转行为的影响——基于门槛值的验证分析[J]. 农业技术经济，2016（11）：14-23.

[10] 李明艳，陈利根，石晓平. 非农就业与农户土地利用行为实证分析：配置效应、兼业效应与投资效应——基于2005年江西省农户调研数据[J]. 农业技术经济，2010（3）：41-51.

[11] 陈飞，翟伟娟. 农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究[J]. 经济研究，2015（10）：163-177.

[12] 钱忠好，王兴稳. 农地流转何以促进农户收入增加———基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济，2016（10）：39-50.

[13] Yan ,X. ,Bauer S. , Huo X.. Farm Size,Land Reallocation and Labour Migration in Rural China[J]. Population Space &Place , 2014，20（4）：303-315.

[14] 程令国，张晔，刘志彪. 农地确权促进了中国农村土地的流转吗[J]. 管理世界，2016（1）：88-98.

[15] 田传浩，方丽. 土地调整与农地租赁市场：基于数量和质量的双重视角[J]. 经济研究，2013（2）：110-121.

[16] 罗必良. 从产权界定到产权实施——中国农地经营制度变革的过去与未来[J]. 农业经济问题，2019（1）：17-31.

[17] 罗必良. 科斯定理：反思与拓展——兼论中国农地流转制度改革与选择[J]. 经济研究，2017（11）：178-193.

[18] 张锦华，刘进，许庆. 新型农村合作医疗制度、土地流转与农地滞留[J]. 管理世界，2016（1）：99-109.

[19] 郭以馨，代瑞熙，张莉琴. 新农保是否促进了兼业农户的土地转出—基于断点回归的分析[J]. 中国农业资源与区划，2020（6）：186-194.

[20] 陈旭峰，钱民辉. 农民工的资本状况对土地流转的影响研究[J]. 中共浙江省委党校学报，2012（2）：76-82.

[21] 侯建昀，霍学喜. 信贷可得性、融资规模与农户农地流转——以专业化生产农户为例[J]. 中国农村观察，2016（6）：29-39.

[22] 许泉，张龙耀，吴比. 信贷市场对农地流转市场发育的影响[J]. 华南农业大学学报（社会科学版），2016（4）：19-30.

[23] 李朝柱，石道金，文洪新. 关系网络对土地流转行为及租金的影响——基于强、弱关系网络视角的分析[J]. 农业技术经济，2020（7）：106-116.

[24] 贾晋，李雪峰，伍骏骞. 宗族网络、村干部经商经历与农地经营权流转[J]. 经济理论与经济管理，2019（2）：101-112.
[25] 何军，李庆. 代际差异视角下的农民工土地流转行为研究[J]. 农业技术经济，2014（1）：65-72.
[26] 徐建国，张勋. 农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展[J]. 管理世界，2016（7）：76-87+97.
[27] 江永红，程杨洋. 家庭负担是农地流转的约束吗？[J]. 农业技术经济，2019（4）：43-54.
[28] 朱文珏，罗必良. 劳动力转移、性别差异与农地流转及合约选择[J]. 中国人口·资源与环境，2020（1）：160-169.
[29] Roodman，D. Fitting fully observed recursive Mixed-Process Model with CMP[J]. The Stata Journal，2011，11（2）：159-206.
[30] 张景娜，张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自CFPS的微观证据[J]. 中国农村经济，2020（3）：57-77.
[31] 陈奕山. 人情：中国的一种农地租金形态[J]. 华南农业大学学报（社会科学版），2018，17（5）：94-103.
[32] 周泽宇，余航，吴比. 农业生产率测度、无效流转与土地再配置——基于一个“U形”关系的识别[J]. 经济科学，2019（6）：104-116.

The influence of labor transfer on transfer-in and transfer-out of agricultural land ——micro-investigation based on CFPS

MA Zhaoliang[1]，LIU Yuming[1]，QIN Yichuan[2]

（1. *Economics School*，*Anhui University*，*Hefei* 230000，*China*；2. *School of Management Science & Engineering*，*Shanxi University of Finance and Economics*，*Taiyuan* 030012，*China*）

Abstract：Originating from the labor transfer，this thesis studies influence between transfer-in and transfer-out of agricultural land，and verifies it by Chinese Family Panel Studies（CFPS）. The research shows that labor transfer will obviously affect the transfer-in and transfer-out of agricultural land. In addition，the labor transfer also has endogenous impact on the model of land transfer. Such endogeneity can be controlled by the highest education level in families as a instrumental variable，and its CMP estimation is still be of statistical significance. There is a prudent test on the model from paid transfer-out，as well as large-area transfer-in，and both results are of equal importance. Furthermore，a heterogeneity analysis from income level reflects that land transfer is most active among middle-income earners.

Keywords：Labor transfer；Land transfer-out；Land transfer-in；Instrument variable

（编辑：程俐萍）