

劳动力转移与农地流转:孰因孰果?

胡新艳, 洪炜杰

(华南农业大学 国家农业制度与发展研究院/经济管理学院, 广东 广州 510642)



摘要 已有研究并没有完全一致的证据表明劳动力转移和农地转出两者之间,究竟孰为因孰为果,在计量处理上对内生性问题也未给予足够关注并有效解决。本文采用广东、江西两省的农户调查数据和气候数据库数据,寻找农地流转和劳动力转移的有效工具变量,从互为因果的两个方向验证分析了农地流转和劳动力转移之间的关系,研究表明:农地转出不会显著影响劳动力转移,但劳动力转移显著影响农地转出。在明确两个变量之间因果关系作用方向的基础上,采用 Probit 模型的回归分析表明:在统计意义上,劳动力转移正向显著促进农地流转,但是从系数值看,劳动力转移比例增加 1%,农地转出增加仅为 0.264%,表明在经济意义上,劳动力转移对农地流转影响程度相对较弱。由此提出,促进我国农地流转集中及其农业规模经营发展,通过“人动驱动地动”仅是制度安排的一个方面,需匹配其他相关的政策制度一并形成合力才能发挥激励效应。

关键词 劳动力转移; 农地流转; 内生性; 工具变量

中图分类号: F 301 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2019)01-0137-09

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2019.01.016

农村劳动力转移、农地流转两大要素的流动与重组具有重要的效率意义,它直接关系到我国城镇化发展、农业规模经营及其城乡协调发展格局。改革开放以来,随着我国城市劳动力市场逐步放开,农村劳动力转移就业规模不断扩大;2009—2016年,农业就业人员以年均约 180 万的规模在递减^①。而与劳动力大量流动形成对比反差的是:农地流转市场发育相对滞后,我国小规模、细碎化、分散化的农业经营格局并未发生根本性的改变^[1]。截至 2015 年我国外出打工人数已达到 1.68 亿,而农地流转率仅为 28.8%^[2]。由此,“人动”与“地动”之间究竟是什么关系?“人动”能否驱动“地动”?“地动”是否反作用于“人动”?这一系列问题成为备受关注的焦点问题,但已有研究并未达成共识。

一、文献回顾

一种观点认为,劳动力转移能够促进农地流转。黄宗智指出,早期由于非农就业机会和市场的缺乏,农村劳动力被锁定或限制在农业生产部门,农地是农户赖以生存和就业的生产资料,他们在有限的土地上密集地投入劳动,通过过度劳动投入换取总产出的增加^[3]。随着城镇化的快速发展,非农就业机会不断增加,农业劳动力离开土地,形成农地流转的初始原因^[4]。依此逻辑,农村劳动力市场受到的限制越少,农村劳动力务农机会成本越高,劳动力向非农部门转移就越多;也就是说,非农劳动力市场越发育,劳动力转移越多,越促进农地流转^[5]。胡新艳认为,具有务工或务农异质性比较优势的农村劳动力一旦开始追求利润最大化,就会产生流转农地的意愿^[6]。以往部分实证研究也支持了上述观点。如 Kung 以同村其他村民小组的非农就业情况作为工具变量,研究发现非农劳动力市场发

收稿日期:2018-04-09

基金项目:国家社会科学基金重点项目“地权界定方式与农地流转效应”(18AJY017);广东省普通高校创新团队项目“中国农地制度改革创新:赋权、盘活与土地财产权益的实现”(2017WCXTD001);广东省哲学社会科学项目“先整合后确权”模式的生成逻辑及其农业转型效应(GD17XYJ06);广东省攀登计划(pdjha0075)。

作者简介:胡新艳(1972-),女,教授,博士;研究方向:农村组织制度与经济发展。

① 数据来源:根据农业农村部经管司《全国农村经营管理统计资料(2009—2016年)》整理得到。

育会显著促进农地流转市场发展^[7]。詹和平等利用江苏省 4 村 142 个农户数据的实证研究表明,农户家庭劳动力转移越多,则越可能转出农地^[8]。冷智花等基于 CFPS 全国调研数据的实证研究表明,农业劳动力有效转移是农地流转市场形成的必要条件^[9]。

然而,也有学者对上述观点提出了质疑。钱忠好指出,农村劳动力的非农转移加速并没有带来农地流转的加速以及农业规模化的同步提升。他认为,已有研究多侧重于从社会分工角度分析,而忽略家庭成员根据比较优势进行家庭内的分工。如果存在家庭内分工,意味着尽管存农户家庭中有劳动力进行非农就业转移,但仍有劳动力留在农村务农,因此并不一定导致农地流转,更为普遍的情形是农户经营的兼业化^[10]。江淑斌等指出,劳动力转移是否促进农地流转因农村劳动力转移的动力而异,农业收入下降推动的农村劳动力转移,抑制农户间比较优势发挥,抑制农地流转;而非农部门工资上涨拉动农村劳动力非农就业,促进农户间比较优势发挥,促进农地流转^[11]。陈秧分等则认为,劳动力转移和农地流转并非简单的线性关系^[12]。进一步地,洪炳杰等的研究则表明,农户劳动力转移是否能促进农地流转存在一个门槛值,如果农户劳动力转移比例小于门槛值 0.4,则劳动力转移并不会促进农地流转^[13]。

显然,关于劳动力转移是否会促进农地流转,已有研究尚未有定论,而且在计量研究方法的处理上也是有差异的,主要有两种情形:一类研究并没有考虑劳动力转移和农地流转之间可能存在的内生性问题,而是直接进行因果推断,方法上的严谨性不够。另一类研究注意到农村劳动力转移与农地流转两者之间可能存在互为因果的关系^[14],采用工具变量方法加以解决。为解决该内生性问题,已有研究通常的做法是:寻找劳动转移的工具变量,以临近其他单位(小组、村)平均劳动力转移比例作为工具变量^[7,15]。但是这一工具变量有效性的前提假设是同村其他乡劳动力转移情况仅影响到本村劳动力转移^[16-17],而不会影响到本村的农地流转。值得注意的是,第二个条件的满足具有时间阶段性特征。改革开放初期,我国政策规定“农地只能在村小组之内流转”^[18],因此,工具变量符合排他性约束的选择原则。但是随着我国对农地流转对象限制政策的放宽,农地流转半径不断扩大,已不再局限于村组内部时,就可能导致该工具变量的排他性约束条件得不到满足。中国农业政策研究中心的调查数据表明:1995 年、2000 年、2008 年农户可自行决定将农地流转给外村村民或其他经营主体的比例分别是 65%、68% 和 79%^[19]。

综上,劳动力转移和农地流转之间因果关系的有效分析需要明确两点:其一,需要明确两者之间是否存在互为因果的关系。因为在计量上只要一方显著影响另外一方,在方程中无论哪个变量作为自变量,系数都会显著,这需要借助工具变量法降低内生性可能造成的偏误。其二,工具变量的有效性与我国农地政策制度改革的阶段性特征相关,原来有效的工具变量在新的改革发展阶段可能变得不再有效,需要寻找新的工具变量。基于此,本文采取的分析策略是:

(1)以农地流转为自变量,劳动力转移为因变量,在控制内生性后,观察农地流转的系数,判断农地流转在剔除劳动力转移的内生影响部分后,外生部分是否会影响到劳动力转移。由于农地流转系数值存在是否显著的两种可能情况,因此,需要进行以下两种不同的处理方式。

(2)在控制内生性问题后,如果农地流转系数不显著,则说明农地流转不会影响劳动力转移,可以直接利用劳动力转移对农地流转进行回归,由此明确劳动力转移是否以及如何影响到农地流转。

(3)在控制内生性问题后,如果农地流转的系数仍然显著,说明在剔除农地流转中劳动力转移对农地流转影响部分后,农地流转外生部分仍然会影响到劳动力流转,那么需要寻找劳动力转移的工具变量才能无偏估计劳动力转移对农地流转的影响。

实际上,为了结论的严谨性,本文分别为农地流转和劳动力转移寻找有效的工具变量,从互为因果的两个方向全面分析该问题,以确保研究结论的稳健性。

二、数据来源、模型设置与变量选择

1. 数据来源

本研究使用两套数据。第一套数据是农户调查数据,来源于课题组 2014 年年底到 2015 年春节期

间对广东、江西两省农户的入户抽样调查;调查范围包括广东省的 15 市、江西省的 11 市。选择在春节调查是考虑期间有农民工大量返乡,这有利于对家庭信息、土地信息和非农就业信息的获得,尽量保证调查信息的准确性;问卷采用访员入户的面对面半结构化访谈的方式进行,共调研农户 1 200 户,发放问卷 1 200 份,回收 1 151 份,满足本研究的有效样本为 1 133 个,问卷有效率为 94.44%。第二套数据是问卷调查所涉及样本市的 2013 年每月降雨天数的数据,来源于天气网(www.tianqi.com)。该网站收录了从 2011 年起国内 2 500 个市(县)天气信息的历史数据。

2. 模型设置和变量选择

在研究劳动力转移是否影响农地流转之前,先讨论两者之间是否存在内生性问题无疑是有益的。研究设置两个基本模型,其中,模型(1)用于分析农地流转是否会影响劳动力转移,模型(2)则用于分析劳动力转移是否会影响农地流转。

$$migration_i = \delta transfer_i + X_i' \beta_1 + \mu_i \quad (1)$$

$$transfer_i = \varphi migration_i + X_i' \beta_2 + \mu_i \quad (2)$$

式(1)和(2)中, $migration_i$ 表示农户 i 劳动力转移,以非农就业劳动力占家庭劳动力总量之比衡量, $transfer_i$ 表示农户 i 是否有农地流转,衡量指标为农户是否有农地转出, X_i' 是控制变量。参考以往相关研究,本文的控制变量包括:(1)到县城时间。到县城时间能够衡量农户的经济区位,可能影响到农产品销售的价格进而影响到农地的流转情况,该变量也代表农户非农就业的迁移成本,可能影响到农户劳动力转移。(2)种粮补贴发放方式。种粮补贴究竟发放给实际种粮的人还是给农地承包经营权所有者,关系到农地流转后是否能够获得补贴,同时也关系到农业实际种植者的务农收益,与非农转移机会成本相关,故给予控制。(3)承包地面积和农地租金。承包地面积衡量的是农户务农的资源禀赋特征,而农地租金在一定程度上能够衡量农地市场的发育情况,同时也是农地流转的收益和成本,给予控制。此外,参考洪炜杰等^[13]、钱龙等^[20]、吴巍等^[21]的研究,进一步控制农户家庭特征。所有变量的基本情况见表 1。

表 1 变量的基本情况

N = 1 133

变量	赋值	均值	标准差	最小值	最大值
劳动力转移	非农就业劳动力/劳动力总数	0.437	0.348	0	1
农地转出	是=1;否=0	0.205	0.404	0	1
到县城时间	实际小时数	0.851	0.568	0.060	5
种粮补贴发放方式	发放给实际种植者:是=1;否=0	0.390	0.488	0	1
承包地面积	实际亩数	3.926	5.804	0	150
农地租金(取对数)	实际租金取对数	3.950	2.800	0	8.990
劳动力总数	实际人数	3.411	1.471	0	20
妇女劳动力比例	妇女人数/劳动力总数	0.440	0.172	0	1
家庭负担比	(16岁以下人数+70岁以上人数)/家庭总人数	0.220	0.210	0	1
家庭收入水平	1万及以下=1;(1,3]万=2;(3,5]万=3; (5,10]万=4;10万以上=5	2.735	1.187	1	5
农业收入占比	农业收入占家庭收入比例/%	32.402	32.503	0	100

三、农地转出对劳动力转移的影响分析

考虑到劳动力转移与农地流转之间可能存在内生性问题,即农地流转会反过来促进劳动力转移,所以这部分先分析农地流转是否会促进劳动力转移。

1. 基准回归结果

由于被解释变量“劳动力转移比例”介于[0,1]区间,所以表 2 中的模型 1 采用双受限数据的 Tobit 模型进行估计;考虑到 Tobit 回归对于边际效应的计算较为复杂,而且劳动力转移比例本身不是删失数据,所以采用 OLS 的回归结果作为分析结果的参照。对于计量模型的这种处理方式,Angrist 等指出,OLS 估计的系数和 Tobit 模型求解的边际效应值差别很小,能被广泛采纳和认可^[22]。表 2 中 Tobit、OLS 两个模型估计出来的系数作用方向和显著性都基本一致,进一步证实了 Angrist 等的

观点。

模型 2 的结果显示,农地转出变量的系数为 0.187,在 1%的水平上显著,这表明相对于没有转出农地的农户而言,转出农户的劳动力转移比例高 18.7%。控制变量的系数值作用方向及其显著性基本符合理论预期,且非本文讨论的重点,限于篇幅,不展开讨论。然而,由于农地转出和劳动力转移之间可能存在内生性,因此仍不能根据目前的模型结果进行有效的因果推断。

表 2 农地转出对劳动力转移影响的基准回归结果

变量	被解释变量:劳动力转移			
	模型 1(Tobit)		模型 2(OLS)	
	系数	标准误	系数	标准误
农地转出	0.345***	0.043	0.187***	0.024
到县城时间	0.096***	0.030	0.0542***	0.017
种粮补贴	-0.185***	0.035	-0.110***	0.020
承包地面积	-0.026***	0.005	-0.007***	0.002
租金(对数)	-0.020***	0.006	-0.012***	0.003
劳动力总数	0.072***	0.012	0.038***	0.007
妇女劳动力比例	-0.288***	0.099	-0.161***	0.056
家庭负担比	-0.070	0.082	-0.029	0.046
家庭收入水平	0.034**	0.015	0.015*	0.009
农业收入占比	-0.002***	0.001	-0.001***	0.000
截距项	0.358***	0.089	0.422***	0.050
Prob>chi2/F	0.000 0		0.000 0	
N	1 133		1 133	
Pseudo R ²	0.108		0.174	

注:***、**和*表示变量在 0.01、0.05 和 0.1 的水平上显著,后表同。

2. 工具变量选择与回归结果

(1)工具变量的选择。依据工具变量选取的满足相关性和排他性原则^[23],本文以农户数据调研前一年即 2013 年各市每月的降雨天数作为农地流转的工具变量,其依据在于:农业生产的根本特点是自然再生产与经济再生产的交织。从气象学的相关文献知,天气因素中降雨天数不仅会影响到农作物的生长情况^[24-25],而且由于多数农户都是露天作业,下雨的天数也会影响到农户务农的辛苦程度及其劳动成本,进而影响到农户自我耕种还是转出农地的行为选择。但是相比较而言,劳动力转移行为受天气情况影响的可能性小,而且所使用的是调研前一年的天气数据,对农户劳动力转移行为的影响程度更小。

为了找出降雨天数和农地流转关系最大的月份,参考黄桂东等^[25]、赵桂涛等^[26]研究气候变化对粮食产量的做法,用各个月降雨天数对农地转出进行回归,同时为了避免弱工具变量(Weak instruments)导致估计系数有偏问题^[22],本文参照 Stock 等^[27]提出的观察最小特征根方法进行判断;最小特征根等价于 F 统计值,该值越大,出现弱工具变量问题的可能性越小。综上,通过比较 2013 年各市每月降雨天数(工具变量)对农地转出影响系数的显著性和 F 统计量(见表 3),确定选择 2013 年五月份降雨天数作为农地流转的工具变量。实际上,5 月正值立夏前后,此时夏收作物进入生长后期,水稻栽插以及其他春播作物的管理也进入了大忙季节,而有的作物已进入了如火如荼的采收期,太少的雨天不利于作物生产,而过多的雨天不仅导致作物的湿害,还会引起多种病害的流行^①。在传统的耕作模式下,露天作业仍然是主要的种植方

表 3 第一阶段的回归系数及 F 值

工具变量(降雨天数)	系数	标准误	F 值
1 月	0.006**	0.003	6.65
2 月	0.005**	0.002	6.292
3 月	0.004	0.005	0.6042
4 月	-0.018***	0.006	11.83
5 月	-0.020***	0.004	28.25
6 月	-0.018***	0.004	12.47
7 月	-0.006***	0.002	16.33
8 月	-0.010***	0.003	12.50
9 月	-0.008*	0.004	3.25
10 月	0.018	0.011	2.59
11 月	-0.022***	0.005	17.13
12 月	-0.007	0.011	0.33
2013 年全年	-0.003***	0.001	18.26

① 中国气象局 http://www.cma.gov.cn/2011xzt/2017zt/2017_24st/lx/jqns/201705/t20170502_408816.html.

式,雨天的多少直接影响到农户自我耕作的成本,所以五月份的降雨天气会影响农户是否转出农地。

为了更直观地观察工具变量选择的有效性,我们以镇为单位,统计各镇的农地流转比例和劳动力非农就业比例,绘制成图 1。图 1 的左图展示的是 2013 年五月份降雨天天数和 2014 农地流转比例的关系,右图是 2013 年五月份降雨天天数和 2014 年劳动力非农比例的关系。从图 1 可以看出,随着 2013 年五月份降雨天的增加,农地流转比例减少,两者负向相关。但是随着 2013 年五月份降雨天数的增加,2014 年劳动力转移比例几乎保持不变。由此初步认定,2013 年五月份降雨天天数符合工具变量选择的基本要求。

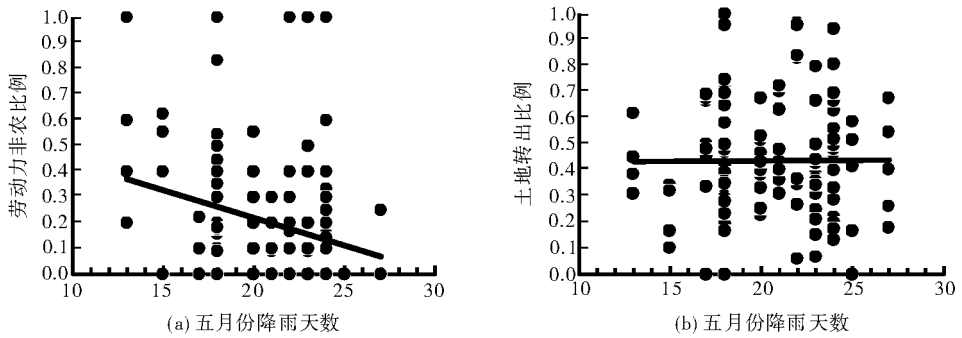


图 1 五月份降雨天数与劳动力非农就业及农地流转散点图

(2)工具变量回归结果。采用 2013 年当地五月份降雨天数作为农地流转的工具变量,对农地转出和劳动力转移两者之间的关系进行工具变量法的回归(见表 4)。

从第一阶段回归结果看,2013 年五月份降雨天数变量的系数为-0.020,显著程度非常高,说明 2013 年五月份降雨天数会显著影响 2014 年农地的转出可能性。实际上,每年 5 月是农作物生长的关键季节,所以 5 月的天气情况可能显著影响农户务农收入,影响到农地转出概率。第二阶段分别使用 2SLS 和 GMM 两种估计方法进行估计^[28],结果表明,控制内生性后,农地转出并不显著影响劳动力转移比例。这说明,农地转出并非劳动力转移的原因。其原因可能在于:农地是农民最重要的生产资料,不仅具有生产功能,而且具有失业保障等多重功能,而且土地被誉为农民的命根子,是人格化财产^[2],所以农民在实现稳定的非农就业之前,将农地流转出去的可能性较低。

表 4 农地转出对劳动力转移的工具变量回归结果

第一阶段	农地转出	第二阶段	劳动力转移比例			
			2SLS	GMM	2SLS	OLS
		农地转出	-0.048 (0.156)	-0.048 (0.146)	-0.054 (0.146)	0.193*** (0.024)
五月份降雨天数	-0.020*** (0.003 8)	五月份降雨天数	—	—	—	0.005 (0.003)
其他控制变量	YES	其他控制变量	YES	YES	YES	YES
Shea partial R ²	0.025	Wald F 统计量	28.160	26.140	14.090	—
		DWH 检验	2.890*	—	3.040*	—
		GMMC 检验	—	2.900*	—	—
		过度识别检验	—	—	1.050	—
N	1 133	N	1 133	1 133	1 133	1 133
R ²	0.038 8	R ²	0.101	0.101	0.097	0.176

注:括号中的数字为标准误;后表同。

合适的工具变量模型必须通过一系列检验。DWH 检验和 GMMC 检验显示农地转出是内生性变量,有使用工具变量法的必要。从 Wald F 统计量看,两个模型的 F 值都超过经验值 10,经验上可以拒绝五月份降雨天数是一个弱工具变量的原假设。为了考察工具变量对于劳动力转移变量的外生性,即保证 2013 年五月份降雨天不会直接影响 2014 年的劳动力非农就业转移,第二阶段的第三列加入全年降雨天数作为另一个工具变量进行过度识别检验,结果不拒绝“所有工具变量都是外生”的原假设,所以认为,五月份的降雨天数作为工具变量是外生的。谨慎起见,本文以劳动力转移比例作为

被解释变量,将农地转出和 2013 年五月份降雨天数纳入模型中分析,计量结果显示:五月份降雨天数不显著影响劳动力转移,由此进一步验证该变量的外生性。综上,说明该工具变量是合适的,工具变量法的结论可信度较高,即农地转出不直接影响劳动力转移。

四、劳动力转移对农地转出的影响分析

前文农地流转对劳动力转移影响的实证结果表明,农地转出并不会促进农户劳动力转移,即劳动力转移是农地转出的外生变量,可以直接利用 Probit 模型分析劳动力转移对农地转出行为的影响。

1. 基准回归结果

表 5 是劳动力转移对农地转出影响的 Probit 模型回归结果。劳动力转移变量的边际效应为 0.264,且在 1%水平上显著;从统计意义上看,劳动力转移对于农地转出的影响是显著的,但从系数值的大小看,劳动力转移比例增加 1 个百分点,仅使得农地转出的可能性增加 0.264 个百分点,因此,从经济学意义上看,劳动力转移

表 5 劳动力非农就业对农地转出的影响

变量	被解释变量:农地转出(Probit)			
	系数	标准误	边际效应	标准误
劳动力转移比例	1.746***	0.235	0.264***	0.033
其他控制变量	YES			
N	1 133			

注: Pseudo R²=0.066 1, Prob>chi²=0.000;表 7 同。

对于农地流转市场发育的作用强度是相对有限的。这一结论对理解“农地流转市场发育滞后于劳动力非农就业市场”现象提供了经验证据。

2. 稳健性分析:以打工代数为劳动力转移的工具变量

在验证农地转出不构成劳动力转移的原因时,采用 2013 年五月份降雨天数作为工具变量,可能存在的问题是:天气情况可能并非是通过农地流转劳动力转移,导致工具变量并非严格外生。基于严谨性考虑,本文做以下稳健性检验分析:(1)将农地转出和工具变量一起放到模型中分析,如果工具变量变得不显著,说明工具变量对被解释变量的影响是通过农地转出的途径发挥作用的。(2)从反向因果角度,以家庭打工代数作为劳动力转移的工具变量,利用二阶段最小二乘法和 IV-Probit 模型分析劳动力转移对农地转出的影响,进一步验证劳动力转移相对于农地转出是否是外生变量。

第一阶段回归结果显示,打工代数的系数为 0.112,在 1%的水平上显著,说明打工代数会显著促进劳动力转移比例;在外生性检验中,将打工代数和劳动力转移比例一起放入农地转出方程,并利用 Probit 进行回归发现,打工代数并不显著,而劳动力转移比例的显著性很高,说明打工代数仅通过劳动力转移作用于农地转出。从作用逻辑和计量结果看,第一阶段模型的 F 值为 64.123,表明经验上打工代数不是弱工具变量,是一个合格的工具变量。

从第二阶段的 OLS 和 IV-Probit 回归结果发现,劳动力转移比例的系数显著为正,说明劳动力转移会显著提高农地转出的可能性。然而 2SLS 的 DWH 检验和 IV-Probit 的 Wald 检验 p 值分别为 0.828 和 0.990,显著性水平极低,没法拒绝原方程都是外生变量的原假设。所以,可以认为劳动力转移相对于农地转出是外生变量,没有使用工具变量的必要,表 4 和表 5 的主要结论是稳健的。实际上,比较表 5 计量结果的劳动力转移变量的边际效应(0.264)和表 6 中 OLS 估计的边际效应(0.265),发现两个系数值非常接近,进一步验证了结论的稳健性。

表 6 工具变量的计量结果

变量	第一阶段	第二阶段		外生性检验 农地转出 (Probit)
	劳动力转移比例 (OLS)	农地转出 (2SLS)	农地转出 (IV-Probit)	
劳动力转移比例	—	0.265*(0.148)	1.115** (0.550)	0.975*** (0.136)
打工代数	0.112*** (0.0133)	—	—	0.0156(0.063)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES
Shea partial R ²	0.057	—	—	—
F	64.123	—	—	—
P-value of DWH test	—	0.828	—	—
P-value of Wald test	—	—	0.990	—
N	1 133	1 133	1 133	1 133
R ²	0.171	0.076	0.031	0.065

五、进一步实证检验

1. 劳动力转移工具变量选择问题

本文未直接使用同镇除本村外劳动力转移比例(简称 IV 劳动力转移)作为工具变量的原因在于:现阶段将农地流转地域范围限制在本村内的规定是不存在的,现实中农地跨村流转越来越普遍^[19]。在这种情况下,其他村的劳动力转移可能会影响到本村的农地流转,即 IV 劳动力转移会直接影响农地转出,因此不符合工具变量的外生性质。为了证明该作用逻辑是否存在,我们把劳动力转移和 IV 劳动力转移以及其他控制变量一并放入模型中,利用 Probit 模型进行估计,结果见表 7。从表 7 可知,IV 劳动力转移变量的系数在 5%水平上显著,即它会直接影响到农地转出行为。这说明同镇其他村的非农就业行为会影响到本村农户的农地转出行为,该变量不是合适的工具变量。

2. 第一阶段模型设置

考虑到 2013 年五月份降雨天数作为工具变量,对农地流转的影响可能不是线性的,即降雨天数和农地流转之间可能存在 U 型关系或者倒 U 型关系,那么前文表 4 的第一阶段模型设置可能是不恰当的。所以,本文使用五月份降雨天数、五月份降雨天数的平方两个变量作为工具变量,进一步检验如果改变第一阶段方程形式,是否会影响已有的结论。表 8 的回归结果显示,第一阶段模型中降雨天数及其平方两个变量的系数均显著,并且在第二阶段模型中通过了各种检验,所以五月份降雨天数和五月份降雨天数的平方是合适的工具变量。从第二阶段模型的结果看,农地转出并不会显著影响劳动力转移。这和表 4 得到的结论是一致的。

表 8 已有计量结论的稳健性讨论

N = 1 133

第一阶段	农地转出	第二阶段	非农就业比例		
			2SLS	GMM	OLS
五月份降雨天数	-0.129*** (0.041)	农地转出	-0.030 (0.135)	-0.033 (0.135)	0.194*** (0.024)
降雨天数平方	0.003*** (0.001)	五月份降雨天数	—	—	0.022(0.032)
其他控制变量	YES	降雨天数平方	—	—	-0.000(0.001)
Shea partial R ²	0.031	其他控制变量	YES	YES	YES
		Wald F 统计量	17.902	13.760	—
		DWH 检验	2.940*	—	—
		GMM C 检验	—	3.010*	—
		过度识别检验	0.079	0.080	—
R ²	0.045	R ²	0.111	0.110	0.176

3. 更换农地转出变量的回归结果

农地是否转出可能不能全面测度农户转出行为,本文进一步考虑利用农地转出比例衡量农户农地转出行为。结果如表 9 所示,第一阶段回归结果表明五月份降雨天数和农地转出比例显著负相关,而打工代数 and 劳动力转移比显著正相关。第二阶段回归结果显示,农地转出比例的增加并不会显著

表 9 替换农地流转变量的回归结果

N = 1 133

第一阶段	农地转出比例	第二阶段	劳动力转移比例
五月份降雨天数	-0.008*** (0.002)	农地转出比例	-0.162(0.383)
其他控制变量	控制	Wald F 统计量	13.577
—	—	DWH 检验	2.88*
—	—	R ²	0.0235
第一阶段	劳动力转移比例	第二阶段	农地转出比例
打工代数	0.111*** (0.139)	劳动力转移比例	0.216** (0.090)
其他控制变量	控制	Wald F 统计量	63.194
—	—	DWH 检验	0.934
—	—	R ²	0.108

促进劳动力非农转移,而劳动力非农转移会显著促进农地转出比例的增加。计量结果和前文是基本一致的。

六、结论与讨论

农村劳动力转移和农地流转直接关系到转型期我国农业规模经营的发展及其城乡协调发展格局。但已有研究对于两者之间存在怎样的因果关系,并没有得到一致的结论,而且在计量处理上对内生性问题也未给予足够关注并得到有效解决。本文力图寻找农地流转和劳动力转移的有效工具变量,从互为因果的两个方向全面验证分析农地流转和劳动力转移之间关系,以确保研究结论的稳健性。得到的基本结论是:

(1)农地流转并不构成劳动力转移的原因,即农地转出并不会直接影响到劳动力转移,但劳动力转移是农地流转的原因。这一结论支持了“农地流转市场并非完全的要素市场,农地对于农民不仅是就业保障,而且具有生存保障等多重功能”的观点。正是由于农地对于农民的多重功能性,导致农户很少在农地转出之后再寻找非农就业转移机会,而是在实现非农就业转移之后才选择转出农地。

(2)从统计意义上看,劳动力转移对农地转出行为在 1%水平上是正向显著的,但从经济学意义层面看,“人动”驱动“地动”的作用强度有限;因为劳动力转移比例提高 1%,仅促使农地转出的可能性提高 0.264%。这一计量结果对理解农地流转市场发育滞后于劳动力非农就业市场的现象提供经验证据。

由此得出政策启示:(1)关注降水、气温等气候变化因素对农地流转市场的影响。以往关于农地流转市场发育的研究要么关注农业补贴、农地确权等的政策层面的影响,要么关注非农就业等市场因素层面的影响,但缺少从自然气候因素,如降水情况、温度变化的角度的分析。由于我国目前农业生产尤其是大田作物主要以露天耕种为主,仍保持着较为传统的耕作模式。这意味着气候变化不仅会影响到农作物的生产情况,同时也会影响到农户务农的“痛苦”程度及其劳动成本,进而影响到农地流转市场的发育。从这一角度看,有待进一步深入研究气候变化成本驱动的农地要素市场发育及其影响机制。(2)在稳定农村劳动力非农就业的同时,寻找激励农地流转的其他相关政策工具。在缺少非农收入来源的情况下,农地往往是农户生存的经济来源,通过促进非农就业,增加农户经济来源多样性,有利于降低农户对农地的依赖程度,从而诱导农地市场发育。这意味着,农地流转市场的发育有赖于农村劳动力非农就业的稳定性。然而,本文研究也发现,劳动力非农转移对农地流转尽管存在显著的促进作用,但是系数相对较小。所以,我国仅立足于非农就业转移促进农地流转来推进农业规模经营是不够的,需匹配其他相关的政策制度一并形成合力发挥激励效应。

参 考 文 献

- [1] 许庆,田士超,徐志刚,等.农地制度、土地细碎化与农民收入不平等[J].经济研究,2008(2):83-92.
- [2] 罗必良.农地流转的市场逻辑——“产权强度-禀赋效应-交易装置”的分析线索及案例研究[J].南方经济,2014(5):1-24.
- [3] 黄宗智.华北的小农经济与社会变迁[M].北京:中华书局,2012.
- [4] 贺振华.农户外出、农地流转与土地配置效率[J].复旦学报(社会科学版),2006(4):95-103.
- [5] 姚洋.非农就业结构与土地租赁市场的发育[J].中国农村观察,1999(2):18-23.
- [6] 胡新艳.促进我国农地流转的整体性政策框架研究[J].调研世界,2007(9):13-16.
- [7] KUNG K. Off-farm labor markets and the emergence of land rental markets in Rural China[J]. Journal of comparative economics, 2002, 30(2): 395-414.
- [8] 詹和平,张林秀.家庭保障、劳动力结构与农户农地流转——基于江苏省 142 户农户的实证研究[J].长江流域资源与环境,2009(7):658-663.
- [9] 冷智花,付畅俭,许先普.家庭收入结构、收入差距与农地流转——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的微观分析[J].经济评论,2015(5):111-128.

- [10] 钱忠好. 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[J]. 中国农村经济, 2008(2): 52-55.
- [11] 周娟. 土地流转与规模经营的重新解读: 新型农业服务模式的发展与意义[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2017(4): 88-93.
- [12] 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(3): 368-375.
- [13] 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.
- [14] WILLMORE L, CAO G, XIN L. Determinants of off-farm work and temporary migration in China[J]. Population and environment, 2012, 33(2-3): 161-185.
- [15] CHE Y. Off-farm employments and land rental behavior: evidence from Rural China[J]. China agricultural economic review, 2015, 8(1): 37-54.
- [16] ROZELLE S, GUO L, SHEN M, et al. Leaving China's farms: survey results of new paths and remaining hurdles to rural migration[J]. China quarterly, 1999, 158(158): 367-393.
- [17] ZHAO Y. Leaving the countryside: rural-to-urban migration decisions in China[J]. American economic review, 2001, 89(2): 281-286.
- [18] LOHMAR B, ZHANG Z, SOMWARU A. Land rental market development and agricultural production in China[C]. Annual meetings of the American Agricultural Economics Association, Chicago: 2001.
- [19] 黄季焜, 郜亮亮, 冀县卿, 等. 中国的土地制度、农地流转和农地投资[M]. 上海: 格致出版社, 2012.
- [20] 钱龙, 洪名勇. 非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于 CFPS 的实证分析[J]. 中国农村经济, 2016(12): 2-16.
- [21] 吴巍, 张安录. 农地流转影响因素研究——基于河南省 4 市 625 份农户调查[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2016(4): 107-113.
- [22] ANGRIST J, PISHKE J. Mostly harmless econometrics[M]. New Jersey: Princeton University Press, 2009.
- [23] 伍德里奇. 横截面与面板数据的计量经济学分析[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2016.
- [24] 李玉林. 自然降雨量与水稻产量的关系[J]. 气象, 1997(2): 38-40.
- [25] 黄桂东, 陈波, 赖小红. 黔南降水量与粮食产量的关系[J]. 贵州气象, 2016(6): 64-66.
- [26] 赵桂涛, 刘中聚, 冯尚宗, 等. 基于气象因素的临沂水稻产量评估预测模型[J]. 江西农业学报, 2016(10): 71-74.
- [27] STOCK J, YOGO M. Testing for weak instruments in linear IV regression[M]// ANDREWS W K D, STOCK J H. Identification and inference for econometric models: essays in honor of Thomas. Cambridge: Cambridge University Press, 2005: 80-108.
- [28] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 2 版. 北京: 高等教育出版社, 2014.

(责任编辑: 陈万红)