



价格理论与实践  
Price: Theory & Practice  
ISSN 1003-3971, CN 11-1010/F

## 《价格理论与实践》网络首发论文

题目：中国农户劳动力转移与土地流转决策研究  
作者：杜鑫，李丁  
DOI：10.19851/j.cnki.CN11-1010/F.2022.02.051  
网络首发日期：2022-04-21  
引用格式：杜鑫，李丁. 中国农户劳动力转移与土地流转决策研究[J/OL]. 价格理论与实践. <https://doi.org/10.19851/j.cnki.CN11-1010/F.2022.02.051>



**网络首发：**在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

**出版确认：**纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

# 中国农户劳动力转移与土地流转决策研究

**内容提要:**推进农村劳动力转移和土地流转,对于全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化具有重要意义。本文在多要素联合决策的分析框架下,考虑农村劳动力转移的两种不同形式及其不同的劳动力损失效应,研究农户劳动力转移与土地流转决策的影响因素以及两者之间的关系。研究发现:包括非农就业报酬、土地流转租金在内的要素价格与农户要素禀赋对农户劳动力转移和土地流转决策具有显著影响;农户劳动力转移和土地转出行为之间具有显著的正相关性;由于两种劳动力转移形式的劳动力损失效应不同,就地转移与土地转出之间的正相关性较弱,而异地转移与土地转出之间的正相关性相对较强。这一研究结论为推进农村劳动力市场和土地市场协调发展提供了理论依据。

**关键词:**劳动力转移 就地转移 异地转移 土地流转

DOI:10.19851/j.cnki.CN11-1010/F.2022.02.051

在完成脱贫攻坚任务、全面建成小康社会之后,全面推进乡村振兴、加快实现农业农村现代化成为新发展阶段的一项重大任务。2021年“中央一号文件”对全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化做出了具体部署,“加快打通城乡要素平等交换、双向流动的制度化通道”和“鼓励发展多种形式适度规模经营”被列为其中的重要内容<sup>①</sup>,而农村劳动力转移是城乡要素平等交换、双向流动的重要表现形式之一,土地流转则是发展适度规模经营的应有之义。因此,推进农村劳动力转移和土地流转,对于全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化具有重要意义。改革开放之后,特别是进入21世纪以来,农村劳动力转移规模不断扩大,土地流转日趋频繁。从微观层次上考察农户劳动力转移与土地流转的决策机制,有助于加深对农户生产要素配置决策及其对农民生产收入影响的理解,从而为解决“三农”问题提供有益的思路。

## 一、相关研究文献评述

国内外学术界对于中国农村生产要素市场的发展给予了高度关注,并形成了丰富的关于农户要素市场参与决策的研究成果。从分析框架来看,已有文献大都属于单要素决策研究,即研究农户一种生产要素的配置决策。一部分文献发现:农户要素禀赋、非农就业报酬、人力资本、社会资本、土地市场发育等因素会对农户劳动力转移决策产生影响(Zhao,1999;Kung and Lee,2001;杜鑫,2010;胡新艳和洪炜杰,2019);另外一部分文献则发现:农户要素

禀赋、家庭劳动力转移行为、人力资本、土地流转价格、劳动力市场发育程度、农地产权制度及农地市场发育等因素会对农户土地流转决策产生影响(Yao,2000;Jin and Deininger,2009;程令国等,2016;何欣等,2016;杨子砚和文峰,2020;Zhou et al.,2020)。上述研究有助于加深对中国农村生产要素市场的理解,但也在不同程度上存在以下问题:第一,从单要素决策研究难以完整准确地理解农户生产要素配置决策的本质和全貌。单要素决策研究不符合农户多要素联合决策的理论逻辑,具有内在理论缺陷。第二,由于上述理论缺陷,单要素决策框架下的经验研究大都存在模型误设及不同程度的估计偏误。

与上述研究相比,多要素联合决策研究不仅数量稀少,仅有Feng and Heerink(2008)、杜鑫(2013),而且也存在一些重要缺陷,主要表现在Feng and Heerink(2008)只考察了农村劳动力转移的其中一种形式——异地转移或劳动力迁移与土地转出行为的联合决策;杜鑫(2013)关于农户多要素联合决策的经济计量分析存在估计偏误、异方差性等问题;二者也都没有考虑到农村劳动力转移的不同形式——就地转移和异地转移及其对农户家庭农业生产所产生的不同的劳动力损失效应。鉴于此,本文拟在农户多要素联合决策的分析框架下,同时考虑劳动力转移的两种不同形式及其不同的劳动力损失效应,考察农户劳动力转移和土地流转决策的影响因素及二者之间的关系,在进一步丰富农户多要素联合决策研究的同时,对已有的研究成果实现拓

①《中共中央国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》,北京:《人民出版社》,2021年。

展和深化,这也是本文的研究重点和主要创新之处。

## 二、中国农户劳动力转移与土地流转联合决策的理论分析

改革开放以来,中国农村出现了大规模的劳动力转移和土地流转活动。从宏观数据来看,根据有关统计数据,2020年农民工总量达到28560万人。其中,本地就业农民工11601万人,外出就业农民工16959万人<sup>①</sup>。截至2018年,全国集体所有耕地总面积为159332万亩。其中,家庭承包耕地流转面积达53902万亩,所占比例约为三分之一<sup>②</sup>。从微观数据来看,根据2015年中国家庭金融调查(CHFS2015),农户参与劳动力转移和土地流转市场的广度和深度都达到了较高的水平。根据表1,在全部12253个农户样本中,有4847个农户样本参与了劳动力转移活动,其中就地转移农户3667个,异地转移农户1263个,转移农户、就地转移农户、异地转移农户占全部农户样本的比例分别为39.56%、29.93%和10.31%,户均转移劳动力分别为1.46人、1.48人和1.59人,占户均劳动力人数的比例分别达到50.65%、49.19%和57.24%。根据表2,在全部12253个农户样本中,土地转出户、土地转入户和自给自足户分别为2387个、1424个和8442个,分别占19.48%、11.62%和68.90%;土地转出户和土地转入户的流转土地面积分别为4.91亩和13.51亩,分别占其户均承包土地面积的87.68%和130.76%。

表1 样本农户对劳动力转移活动的参与状况

	全部农户	转移农户	就地转移农户	异地转移农户
户数	12253	4847	3667	1263
农户所占比例(%)	100.00	39.56	29.93	10.31
户均劳动力(人)	2.51	3.15	3.24	3.05
户均转移劳动力(人)	0.58	1.46	1.48	1.59
户均就地转移劳动力(人)	0.42	1.06	1.40	0.22
户均异地转移劳动力(人)	0.16	0.40	0.08	1.37
户均转移劳动力占比(%)	22.23	50.65	49.19	57.24
户均就地转移劳动力占比(%)	15.56	35.43	46.84	6.33
户均异地转移劳动力占比(%)	6.67	15.22	2.35	50.91

注:在全部12253个农户样本中,占比为0.68%的83个农户样本同时参与了就地转移与异地转移,使得就地转移农户与异地转移农户的户数与比例之和均大于转移农户的户数与比例  
数据来源:根据2015年中国家庭金融调查(CHFS)计算而得

表2 样本农户对土地流转市场的参与状况

	全部农户	土地转出农户	土地转入农户	土地自给自足农户
户数(个)	12253	2387	1424	8442
农户所占比例(%)	100	19.48	11.62	68.90
户均承包土地(亩)	6.45	5.60	10.33	6.04
户均转出土地(亩)	0.96	4.91	0	0
户均转入土地(亩)	1.57	0	13.51	0
户均转出土地/户均承包土地(%)	18.56	87.68	0	0
户均转入土地/户均承包土地(%)	27.37	0	130.76	0

注:由于部分土地转出农户举家迁移造成土地转出农户可能存在抽样比例偏低的问题,全部农户的户均转出土地面积及其占户均承包土地面积的比例均低于户均转入土地面积及其比例

数据来源:根据2015年中国家庭金融调查(CHFS)计算而得

自20世纪80年代初期实行家庭承包制改革之后,中国农村住户已经成为一个拥有自主决策权的独立经济主体。在市场经济体制下,每一个拥有劳动、土地等多种生产要素的农户都是一个理性的决策主体,其生产要素配置决策的主要内容是:在既定的产品市场(包括农产品市场和非农产品市场)、要素市场(包括劳动市场、土地市场)环境下,根据其自身所拥有的劳动、土地等生产要素禀赋和家庭偏好,做出各种生产要素的配置决策,以满足其收入最大化或效用最大化的目标。在中国农村地区,农户面临一个外生的劳动力非农就业市场。同时,囿于农地产权制度的制约,农户对承包农地拥有承包经营权,农户对其承包地可以选择自营或流转,农村地区由此而形成了一个土地流转市场,并且这个土地流转市场对于单个农户来说也是外生的。由此,作为一个拥有多种生产要素禀赋的独立经济主体,农户根据既定的要素市场与产品市场价格水平、要素资源禀赋和家庭偏好,其全部劳动要素在农业部门自我就业和非农部门转移就业之间、全部土地要素在自营和流转之间进行统一的最优配置决策;作为统一的最优生产要素配置决策的一部分,农户劳动力转移决策和土地流转决策之间必然是相互关联的(Feng and Heerink,2008;杜鑫,2013)。

由于家庭农业生产函数的性质决定了农业生产劳动、土地等各要素投入之间存在正相关性,而农户土地转出(转入)意味着家庭农业生产土地要素投入的减少(增加),劳动力转移意味着家庭农业生产劳动要素投入的减少,由此导致农户的土地转出决策与其劳动力转移决策之间同样存在正相关性,土地转入决策与其劳动力转移决策之间则存在负相关性(Feng and Heerink,2008;杜鑫,2013)。

农户劳动力转移从事非农就业,降低了家庭农业生产中的劳动要素投入,即存在所谓的劳动力损失效应(the lost-labor effect)。但是,不同形式的劳动力转移对于家庭农业生产所产生的劳动力损失效应也是不同的。具体来说,就地转移劳动力对家庭农业生产的负面影响较小,所产生的劳动力损失效应较小;异地转移劳动力对家庭农业生产的负面影响较大,所产生的劳动力损失效应较大。因此,两种劳动力转移方式相比较而言,劳动力就地转移与农户家庭农业生产的土地要素投入之间的负相关性或其与土地转出之间的正相关性比较弱;相反,劳动力异地转移与农户家庭农业生产的土地要素投入之间

①国家统计局(编):《2020年农民工监测调查报告》,http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430\_1816933.html。本地就业农民工指在户籍所在乡镇地域以内从业的农民工,外出就业农民工指在户籍所在乡镇地域外从业的农民工。②农业农村部农村合作经济指导司、农业农村部政策与改革司(编).中国农村经营管理统计年报2018年[J].北京:中国农业出版社,2019。



的负相关性或其与土地转出之间的正相关性则比较强。下文将利用经济计量分析对上述理论结论进行验证。

### 三、中国农户劳动力转移与土地流转联合决策的模型构建

为考察农户关于劳动、土地两种生产要素配置的联合决策行为，本文选用如下所示的双变量 Probit 模型 (bivariate probit model) 分析农户劳动力转移与土地流转的联合决策：

$$\begin{cases} l_i^* = X_{li}\beta_{li} + u_{li} \\ t_i^* = X_{ti}\beta_{ti} + u_{ti} \\ l_i^* > 0, l_i = 1; l_i^* \leq 0, l_i = 0 \\ t_i^* > 0, t_i = 1; t_i^* \leq 0, t_i = 0 \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中， $l_i, t_i$  分别表示第  $i$  个农户关于劳动、土地生产要素的配置决策行为，分别用农户是否参与劳动力转移的二值虚拟变量、是否转出耕地的二值虚拟变量来表示， $l_i^*, t_i^*$  为观察不到的潜变量； $X_{li}, X_{ti}$  分别为影响第  $i$  个农户是否参与劳动力转移和是否转出耕地决策的解释变量向量，具体包括劳动力非农就业报酬、本地非农就业报酬、异地非农就业报酬、土地流转租金等要素市场报酬变量，家庭劳动力人数、劳动力平均年龄、劳动力平均受教育年限、承包地面积等农户要素禀赋，承包地确权颁证、家庭中有 6 岁及以下儿童、家庭中有 65 岁及以上老人等其他家庭特征等变量，其中，除承包地确权颁证、家庭中有 6 岁及以下儿童、有 65 岁及以上老人为二值虚拟变量外，其他解释变量均为连续变量； $\beta_{li}, \beta_{ti}$  分别为相应的系数向量； $u_{li}, u_{ti}$  为服从二元联合正态分布的随机误差项，即有  $(u_{li}, u_{ti}) \sim N(0, 0, 1, 1; \rho_{li}, \rho_{ti})$ ， $\rho_{li}$  为相关系数。

为考察农户关于劳动力就地转移、异地转移及土地流转的联合决策行为，本文选用如下形式的多变量 Probit 模型 (multivariate probit model) 开展经验分析：

$$\begin{cases} n_i^* = X_{ni}\beta_{ni} + u_{ni} \\ m_i^* = X_{mi}\beta_{mi} + u_{mi} \\ t_i^* = X_{ti}\beta_{ti} + u_{ti} \\ n_i^* > 0, n_i = 1; n_i^* \leq 0, n_i = 0 \\ m_i^* > 0, m_i = 1; m_i^* \leq 0, m_i = 0 \\ t_i^* > 0, t_i = 1; t_i^* \leq 0, t_i = 0 \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中， $n_i, m_i, t_i$  分别表示第  $i$  个农户关于劳动力就地转移、异地转移及土地流转的决策行为，分别用农户是否参与劳动力就地转移、异地转移及是否转出耕地的二值虚

拟变量表示， $n_i^*, m_i^*, t_i^*$  为观察不到的潜变量； $X_{ni}, X_{mi}, X_{ti}$  分别为影响第  $i$  个农户是否参与劳动力就地转移、异地转移和是否转出耕地决策的解释变量向量，与式(1)相同，具体包括要素市场报酬、农户要素禀赋、家庭特征等变量； $\beta_{ni}, \beta_{mi}, \beta_{ti}$  分别为相应的系数向量； $u_{ni}, u_{mi}, u_{ti}$  为服从三元联合正态分布的随机误差项，即有  $(u_{ni}, u_{mi}, u_{ti}) \sim N(0, 0, 0; 1, 1, 1; \rho_{nm}, \rho_{nt}, \rho_{mt})$ ， $\rho_{nm}, \rho_{nt}, \rho_{mt}$  分别为  $u_{ni}, u_{mi}, u_{ti}$  之间的相关系数。

### 四、中国农户劳动力转移与土地流转联合决策的实证分析

本文使用 2015 年中国家庭金融调查 (CHFS2015) 数据开展经验研究。表 3 列出了关于农户劳动力转移与土地流转联合决策模型的估计结果，其中第 (1) (2) 列是使用双变量 Probit 模型对农户劳动力转移、土地流转联合决策行为的估计结果，第 (3) (4) (5) 列是使用多变量 Probit 模型对农户就地转移、异地转移、土地流转联合决策行为的估计结果。根据表 3 的似然比检验结果，双变量 Probit 模型和多变量 Probit 模型除常数项外所有其他系数的估计结果具有联合显著性；同时，两个模型的正确预测百分比达到将近 70% 或 70% 以上水平，表明本文经济计量模型的拟合优度相对较好。

表 3 经济计量模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	BIPROBIT		MVPROBIT		
	劳动力转移	土地流转	就地转移	异地转移	土地流转
劳动力转移报酬	0.2364***	0.2584***			
就地转移报酬			-0.0087		0.1729***
异地转移报酬				0.1209***	0.0412***
土地流转租金	-0.0038	0.1665**	-0.0863	-0.0017	0.1406**
家庭劳动力人数	0.2933***	-0.0570**	0.3312***	0.0508***	-0.0569***
劳动力平均年龄	-0.0121***	0.0066***	-0.0025	-0.0172***	0.0062***
劳动力平均受教育年限	0.0695***	0.0507***	0.0438***	0.0673***	0.0492***
家庭承包地面积	-0.0197***	0.0091***	-0.0197***	-0.0086**	0.0121***
承包地确权颁证	-0.0230	0.0620**	0.0106	-0.0026	0.0672*
家中有6岁及以下儿童	-0.0450	-0.0355	-0.0131	-0.1462***	-0.0183
家中有65岁及以上老人	0.0195	-0.0136	0.0156	0.2013***	-0.0171
所在地理区域 (以西部为参照组)					
东部	0.0880**	-0.0708*	0.1396***	-0.1369***	-0.0557
中部	-0.0188	0.0231	-0.0481	-0.0319	-0.0057
常数项	-1.7096***	-2.2096***	-1.6643***	-1.4809***	-2.0170***
观测值数	10,578	10,578	9,848	9,848	9,848
Log pseudolikelihood	-11112.655		-13337.305		
似然比检验					
检验统计值	Wald chi2(26) = 1862.54		Wald chi2(42) = 1910.15		
Prob > chi2	0.0000		0.0000		
正确预测百分比	67.09%	81.76%	74.39%	88.07%	81.56%
相关系数矩阵					
劳动力转移	1.0000				
就地转移			1.0000		
异地转移			-0.3287***	1.0000	
土地流转	0.1567***	1.0000	0.0434***	0.1292***	1.0000
似然比检验					
原假设 (H <sub>0</sub> )	$\rho_{li} = 0$		$\rho_{nm} = \rho_{nt} = \rho_{mt} = 0$		
检验统计值	chi2(1) = 64.4025		chi2(3) = 303.1270		
Prob > chi2	0.0000		0.0000		

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著

### (一)要素市场报酬对农户生产要素配置行为的影响

根据表3第(1)(2)列的估计结果,非农就业报酬对农户劳动力转移和土地转出的概率的影响是正向的且具有统计显著性,土地流转租金对农户土地转出概率具有正向影响且具有统计显著性,但土地流转租金对农户劳动力转移概率并没有产生显著的影响。根据第(4)(5)(6)列的估计结果,异地非农就业报酬对农户异地转移概率具有显著的正向影响,本地非农就业报酬和异地非农就业报酬对农户土地转出概率都有显著的正向影响,但本地非农就业报酬对农户就地转移概率并没有产生显著的影响。土地流转租金对农户劳动力转移概率没有产生理论预期的显著的正向影响,可能是由于土地流转租金收入的总额及其占比在农户全部家庭收入中均比较低,尤其是相对于劳动力转移所获得的非农就业收入来说,土地流转租金收入处于较低的水平,由此造成土地流转租金收入对农户劳动力选择是否从事非农就业的决策似乎处于无足轻重的位置。尽管异地非农就业报酬对农户异地转移概率具有显著的正向影响,但本地非农就业报酬对农户就地转移概率并没有产生预期的具有统计显著性的正向影响,其原因可能在于就地转移劳动力在获得本地非农就业报酬的同时,还可以兼营家庭农业生产获得农业经营收入,并能照顾家庭,通过与家庭成员共同生活获得幸福感的提升,由此造成本地非农就业报酬这一因素对农户就地转移决策的影响并不显著。

总的来看,要素市场报酬水平的提高,有利于促进农户劳动力转移和土地转出,相应减少其对家庭农业生产经营的劳动和土地要素投入。

### (二)要素禀赋及其他家庭特征对农户生产要素配置行为的影响

根据表3,在控制其他因素的情况下,较多的家庭劳动力有利于促进农户参与劳动力转移——包括就地转移(即劳动力本地非农就业)和异地转移(即异地非农就业),但会抑制农户的土地转出行为;较多的家庭承包地面积倾向于抑制农户参与劳动力转移——包括就地转移和异地转移,但有利于促进农户的土地转出行为。家庭劳动力人数和承包地面积对农户生产要素配置行为所产生的影响均是农户根据家庭资源禀赋的比较优势所做出的理性选择结果。

劳动力平均年龄的增长不利于农户参与劳动力转移。进一步来说,劳动力平均年龄的增长主要不利于农户参与异地转移,但对农户参与就地转移没有显著的影响。这主要是因为随着劳动力年龄的增长,身体健康状况和劳动能力的下降会使农村劳动力在

异地转移市场面临越来越大的竞争压力,城镇地区的社会保障体系通常又难以覆盖较高年龄的农村劳动力,再加上中国人“叶落归根”的传统思想等诸多因素的共同作用,最终导致年龄的增长对农户异地转移概率产生了显著的负向影响。

随着劳动力平均受教育年限的提高,农户参与劳动力转移(包括就地转移和异地转移)的概率都有所提高,土地转出的概率也在上升。一般来说,相对于家庭农业生产经营,包括就地转移和异地转移在内的各种劳动力转移活动都要求劳动者具有较高的教育、技能水平。因此,较高的受教育水平有利于提高农户劳动力转移概率。同时,受教育水平较高的农村劳动力,不仅具有较高的劳动力转移概率和较强的非农收入获取能力,还具有更为现代性的开放进取观念,从而使其更易于摆脱传统农业生产的束缚,具有较高的土地转出概率。

承包地确权颁证对农户劳动力转移概率并没有直接的显著影响,但有利于提高农户的土地转出概率,其原因在于确权颁证使得农地产权更加明晰,农户产权意识更加增强,降低了土地流转过程中的交易成本,有利于促进农户参与农地流转市场。

农户家庭成员有6岁及以下儿童对农户劳动力转移和土地转出概率没有产生显著影响,仅对农户异地转移概率产生了显著的负面影响,这主要是因为异地转移劳动力无法给予留守儿童适当的照顾和关爱,但家庭成员中有65岁及以上老人对农户异地转移概率有显著的正向影响,其原因可能在于留守老人可以帮助家庭异地转移劳动力照顾家庭农业生产和留守儿童成长,从而有利于促进家庭劳动力参与异地转移。

此外,农户所在地理区域对其参与劳动力转移和土地流转活动也有影响。表3估计结果显示:在控制其他因素的情况下,相对于西部地区,东部地区农户参与劳动力转移——包括就地转移和异地转移的概率更高,其原因在于东部地区经济发达,非农就业机会较多。与此同时,相对于西部地区,东部地区农户的土地转出概率仅有少许下降,但差异并不显著。表3估计结果还显示:在控制了其他影响因素的条件下,中部地区或西部地区对于农户的劳动力转移和土地转出概率不存在显著的影响。

### (三)农户劳动力转移与土地流转决策的相关性

农户劳动力转移与土地流转决策行为之间的相关性可通过相关系数的估计结果反映。根据表3第(1)(2)列的估计结果,农户劳动力转移决策方程与土地转出决策方程之间的相关系数估计值为0.1567,且在1%的水平上具有统计显著性。这一结

果表明：农户劳动力转移决策行为与土地转出决策行为之间具有正相关性。

根据第(3)(4)(5)列的估计结果,首先,农户就地转移决策方程与异地转移决策方程之间的相关系数估计值为-0.3287,且在1%的水平上具有统计显著性。这一结果表明:农户就地转移决策行为与异地转移决策行为之间具有负相关性,这是在农户劳动要素禀赋给定条件下其劳动力参与就地转移与异地转移两种选择之间存在一定程度互斥现象的自然反应。其次,农户就地转移决策方程与土地转出决策方程之间的相关系数估计值为0.0434,异地转移决策方程与土地转出决策方程之间的相关系数估计值为0.1292,两者分别在5%和1%的水平上具有统计显著性。这一结果表明:即使将不同形式的劳动力转移活动分开来看,就地转移决策行为和异地转移决策行为与土地转出决策行为之间均具有正相关性。最后,就地转移决策方程、土地转出决策方程之间的相关系数与异地转移决策方程、土地转出决策方程之间的相关系数相比,前者在估计值大小和统计显著性水平上均低于后者,表明就地转移行为与土地转出行为之间的正相关性相对较弱,而异地转移行为与土地转出行为之间的正相关性相对较强。

## 五、结论与政策启示

本文在多要素联合决策的分析框架下,同时考虑劳动力转移的两种不同形式及其不同的劳动力损失效应,利用2015年中国家庭金融调查数据研究了农户劳动力转移和土地流转决策的影响因素以及二者之间的关系,主要得到以下结论:第一,包括劳动力非农就业报酬、土地流转租金在内的要素价格与农户要素禀赋对农户劳动力转移与土地流转决策具有显著影响。劳动和土地要素中任何一种要素市场报酬水平的提高,都会促进农户劳动力转移和土地转出。但由于农村劳动力就地转移在获得本地非农就业收入的同时,还可以兼营家庭农业生产,并能照料家庭,导致本地非农就业报酬对农户参与就地转移的激励作用并不明显。第二,农户劳动力转移行为和土地转出行为之间具有正相关性;两种劳动力转移形式相比较,由于就地转移的劳动力损失效应相对较小,而异地转移的劳动力损失效应较大,导致农户劳动力就地转移行为与土地转出行为之间的正相关性较弱,而其劳动力异地转移行为与土地转出行为之间的正相关性较强。

根据本文的研究,可以得到如下政策启示:

1. 尊重农户独立的市场主体地位和自主决策权

利。作为独立的经济主体,农户的劳动力转移与土地流转行为都是其根据自身资源禀赋及偏好而对外部市场条件做出的积极响应,是其开展最优生产要素配置的理性决策结果。坚持市场机制对资源配置发挥决定性作用,应当尊重农户的自主选择,同时创造良好的市场环境,促进农村生产要素资源实现最优配置。

2. 推进农村劳动力市场和土地市场协调发展。《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》指出:“推动城乡要素自由流动、平等交换,推动新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化同步发展”。在走中国特色新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化道路的过程中,应当同步推进各生产要素市场的协调发展,在大力发展新型工业化、城镇化,积极推进农村劳动力转移的同时,还应当积极推进农村土地市场发展,促进土地适度规模经营和农业现代化发展,为“四化”同步创造良好的市场条件。

3. 推进农村劳动力异地转移和就地转移协调发展。立足于小规模农户众多的实际国情,中国从小农经营为主到规模经营为主的现代农业转型可能会经历一个相对较长的历史时期。在推进以人为中心的新型城镇化过程中,既要加快推进农村劳动力异地转移及农业转移人口市民化,也要重视推进农村劳动力就地就近城镇化,以发挥其增加农民收入并能兼营家庭农业生产、稳定国家农业供给的多重优势,实现新型城镇化和农业现代化的协调发展。

参考文献:

- [1]杜鑫.中国农村住户参与转移就业的影响因素分析[J].经济评论,2010(3):92-99.
- [2]胡新艳,洪炳杰.劳动力转移与农地流转:孰因孰果? [J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(1):137-145.
- [3]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.
- [4]何欣,蒋涛,郭良燕,甘犁.中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于2013—2015年29省的农户调查数据[J].管理世界,2016(6):79-89.
- [5]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):171-184.
- [6]杜鑫.劳动力转移、土地租赁与农业资本投入的联合决策分析[J].中国农村经济,2013(10):63-75.
- [7]Zhao Y. Leaving the Countryside: Rural-to-urban Migration Decision in China [J]. The American Economic Review, 1999, 89(2): 281-286.
- [8]Kung J. K., Lee, Y. So What If There Is Income Inequality? The Distributive Consequence of Nonfarm Employment in Rural China [J]. Economic Development and Cultural Change, 2001, 50(1): 19-46.
- [9]Yao Y. The Development of the Land Lease Market in Rural China[J]. Land Economics, 2000, 76(2): 252-266.
- [10]Jin S, Deininger K. Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China [J]. Journal of Comparative Economics, 2009, 37(4): 629-646.
- [11]Zhou X, Ma W, Renwick A, et al. Off-farm Work Decisions of Farm Couples and Land Transfer Choices in Rural China[J]. Applied Economics, 2020, 52(57): 6229-6247.
- [12]Feng S, Heerink N. Are Farm Households' Land Renting and Migration Decisions Inter-related in Rural China? [J]. NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences, 2008, 55(4): 345-362.

(作者单位:杜鑫,中国社会科学院农村发展研究所、中国社会科学院大学农村发展系;李丁,西南财经大学发展研究院)