

DOI:10.16366/j.cnki.1000-2359.2022.03.12

劳动力转移对农户家庭收入的影响

——基于2020年全国10省农户调查数据的经验研究

杜鑫^{1,2},孟小暄²

(1.中国社会科学院农村发展研究所,北京100732;2.中国社会科学院大学农村发展系,北京100732)

摘要:本文在综合考虑农户劳动力转移行为与土地要素投入内生性的条件下,使用扩展回归模型和处理效应模型考察劳动力转移对农户家庭农业经营收入、非农收入与总收入的影响。研究发现,在控制了其他变量的影响之后,平均来说,劳动力转移及异地转移分别使农户家庭纯收入提高了大约36%和80%,分收入来源来看,二者都对家庭农业收入产生了显著的负向影响,对家庭非农收入产生了显著的正向影响。与劳动力转移相比较,异地转移对提高家庭纯收入特别是对非农收入的贡献较大,但其对家庭农业收入的负向影响也相对更大。为持续提高农民收入,应当继续推进劳动力转移进程,同时也应当采取措施弥补劳动力转移行为对农业生产所产生的潜在负面影响。

关键词:劳动力转移;异地转移;农民收入

作者简介:杜鑫(1975—),男,河南省驻马店人,经济学博士,中国社会科学院农村发展研究所副研究员、中国社会科学院大学农村发展系副教授,主要从事发展经济学等相关研究。

基金项目:国家社会科学基金重点项目(16AJY014);中国社会科学院重大经济社会调查项目(GQDC2020017)

中图分类号:F323.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-2359(2022)03-0084-08 **收稿日期:**2021-09-20

一、文献综述及问题的提出

改革开放以来,随着市场化改革的深入推进和工业化、城市化的深入发展,农村地区经历了大规模的生产要素再配置和调整过程,传统农业生产所不能吸纳的农村富余劳动力不断向非农产业和城市地区转移。根据国家统计局的统计数据,2009年全国农民工总量为22987万人,其中,在户籍所在乡镇地域内就业的本地农民工8445万人,在户籍所在乡镇地域外就业的外出农民工14533万人^①;到2020年,全国农民工总量达到28560万人,其中,在户籍所在乡镇地域内就业的本地农民工达到11601万人,在户籍所在乡镇地域外就业的外出农民工达到16959万人^②,分别比2009年增长24.24%、37.37%和16.69%,远超同期全国劳动力总量不到5%的增长率^③。在宏观层面,大规模的劳动力转移提高了中国的总量劳动生产率和全要素生产率,

① 《2009年农民工监测调查报告》,http://www.stats.gov.cn/zjtj/zfbg/fxbg/201003/t20100319_16135.html.

② 《2020年农民工监测调查报告》,http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430_1816933.html.

③ 根据《中国统计年鉴》所公布的数据,2009年全国劳动力总量为77510万人,2019年全国劳动力总量为81104万人,2019年全国劳动力总量比2009年大约增长4.64%。

成为中国经济增长的重要源泉之一^①。与此同时,劳动力转移也会对农户家庭收入产生重要影响。

迄今为止,国内外学术界已有许多关于劳动力转移或非农就业对中国农户家庭收入的影响的研究成果。已有的文献基本上一致认为劳动力转移就业显著提高了农户家庭收入水平^②,有研究还发现不同的劳动力就业形式对家庭收入的贡献大小不同,劳动力迁移就业高于本地非农就业,本地非农就业又高于农业就业^③;有研究也发现,劳动力迁移在提高了农户家庭总收入的同时,其所带来的劳动力损失效应对农户家庭农业经营收入带来了较大的不利影响,同时,这种不利影响仅能由劳动力迁移汇款部分地予以补偿^④。此外,关于劳动力转移就业对农村居民收入分配会产生何种影响,已有的研究结论并不一致,有的研究发现农村劳动力转移就业扩大了农村居民收入差距^⑤,有的则得出了相反的结论^⑥。总的来看,国内外学术界关于劳动力转移对于中国农户家庭收入的影响的研究已经取得了较为丰富的成果,为继续开展相关研究提供了较好的基础。与此同时,已有的研究也还存在一些不足之处,尚有进一步改进的空间。首先,已有的研究在考察劳动力转移对农户家庭收入的影响时,或者没有考虑劳动力转移行为的内生性问题,或者仅考虑劳动力转移行为的内生性而没有考虑其他要素投入特别是土地要素投入的内生性问题。从理论上来说,农户作为一个拥有劳动、土地等多种生产要素禀赋的理性决策主体,其对每一种生产要素的配置行为都是其根据市场外部条件、自身资源禀赋和偏好所做出的统一的最优化决策的结果,农户劳动力转移就业决策经常伴之以土地流转决策^⑦,在研究劳动力转移对农户农业生产和家庭收入的影响时,不考虑劳动力转移行为以及土地经营规模的内生性问题,所得估计结果可能是有偏的,即所估计出的劳动力转移就业对家庭收入的影响效果可能包含有与之相伴的土地经营规模调整的影响。其次,已有文献大都没有在同一个分析框架内区分劳动力转移就业的不同形式。作为整体的劳动力转移包括就地转移(或本地非农就业)和异地转移(或迁移就业)两种形式,其对农户家庭农业经营收入和非农收入具有不同的影响,对其进行区分并进行比较分析有其必要性。有鉴于此,本文拟在综合考虑农户劳动力转移就业行为与土地要素投入的内生性的情况下,考察劳动力转移行为以及其中的异地转移对农户家庭农业经营收入、非农收入与总收入的影响,以期得到更为准确的估计结果。这既是本文的研究重点,也是对已有研究所做出的边际创新。

二、样本数据

本文利用2020年中国乡村振兴综合调查(CRRS)的全国农户调查数据来考察劳动力转移就业对农户家庭收入的影响。2020年中国乡村振兴综合调查(CRRS)项目课题组在全国范围内按照随机分层抽样原则,抽取了10个省份、50个县(市)、150个乡(镇)、300个行政村、3821个农户样本开展问卷调查。为了使样本具有充分的代表性,课题组首先根据经济发展水平、区域位置以及农业生产情况,从东部、中部、西部和东北地区随机抽取所有省份数量的三分之一共10个调查省份,分别是浙江、山东、广东、安徽、河南、贵州、四川、陕西、宁夏、黑龙江;其次,在每个省份对所有县(市、区)按照人均GDP高低分为5组,同时考虑地理空间上的均匀分布,从每个组内随机抽取1个县,共抽取5个县(市);然后,按照与样本县(市)相似的抽样原则,在每个县(市)随机抽取经济发展水平不同的3个乡(镇),在每个乡(镇)随机抽取经济发展较好的1个行政村和1个经济发展较差的行政村;最后,根据村委会提供的花名册,在每个行政村按照等距离取样法随机抽取12~14个农户,就农村人口与劳动就业、土地经营、粮食生产、社区环境、收入及消费、社区治理等情况开展问卷调查。在本文的分析中,舍弃数据缺失及数据异常的观测值后,最后使用了1915个农户样本。

为了开展本文的研究,首先需要劳动力、劳动力转移、转移农户、家庭收入等概念进行界定。结合所使用的样本数据,本文将农村劳动力定义为年龄16~64岁、当前就业状态为全职务农、非农就业、兼业、无业或

① 蔡昉:《中国经济改革效应分析:劳动力重新配置的视角》,《经济研究》,2017年第7期。

② 李实:《中国农村劳动力流动与收入增长和分配》,《中国社会科学》,1999年第2期。

③ Zhao Y. Labor Migration and Earnings Differences: the Case of China. *Economic Development and Cultural Change*, 1999(4).

④ 王子成:《外出务工、汇款对农户家庭收入的影响:来自中国综合社会调查的证据》,《中国农村经济》,2012年第4期。

⑤ 张平:《中国农村居民区域间收入不平等与非农就业》,《经济研究》,1998年第8期。

⑥ 朱农:《贫困、不平等和农村非农产业的发展》,《经济学(季刊)》,2005年第1期。

⑦ 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》,《中国农村经济》,2013年第10期。

待业的农户成员。将劳动力转移定义为农村劳动力从事非农就业或兼业,劳动力异地转移(或迁移就业)定义为转移劳动力一年内在户籍所在乡镇地域外从事非农就业或兼业6个月及以上。若农户有成员参与劳动力转移就业和异地转移就业,则分别称其为转移农户和异地转移农户。家庭收入是指纯收入,包括家庭农业经营净收入和非农收入,前者包括家庭全部农业生产经营活动扣除了经营成本后所取得的净收入,后者包括农户成员非农就业活动所取得的净收入以及财产性收入和转移性收入。

根据上述定义,表1列出了样本农户参与劳动力转移就业及其家庭收入状况。根据表1,2019年全体样本农户平均拥有劳动力2.55人,其中转移劳动力1.32人,异地转移劳动力0.76人,二者分别占样本农户家庭劳动力人数的49.44%和26.61%。全体农户平均家庭纯收入64254.45元,家庭农业经营净收入23866.87元,非农收入40387.57元。转移农户与非转移农户相比较,转移农户呈现出劳动力人数较多、家庭纯收入及非农收入较高而农业经营净收入较低的特点,其中的异地转移农户的上述特点更为突出,而非转移农户则呈现出完全相反的特点,即劳动力人数较少、家庭纯收入及非农收入较低而农业经营净收入较高。对于转移农户与非转移农户在家庭收入上存在的明显差异,劳动力转移就业活动是否产生了显著影响以及其影响程度如何?下面,本文将通过经济计量分析予以研究论证。

表1 样本农户参与劳动力转移就业及其家庭收入状况

	全体农户	转移农户	异地转移农户	非转移农户
劳动力人数	2.55	2.98	3.18	1.53
劳动力转移人数	1.32	1.85	1.99	0
劳动力转移人数占全部劳动力人数的比例(%)	49.44	64.71	64.68	0
异地转移劳动力人数	0.76	1.07	1.99	0
异地转移劳动力占全部劳动力的比例(%)	26.61	34.83	64.68	0
家庭纯收入(元)	64254.45	72344.13	78781.56	44279.40
家庭农业经营净收入(元)	23866.87	22282.35	21081.53	27779.37
家庭非农收入(元)	40387.57	50061.77	57786.69	16500.02

三、模型设定及估计策略

农户家庭收入主要来源于家庭农业生产经营和非农就业活动,其家庭收入函数既具有生产函数的特征,又具有个人收入函数的特征。据此,本文设定如下形式的农户家庭收入模型:

$$y = \theta_0 + \theta_1 L^n + \theta_2 \bar{l} + \theta_3 t + \theta_4 edu + \theta_5 X + \zeta \quad (1)$$

式(1)中, y 、 \bar{l} 、 t 分别为对数形式的家庭纯收入、家庭劳动要素禀赋、家庭农业生产土地要素投入^①; L^n 为农户劳动力转移变量; edu 为农户家庭劳动力平均受教育年限,是农户家庭人力资本的代理变量; X 为一组影响农户家庭收入的其他控制变量向量; θ_0 、 θ_1 、 \dots 、 θ_5 为待估计的系数或系数向量; ζ 为服从正态分布的随机误差项,代表其他影响农户家庭收入的不可观测因素。

为了更深入地考察劳动力转移对家庭农业收入和非农收入的不同影响,本文进一步将农户家庭纯收入分为家庭农业经营净收入和非农收入,分别建立如下模型来考察劳动力转移对不同收入来源家庭收入的影响:

$$y_a = \theta_{a0} + \theta_{a1} L^n + \theta_{a2} \bar{l} + \theta_{a3} t + \theta_{a4} edu + \theta_{a5} X_a + \zeta_a \quad (2)$$

$$y_n = \theta_{n0} + \theta_{n1} L^n + \theta_{n2} \bar{l} + \theta_{n3} edu + \theta_{n4} X_n + \zeta_n \quad (3)$$

式(2)、(3)中, y_a 、 y_n 分别代表家庭农业经营净收入和非农净收入, X_a 、 X_n 分别代表一系列影响农户家庭农业经营净收入和非农净收入的控制变量向量,其他解释变量含义与式(1)相同。本文假设农户通过劳动力转移就业而获得非农收入的过程不需要土地要素投入,式(3)没有引入土地要素投入变量。 θ_{a0} 、 θ_{a1} 、 \dots 、 θ_{a5} 和 θ_{n0} 、 θ_{n1} 、 \dots 、 θ_{n4} 、分别为相应的待估计系数或系数向量; ζ_a 、 ζ_n 为服从正态分布的随机误差项,分别代表其他影响农户家庭农业经营净收入和非农净收入的不可观测因素。

① 鉴于被解释变量为家庭纯收入,即家庭总收入减去各项中间投入后的净收入额,此处不再将表示中间投入的资本要素变量引入家庭收入模型。

式(1)和式(2)中,农户劳动力转移变量 L^n 和家庭农业生产土地要素投入 t 都具有潜在的内生性。如果不考虑其内生性问题,直接对其进行 OLS 估计,所得结果可能是有偏的,对式(1)和式(2)的估计应当考虑这两个变量的内生性问题。与此同时,家庭农业生产土地要素投入 t 是一个连续性的内生解释变量,而劳动力转移变量 L^n 却是一个二值内生处理变量。处理这两个数据特征截然不同的解释变量的内生性问题,不能采用一般的两阶段最小二乘方法。针对这一问题,本文选择使用能够同时处理连续性变量和处理变量内生性的扩展回归模型(extended regression model,ERM)进行估计^①。式(3)中只有一个劳动力转移变量 L_n 是内生处理变量,对其采用处理效应模型(treatment effect model)进行估计^②。本文在使用扩展回归模型或处理效应模型对式(1)–(3)进行估计时,选择农户家庭劳动力人数、承包地面积、家庭金融资产、本地劳动力市场和土地流转市场的要素价格水平以及其他一些户特征、村特征变量作为解释变量对农户劳动力转移决策与农业土地要素投入进行建模。

表 2 变量的定义与描述统计

变量名	变量定义	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
家庭收入	农户家庭纯收入(元)	1915	64254.449	63318.493	0	527257
家庭农业收入	农户全部农业生产经营活动扣除了经营成本后所取得的净收入(元)	1861	23878.774	42907.597	0	502900
家庭非农收入	农户家庭成员全部非农就业活动所取得的净收入以及财产性收入和转移性收入(元)	1861	41193.225	49692.441	0	511200
解释变量						
劳动力转移						
劳动力转移	家庭劳动力是否参与转移就业(是=1,否=0)	1915	0.712	0.453	0	1
劳动力异地转移	家庭劳动力是否参与异地转移就业(是=1,否=0)	1915	0.383	0.486	0	1
家庭要素禀赋						
劳动力人数	农户年龄 16—64 岁且当前就业状态为全职务农、非农就业、兼业、无业或待业的成员人数	1915	2.559	1.233	0	7
劳动力平均受教育程度	农户家庭劳动力接受正规学历教育的平均受教育年限(年)	1784	7.545	2.452	0	18
承包地面积	农户自家承包地面积(亩)	1910	12.662	17.423	274.500	
金融资产	农户现金、银行存款、有价证券及出借款总额(元)	1914	655.245	3829.250	0	60000
家庭社会资本						
家中有党员	农户家庭成员中是否有党员(是=1,否=0)	1915	0.298	0.457	0	1
住户特征						
户主年龄	农户户主的年龄(岁)	1910	54.941	10.726	21	91
户主受教育程度	农户户主接受正规学历教育的年限(年)	1913	6.838	2.843	0	15
成员最高受教育程度	农户受教育程度最高的成员接受正规学历教育的年限(年)	1915	10.035	3.364	0	18
要素市场报酬						
本地农闲雇工日工资	本村或本乡镇农闲平均雇工工资(元/日)	1905	101.883	35.879	0	260
本地农地流转租金	本村或本乡镇耕地流转平均价格(元/亩·年)	1905	574.707	444.521	0	3000
本地非农产业发展						
本村劳动力本地非农就业比例	劳动力中主要从事本地二、三产业者所占比例	1877	0.165	0.212	0	1
村特征						
平原	本村地形是否为平原(是=1,否=0)	1905	0.462	0.499	0	1
城市郊区	本村是否位于城市郊区(是=1,否=0)	1905	0.174	0.379	0	1
本村与县政府距离	本村村委会与县政府的距离(公里)	1905	24.297	16.459	1.200	85

以上即为本文拟建立的考察劳动力转移如何影响农户家庭收入的经济计量模型。表 2 列出了本文经济计量模型所使用的变量的定义及其描述统计。

① StataCorp., Stata: Release 16. Statistical Software. College Station, TX: StataCorp LLC., 2019.

② StataCorp., Stata: Release 16. Statistical Software. College Station, TX: StataCorp LLC., 2019.

四、估计结果

(一) 劳动力转移对家庭收入的影响

表 3 劳动力转移对家庭收入的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	家庭纯收入对数	劳动力转移	经营耕地面积对数	家庭农业收入对数	劳动力转移	经营耕地面积对数	家庭非农收入对数	劳动力转移
	ERM			ERM			TREAT	
劳动力转移	0.3590*** (0.1220)			-0.1970* (0.1060)			0.8100*** (0.3020)	
劳动力人数对数	0.357*** (0.1110)			0.3800 (0.2520)			0.3300** (0.1500)	
经营耕地面积对数	0.1690*** (0.0375)			0.5470*** (0.0565)				
金融资产对数	0.0661*** (0.0093)			0.0472*** (0.0133)			0.0662*** (0.0134)	
劳动力平均受教育年限	0.0287** (0.0129)			0.0024 (0.0191)			0.0370** (0.0183)	
户主年龄	-0.0128*** (0.0024)			-0.0149*** (0.0033)			-0.0032 (0.0034)	
户主受教育年限	0.0062 (0.0101)			-0.0078 (0.0150)			0.0216 (0.0153)	
平原	-0.0011 (0.0545)			0.1730** (0.0761)			-0.1280 (0.0784)	
城市郊区	-0.110* (0.0626)			-0.1570* (0.0900)			0.0981 (0.0897)	
省份虚拟变量	YES			YES			YES	
劳动力人数		0.7150*** (0.0492)	0.0020 (0.0262)		0.7150*** (0.0518)	0.0035 (0.0272)		0.7150*** (0.0497)
承包地面积		-0.0029 (0.0023)	0.0424*** (0.0018)		-0.0028 (0.0029)	0.0428*** (0.0019)		-0.0032 (0.0024)
金融资产		1.70e-06 (1.07e-05)	-1.22e-06 (6.71e-06)		4.90e-06 (1.06e-05)	-9.31e-07 (6.64e-06)		7.77e-06 (1.05e-05)
家中 有党员		0.2730*** (0.0953)	-0.0901 (0.0604)		0.2640*** (0.0985)	-0.0926 (0.0615)		0.2310** (0.0954)
成员最高受教育程度		0.0535*** (0.0130)	0.0130 (0.00890)		0.0436*** (0.0138)	0.0115 (0.0091)		0.0579*** (0.0129)
本地雇 工日工资		-7.52e-05 (0.0013)	0.00142* (0.0008)		-8.11e-05 (0.0013)	0.0015* (0.0008)		-0.0007 (0.0013)
本地农地流 转年租金		6.97e-05 (0.0001)	-0.00042*** (6.82e-05)		9.51e-05 (0.0001)	-0.0003*** (7.20e-05)		0.0001 (0.0001)
本村劳动力 本地非农就 业比例		0.5280** (0.2180)	-0.7910*** (0.1350)		0.4990** (0.2350)	-0.6850*** (0.1400)		0.5500** (0.2280)
本村距县 政府距离		-0.0071*** (0.0026)	-0.0018 (0.0018)		-0.0054* (0.0029)	-0.0013 (0.0019)		-0.0060** (0.00270)
常数项	9.5950*** (0.2260)	-1.5470*** (0.2260)	1.9310*** (0.1480)	8.1150*** (0.3410)	-1.5230*** (0.2430)	1.9210*** (0.1530)	8.6060*** (0.2490)	-1.5460*** (0.2370)
Wald test	Wald chi2(18)=356.80 Prob>chi2=0.0000			Wald chi2(18)=327.66 Prob>chi2=0.0000			Wald chi2(17)=209.28 Prob>chi2=0.0000	
误差项相 关系数								
收入与劳动 力转移方程		0.2890** (0.1430)			-0.1480** (0.0700)		0.3540*** (0.1340)	
收入与经营 耕地面积		0.0345 (0.0469)			0.1210** (0.0505)			
劳动力转移 与经营耕地 面积		-0.1820*** (0.0377)			-0.1770*** (0.0403)			
独立性检验							Wald chi2(1) = 2.08 Prob>chi2 = 0.0000	
观测值数	1576	1576	1576	1389	1389	1389	1555	1555

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上具有统计显著性。

表 3 列出了劳动力转移对农户家庭纯收入、家庭农业经营净收入与非农净收入的影响的估计结果。表 3 显示，农户家庭收入方程与劳动力转移决策方程之间的相关系数估计结果都具有统计显著性，表明家庭收入方程中的劳动力转移变量是内生处理变量，采用扩展回归模型与处理效应模型回归方法而非普通最小二

乘法才能得到一致性的估计结果。

根据表 3,在控制了家庭劳动力人数、家庭金融资产、经营耕地面积、劳动力平均受教育年限以及其他户特征、村特征等变量的条件下,劳动力转移就业对家庭纯收入产生了显著的正向影响,平均来说,使农户家庭纯收入分别提高了大约 36%。分收入来源来看,劳动力转移对家庭农业收入产生了显著的负向影响,使其降低了大约 20%;但对家庭非农收入产生了显著的正向影响,使其增加了 80%。

就其他控制变量来看,经营耕地面积、家庭金融资产对农户家庭纯收入及农业收入和非农收入都产生了显著的正向影响。家庭劳动力人数对农户家庭纯收入及非农收入产生了显著的正向影响,但对家庭非农收入的影响并不显著,究其原因,或许在于机械对劳动的替代在当前农业生产中较为普遍,使得家庭劳动力人数对非农收入的影响显著降低。与已有文献的研究结论相似^①,代表家庭人力资本水平的劳动力平均受教育年限虽然也对家庭纯收入产生了显著的正向影响,但其仅对提高家庭非农收入发挥了积极作用,对提高家庭农业收入并没有产生显著影响,其原因可能在于教育对于家庭农业生产和非农就业两种性质不同的经济活动的贡献截然不同。户主年龄的增加对家庭纯收入产生了显著的不利影响,但主要是对家庭农业收入产生了显著的不利影响,对来源于留守家庭成员之外的非农收入并没有产生显著影响。位于平原地区有利于开展农业生产,从而对农户家庭农业收入产生了显著的正向影响,但对家庭非农收入及全部家庭纯收入均没有显著影响。一个比较令人费解的估计结果是,位于城市郊区对农户家庭纯收入产生了某种程度的负向影响(系数估计值仅在 10%的水平上具有统计显著性),原因或许可以从其对家庭农业收入和非农收入所产生的不同影响上一窥端倪;位于城市郊区主要对农户家庭农业收入产生了某种程度的负面影响(系数估计值仅在 10%的水平上具有统计显著性),其原因或许在于城市郊区农民普遍存在因征地等原因而造成的失地较多、土地资源较少;同时,位于城市郊区对于家庭非农收入并没有产生显著影响,其原因或许在于控制了劳动力人数、人力资本水平、家庭金融资产等变量的影响之后,单纯地理位置因素对于家庭非农收入的影响已经不再显著;正是由于位于城市郊区对于家庭农业收入与非农收入产生了上述不同的影响,最终导致其对家庭纯收入产生了某些不利影响。

(二)异地转移对家庭收入的影响

表 4 列出了异地转移对农户家庭纯收入、家庭农业经营净收入与非农净收入的影响的估计结果。与表 3 类似,表 4 中的农户家庭收入方程与异地转移决策方程之间的相关系数估计结果都具有统计显著性,表明家庭收入方程中的异地转移变量是内生处理变量,采用扩展回归模型与处理效应模型回归方法而非普通最小二乘法才能得到一致性的估计结果。

根据表 4,在控制了家庭劳动力人数、家庭金融资产、播种面积、劳动力平均受教育年限以及其他户特征、村特征等变量的条件下,异地转移就业对家庭纯收入产生了显著的正向影响,平均来说,使得农户家庭纯收入提高了大约 80%。分收入来源来看,异地转移对家庭农业收入产生了显著的负向影响,使其降低了大约 30%;但对家庭非农收入产生了显著的正向影响,使其增加了大约 130%。就劳动力转移与异地转移相比较而言,异地转移对提高家庭纯收入的贡献更大,特别是对提高家庭非农收入的贡献更大,但异地转移对家庭农业收入的负向影响也相对更大。

就其他控制变量来说,其估计结果与表 3 大体相同,此处不再重述。与表 3 不同之处主要有以下几个方面:第一,在控制了异地转移变量后,表 4 中家庭劳动力人数的多少对农户家庭非农收入也不再具有显著影响,原因或许是家庭劳动力对于家庭非农收入的贡献主要在于其是否参与异地转移就业而非家庭劳动力人数的多少。第二,同时也是一个令人感到费解的估计结果,就是位于平原不仅对农户家庭农业收入产生了显著的正向影响,还对家庭非农收入产生了显著的负向影响,考虑到已经控制了异地转移变量,造成这一估计结果的原因或许是位于山区的农村居民由于农业生产条件相对较差,相对来说更倾向于参与转移就业特别是本地非农就业,而农业生产条件相对较好的平原地区农村居民更容易安于家庭农业生产现状。另外一个不同之处在于,表 4 中位于城市郊区对家庭非农收入产生了某种程度的正向影响(系数估计值仅在 10%的水平上具有统计显著性),并且对家庭纯收入不再具有显著性的影响。结合表 3 和表 4 可知,在控制了其他变量的条件下,位于城市郊区会对农户家庭农业收入产生显著的负向影响,但对家庭非农收入仅会产生显著

^① Kung,J.K.S.,and Y.Lee,So What If There Is Income Inequality? The Distributive Consequence of Nonfarm Employment in Rural China,Economic Development and Cultural Change,2001(1).

性较弱的正向影响。以上两方面的影响加起来,位于城市郊区对农户家庭纯收入的影响已不再具有较高的统计显著性。

表 4 异地转移对家庭收入的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	家庭纯收入对数	异地转移	经营耕地面积对数	家庭农业收入对数	异地转移	经营耕地面积对数	家庭非农收入对数	异地转移
	ERM			ERM			TREAT	
异地转移	0.7800*** (0.2180)			-0.3110* (0.1740)			1.2940*** (0.4620)	
劳动力人数对数	0.1960* (0.1040)			0.2070 (0.1840)			0.1440 (0.2020)	
经营耕地面积对数	0.1920*** (0.0393)			0.5480*** (0.0599)				
金融资产对数	0.0707*** (0.0096)			0.0449*** (0.0134)			0.0717*** (0.0142)	
劳动力受教育年限	0.0294** (0.0125)			-0.0121 (0.0178)			0.0517*** (0.0184)	
户主年龄	-0.0148*** (0.0024)			-0.0145*** (0.0034)			-0.0076** (0.0035)	
户主受教育年限	0.0045 (0.0107)			-0.0039 (0.0151)			0.0140 (0.0156)	
平原	-0.0063 (0.0543)			0.1750** (0.0765)			-0.1600** (0.0803)	
城市郊区	-0.0793 (0.0621)			-0.1760** (0.0893)			0.1560* (0.0912)	
省份虚拟变量	YES			YES			YES	
劳动力人数		0.4500*** (0.0338)	0.0023 (0.0262)		0.4540*** (0.0363)	0.0028 (0.0272)		0.4510*** (0.0339)
承包地面积		-0.0064*** (0.0023)	0.0424*** (0.0018)		-0.0083*** (0.0027)	0.0429*** (0.0019)		-0.0053** (0.0027)
金融资产		-1.90e-05* (9.90e-06)	-1.55e-06 (6.70e-06)		-8.88e-06 (9.75e-06)	-7.66e-07 (6.64e-06)		-1.46e-05 (9.65e-06)
家中有党员		0.1680** (0.0741)	-0.0882 (0.0603)		0.1610** (0.0788)	-0.0906 (0.0614)		0.1460* (0.0751)
成员最高受教育程度		0.0254** (0.0114)	0.0130 (0.0089)		0.0300** (0.0120)	0.0117 (0.0090)		0.0278** (0.0117)
本地雇工日工资		-0.0021* (0.0011)	0.0014* (0.0008)		-0.0026** (0.001)	0.001* (0.0008)		-0.0020* (0.0011)
本地农地流转年租金		5.14e-05 (8.29e-05)	-0.0004*** (6.82e-05)		-1.06e-06 (9.16e-05)	-0.0003*** (7.19e-05)		0.0001 (8.76e-05)
本村劳动力本地非就业比例		0.1150 (0.1690)	-0.7880*** (0.1360)		-0.0320 (0.187)	-0.6750*** (0.140)		0.1220 (0.1860)
本村距县政府距离		-0.0003 (0.0023)	-0.0018 (0.0018)		0.0002 (0.0028)	-0.0015 (0.0019)		-0.00025 (0.0023)
常数项	9.7960*** (0.2200)	-1.5480*** (0.1860)	1.9270*** (0.1480)	7.9340*** (0.3140)	-1.4600*** (0.2010)	1.9190*** (0.1520)	9.1460*** (0.2600)	-1.6160*** (0.1960)
Wald test		Wald chi2(18) = 358.63 Prob>chi2 = 0.0000			Wald chi2(18) = 323.29 Prob>chi2 = 0.0000			Wald chi2(17) = 206.85 Prob>chi2 = 0.0000
误差项相关系数								
收入与异地转移		0.3060** (0.1340)			-0.0994** (0.5080)		-0.3120 (0.2180)	
收入与经营耕地面积		0.0229 (0.0468)			0.1340*** (0.0497)			
异地转移与经营耕地面积		-0.1500*** (0.0339)			-0.1710*** (0.0358)			
独立性检验							Wald chi2(1) = 2.05 Prob>chi2 = 0.0000	
观测值数	1576	1576	1576	1389	1389	1389	1555	1555

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上具有统计显著性。

五、结论与启示

本文利用 2020 年中国乡村振兴综合调查(CRRS)的农户调查数据,在综合考虑农户劳动力转移行为与土地要素投入的内生性的情况下,使用扩展回归模型及处理效应模型考察劳动力转移以及其中的异地转移

对农户家庭农业经营收入、非农收入与总收入的影响。研究发现,在控制了农户生产要素禀赋、播种面积、人力资本以及其他户特征、村特征变量的影响之后,劳动力转移及异地转移对农户家庭收入产生了显著的正向影响,平均来说,二者分别使农户家庭纯收入提高了大约 40% 和 80%。分收入来源来看,二者都对家庭农业收入产生了显著的负向影响,对家庭非农收入产生了显著的正向影响;劳动力转移与异地转移相比较而言,异地转移对提高家庭纯收入的贡献更大,特别是对提高家庭非农收入的贡献更大,但其对家庭农业收入的负向影响也相对更大,劳动力转移则正好相反。

鉴于劳动力转移就业会带来家庭收入的显著提高,为了继续提高农民收入,在“十四五”及未来一个时期,应当继续推进劳动力转移进程,为此,应当注意加强农村劳动力培训,努力提高劳动力素质,做好农村劳动力就业创业工作,推进城乡劳动力市场一体化发展。同时也应看到,劳动力转移就业尤其是异地转移就业对农户家庭农业经营收入产生了负面影响,这也意味着,农户出于自身利益最大化的动机而不断扩大劳动力转移就业规模,会对农业生产带来潜在的负面影响,对此也不能掉以轻心。因应这种发展趋势,加快培育新型职业农民,积极推进土地流转,大力发展农业社会化服务,早日实现土地经营规模化和社会服务规模化,以此助推农业现代化进程,才是根本的解决之道。

The Effects of Labor Nonfarm Employment on Household Income in Rural China

—An Empirical Analysis Based on Rural Households Survey Data Collected in Ten Province of China

Du Xin^{1,2}, Meng Xiaoxuan²

(1.Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2.University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract: Comprehensively considering endogeneity of labor nonfarm employment and land input of rural households and using extended regression model and treatment effect model, the effects of labor nonfarm employment and migrant nonfarm employment on agricultural income, nonfarm income and total income of rural households have been analyzed. The results of the study show that after controlling the other variables, labor nonfarm employment and migrant nonfarm employment have increased net income of rural households by about 40% and 80% respectively; labor nonfarm employment and migrant nonfarm employment have produced statistically significant negative effects on agricultural income and positive effects on nonfarm income; compared with labor nonfarm employment, migrant nonfarm employment contributes more to net income, especially nonfarm income, but the negative effects of migrant nonfarm employment on agricultural income are larger. The results imply that labor nonfarm employment should be advanced in order to increase the income of farmers, and some measures should be taken to compensate the effects of labor nonfarm employment on agricultural production at the same time.

Key words: labor nonfarm employment; migrant nonfarm employment; farmers' income

[责任编辑 陈浩天]