DOI:10.16011/j.cnki.jjwt.2022.03.014

劳动力转移对中国粮食生产的影响

——基于2020年全国10省份农户调查数据的经验研究

杜　鑫[1,2]

(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:在新劳动力迁移经济学的理论基础上,利用2020年中国乡村振兴综合调查(CRRS)的农户数据,在综合考虑劳动力转移对家庭粮食生产的劳动力损失效应和收入效应的情况下,考察了劳动力转移对中国粮食生产的影响。研究发现,劳动力转移及异地转移虽然由于减少了农户粮食生产劳动投入而对其粮食产出产生了不利的影响,但这种不利影响却由粮食生产资本要素投入的增加而得到较大程度的补偿,最终使得劳动力转移对农户粮食产出所产生的负面影响并不大,这或许是改革开放以来中国农村劳动力转移规模不断扩大但全国粮食总产量依然保持长期稳定增长的原因之一。上述研究结论的一个潜在政策含义就是,未来持续推进城市化及农村劳动力转移进程并不必然伴之以粮食产出水平的显著下降。当然,在此发展过程中,采取相应政策措施来抵消农村劳动力转移对粮食生产的不利影响、确保粮食供应稳定也属应有之义。

关键词:劳动力转移;粮食生产;劳动力损失效应;收入效应

中图分类号:F323.6　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1004-972X(2022)03-0104-12

一、引言

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,农村地区出现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;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,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①。在宏观层面上,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,成为中国经济增长的重要源泉之一[1-3]。与此同时,劳动力转移也会对农户农业生产产生重要影响。考察这一影响,在理论上可以获得发展经济学中新劳动力迁移经济学理论在中国环境下的经验检验,在实践上有助于准确理解工业化、城市化背景下劳动力转移对于稳定中国农业生产、保障粮食安全的影响效果和影响机制,因此具有重要的理论和实践意义。

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农业生产影响的研究成果。从研究内容来看,已有文献主要研究了劳动力转移或非农就业对农业生产决策及要素投入、农业产出的影响。已有研究发现农村劳动力转移对农户的农业劳动要素投入行为产生了不利影响,主要体现在农业劳动要素投入减少[4-5]和农业劳动呈现"女性化""老龄化"现象[6-8]。已有研究还发现,劳动力转移会促使农户转出土地和降低土地经营面积,甚至退出农业生产[9-13]。尽管劳动力转移会对农业生产中的劳动要素投入和土地要素投入产生不利影响,但有较多研究发现,劳动力转移却通过

①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%。

基金项目:国家社会科学基金重点项目"劳动力转移、土地流转对我国农业生产与农民收入的影响研究"(16AJY014);中国社会科学院重大经济社会调查项目"乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目"(GQDC2020017)

作者简介:杜鑫,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,研究方向:发展经济学。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

缓解农户农业生产中所面临的信贷约束来促进农户增加机械服务、化肥等中间要素投入，弥补了劳动力资源的不足[14-17]；然而，也有少部分研究发现，劳动力转移并不会促进农户增加化肥、农药等生产性投入[18]，甚至还会对其产生负面影响[19]。在长期性资产投资方面，有研究发现，劳动力转移就业仅对农户所拥有的耐用消费品、住房等消费性资产有显著的正向影响，对生产性固定资产价值及其投资并没有产生显著影响[20-22]。关于劳动力转移对农户农业产出的影响，已有研究尚未取得完全一致的结论，一些研究发现劳动力迁移所带来的劳动力损失效应对农户农业生产及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予以补偿[23-25]。但在非农就业劳动供给较多时，就会对粮食生产产生显著的负面影响[26]。但是，钟甫宁等研究发现，只要耕地适宜于机械化作业，农村劳动力外出务工不仅不会对粮食生产产生负面影响，相反，外出务工农户还会通过增加机械要素投入和粮食播种面积比例增加粮食生产[16]。

总的来看，国内外学术界关于劳动力转移对于中国农户农业生产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，已有研究没有在同一个分析框架内同时直接考察劳动力转移对农户家庭农业生产的劳动力损失效应和收入效应。有的研究分析了劳动力迁移及其汇款对农业产出的影响，但没有考察劳动力转移通过影响农业生产的劳动要素投入（负向的劳动力损失效应）和资本要素投入（正向的收入效应）而影响农业产出的作用机制[23-25]。已有研究之所以在劳动力转移对农业生产的影响效果上出现分歧，是因为在很大程度上没有直接同时考察劳动力转移就业的劳动力损失效应和收入效应。其次，已有研究基本没有区分劳动力转移就业的两种不同形式——就地转移（本地非农就业）和异地转移（迁移就业），对农业生产的不同影响。由于劳动力就地转移和异地转移对农业生产具有不同的劳动力损失效应，将其对农业生产的不同影响区分开有其必要性。最后，已有的研究在考察劳动力转移对农户农业生产的影响时，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[26-27]。因此，在研究劳动力转移对农户农业生产的影响时，若不考虑劳动力转移行为以及土地经营规模的内生性问题，则所得估计结果可能是有偏的。有鉴于此，本文拟在综合考虑劳动力转移对家庭农业生产的劳动力损失效应和收入效应的情况下，研究劳动力转移及其异地转移就业形式对农户农业生产所产生的影响，同时考虑农户农业生产要素投入的内生性，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、理论模型

本文假设农户作为一个微观生产经营主体，在既定的资源禀赋和市场环境条件下追求最优化目标。具体来说，本文理论模型的假设包括以下几个方面：

第一，农户的家庭农业生产函数$f(L,T,K)$是一个二阶连续可微的严格凹函数，其一阶偏导数$f'_L>0$、$f'_T>0$、$f'_K>0$，二阶偏导数$f''_{LL}<0$、$f''_{TT}<0$、$f''_{KK}<0$，二阶交叉偏导数$f''_{LT}>0$、$f''_{TK}>0$、$f''_{KL}>0$，其中，L、T、K分别表示农户在家庭农业生产的劳动、土地、资本等要素投入。

第二，农户全部劳动要素禀赋$\bar{L}$在家庭农业生产、转移就业两种方式之间进行配置，专业从事家庭农业生产的劳动要素投入和从事转移就业的劳动要素投入分别用L^f、L^n表示。对于从事转移就业的劳动力来说，其对家庭农业生产意味着劳动力的损失，从而不利于家庭农业生产。但是，新劳动力迁移经济学理论认为，在发展中国家不完善的保险市场和信贷市场环境下，农村家庭将其劳动力资源在不同行业和地点之间进行配置是规避家庭经营风险、降低收入波动性的一种理性选择，可以减轻或消除家庭生产所面临的信贷约束，增加家庭生产投资，即为所谓的“收入效应”[24][28-29]。此外，农户在其劳动力转移就业减少家庭农业生产劳动要素投入的同时，可以通过增加替代性要素的投入、调整种植结构等方式来应对劳动资源的不足，从而促进家庭农业生产资本要素投入的增加[15-16][30]。因此，从理论上来说，劳动力转移就业对家庭农业生产既

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

会产生不利的劳动力损失效应,也可能通过缓解农户信贷约束、增加替代性要素投入的方式来增加农业资本要素投入,对家庭农业生产产生有利的正面影响。另外,不同形式转移就业的劳动力损失效应是不同的,距离家庭较近的就地转移劳动力可以更为方便地兼营家庭农业生产,其劳动力损失效应相对较小;距离家庭较远的异地转移劳动力不便于直接参与家庭农业生产,其劳动力损失效应相对较大。具体来说,本文引入一个劳动力转移兼业因子$\theta(0\leqslant\theta<1)$,即一定量的转移就业劳动要素$L^n$可以同时投入$\theta L^n$的劳动要素兼营家庭农业生产,较大的$\theta$值对应于就地转移就业,较小的$\theta$值对应于异地转移就业。因此,农户家庭农业生产劳动要素投入等于专业从事农业生产的劳动要素投入与转移就业劳动力兼营家庭农业生产的劳动要素投入之和,即$L=L^f+\theta L^n$。

第三,假设农户拥有土地要素禀赋$\bar{T}$,其土地流转数量为T^o(T^o为正数表示土地转出,T^o为负数表示土地转入,T^o等于0表示土地自给自足),因此,农户家庭农业生产土地要素投入为$T=\bar{T}-T^o$。

第四,假设农户家庭生产的农业产品价格为1,劳动力转移就业工资率为w,土地租赁价格为t②,资本利息成本为r。

在上述假设下,农户做出生产要素配置决策以实现收入最大化目标,即:

$$\begin{aligned}&\underset{L^f,L^n,T^o}{\text{Max}}\ f[L,T,K(L^n)]+wL^n+tT^o-rK(L^n)\\&\text{s.t. } L=L^f+\theta L^n\\&L^f+L^n=\bar{L}\\&T+T^o=\bar{T}\\&L^f,L^n,T^o\geqslant 0\end{aligned}\tag{1}$$

上述最优化问题的一阶条件为$f'_L=w/(1-\theta)$、$f'_T=t$、$f'_K=r$,求解可分别推导出$L^n(w,t,r,\bar{L},\bar{T})$、$L^f(w,t,r,\bar{L},\bar{T})$、$T^o(w,t,r,\bar{L},\bar{T})$、$T(w,t,r,\bar{L},\bar{T})$,即农户各生产要素投入水平是由其要素市场报酬、要素禀赋等因素所决定的。此外,农户农业生产中的劳动要素投入$L=L^f+\theta L^n=\bar{L}-L^n+\theta L^n=\bar{L}+(\theta-1)L^n$。由于劳动力转移就业可能通过缓解农户信贷约束、增加替代性要素投入的方式来增加农业资本要素投入,即有$\partial K/\partial L^n>0$。因此,劳动力转移就业对农业产出的影响可以用式(2)表示,即:

$$\frac{\partial f}{\partial L^n}=\frac{\partial f}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial L^n}+\frac{\partial f}{\partial K}\frac{\partial K}{\partial L^n}=f'_L(\theta-1)+f'_K\frac{\partial K}{\partial L^n}\tag{2}$$

式(2)中,等式右边前半部分$f'_L(\theta-1)<0$表示劳动力转移就业对家庭农业生产产生的劳动力损失效应;后半部分$f'_K\frac{\partial K}{\partial L^n}>0$表示劳动力转移就业通过缓解农户信贷约束、增加替代性要素投入来增加家庭农业资本投入,最终促进家庭农业生产的收入效应。整体上,劳动力转移就业对家庭农业产出的综合效应等于上述正反两方面的效应之和,具体方向取决于这两种效应孰大孰小。

进一步将式(2)对劳动力转移兼业因子θ求导,具体如下:

$$\frac{\partial}{\partial\theta}\left(\frac{\partial f}{\partial L^n}\right)=f'_L>0\tag{3}$$

式(3)表明,随着劳动力转移兼业因子θ的提高(降低),劳动力转移就业对农业产出的影响也会增加(减少)。这也就意味着,就地转移就业相对异地转移就业来说,其对农业产出的正向影响更大或负向影响更小;反过来说,异地转移就业相对就地转移就业来说,其对农业产出的正向影响更小或负向影响更大。

三、样本数据

本文利用2020年中国乡村振兴综合调查(CRRS)的农户数据来考察劳动力转移就业对粮食生产的影响。项目课题组在全国范围内按照等距随机分层抽样原则,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,首先,课题组根据经济发展水平、区域位置以及农业生产情况,从东部、中部、西部和东北地区中随机抽取所有省份数量的1/3,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)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2019年度农村人口与劳动就业、土地经营、粮食生产、社区环境、收

②为简化讨论,此处做了两个假设:一是劳动力转移就业无需土地、资本等其他要素投入;二是中国农村地区存在运转良好的农地流转市场。上述假设虽然与现实不尽相同,但并不影响本文的主要分析。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

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，需要对劳动力、劳动力转移、转移农户、粮食产出等概念进行界定。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（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。在本文中，粮食产出是农户粮食作物以市场价格计算的总产值③。

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粮食产出状况。根据表1可知，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%；全体农户平均获得以总产值度量的粮食产出26039.74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、粮食产出水平较低的特点，其中，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、粮食产出水平较高。对于转移农户与非转移农户在粮食产出上存在的明显差异，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？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粮食产出状况

变量	全体农户	转移农户	异地转移农户	非转移农户
劳动力（人）	2.55	2.98	3.18	1.53
转移劳动力（人）	1.32	1.85	1.99	0
转移劳动力占全部劳动力的比例（%）	49.44	64.71	64.68	0
异地转移劳动力（人）	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
家庭粮食产出（元）	26039.74	23883.96	20776.43	31362.80

四、经验策略

根据理论分析，劳动力转移就业通过影响家庭农业生产劳动要素投入和资本要素投入而对最终影响家庭农业产出。在经验分析中，本文借鉴中介效应模型的思路与方法来定量考察劳动力转移就业对农户家庭农业生产的影响及其作用机制。中介效应模型是在心理学及其他社会科学领域得到广泛应用的定量分析方法，因其能够分析自变量对因变量产生影响的作用机制，从而得到更为深入的研究结果。根据中介效应模型，本文的自变量是农户劳动力转移行为，因变量是农户家庭粮食产出，中介变量是粮食生产的劳动要素投入和资本要素投入，中介效应具体分析过程如下：

首先，农户劳动力转移对家庭粮食产出的影响可以用式（4）表示，即：

$$y = \eta_0 + \eta_1 L^n + \eta_2 \bar{l} + \eta_3 \bar{a} + \eta_4 t + X_y \eta_5 + \xi \tag{4}$$

式（4）中，y、$\bar{l}$、$\bar{a}$、t分别为对数形式的粮食产出与家庭劳动要素禀赋、家庭金融资产禀赋、粮食生产土地要素投入，L^n为农户劳动力转移变量，X_y为其他一系列影响农户家庭粮食产出的控制变量向量，包括农户特征、村特征等；η_0、η_1、η_2、η_3、η_4、η_5为待估计系数或系数向量，其中的η_1表示劳动力转移就业对农户家庭粮食产出的综合效应；ξ为服从正态分布的随机误差项，代表其他一些影响农户粮食产出的不可观测因素。

其次，劳动力转移就业对家庭粮食生产劳动要素投入和资本要素投入的影响可以用式（5）、式（6）表示，即：

$$l = \beta_0 + \beta_1 L^n + X_l \beta_2 + u \tag{5}$$

$$k = \gamma_0 + \gamma_1 L^n + X_k \gamma_2 + v \tag{6}$$

式（5）、式（6）中，l、k分别为对数形式的粮食生产劳动要素投入和资本要素投入，L^n为农户劳动力转移变量；X_l、X_k为一系列影响农户家庭粮食生产劳动要素投入和资本要素投入的控制变量向量，根据前文理论分析，包括农户要素禀赋、要素市场报酬以及其他农户特征、村特征等；β_0、β_1、β_2和γ_0、γ_1、γ_2为待估计的系数或系数向量；u、v皆为服从正态分布的随机误差项，代表其他一些影响农户家庭粮食生产劳动和资本要素投入的不可观测因素。

最后，估计农户劳动力转移变量及其两个中介变量（粮食生产劳动要素投入和资本要素投入）对粮食产出的影响，即：

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 L^n + \alpha_2 l + \alpha_3 k + \alpha_4 t + X_y \alpha_5 + \varepsilon \tag{7}$$

式（7）中，各变量所代表含义与式（4）至式（6）

③本文以农户粮食产量乘以销售价格计算得到粮食作物的市场价值。在计算粮食作物的市场价值时，如果农户回答的销售价格缺失，则选用全村该种粮食作物的平均销售价格；如果全村销售价格也是缺失的，则选用全乡镇该种粮食作物的平均销售价格；如此依次类推。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

相同,α_0、α_1、α_2、α_3、α_4、α_5为待估计系数或系数向量,α_2、α_3分别代表劳动要素投入和资本要素投入对粮食产出的影响,而α_1则代表控制了中介变量即粮食生产劳动要素投入和资本要素投入后的劳动力转移变量对粮食产出的直接效应;ε为服从正态分布的随机误差项,代表其他一些影响农户粮食产出的不可观测因素。

式(4)至式(7)构成了劳动力转移通过影响家庭粮食生产劳动要素投入和资本要素投入而最终影响家庭粮食产出的中介效应模型。通过式(4)可知,劳动力转移对农户家庭粮食产出的综合效应为η_1。通过式(5)至式(7)可知,劳动力转移对农户家庭粮食产出的综合效应为:

$$\frac{dy}{dL^n}=\frac{\partial y}{\partial L^n}+\frac{\partial y}{\partial l}\frac{\partial l}{\partial L^n}+\frac{\partial y}{\partial k}\frac{\partial k}{\partial L^n}=\alpha_1+\alpha_2\beta_1+\alpha_3\gamma_1 \tag{8}$$

式(8)中,$\alpha_2\beta_1$表示劳动力转移通过影响家庭粮食生产劳动要素投入而最终影响家庭粮食产出的中介效应(间接效应);$\alpha_3\gamma_1$表示劳动力转移通过影响家庭粮食生产资本要素投入而最终影响家庭粮食产出的中介效应(间接效应);$\alpha_2\beta_1+\alpha_3\gamma_1$则表示劳动力转移通过影响家庭粮食生产劳动要素投入和资本要素投入而最终影响家庭粮食产出的总中介效应(间接效应);α_1表示劳动力转移除通过影响家庭粮食生产劳动和资本要素投入而对粮食产出产生影响之外,还会对家庭粮食产出产生的直接影响。在理论上,式(4)和式(8)所得到的劳动力转移对农户家庭粮食产出的综合效应应该相等,即有$\eta_1=\alpha_1+\alpha_2\beta_1+\alpha_3\gamma_1$,但在经验分析中,由于经济计量模型设定差异等因素的影响,二者不一定相等。检验中介效应存在与否与程度大小最常用的方法是逐步检验回归系数[31-32]。具体来说,如果α_2和β_1同时具有统计显著性,或α_3和γ_1同时具有统计显著性,或α_2和β_1、α_3和γ_1都同时具有统计显著性,说明中介效应存在,即劳动力转移通过影响家庭粮食生产劳动要素投入或(和)资本要素投入而对家庭粮食产出产生了影响。近年来,对于上述逐步检验回归系数的方法出现了较多的疑问和批评,主要在于与Sobel检验、Bootstrap检验、马尔科夫链蒙特卡罗检验(MCMC)等其他各种方法相比,该方法的检验能力是最低的,即其比较不容易检验到实际存在的中介效应[33-35]。因此,利用逐步检验法得到中介效应不显著的结果并不能说明中介效应不存在,应该使用其他检验能力较高的方法继续进行检验。但是,如果逐步检验法得到了较为显著的中介效应,检验能力低的问题就不复存在,其检验结果不仅是可信的,甚至还优于Bootstrap检验等其他方法[36]。

根据前文理论分析,农户劳动力转移行为及其家庭粮食生产要素投入是农户收入最大化的统一决策的结果。对经济计量模型的估计来说,上述各变量都具有潜在的内生性问题。如果不考虑这一内生性问题而直接进行OLS估计,所得结果可能具有内生性偏误。此外,考虑到劳动力转移变量还是一个内生处理变量,本文对于式(4)至式(7)拟采用处理效应模型(Treatment Effects Model,TREAT)或扩展回归模型(Extended Regression Model,ERM)来进行估计,以得到一致性的估计结果。根据前文理论分析,农户劳动力转移与粮食生产土地要素投入决策都受到农户家庭生产要素禀赋、要素市场报酬等变量的影响,本文在使用处理效应或扩展回归模型对式(4)至式(7)进行估计时,拟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农户特征、村特征变量作为解释变量对农户劳动力转移决策与粮食生产土地要素投入进行建模。

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。

五、估计结果

本文根据中介效应模型的分析方法,依次估计出了如式(4)至式(7)所示的劳动力转移对家庭粮食产出的综合效应、劳动力转移对家庭粮食生产劳动要素投入和资本要素投入的处理效应、劳动力转移及其中介变量(家庭粮食生产劳动要素投入和资本要素投入)对家庭粮食产出的影响。在对式(4)、式(7)进行估计时,考虑到劳动力转移变量是一个内生处理变量,而以播种面积表示的家庭粮食生产土地要素投入变量也具有潜在的内生性,本文使用了能够同时处理内生处理变量和内生连续变量的扩展回归模型对其进行估计。在对式(5)、式(7)进行估计时,鉴于只有内生处理变量——劳动力转移变量,本文使用了内生处理效应模型对其进行估计。式(4)至式(7)估计结果分别如表3至表5所示。

(一)劳动力转移对家庭粮食产出的综合效应

表3列出了劳动力转移对农户家庭粮食产出

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表2 变量的定义与描述统计

变量	变量定义	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
家庭粮食产出	农户播种面积最大的两种主要粮食作物以市场价格计算的总产值(元)	1915	26039.742	86227.263	0	1830000
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
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
家庭粮食生产要素投入						
粮食生产劳动投入	农户在两种主要粮食作物生产上所投入的劳动时间(人·小时)	1915	175.124	355.643	0	9792
粮食生产资本投入	农户在两种主要粮食作物生产过程中投入的机械、种子、化肥、农药、雇工、灌溉、收获运输等费用(元)	1915	11518.896	61570.686	0	2256624.3
播种面积	农户两种主要粮食作物的播种面积(亩)	1915	29.692	97.027	0	2210
经营耕地面积	农户实际经营耕地总面积(亩)	1907	27.959	32.156	0	761
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	0	274.5
家庭金融资产	农户现金、银行存款、有价证券及出借款总额(元)	1914	655.245	3829.25	0	60000
家庭社会资本						
家中是否有党员	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
家庭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
本地农地流转年租金	本村或本乡镇耕地流转平均价格(元/亩·年)	1905	574.707	444.521	0	3000
本地非农产业发展状况						
本村劳动力本地非农就业比例	本村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						
本村地形是否平原	本村地形是否为平原(是=1,否=0)	1905	0.462	0.499	0	1
本村是否城市郊区	本村是否位于城市郊区(是=1,否=0)	1905	0.174	0.379	0	1
村委会距县政府距离	本村村委会距县政府的距离(千米)	1905	24.297	16.459	1.2	85

的综合效应的估计结果。表3显示,粮食产出方程与劳动力转移决策方程及异地转移决策方程、播种面积方程之间的相关系数估计结果都具有统计显著性,粮食产出方程中的劳动力转移变量及异地转移变量、播种面积变量具有内生性,采用扩展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可知,在控制了其他要素禀赋、农户特征及村特征等变量的条件下,劳动力转移在整体上对农户家庭粮食产出产生了具有统计显著性的负向影响,平均来说,劳动力转移就业活动使农户家庭粮食产出水平降低了大约8%;其中,异地转移对农户家庭粮食产出的负向影响更大,使其降低了大约10%。就其他控制变量来说,农户家庭劳动力人数、播种面积都会对家庭粮食产出产生显著的正向影响;较高的户主年龄会对家庭粮食产出产生显著的负向影响,反映了"老龄化"对粮食生产的不利影响;其他因素则对家庭粮食产出的影响并不显著。

表3关于劳动力转移方程的估计结果显示,家庭劳动力人数、家中是否有党员、家庭成员最高受教育程度均有利于促进农户参与劳动力转移及异地转移就业活动。承包地面积对农户整体的劳动力转移概率没有产生显著影响,但在10%的显著性水平上对农户劳动力异地转移概率产生了负向影响,其原因在于劳动力转移就业中的就地转移就业的劳动力损失效应较小,可以较为方便地兼营家庭农业生产,而异地转移就业的劳动力损失效应较大,不便于兼营家庭农业生产,从而导致拥有较多的家庭承包地会抑制农户参与异地转移就业的倾向。本地农闲雇工日工资对农户整体的劳动力转移概率没有产生显著影响,但较高的本地农闲雇工工资会对农户异地转移概率产生显著的负面影响,其原因在于本地劳动力市场工资对于异地转移劳动力来说是一种机会成本,其水平的上升自然不利于农户参与异地转移就业;但对于劳动力转移就业

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表3劳动力转移对家庭粮食产出的综合效应

解释变量	粮食产出对数	劳动力转移	播种面积对数	粮食产出对数	异地转移	播种面积对数
		ERM			ERM	
劳动力转移	−0.0772***					
	(0.0142)					
异地转移				−0.1041***		
				(0.0212)		
家庭劳动力人数对数	0.2022***			0.2175***		
	(0.0803)			(0.0997)		
播种面积对数	0.8860***			0.8710***		
	(0.0374)			(0.0377)		
家庭金融资产对数	0.0017			0.0030		
	(0.0082)			(0.0081)		
户主年龄	−0.00580***			−0.0054***		
	(0.0020)			(0.0021)		
户主受教育程度	0.0017			0.0064		
	(0.0076)			(0.0075)		
是否平原	0.0708			0.0797*		
	(0.0477)			(0.0478)		
是否城市郊区	0.0791			0.0902*		
	(0.0547)			(0.0546)		
省份虚拟变量	YES			YES		
家庭劳动力人数		0.7040***	−0.0042		0.4550***	−0.0018
		(0.0492)	(0.0316)		(0.0348)	(0.0316)
承包地面积		−0.0024	0.0356***		−0.0045*	0.0354***
		(0.0023)	(0.0020)		(0.0023)	(0.0020)
家庭金融资产		−5.53e−07	−4.37e−06		−9.02e−06	−4.37e−06
		(9.54e−06)	(7.85e−06)		(9.14e−06)	(7.84e−06)
家中是否有党员		0.2630***	−0.1490**		0.1760**	−0.1550**
		(0.0879)	(0.0715)		(0.0756)	(0.0715)
家庭成员最高受教育程度		0.0501***	0.0117		0.0305***	0.0097
		(0.0123)	(0.0106)		(0.0115)	(0.0106)
本地农闲雇工日工资		−0.0003	−0.0015		−0.0028***	−0.0016
		(0.0012)	(0.0009)		(0.0010)	(0.0010)
本地农地流转年租金		7.30e−05	−0.0004***		7.19e−05	−0.0004***
		(0.0001)	(8.17e−05)		(8.67e−05)	(8.14e−05)
本地非农产业发展状况		0.4680**	−0.7860***		−0.0146	−0.8020***
		(0.2060)	(0.1610)		(0.1690)	(0.1600)
村委会距县政府距离		−0.0069***	−0.0056**		−0.0003	−0.0054**
		(0.0024)	(0.0022)		(0.0023)	(0.0022)
常数项	6.8560***	−1.4650***	2.2120***	7.0110***	−1.5530***	2.2260***
	(0.1940)	(0.2170)	(0.1760)	(0.1910)	(0.1910)	(0.1760)
沃尔德检验		Wald chi2(17) = 904.40			Wald chi2(17) = 942.54	
		Prob > chi2 = 0.0000			Prob > chi2 = 0.0000	
误差项相关系数						
粮食产出方程与劳动力转移方程		−0.4760***			−0.1570***	
		(0.0892)			(0.0160)	
粮食产出方程与播种面积方程		0.1820***			0.1980***	
		(0.0574)			(0.0577)	
播种面积方程与劳动力转移方程		−0.1300***			−0.1540***	
		(0.0379)			(0.0340)	
观测值数	1544	1544	1544	1544	1544	1544

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上具有统计显著性。

中的就地转移就业来说,由于其可以同时兼营家庭农业生产和本地非农就业,对作为本地劳动力市场报酬的雇工工资水平,反而不那么敏感。本地非农产业发展状况对农户整体的劳动力转移概率产生了显著的正向影响,但对农户劳动力异地转移概率没有产生显著影响,这也就意味着本地非农产业的发展主要有利于促进农户参与就地转移就业。村委会距县政府距离对农户参与劳动力转移就业活动产生的显著负向影响,但对农户参与异地转移就业没有产生显著影响,其原因可能在于距离县城越远,劳动力转移就业,特别是其中的就地转移就业,所需要的信息交流、技术服务、市场需求等条件越难以得到满足,但异地转移就业的迁移距离较远,就业半径更大,反而不再受制于县域范围内的信息、技术、市场等条件约束。

表3关于播种面积的估计结果显示,农户承包地面积越多,其播种面积越大。农户家中有党员代表农户所拥有的社会资本较为丰富,有利于其参与劳动力转移就业,同时不利于其扩大播种面积,从事农业生产。本地农地流转年租金越高,意味着土地经营成本的提高,同样不利于农户扩大播种面积,从事农业生产。本地非农产业的发展在促进农户参与劳动力转移就业的同时,促使农户降低播种面积,缩小农业生产规模。村委会距县政府距离对

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

农户播种面积也产生了显著的负面影响，其原因可能在于距离县城越远，农业生产所必需的社会化服务水平越低，再加上信息闭塞、交通不便等因素，同样不利于农户扩大农业经营规模。

表3关于劳动力转移方程与播种面积方程的估计结果与本文余下各表基本相同，余下各表不再对其估计结果进行解释说明。

（二）劳动力转移对家庭粮食生产劳动要素投入和资本要素投入的处理效应

表4和表5分别列出了劳动力转移对农户家庭粮食生产劳动要素投入和资本要素投入的处理效应的估计结果。表4和表5显示，粮食生产劳动投入方程、粮食生产资本投入方程与劳动力转移决策方程及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，独立性检验结果也拒绝了相关系数为零的原假设，表明粮食生产劳动投入方程和粮食生产资本投入方程中的劳动力转移变量及异地转移变量均是内生处理变量，采用处理效应模型回归能得到一致性的估计结果。

表4　劳动力转移对粮食生产劳动要素投入的处理效应

解释变量	粮食生产劳动投入对数	劳动力转移	粮食生产劳动投入对数	异地转移
	TREAT		TREAT	
劳动力转移	−1.1670***			
	(0.2170)			
异地转移			−1.9240***	
			(0.1200)	
家庭劳动力人数	0.3240***	0.7350***	0.4000***	0.4460***
	(0.0477)	(0.0462)	(0.0333)	(0.0290)
承包地面积		−0.0062***		−0.0092***
		(0.0023)		(0.0019)
家庭金融资产		6.63e−06		−7.00e−06
		(9.79e−06)		(6.05e−06)
家中是否有党员		0.2990***		0.1380**
		(0.0822)		(0.0585)
家庭成员最高受教育程度		0.0597***		0.0277***
		(0.0120)		(0.0085)
本地农闲雇工日工资		−0.0006		−0.0020**
		(0.0010)		(0.0008)
本地农地流转年租金		0.0001		0.0002***
		(9.71e−05)		(6.26e−05)
本地非农产业发展状况		0.6910***		0.2060
		(0.1770)		(0.1310)
村委会距县政府距离		−0.0075***		−0.0043**
		(0.0026)		(0.0018)
常数项	4.3580***	−1.6700***	4.0680***	−1.5380***
	(0.0885)	(0.1980)	(0.0778)	(0.1430)
沃尔德检验	Wald chi2(2) = 46.86		Wald chi2(2) = 268.48	
	Prob > chi2 = 0.0000		Prob > chi2 = 0.0000	
误差项相关系数 athrho	0.4094***		0.9053***	
	(0.1107)		(0.0654)	
独立性检验	chi2(1) = 13.66		chi2(1) = 191.31	
	Prob>chi2 = 0.0002		Prob>chi2 = 0.0000	
观测值数	1856	1856	1856	1856

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上具有统计显著性。

表5　劳动力转移对农业资本要素投入的处理效应

解释变量	粮食生产资本投入对数	劳动力转移	粮食生产资本投入对数	异地转移
	TREAT		TREAT	
劳动力转移	0.3691**			
	(0.1427)			
异地转移			0.5640*	
			(0.3414)	
家庭劳动力人数		0.7516***		0.4535***
		(0.0403)		(0.0371)
承包地面积		0.0027		−0.0035
		(0.0024)		(0.0036)
家庭金融资产	−6.24e−06	5.78e−06	−3.99e−05	−1.14e−05
	(9.42e−06)	(1.01e−05)	(9.66e−05)	(9.20e−06)
家中是否有党员		0.2056**		0.0951
		(0.0847)		(0.0685)
家庭成员最高受教育程度		0.0676***		0.0309***
		(0.0114)		(0.0103)
本地农闲雇工日工资		−0.0005		−0.0029***
		(0.0011)		(0.0009)
本地农地流转年租金		1.28e−05		1..43e−05
		(9.61e−05)		(7.57e−05)
本地非农产业发展状况		0.4337**		−0.1427
		(0.1990)		(0.1616)
村委会距县政府距离		−0.0069***		0.0016
		(0.0023)		(0.0020)
常数项	7.6031***	−1.7705***	7.6489***	−1.5482***
	(0.1077)	(0.1973)	(0.1361)	(0.1822)
沃尔德检验	Wald chi2(2) = 7.05		Wald chi2(2) = 6.57	
	Prob > chi2 = 0.0295		Prob > chi2 = 0.0258	
误差项相关系数 athrho	−0.3066***		−0.4078***	
	(0.07200)		(0.1643)	
独立性检验	chi2(1) = 16.62		chi2(1) = 3.16	
	Prob > chi2 = 0.0000		Prob > chi2 = 0.0755	
观测值数	1865	1865	1865	1865

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上具有统计显著性。

根据表4和表5可知，在分别控制了家庭劳动力要素禀赋、家庭金融资产禀赋的条件下，劳动力转移就业及其中的异地转移就业对粮食生产劳动投入产生了显著的负向影响；与此同时，劳动力转移就业及其中的异地转移就业对粮食生产资本投入产生了显著的正向影响。

这一估计结果基本证实了前文的理论分析结果，即劳动力转移就业活动会对农户家庭粮食生产产生正反两方面的影响，一方面通过减少粮食生产劳动投入对粮食生产产生不利影响；另一方面通过为农业投资提供资金支持来增加粮食生产资本要素投入，并对粮食生产产生有利影响。劳动力转移就业对家庭粮食生产所产生的最终影响方向及影响程度如何，则取决于上述正反两方面影响的大小。至于其他影响因素，农户家庭劳动要素禀赋对其家庭粮食生产劳动要素投入产生了显著的正向影响，但其家庭金融资产禀赋并没有对其家庭粮食生产资本要素投入产生显著的影响，其原因或许在于农业生产效益的相对低下使得农民投资农业的动力不足。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(三)劳动力转移及其中介变量对家庭粮食产出的影响

表6列出了劳动力转移及其中介变量(粮食生产劳动投入和粮食生产资本投入)对家庭粮食产出的影响的估计结果。在粮食产出回归方程中同时引入劳动、资本、土地要素投入且其中的粮食生产劳动投入和粮食生产资本投入均为劳动力转移影响粮食产出的中介变量时,粮食产出方程与劳动力转移决策方程及异地转移决策方程之间的相关系数估计结果都不再具有统计显著性,即此时的劳动力转移变量及异地转移变量不再具有内生性,但作为粮食生产土地投入的播种面积变量此时依然是内生性变量。根据表6可知,在同时控制了粮食生产劳动、资本、土地要素投入及其他农户特征、村特征变量的条件下,劳动力转移就业及其中的异地转移就业不仅不再具有内生性,而且对家庭粮食产出的影响也不再具有统计显著性。这一估计结果说明,劳动力转移及异地转移仅通过影响粮食生产劳动投入和粮食生产资本投入而对家庭粮食产出产生影响。除此之外,劳动力转移及其异地转移不再对家庭粮食产出产生影响。就其他控制变量来说,粮食生产劳动投入、粮食生产资本投入与播种面积均对家庭粮食产出水平产生了显著的正向影响;户主年龄对家庭粮食产出产生了显著的负面影响,反映了"老龄化"的不利影响;户主受教育程度对家庭粮食产出没有产生显著影响,反映了以教育为代表

表 6　劳动力转移及其中介变量对家庭粮食产出的影响

解释变量	粮食产出对数	劳动力转移	播种面积对数	粮食产出对数	异地转移	播种面积对数
		ERM			ERM	
劳动力转移	−0.0939					
	(0.0688)					
异地转移				−0.0909		
				(0.0836)		
粮食生产劳动投入对数	0.0745***			0.0745***		
	(0.0184)			(0.0183)		
粮食生产资本投入对数	0.1600***			0.1600***		
	(0.0290)			(0.0290)		
播种面积对数	0.6660***			0.6670***		
	(0.0421)			(0.0422)		
户主年龄	−0.0031*			−0.0035*		
	(0.0019)			(0.00185)		
户主受教育程度	−9.80e−05			0.0005		
	(0.00688)			(0.0068)		
是否平原	0.1040**			0.1040**		
	(0.0464)			(0.0464)		
是否城市郊区	0.0896*			0.0931*		
	(0.0510)			(0.0511)		
省份虚拟变量	YES			YES		
家庭劳动力人数		0.7680***	0.0623**		0.4770***	0.0617**
		(0.0413)	(0.0254)		(0.0308)	(0.0254)
承包地面积		−0.0033	0.0374***		−0.0040*	0.0374***
		(0.0022)	(0.00182)		(0.0022)	(0.0018)
家庭金融资产		4.76e−06	−5.41e−06		−8.36e−06	−5.50e−06
		(1.02e−05)	(7.64e−06)		(9.13e−06)	(7.64e−06)
家中是否有党员		0.2500***	−0.184***		0.1610**	−0.1840***
		(0.0880)	(0.0661)		(0.0724)	(0.0661)
家庭成员最高受教育程度		0.0662***	0.0107		0.0325***	0.0105
		(0.0119)	(0.00946)		(0.0108)	(0.0094)
本地农闲雇工日工资		−0.0006	−0.00210**		−0.0026***	−0.0021**
		(0.0012)	(0.000883)		(0.0009)	(0.0009)
本地农地流转年租金		6.96e−05	−0.000262***		8.99e−05	−0.0003***
		(0.0001)	(7.40e−05)		(8.19e−05)	(7.40e−05)
本地非农产业发展状况		0.5940***	−0.686***		−0.0082	−0.6890***
		(0.2070)	(0.148)		(0.1650)	(0.1480)
村委会距县政府距离		−0.0061**	−0.00447**		−4.16e−05	−0.0044**
		(0.0024)	(0.00200)		(0.0022)	(0.0020)
常数项	5.8020***	−1.8160***	1.962***	5.849***	−1.695***	1.9660***
	(0.2490)	(0.2040)	(0.1520)	(0.2460)	(0.1770)	(0.1520)
沃尔德检验		Wald chi2(17) = 1237.28			Wald chi2(17) = 1234.81	
		Prob > chi2 = 0.0000			Prob > chi2 = 0.0000	
误差项相关系数						
粮食产出方程与劳动力转移方程		−0.0810			−0.0782	
		(0.0611)			(0.0702)	
粮食产出方程与播种面积方程		0.1730***			0.1730***	
		(0.0523)			(0.0524)	
播种面积方程与劳动力转移方程		−0.1200***			−0.1300***	
		(0.0361)			(0.0322)	
观测值数	1799	1799	1799	1799	1799	1799

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上具有统计显著性。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

的人力资本变量对中国当前以小农户为主体的粮食生产没有产生明显的提升;位于平原地区和城市郊区则有利于提高粮食产出水平,这是因为平原地区和城市郊区一般来说土质较好、信息发达、技术交流和交通物流方便,且靠近城市消费市场,农产品价格发现功能较强。

(四)劳动力转移对家庭粮食产出的中介效应分析

表4至表6显示,劳动力转移及异地转移就业通过影响粮食生产劳动投入和粮食生产资本投入而对家庭粮食产出产生了负面影响。在控制了其他因素的条件下,劳动力转移及其中的异地转移降低了农户的粮食生产劳动投入,同时增加了粮食生产资本投入;通过粮食生产劳动投入和资本投入的中介效应,劳动力转移及其中的异地转移最终使得农户的家庭粮食产出分别降低了大约3%和5%④。除此之外,劳动力转移及其中的异地转移对家庭粮食产出没有产生直接的影响。就劳动力转移与异地转移相比较而言,异地转移对家庭粮食生产所产生的劳动力损失效应相对较大,同时其对增加家庭粮食生产资本投入的贡献也比较大。就对家庭粮食产出产生的不利综合效应来说,异地转移依然大于整体的劳动力转移。对式(4)至式(7)估计结果进行逐步检验发现,中介效应所涉及的各回归系数α_2、α_3、β_1、γ_1均具有统计显著性,劳动力转移对家庭粮食产出的中介效应也是显著的。

六、结论

本文在新劳动力迁移经济学的理论基础上,利用2020年中国社会科学院农村发展研究所中国乡村振兴调查(CRRS)项目的全国农户调查数据,在综合考虑劳动力转移对家庭粮食生产的劳动力损失效应和收入效应的情况下,考察了劳动力转移对中国农户粮食生产的影响。本文研究的特色在于,在同一个分析框架内阐述并验证了劳动力转移通过影响粮食生产劳动投入和资本投入进而影响粮食产出的中介效应机制,在区分劳动力转移就业的不同形式的基础上考察了劳动力转移及其中的异地转移对粮食生产的不同影响,并在考虑农户劳动力转移行为以及其他生产要素投入内生性的基础上使用扩展回归模型及处理效应模型得到劳动力转移对农户粮食生产影响的一致性估计结果。本文研究发现,在控制了农户生产要素禀赋、播种面积、人力资本以及其他农户特征、村特征变量的影响之后,劳动力转移及其中的异地转移降低了农户的粮食生产劳动投入,同时增加了生产资本投入,并通过粮食生产劳动投入和资本投入的中介效应,最终使得农户的粮食产出分别降低了大约3%和5%。

根据本文的研究结论,劳动力转移及异地转移虽然由于减少了粮食生产劳动投入而对家庭粮食生产产生了不利的影响,但这种不利影响却由农业机械、种子、化肥、农药等资本要素投入的增加而得到部分的补偿,其对家庭粮食产出所产生的负面影响并不大,这或许是改革开放以来中国农村劳动力转移规模不断扩大但全国粮食总产量依然保持长期稳定增长的原因之一。尽管本文的这一研究结论是基于2019年度调查数据得出的,但其对中国未来农业发展所蕴含的一个政策含义就是,只要保持足够的农业投资激励,未来持续推进城市化及劳动力转移进程并不必然伴之以粮食产出水平的显著下降。当然,由于劳动力转移就业会带来家庭收入的显著提高,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,其为中国农业生产所带来的负面影响也不能掉以轻心。面对这种发展趋势,应加快培育新兴职业农民,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。

参考文献:

[1]蔡昉.中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J].经济研究,2017(7):4-17.

[2]蔡昉.改革时期农业劳动力转移与重新配置[J].中国农村经济,2017(10):2-12.

[3]张广婷,江静,陈勇.中国劳动力转移与经济增长的实证研究[J].中国工业经济,2010(10):15-23.

[4]HUANG J K,WU Y H,ROZELLE S.Moving off the farm and intensifying agricultural production in Shandong: A case study of rural labor market linkages in China[J].Agricultural Economics,2009,40(2):203-218.

[5]SU W,ERICSSON T,ZHANG L,et al.Off-farm employment and time allocation in on-farm work in rural China from gen-

④表3所得到的劳动力转移及异地转移对农户家庭农业产出的综合效应分别是-8%和-10%,二者计算结果并不相等,这主要是由于经济计量模型设定差异所致,并不具有太多的实际意义。本文主要考察劳动力转移通过影响农业劳动投入和农业资本投入而影响农业产出的中介效应,在如表6所示劳动力转移直接效应估计结果不显著的情况下,选择具有统计显著性的中介效应估计结果作为综合效应的估计结果。

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

der perspective[J]. China Economic Review, 2016(41):34-45.

[6]李琴,宋月萍.劳动力流动对农村老年人农业劳动时间的影响以及地区差异[J].中国农村经济,2009(5):52-60.

[7]李旻,赵连阁.农业劳动力"女性化"现象及其对农业生产的影响——基于辽宁省的实证分析[J].中国农村经济,2009(5):61-69.

[8]CHANG H, DONG X, MACPHAIL F. Labor migration and time use patterns of the left-behind children and elderly in rural China[J].The World Development, 2011, 39(12):2199-2210.

[9]QIAN F Z, MA Q, XU X.Development of land rental markets in rural Zhejiang: Growth of off-farm jobs and institution building[J].The China Quarterly, 2004(180):1050-1072.

[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]KIMURA S, OTSUKA K, SONOBE T, et al. Efficiency of land allocation through tenancy markets:Evidence from China[J]. Economic Development and Cultural Change, 2011, 59(3):485-510.

[12]李庆海,李锐,王兆华.农户土地租赁行为及其福利效果[J].经济学(季刊),2012,11(1):269-288.

[13]盖庆恩,朱喜,史清华.劳动力转移对中国农业生产的影响[J].经济学(季刊),2014,13(3):1147-1170.

[14]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.

[15]刘亮,章元,高汉.劳动力转移与粮食安全[J].统计研究,2014,31(9):58-64.

[16]钟甫宁,陆五一,徐志刚.农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J].中国农村经济,2016(7):36-47.

[17]仇童伟.农村劳动力非农转移会降低农地产出率吗?[J].中南财经政法大学学报,2018(5):151-160.

[18]QIN H. Rural-to-urban labor migration, household livelihoods, and the rural environment in Chongqing municipality, southwest China[J]. Human Ecology, 2010, 38(5):675-690.

[19]钱龙,钱文荣.外出务工对农户农业生产投资的影响——基于中国家庭动态跟踪调查的实证分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2018,18(5):109-121.

[20]ZHAO Y.Causes and consequences of return migration:Recent evidence from China[J]. Journal of Comparative Economics, 2002, 30(2):376-394.

[21]DE BRAUW A, ROZELLE S. Migration and household investment in rural China[J]. China Economic Review, 2008, 19(2):320-335.

[22]杜鑫.劳动力转移对农户消费和投资水平的影响[J].财经理论与实践,2010,31(3):2-7.

[23]ROZELLE S, TAYLOR JE, DE BRAUW A. Migration, remittances and agricultural productivity in China[J]. American Economic Review, 1999, 89(2):287-291.

[24]TAYLOR J E, ROZELLE S, DE BRAUW A. Migration and incomes in source communities: A new economics of migration perspective from China[J]. Economic Development and Cultural Change, 2003, 52(1):75-101.

[25]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[J].中国农村经济,2012(4):4-14.

[26]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.

[27]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.

[28]STARK O, BLOOM D. The new economics of labor migration[J]. American Economic Review, 1985, 75(2):173-178.

[29]LUCAS R E B, STARK O. Motivation to remit: The case of Botswana[J]. Journal of Political Economy, 1985, 93(5):901-918.

[30]JI Y, YU X, ZHONG F. Machinery investment decision and off-farm employment in rural China[J]. China Economic Review, 2012, 23(1):71-80.

[31]BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6):1173-1182.

[32]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004,36(5):614-620.

[33]FRITZ M S, MACKINNON D P. Required sample size to detect the mediated effect[J]. Psychological Science, 2007, 18(3):233-239.

[34]HAYES A F. Beyond Baron and kenny: Statistical mediation analysis in the new Millennium[J]. Communication Monographs, 2009, 76(4):408-420.

[35]MACKINNON D P, LOCKWOOD C M, HOFFMAN J M, et al. A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects[J]. Psychological Methods, 2002, 7(1):83-104.

[36]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析——方法和模型发展[J].心理学进展,2014,22(5):731-745.

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

Labor Nonfarm Employment and Grain Production in Rural China:An Empirical Analysis Based on Rural Households Survey Data in China's Ten Provinces in 2020

DU Xin[1,2]

(1.Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;
2.Department of Rural Development, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract:Comprehensively considering the lost-labor effects and the income effects of labor nonfarm employment in the framework of new economics of labor migration, the effects of labor nonfarm employment on grain production in rural China have been analyzed by using rural households' data of China Rural Revitalization Survey (CRRS) in 2020.The results of this study show that although labor nonfarm employment have caused labor inputs of grain production and grain output to decrease, the negative effects have been largely compensated by increasing capital inputs of grain production, which means the negative effects of labor nonfarm employment on the grain output are slight.This might be one of the reasons why China's total grain output has been growing steadily for a long period accompanied by an expanding scale of rural labor nonfarm employment.The results of this paper imply that promoting the process of urbanization and rural labor nonfarm employment in the future may not be followed by significant falling of grain output in China.meanwhile, of course, some measures should be taken to offset the negative effects of labor nonfarm employment on the grain production and ensure security of grain supply.

Key words:labor nonfarm employment; grain production; lost-labor effect; income effect

(责任编辑:岳婷婷)

(上接第61页)

[24]ARAWAL A, KNOEBER C.Firm performance and mechanisms to control agency problems between managers and shareholders[J].Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1996, 31(3):377-397

Ownership Structure, Incentive and Restraint Mechanism and Enterprise Efficiency: An Empirical Test Based on A-share State-owned Listed Companies

GUO Bing, LIU Kun

(School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

Abstract: Ownership structure is the basis of governance structure, incentive and restraint are the core of governance mechanism, and ownership structure and incentive and restraint mechanism constitute a complete corporate governance system.Taking A-share state-owned listed companies on the main board of Shanghai and Shenzhen as a sample, this paper constructs comprehensive indicators of incentive mechanism and restraint mechanism by using principal component analysis, studies the relationship the influence of ownership structure, incentive and restraint mechanism and enterprise efficiency, and Investigate the relationship of ownership structure, incentive mechanism and restraint mechanism.The main conclusions of this paper are as follows: first, there is a significant positive correlation between ownership structure and enterprise efficiency; Incentive mechanism and restraint mechanism promote the improvement of enterprise efficiency; Compared with the restraint mechanism, the role of incentive mechanism is more significant.Second, in the incentive mechanism, CEO shareholding ratio and executive employee salary gap are significantly positively correlated with enterprise efficiency; In the constraint mechanism, ownership concentration is significantly positively correlated with enterprise efficiency, and the proportion of independent directors is significantly negatively correlated with enterprise efficiency.Third, There are substitution effects between incentive mechanism and ownership structure, restraint mechanism and ownership structure.The research shows that at present, the proportion of Chinese shares and non-state shares of state-owned listed companies have reached a relatively balanced state.The ownership structure, incentive mechanism and restraint mechanism are investigated together.There is a complementary effect between incentive mechanism and restraint mechanism.The focus of improving the efficiency of enterprise should shift from the optimization of ownership structure to the construction of governance mechanism.

Key words: ownership structure; incentive mechanism; restraint mechanism; enterprise efficiency

(责任编辑:岳婷婷)

(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net