

欢迎按以下格式引用:吴学兵,刘蓝溪.产业结构转型对农民收入的影响——基于长江经济带的实证研究[J].长江大学学报(社会科学版),2021,44(5):72-77.

产业结构转型对农民收入的影响

——基于长江经济带的实证研究

吴学兵^{1,2} 刘蓝溪²

(1.长江大学 长江经济带发展研究院,湖北荆州 434023;2.长江大学 经济与管理学院,湖北荆州 434023)

摘要:增加农民收入是解决三农问题的关键,而产业结构转型过程中农民收入必将受到影响。文章利用2010~2019年长江经济带11个地区的省际面板数据,构建面板模型分析产业结构转型对农民收入的影响。结果表明:从整体来看,产业结构转型对农民收入存在显著的正面影响,且影响效应具有稳定性。从区域来看,产业结构转型对农民收入存在明显的地区差异,上游和中游地区具有显著的正向影响,而下游地区的影响并不显著,上中下游地区的影响程度呈倒U型演变趋势。因此,应针对不同地区调整有差异的产业结构转型政策来有效提高农民收入。

关键词:产业结构转型;农民收入;长江经济带

分类号:F323.6;F121.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2021)05-0072-06

一、引言

三农问题一直受到党和政府高度关注。2004年以来,连续十八年中央一号文件均聚焦三农问题,而如何增加农民收入更是解决“三农”问题的重中之重。党的十九大报告进一步指出“提高农民收入来缩小城乡差距”。当前,随着产业结构不断升级,我国产业结构正日趋优化和完善,农民的收入水平和结构也随之发生变化。因此,产业结构转型如何影响农民收入是一个值得深入研究的重要话题。在产业结构转型进程中如何进一步促进我国农民增收,对我国农村发展起着至关重要的作用,关系着我国全面小康社会的建设和“两个一百年”奋斗目标的实现。

关于产业结构转型与农民收入关系的研究,已

有文献主要研究农业产业结构对农民收入的影响。例如,Huiqing Liu(2014)指出促进农业的转型可以提高农民的农业收入和非农收入^[1]。魏君英等(2015)研究了产业结构变动与农村居民收入的关系,认为产业结构转型促进了农民收入的增长^[2]。吴妍菲(2016)构建VAR模型进行研究,发现产业结构调整对福建省农民收入增长具有重要影响,但影响效应具有一定的时滞性^[3]。杨玲(2017)从农业、林业、牧业和渔业等角度,探究农业产业内部结构对农村居民工资性收入、家庭经营收入、财产性收入和转移性收入等四方面的影响,发现农业产业内部结构内部诸因素与农村居民纯收入来源结构之间存在着显著的相关性^[4]。王军强等(2019)研究了北京市农业产业结构调整对农民收入变迁的影响,结果表明,从短期看,种植业与牧业不利于农民收入的

收稿日期:2021-07-21

基金项目:教育部人文社会科学青年基金项目“乡村振兴战略驱动下农地流转价格偏离的形成机理与纠偏机制研究”(19YJCZH190);湖北省教育厅哲学社会科学基金一般项目“乡村振兴背景下农地流转定价机制与政策干预研究”(19Y037)

第一作者简介:吴学兵(1980-),男,湖北监利人,副教授,博士,主要从事农业经济研究。

通信作者:刘蓝溪(1999-),女,湖北荆门人,主要从事农业经济研究,E-mail:1184875838@qq.com。

增长,而林业与渔业对农民收入增长具有较好的带动作用;从长期看,种植业仍然对农民收入的贡献度最大,其次为林业和渔业,牧业对农民收入的贡献度相对较小^[5]。

也有学者探讨了农业产业结构调整对农民收入的影响机理。例如,刘秀兰等(2010)认为,产业结构越优化,农村劳动力转移速度越快、农村居民收入越高,而西部地区产业结构还不够优化,应加大农业投入力度^[6]。高如梦等(2018)构建 VAR 模型研究农业产业结构调整对农民人均纯收入的影响,发现随着农业产业结构的不断调整,农民人均收入受种植业的影响力度越来越小,而受林业、牧业、渔业的影响力度逐渐上升^[7]。王军强等(2019)认为,通过调整农业产业结构,可以促进农业生产不断适应市场需求,农业的比较收益不断提高,进而有利于增加农民收入^[5]。曹菲等(2021)从产业结构合理化和高级化两个维度进行研究,发现农业产业结构升级对农民收入增长具有激励效应^[8]。

以上研究从多个角度分析了农民收入的影响因素,可以看出:(1)现有研究成果对单个因素分析较多,而研究多个因素联合作用对农民收入的研究较少。(2)已有研究主要分析农业内部产业结构调整对农民收入的影响,而从区域宏观产业结构转型视角的研究较少。(3)现有研究基于全国数据进行研究的较多,而基于区域数据进行研究的较少。长江经济带横跨中国东中西三大区域,是东中西互动合作的协调发展带,长江经济带战略作为中央重点实施的“三大战略”之一,其农民收入也是政策关注的重点。基于此,本文在现有文献的基础上,利用长江经济带面板数据建立以产业结构转型为观察变量、多个因素为控制变量的面板模型,进一步研究产业结构转型对农民收入的影响。

二、研究方法 with 变量选择

(一)基准模型构建

本文假设农民收入(PI)与产业结构转型(IT)、进出口贸易(FT)、教育经费(EF)、国内生产总值(GDP)、财政支出(FE)、农村居民消费水平(CON)、全社会固定资产投资(FI)之间具有线性关系,由此建立模型如下:

$$PI_{it} = \beta_0 + \beta_1 IT_{it} + \beta_2 FT_{it} + \beta_3 EF_{it} + \beta_4 GDP_{it} + \beta_5 FE_{it} + \beta_6 CON_{it} + \beta_7 FI_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $i=1,2,\dots,11$ 表示地区数, $t=2010,2011,\dots,$

2019 表示年份, μ_i 表示地区特征差异, ϵ_{it} 表示随机误差项,模型的误差项由 μ_i 与 ϵ_{it} 构成。

(二)变量介绍及统计描述

1. 变量介绍

被解释变量:选取 2010~2019 年长江经济带 11 个省级地区的农民收入作为被解释变量,参考已有文献,用农民人均可支配收入表示,记为 PI 。长江经济带 11 省(市)农民人均可支配收入均值为 12291.070 元/人。

核心解释变量:以产业结构转型为核心解释变量。现有研究主要用第三产业与第二产业的产值之比来衡量产业结构转型^[8],考虑到数据的可得性和指标的有效性,本文用第三产业与第一产业 GDP 之比表示产业结构转型,记为 IT ,其均值为 18.573 倍。

控制变量:基于前期相关文献的研究结果并考虑农民收入的影响因素,本文选取进出口贸易(FT)、教育经费(EF)、国内生产总值(GDP)、财政支出(FE)、农村居民消费水平(CON)、全社会固定资产投资(FI)等变量作为控制变量。

2. 变量含义及统计描述

表 1 给出了变量的含义及统计描述。各变量的数据来源于各年度中国统计年鉴和各省(市)统计年鉴。

三、实证结果及分析

(一)模型估计

1. 模型估计类型选择

模型(1)的参数估计通常依据条件的不同而采取固定效应模型、随机效应模型或者混合回归模型等,需要通过统计检验确定合适的模型类型。对模型估计类型检验设计如下:(1)通过 F 检验,对混合效应回归与固定效应回归进行比较;(2)通过 Hausman 检验,对随机效应回归与固定效应回归进行比较。模型估计类型选择结果见表 2。

根据表 2 的结果可知,固定效应回归优于混合效应回归,且固定效应回归优于随机效应回归,综合比较可知,固定效应模型比随机效应模型和混合回归模型更加合理,因此本文采用固定效应对模型(1)估计。

2. 基准模型估计

利用个体固定效应回归对基准模型进行估计,结果如表 3 所示。表 3 中模型 1 和模型 2 为固定效应回归结果,为了对估计结果进行对比,在表 3 中也

表1 变量含义及统计描述

变量符号	变量含义	单位	变量统计描述				
			均值	最小值	最大值	中位数	标准差
PI	农民人均可支配收入	元/人	12291.070	3471.900	33195.200	11065.800	6199.918
IT	产业结构转型:第三产业与第一产业GDP之比	倍	18.573	0.403	267.157	4.146	46.503
FT	进出口贸易	百万美元	1495.412	31.470	6640.430	467.090	1923.867
EF	教育经费	元/人	2642.082	1011.337	6938.051	2418.513	1158.243
GDP	国内生产总值	亿元	27742.630	4602.160	99631.520	22737.100	18218.510
FE	财政支出	亿元	5410.749	1631.480	12573.300	4918.750	2252.194
CON	农村居民消费水平	元/人	10522.880	2248.890	23660.000	9146.620	5245.880
FI	全社会固定资产投资	亿元	20055.750	3104.920	58766.890	17772.460	11932.370

表2 模型估计类型选择

	固定效应回归与混合效应回归比较	固定效应回归与随机效应回归比较
F 统计量	62.670	—
F 统计量伴随概率	0.000	—
卡方统计量	—	21.710
卡方统计量伴随概率	—	0.000
检验结论	固定效应回归优于混合效应回归	固定效应回归优于随机效应回归

表3 模型估计结果

变量	模型 1(FE)	模型 2(FE+r)	模型 3(RE)	模型 4(RE+r)
IT	59.271*** (7.850)	59.271*** (11.360)	44.649*** (9.106)	44.649** (22.151)
FT	1.972*** (0.444)	1.972** (0.882)	0.149 (0.296)	0.149 (0.354)
EF	1.137*** (0.311)	1.137 (0.679)	2.206*** (0.377)	2.206** (0.857)
GDP	-0.054 (0.037)	-0.054 (0.050)	0.046 (0.050)	0.046 (0.059)
FE	0.787*** (0.235)	0.787* (0.395)	0.324 (0.278)	0.324 (0.350)
CON	0.074* (0.040)	0.074 (0.051)	0.086* (0.051)	0.086 (0.076)
FI	0.170*** (0.048)	0.170*** (0.050)	0.103* (0.061)	0.103 (0.117)
常数项	-1721.027*** (466.873)	-1721.027 (1331.068)	-588.473 (518.767)	-588.473 (1052.401)
观测值	110	110	110	110
R ²	0.968	0.968	0.957	0.957

注:表中*、**、***分别表示在10%、5%、1%概率水平下显著。FE表示个体固定效应回归,RE表示随机效应回归,r表示稳健估计。括号中的数值为标准差或稳健标准误。

给出了随机效应回归结果,即模型3和模型4。为了消除异方差影响,模型2和模型4采用了稳健标准误。

(1)产业结构转型对农民收入的影响。表3中模型1~模型4估计结果显示,产业结构转型对农

民收入影响均为显著。固定效应回归系数为59.271,且在1%的概率水平上显著,这说明对于我国整体而言,产业结构转型可以有效促进农民收入的增长,且这种促进效应是显著的。从产业结构转型促进农民收入的程度来看,第三产业GDP相对

于第一产业GDP的比例每提高一倍,农民人均纯收入可提高59.271元。农民进入非农就业领域更多是流向第三产业,据国家统计局《2020年农民工监测调查报告》显示,第三产业就业比重继续提高,从事第三产业就业的比重为51.5%,相比去年提高了0.5%。另外,当前工资性收入已成为农民收入构成中的显著贡献因素,根据中国社科院研究报告《农村绿皮书(2018—2019)》,2019年农民人均可支配收入增加到1.6万元,其中农民人均工资性收入突破6500元。因此,产业结构转型对农民收入具有显著的正向影响。此外,我国经济增长会促进产业结构转型,而产业结构的优化对农民的就业又有促进作用,随着产业结构转型的深入,农民的工资性收入将会进一步提高,从而促进农民可支配收入的增长。

(2)控制变量对农民收入的影响。模型1中,进出口贸易、教育经费、财政支出、农村居民消费水平、全社会固定资产投资等5个指标对农民收入的影响显著为正。模型2中,采用稳健标准误后,教育经费和农村居民消费水平对农民收入的影响不再显著。GDP的系数为负,但并不显著,表明农民收入并没有随着经济增长而同步增长。进出口贸易,文中用净出口表示,净出口越多,说明中国的产品越有竞争力,所需要的工人也越多,因此,净出口的增加能增

加农民工工资性收入^[9],从而整体上增加农民收入。教育经费投入的增加,能在一定程度上提高农民素质,促进农民的农业经营收入水平和工资性收入水平的提高。彭妮娅(2021)的研究显示,教育经费投入对贫困地区农民收入存在稳定的正向影响,且高于“五个一批”脱贫举措中的其他因素^[10]。财政支出在一定程度上有利于农业的发展和农村基础建设的提高,从而增加了农民的收入。张笑寒(2018)研究显示,在长期中,财政支出对农民人均纯收入具有正效应,但效应较弱;在短期内,财政农业支出对农民家庭经营收入、转移和财产性收入的效应为正且较强^[11]。农村居民消费水平对农民收入的影响显著为正,可能的原因是农民基数大,消费需求旺盛,在推高消费水平的同时也提高了自身的劳动力价格^[12]。全社会固定资产投资的增加需要更多工人,有利于增加农民的工资性收入,从而提高了农民收入水平。

3. 区域异质性分析

将长江经济带11个省(市)分为上中下游,其中,重庆、四川、云南和贵州为上游,湖北、湖南和江西为中游,江苏、浙江、上海和安徽为下游地区。分别对长江经济带上中下游地区进行面板回归分析,结果见表4。

表4 区域异质性分析

变量	模型5(上游地区)	模型6(中游地区)	模型7(下游地区)
IT	160.689** (75.131)	481.234** (174.803)	-8.203 (18.122)
FT	-0.133 (0.473)	-1.173 (1.752)	0.302 (0.676)
EF	0.753*** (0.260)	3.397*** (0.657)	4.420*** (1.069)
GDP	0.126** (0.048)	-0.104 (0.089)	-0.132** (0.053)
FE	-0.168 (0.207)	0.356 (0.415)	1.381*** (0.431)
CON	0.413*** (0.103)	-0.493*** (0.172)	-0.107* (0.056)
FI	0.116** (0.043)	0.282** (0.116)	0.098 (0.079)
常数项	-163.770 (297.802)	1244.853** (513.505)	-2479.364* (1429.212)
观测值	40	30	40
R ²	0.991	0.993	0.982

注:表中*、**、***分别表示在10%、5%、1%概率水平下显著。括号中的数值为标准差。

表4的模型5~模型7估计结果表明,上游地区和中游地区产业结构转型对农民收入影响具有显著正向影响,而下游地区影响为负,但并不显著。从上游、中游到下游的区域梯次来看,产业结构转型对农民收入影响程度呈倒U型关系,即先上升后下降。下游产业结构转型对农业产业转型影响不显著,其原因是,由于下游经济发展水平最高,产业结构转型早于上游和中游,早期产业结构转型可能对农民收入的促进作用较大,但在本文观察时间范围内,产业结构转型对当地农民收入影响相对较小。而上游和中游省份,经济发展水平相对较弱,产业结构转型正在加速进行中,因此上游、中游地区产业结构转型对农民收入的效应影响较大。中游地区相对上游地区而言,经济发展相对较好,表4显示,中游地区产业结构转型对农民收入的影响更大,表明随着产业结构转型的深入,产业结构转型对农民收入的影响逐渐增大,但到达一定程度后又开始减少,从上中下游区域梯次变化来看,产业结构转型对农民

收入的影响呈倒U型演变趋势。表4中GDP对农民收入的影响也能佐证此观点,在上游地区,GDP对农民收入的影响显著为正,在中游地区影响变负,但不显著,而在下游地区,负面影响进一步加大,且在5%的显著性水平下显著。

4. 稳健性检验

为了检验回归结果的稳健性,本文设计如下的稳健性检验:(1)对模型(1)采用固定效应估计,同时控制时间效应,见模型8;(2)对模型(1)扩充时间范围为2009~2019年,见模型9;(3)对模型(1)缩减时间范围为2011~2019年,见模型10;(4)对模型(1)缩减时间范围为2012~2019年,见模型11。稳健性检验结果汇总如表5所示。结果显示,产业结构转型对农民收入具有正向影响,且在1%的水平下显著,模型8~模型11中IT的影响大小也相差不大。由此说明,产业结构转型对农民收入的影响是稳健的。

表5 模型的稳健性检验

变量	模型8	模型9	模型10	模型11
IT	58.744*** (7.239)	56.026*** (7.654)	57.705*** (8.494)	50.361*** (9.269)
FT	3.213*** (0.444)	1.194*** (0.339)	1.992*** (0.533)	1.399** (0.590)
EF	0.298 (0.437)	1.257*** (0.316)	1.230*** (0.323)	1.327*** (0.354)
GDP	-0.064* (0.037)	-0.038 (0.039)	-0.040 (0.037)	-0.023 (0.041)
FE	0.494** (0.239)	0.831*** (0.245)	0.829*** (0.239)	0.940*** (0.254)
CON	0.102*** (0.037)	0.056 (0.041)	0.090** (0.045)	0.058 (0.048)
FI	0.104** (0.050)	0.141*** (0.050)	0.149*** (0.048)	0.132** (0.052)
时间效应	控制	未控制	未控制	未控制
常数项	63.366 (896.820)	-670.598** (336.838)	-2413.682*** (670.582)	-2061.763** (816.423)
观测值	110	121	99	88
R ²	0.979	0.966	0.966	0.963

注:表中*、**、***分别表示在10%、5%、1%概率水平下显著。括号中的数值为标准差。

四、结论与启示

本文利用2010~2019年长江经济带11个地区的省际面板数据,实证研究了产业结构转型对农民收入的影响。得出了以下结论及启示:

(1)产业结构转型对农民收入有着显著的正向影响,且影响效应具有稳定性。产业结构转型对农民收入的影响主要是通过提高就业来促进农民非农收入的增加。而影响农民就业的因素是多方面的,在通过产业结构转型促进了就业岗位增加的同时,

也要通过多种方法促进农民向非农行业转移,例如提高农民的受教育程度,提高农村基础设施建设等,政府需要对农村剩余劳动力的转移提供帮助,只有农民劳动力切实向第二、三产业转移,才能有效促进农民收入的整体提高。

(2)上游和中游地区产业结构转型对农民收入具有显著正向影响,而下游地区影响为负,但并不显著。目前,工资性收入在我国农民的收入构成中占有相当大的比重,产业结构转型升级的持续推进能有效促进农民非农收入的增加,为了促进农民持续增收,应继续优化产业结构,尤其是经济不太发达的地区。同时,要高度关注产业结构转型对农民收入的影响方向及力度,以便适时作出政策调整和政策补充。

(3)从长江经济带上游、中游到下游的区域梯次演变来看,产业结构转型对农民收入影响程度呈倒U型关系,即先上升后下降。对于下游地区来说,经济发展较快,产业结构相对较为合理,继续优化产业结构对农民收入的影响力度较小;对于中游地区来说,经济发展、经济结构与下游相比较弱,通过产业结构转型可以促进就业,但需要持续关注的是要切实保障农村人口非农业收入的增加,具体要关注的是随着非农就业岗位的增加,农民就业人数是否随之增加;而对于上游地区来说,经济发展较为缓慢,产业结构转型对农民收入的影响潜力较大,第一产业与发达地区相比比重仍然较高,第三产业的比重还需进一步提高,通过优化产业结构能够持续促进农民收入增长。

(4)随着产业结构转型的持续推进,我国产业结构将日益优化,产业结构转型对就业的影响会逐渐减弱,进而对于农民收入的影响也就慢慢趋于弱化。要促进农民增收,实现全面建成小康社会和“两个一百年”的奋斗目标,就要全方位地增加农民的收入。在产业结构转型推进过程中,也应当注意除了产业结构转型之外其他因素对于农民收入的影响,如外贸、教育、财政支出、固定资产投资等都能对农民收

入产生影响,因此应当加强对农村教育、农业技术、农村建设的支持和推进。农村教育水平的提高、农业科技投入的增加,可以促进农业科技的进步,有助于农民使用更先进的农业技术和农业机械,从而增加农民的农业收入;如果持续加强农村人口的教育和教育投入,随着劳动者教育程度的提高,更多的劳动者将有机会走出农村,转移到第二、三产业中获得较高的比较收益,这将增加农民的工资性收入。综合来看,应该全面考虑多种因素对农民收入的影响方向和力度,使各种因素能够协调稳定地作用于农民收入,从而确保农民收入增长的高效性和持续性。

参考文献:

- [1] Huiqing Liu. Increased farmer income evidenced by a new multi-functional actor network in China[J]. *Agron Sustain*, 2014 (34).
- [2] 魏君英,侯佳卉. 产业结构变动对我国城乡居民收入的影响[J]. *农业技术经济*, 2015(8).
- [3] 吴妍菲. 产业结构调整、农业现代化对福建省农民收入增长的影响——基于VAR模型的实证分析[J]. *青岛农业大学学报(社会科学版)*, 2016(2).
- [4] 杨玲. 农业产业结构对农民收入影响的多元线性回归分析[J]. *统计与决策*, 2017(17).
- [5] 王军强,苟天来. 北京市农业产业结构调整对农民收入的影响[J]. *北京农学院学报*, 2019(1).
- [6] 刘秀兰,胡文君,付勇. 西部民族地区产业结构对农民收入影响的实证研究[J]. *西南民族大学学报(人文社科版)*, 2010(7).
- [7] 高如梦,杜江,李晓涛. 湖北省农业产业结构调整对农民收入的影响研究[J]. *粮食科技与经济*, 2018(4).
- [8] 曹菲,聂颖. 产业融合、农业产业结构升级与农民收入增长——基于海南省县域面板数据的经验分析[J]. *农业经济问题*, 2021(8).
- [9] 杨小玲,杨建荣. 中国出口贸易与农民收入结构关系的实证分析[J]. *湖南农业大学学报(社会科学版)*, 2010(3).
- [10] 彭妮娅. 教育扶贫成效如何? ——基于全国省级面板数据的实证研究[J]. *清华大学教育研究*, 2019(4).
- [11] 张笑寒,金少涵. 财政农业支出的农民收入增长效应——基于收入来源的角度[J]. *南京审计大学学报*, 2018(1).
- [12] 徐军委,吴昌嵘. 数字普惠金融发展对农民收入影响的实证研究[J]. *科技智囊*, 2020(9).

特约编辑 吴爱军

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com