

劳动力成本上升、作物替代与棉花全要素生产率

——基于中国12个棉花主产省份的经验证据

孙鲁云, 王力*

(石河子大学 经济与管理学院/棉花经济研究中心, 新疆 石河子 832003)

摘要:以1999—2017年中国12个棉花主产省份数据为研究样本,考察了劳动力成本上升对棉花全要素生产率的影响,并检验了作物替代的中介效应。结果表明:劳动力成本上升促使了棉花生产者进行作物替代,有效缓解了劳动力成本上升对棉花全要素生产率的抑制效应;劳动力成本上升对棉花全要素生产率的作用存在区域异质性,作物替代的遮掩效应仅在内地棉区存在。西北内陆棉花种植者采取作物替代策略时,面临一些约束条件。进一步检验发现,棉花目标价格政策降低了新疆棉花生产者进行作物替代的动机,使得低效率的棉农能够在市场中生存,阻断了通过作物替代提升棉花全要素生产率的路径。

关键词:劳动力成本;作物替代;种植结构调整;全要素生产率

中图分类号:F320

文献标志码:A

文章编号:1009-2013(2020)02-0020-07

Rising labor cost, crop substitution and total factor productivity of cotton: Empirical evidence based on 12 major cotton producing provinces in China

SUN Luyun, WANG Li*

(School of Economics and Management/ Cotton Economic Research Center, Shihezi University, Shihezi 832003, China)

Abstract: Based on the data collected from 12 major cotton producing provinces in China from 1999 to 2017, the impact of rising labor cost on total factor productivity of cotton has been examined and the intermediary effect of crop substitution has been verified. The results show that the rising labor cost urges the cotton producers to choose alternative crops, thus alleviating the inhibiting effect of labor cost increase on total factor productivity of cotton. The impact of it varies in different regions, and the suppressing effect of crop substitution is found only in the inland cotton areas. The cotton growers in northwestern inland area is restricted when adopting strategy of crop substitution. Further tests show that the target price policy of cotton reduces the motivation of cotton producers in Xinjiang to choose alternative crops, thus to guarantee the survival of the low-efficiency cotton farmers and block the path to increase total factor productivity of cotton through crop substitution.

Keywords: labor cost; crop substitution; adjustment of planting structure; total factor productivity

一、问题的提出

改革开放以来,得益于劳动力资源禀赋和低成本优势,我国农业取得了快速发展。但自2003年以来,我国农业劳动力成本快速攀升,使得农产品

竞争力大幅下降,成为一种“甜蜜的烦恼”^[1]。农业劳动力成本的上升势必影响我国农业生产。对于农业生产者而言,面对不断上涨的劳动力成本,有两种选择:一是要素替代,二是作物替代。其中,作物替代策略包括从劳动密集型作物转向劳动需求相对低的其他作物^[2],也包括从低附加值的作物转向高附加值的作物^[3]。我国是全球第一大棉花消费国和进口国,同时也是第二大棉花生产国,棉花产业不仅在我国社会经济发展中占据重要地位,也对全球棉花市场具有重要影响^[4]。对此,我们不禁

收稿日期:2020-01-11

基金项目:新疆生产建设兵团重大科技项目(2016AA001-4)

作者简介:孙鲁云(1989—),男,山东东平人,博士研究生,主要研究方向为农业经济。*为通信作者。

要问：如果棉花种植者选择改变农作物种植结构，使用低劳动需求或高附加值的农作物来代替棉花，以应对劳动力成本的上升，那么这将对棉花生产有何影响，是促进棉花全要素生产率增长还是抑制了棉花全要素生产率增长？

已有相关研究往往关注农业劳动力成本上升对农作物种植结构的影响^[5-8]。杨进等认为农业劳动力成本上涨显著影响了我国农作物生产的种植结构，促使经济作物种植比重增加、粮食作物种植比重减少^[5]。郭健等认为随着劳动力成本上升，稻谷、小麦播种面积比例显著降低，玉米、蔬菜、油料的播种面积比例显著提高，而棉花不显著^[7]。易小兰等认为劳动力成本上升对粮食播种面积及其比例产生负向影响，但在机械化相对容易的平原地区，这种负向影响会被削弱^[8]。很少有研究关注劳动力成本上升后，一部分生产者通过作物替代抵御劳动力成本上升，这将会对被替代作物的发展产生何种影响。弄清这一问题有助于加深对劳动力成本上升效应的认识，并为政府制定相关产业政策、推动产业高质量发展提供参考。为此，本文基于 1999—2017 年中国 12 个棉花主产省份的面板数据，实证检验劳动力成本上升对棉花全要素生产率的影响，并以农作物种植结构作为中介变量，分析作物替代在其中的作用。

二、研究设计

1. 机制分析

劳动力成本对棉花全要素生产率的影响至少包括两个方面。第一，劳动力成本增加对棉花全要素生产率产生直接抑制效应。劳动力成本的增加主要是由于劳动力价格的上涨，而非劳动力投入数量的增多。劳动力成本上升直接导致农业生产过程中投入费用的增加，而这增加的费用并不会带来额外的产出，这使得上涨的劳动力成本降低了棉花生产效率，对棉花全要素生产率产生不利影响。已有研究表明，农产品生产成本的增速高于农产品产值的增速，严重侵蚀了我国农业的收益，也使我国农产品逐渐丧失成本优势、国际竞争力显著下降^[9,10]。第二，由低效率农户退出引起的产业升级与效率改善。随着劳动力成本的上升，部分棉花生产者可能减少或退出棉花生产，通过改种其他高附加值的农

作物替代棉花生产，以获得相对高的农产品价格和收入，从而应对劳动力成本上升带来的冲击^[5]。黄玛兰、李晓云发现农业劳动力价格上涨促进了经济作物种植比重的增加，但不利于传统棉粮作物种植比重的增加，尤其是棉花^[11]。劳动力成本上升通过市场竞争机制淘汰了低效率棉花种植者，提高了要素资源的再配置效率，提升了棉花产业的全要素生产率。在此过程中，一方面，市场选择机制使得低效率的棉花种植者逐渐退出棉花生产，高效率的种植者得以存活，最终表现为棉花生产效率的提高；另一方面，更具活力和潜力的新种植者（如新型经营主体）逐渐进入棉花生产领域，提升了棉花产业整体效率。已有研究表明，进入退出选择机制和资源再配置机制是生产率水平提升、效率改善的重要驱动力^[12,13]。因此，由作物种植结构调整所反映的作物替代使得棉花全要素生产率得以改善。

2. 计量模型设定

本文采用温忠麟、叶宝娟^[14]提出的中介效应检验方法，建立递归模型检验劳动力成本上升是否通过作物种植结构的中介效应影响棉花全要素生产率，计量模型如下：

$$TFP = \alpha_1 + \beta_{11}Wage + \beta_{12}Control + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$Area = \alpha_2 + \beta_{21}Wage + \beta_{22}Control + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$TFP = \alpha_3 + \beta_{31}Wage + \beta_{32}Area + \beta_{33}Control + \varepsilon_3 \quad (3)$$

其中， TFP 表示棉花全要素生产率， $Wage$ 表示劳动力成本， $Area$ 表示作物种植结构， $Control$ 表示控制变量。方程中控制变量包括要素投入水平、气候因素（温度、降水量）等。

中介效应检验的具体步骤如下：第一步，检验模型（1）中劳动力成本对全要素生产率的回归系数 β_{11} 的显著性。如果 β_{11} 的系数显著，则进行后续检验；反之，说明劳动力成本对全要素生产率的影响不显著。第二步，检验模型（2）中劳动力成本对中介变量（作物种植结构）的回归系数 β_{21} 是否显著。如果 β_{21} 的系数显著，说明劳动力成本上升对作物种植结构有显著影响。第三步，检验模型（3）中回归系数 β_{31} 和 β_{32} 的显著性，并结合第二步中回归系数 β_{21} 的显著性对是否存在中介效应作出判断。如果 β_{21} 和 β_{32} 均显著，则说明 $\beta_{21} \times \beta_{32}$ 一定显著，表明模型存在中介效应，即劳动力成本通过作物种植结构影响全要素生产率；如果 β_{21} 和 β_{32} 至少有一

个不显著,则需要运用 Bootstrap 方法进一步检验 $\beta_{21} \times \beta_{32}$ 的显著性。如果 β_{31} 不显著,说明劳动力成本对全要素生产率的直接效应不存在,存在完全中介效应,说明劳动力成本对全要素生产率的影响均是通过作物种植结构发挥作用的。反之,则直接效应显著,需进一步比较 $\beta_{21} \times \beta_{32}$ 和 β_{31} 的符号。如果两者符号相同,说明存在部分中介效应,中介效应占总效应的比例为 $\beta_{21} \times \beta_{32} / \beta_{11}$; 如果两者符号相异,则说明存在遮掩效应,间接效应与直接效应的比例的绝对值为 $|\beta_{21} \times \beta_{32} / \beta_{31}|$ 。

3. 数据来源与变量

本文选取我国 12 个棉花主产省份为研究对象,包括河北、山西、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、陕西、甘肃和新疆等 12 省(区)。其中,新疆、甘肃属于西北内陆棉区,其余省份为内地棉区。样本考察期为 1999—2017 年。本文数据来源包括 1999—2018 年《全国农产品成本收益资料汇编》、国家气象信息中心中国地面国际交换站气候资料月值数据集、中国国家统计数据库、wind 数据库等。

(1) 被解释变量。本文的被解释变量为棉花全要素生产率。全要素生产率测度有多种方法,可分为参数估计方法和非参数估计方法。本文主要采用 DEA-Malmquist 非参数估计方法对棉花全要素生产率进行测算。以亩均棉花产值作为产出指标,以物质投入、机械投入和劳动力投入作为投入指标。具体地,物质投入为亩均种子费用、肥料费用、农药费用、地膜费用之和,机械投入使用亩均机械

作业费用衡量,劳动投入使用亩均人工成本衡量。在实际估算时,将棉花全要素生产率转换为累积形式。为了结论的稳健性,本文还借鉴鲁晓东、张天华等^[15,16]研究中的常规估算方法,使用固定效应方法来测算棉花全要素生产率 TFP_{FE} 。

(2) 核心解释变量和中介变量。本文的核心解释变量是劳动力成本,采用《全国农产品成本收益资料汇编》中棉花生产雇工工价来衡量。雇工工价指的是平均每个雇工劳动一个标准劳动日(8 小时)所得到的全部报酬。为解决模型设定中内生性问题,本文参考已有研究^[17],选取各省月最低工资标准作为劳动力成本的工具变量。中介变量是种植结构,用棉花种植面积占农作物种植面积的比重来表示。

(3) 控制变量。参考已有研究文献,本文还考虑了以下控制变量:生产要素投入水平、气候因素(温度、降水量、降水量的平方项)。生产要素投入水平(Fac)为棉花种植过程中亩均物质、机械和劳动力投入量之和,它是棉花产出的直接影响因素,对棉花全要素生产率有重要影响。温度(Tem)、降水量(Pre)对棉花全要素生产率有重要影响。温度、降水等气候变化直接影响农作物生长,影响棉花生产力^[18]。棉花生长需要一定的积温,一般情况下积温越高越有利于棉花生长;旱涝都会对棉花生长造成不良影响。降水量与棉花全要素生产率之间可能存在非线性关系,因此,同时引入降水量的平方项作为控制变量。

本文主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计结果

| 变量 | 变量名称 | 单位 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------|----------|-----|--------|--------|--------|---------|
| TFP | 棉花全要素生产率 | / | 0.96 | 0.91 | 0.14 | 11.57 |
| $Wage$ | 劳动力成本 | 元/天 | 36.08 | 23.63 | 6.25 | 115.46 |
| $Area$ | 作物种植结构 | % | 5.69 | 8.65 | 0.08 | 42.42 |
| Fac | 要素投入水平 | 元/亩 | 391.39 | 156.88 | 139.43 | 811.65 |
| Tem | 温度 | ℃ | 21.23 | 2.45 | 15.04 | 25.46 |
| Pre | 降水量 | mm | 94.76 | 47.42 | 6.38 | 223.09 |
| $Wage_{min}$ | 最低工资标准 | 元/月 | 640.33 | 300.99 | 180.63 | 1285.04 |

三、实证结果与分析

1. 劳动力成本上升通过作物替代中介作用对棉花全要素生产率的影响

本文运用 FGLS(可行广义最小二乘法)对式(1)一式(3)进行参数估计,以缓解模型中存在

的自相关和异方差等问题,回归结果如表 2 所示。表 2 中回归(1)和回归(2)首先就劳动力成本上升对全要素生产率的影响进行检验。由回归(1)可知,在不加入任何控制变量时,劳动力成本上升对棉花全要素生产率的系数为-0.3459,在 1%的统

计水平下显著为负,说明劳动力成本越高,对棉花全要素生产率的抑制作用越大。由回归(2)可知,当加入要素投入水平、气候因素等控制变量时,变量 *Wage* 的符号和显著性仍然保持不变。回归(3)和回归(4)中,劳动力成本对作物种植结构的系数在 1%的水平下均显著为负,表明棉花生产中劳动力成本上升显著改变了地区作物种植结构,使得棉花种植面积减少,其他替代作物的种植面积增加。这验证了钟甫宁^[1]的观点,即种植者会通过作物替代来缓解劳动力成本上升的不良影响。

回归(5)和回归(6)中,将种植结构因素加入劳动力成本对全要素生产率影响的模型后,作物种植结构 *Area* 的系数为负数,在 10%的水平下显著,同时 *Wage* 的系数也显著为负。通过进一步计

算可知,作物种植结构的间接效应为 $(-0.2138) \times (-0.1000) = 0.0214$,符号为正,说明劳动力成本上升导致的作物替代能够促进棉花全要素生产率的生长。这与劳动力成本上升对全要素生产率的总效应系数符号相反,表明存在遮掩效应,即种植结构在劳动力成本上升对全要素生产率的抑制效应中起到缓解作用。此时,间接效应与直接效应之比的绝对值为 15.6%。对比回归(2)和回归(6)的系数还可以发现,*Wage* 的系数由不加入中介变量的 -0.1712 降低为 -0.1371,这也说明种植结构在劳动力成本上升对全要素生产率的抑制效应中起到了遮掩作用,即棉花种植者调整种植结构可以缓解棉花劳动力成本上升对棉花全要素生产率的抑制效应。

表 2 劳动力成本通过作物替代中介效应对 TFP 影响的检验结果

| 变量 | 步骤一:被解释变量 <i>TFP</i> | | 步骤二:被解释变量 <i>Area</i> | | 步骤三:被解释变量 <i>TFP</i> | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Wage</i> | -0.3459*** (0.0364) | -0.1712** (0.0696) | -0.2579*** (0.0452) | -0.2138*** (0.0475) | -0.3437*** (0.0389) | -0.1371* (0.0721) |
| <i>Area</i> | | | | | -0.0084 (0.0534) | -0.1000* (0.0600) |
| <i>Tem</i> | | 2.1856 (1.4005) | | -4.8160*** (1.7440) | | 1.9327 (1.4003) |
| <i>Pre</i> | | 1.4554** (0.7209) | | 0.8325 (0.9114) | | 1.5376** (0.7183) |
| <i>Pre×Pre</i> | | -0.1728** (0.0830) | | -0.1304 (0.1048) | | -0.1824** (0.0827) |
| <i>Fac</i> | | -0.5004*** (0.1564) | | | | -0.6484*** (0.1790) |
| cons | 0.9213*** (0.1485) | -6.3109 (4.4177) | 2.4927*** (0.1842) | 15.5877*** (5.5846) | | -4.8042 (4.4830) |
| 省份效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 228 | 228 | 228 | 228 | 228 | 228 |
| Wald | 135.12 | 164.26 | 816.56 | 858.06 | 135.16 | 169.05 |

注:括号中的数字为标准误;***、**、*分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

2. 中介效应的区域异质性分析

由于不同棉区的资源禀赋、技术条件等存在较大差异,棉花种植者采用作物替代策略缓解劳动力成本上升的负面影响时,面临的约束不同。这将影响作物替代策略的有效实现。为了检验这种差异,本文将样本分为内地棉区和以新疆为主的西北内陆棉区,考察作物替代中介效应的区域异质性,检验结果如表 3 所示。表 3 中回归(1)、回归(3)和回归(5)是以西北内陆棉区为对象检验的结果,其中回归(1)中劳动力成本上升 *Wage* 对全要素生产率的系数没有通过显著性检验,表明西北内陆棉区劳动力成本的上升并未对棉花全要素生产率产生显著影响。进一步分析还可以发现,西北内陆棉

区劳动力成本上升对作物种植结构 *Area* 也未产生显著影响,即劳动力成本上升未有效促使棉花种植者进行作物替代。

表 3 中回归(2)、回归(4)和回归(6)是以内地棉区为对象的检验结果,可以发现内地棉区劳动力成本上升 *Wage* 对全要素生产率和作物种植结构的系数均显著为负,说明劳动力成本上升总体抑制了棉花全要素生产率的生长,也促使了种植者进行作物替代。对比回归(2)和回归(6)的系数还可以发现,*Wage* 的系数由不加入中介变量的 -0.2234 降低为 -0.1826。以上表明,这一作物替代策略缓解了劳动力成本上升的抑制效应。这与全样本的分析结果是一致的。

表 3 作物替代中介效应的区域异质性回归结果

| 变量 | 步骤一：被解释变量 <i>TFP</i> | | 步骤二：被解释变量 <i>Area</i> | | 步骤三：被解释变量 <i>TFP</i> | |
|----------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| | (1)西北内陆棉区 | (2)内地棉区 | (3)西北内陆棉区 | (4)内地棉区 | (5)西北内陆棉区 | (6)内地棉区 |
| <i>Wage</i> | 0.1281 (0.1197) | -0.2234*** (0.0797) | -0.0169 (0.0740) | -0.2779*** (0.0564) | 0.0906 (0.1225) | -0.1826** (0.0810) |
| <i>Area</i> | | | | | 0.0897 (0.0804) | -0.1409** (0.0659) |
| <i>Tem</i> | -3.0486* (1.6091) | 3.2259** (1.5755) | -4.8221 (3.3330) | -4.8273** (1.9428) | -2.6656* (1.6201) | 2.8974* (1.5645) |
| <i>Pre</i> | -0.2786 (0.5646) | 7.7313*** (2.1466) | 0.2643 (1.1626) | 3.2296 (2.6923) | -0.2752 (0.5556) | 8.1346*** (2.1296) |
| <i>Pre×Pre</i> | 0.1197 (0.1050) | -0.8425*** (0.2318) | -0.0621 (0.2109) | -0.3858 (0.2906) | 0.1161 (0.1033) | -0.8868*** (0.2300) |
| <i>Fac</i> | -1.2044*** (0.3547) | -0.4751*** (0.1683) | | | -1.0834*** (0.3655) | -0.6796*** (0.1919) |
| cons | 15.1348*** (4.9500) | -23.9315*** (6.9613) | 17.6987 (10.0024) | 10.2713 (8.7325) | 13.1471** (5.1859) | -22.5558*** (6.9092) |
| 省份效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 38 | 190 | 38 | 190 | 38 | 190 |
| Wald | 127.47 | 139.21 | 940.67 | 309.97 | 132.9 | 147.13 |

注：括号中的数字为标准误；***、**、*分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

表 3 的检验结果表明，棉花生产劳动力成本上升，促使内地棉区棉花种植者进行作物替代，有效缓解劳动力成本上升的不良影响，而这一现象在西北内陆棉区并不显著。对这一研究结果的解释为：如前文所分析，棉花种植者采取作物替代策略时，面临一些约束条件。一方面，相比内地棉区，西北内陆棉区棉田的可替代作物非常有限，一些地区受制于土壤环境，改种其他作物的可能性很小。另一方面，自 2014 年，国家在新疆试点棉花目标价格补贴，这对保障棉农收入发挥了重要作用，也在一定程度上抑制了新疆棉花种植者采用作物替代应对劳动力成本上升。

为了验证棉花目标价格政策对作物替代的阻断机制，本文通过构建双重差分模型^[19]来评估这一政策对新疆棉花种植者进行作物替代的影响。模型设定如下：

$$Area_{it} = \beta_0 + \beta_1 unit_{it} + \beta_2 time_{it} + \beta_3 unit_{it} \times time_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，下标 i 表示省份， t 表示年份； $Area$ 表示作物种植结构，用棉花种植面积占农作物播种面积的比重来表示， $unit$ 和 $time$ 分别为地区虚拟变量和时间虚拟变量。 $unit$ 表示该省区是否实施棉花目标价格政策，数值为 1 表示实施棉花目标价格政策，数值为 0 表示未实施棉花目标价格政策。具体而言，以新疆为政策执行省区，以甘肃作为参照组（政策非执行区）； $time$ 反映这一政策实施的进程，在 2014 年及以后取值为 1，其他年份取值为 0。系数 β_3 为地区虚拟变量 $unit$ 和时间虚拟变量 $time$ 交叉项的系

数，反映了棉花目标价格政策对种植结构影响的净效应，是本模型关注的核心参数。

本文基于西北内陆棉区面板数据对式（6）进行回归，从稳健性角度考虑，分别运用 FGLS 和 PCSE（面板矫正标准误）方法，估计结果如表 4 所示。表 4 中第（1）和第（2）列为不加入任何控制变量的估计结果，第（3）和第（4）列将劳动力成本作为控制变量后的估计结果。FGLS 和 PCSE 的估计结果基本一致，接下来只对 PCSE 估计结果进行分析。由第（2）列可知，目标价格政策（交互项）的估计系数为 0.9636，在 1%的水平下显著为正，说明目标价格政策显著促进了棉花种植面积的扩大。 R^2 为 0.9815，表明自变量的解释力度达到 98.15%。第（4）列的结果表明，在控制劳动力成本变量之后，目标价格政策的系数符号和显著性没有变化，而劳动力成本上升并未对作物种植结构产生显著影响。由此表明，棉花目标价格政策显著影响了新疆作物种植结构调整，促进了棉花种植面积的扩大。这与田旭等^[6]研究发现最低收购价政策显著促进粮食主产区粮食播种面积比例增加的结论相似。补贴政策显著影响了不同作物以及不同区域同一作物之间的相对利润，进而影响了作物种植结构的调整。

结合劳动力成本上升情境，上述结果表明，目标价格政策显著降低新疆棉花种植者进行作物替代的动机，阻断了通过作物替代实现棉花全要素生产率增长的路径。棉花目标价格政策对新疆棉花种

植者具有明显的保护作用,使得低效率的棉花种植者能够在市场中生存,阻碍了他们的退出,降低了棉花生产者之间的竞争效应,造成棉花全要素生产率的损失。

表 4 目标价格政策对作物种植结构影响的回归结果

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| <i>unit</i> | 3.1719*** (0.0857) | 3.1719*** (0.0662) | 3.1670*** (0.0836) | 3.1670*** (0.0653) |
| <i>time</i> | -0.9197*** (0.1320) | -0.9197*** (0.1759) | -1.0081*** (0.1429) | -1.0081*** (0.1888) |
| <i>Unit × time</i> | 0.9636*** (0.1867) | 0.9636*** (0.1443) | 0.9695*** (0.1820) | 0.9695*** (0.1421) |
| <i>Wage</i> | | | 0.0745 (0.0524) | 0.0745 (0.0648) |
| <i>cons</i> | 0.3144*** (0.0606) | 0.3144*** (0.0807) | 0.0815 (0.1741) | 0.0815 (0.2176) |
| <i>R</i> ² | — | 0.9815 | — | 0.9824 |
| Wald | 2013.66 | 3344.19 | 2122.88 | 3456.24 |
| N | 38 | 38 | 38 | 38 |
| 估计方法 | FGLS | PCSE | FGLS | PCSE |

注:括号中的数字为标准误;***、**、*分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

3. 内生性问题与稳健性检验

上述回归结果证实了作物种植结构在劳动力成本上升对棉花全要素生产率抑制效应的遮掩作用。但模型可能存在内生性问题,一方面来自劳动力成本与棉花全要素生产率、作物种植结构之间的双向因果关系,即棉花全要素生产率的提升反过来将影响棉花生产雇工成本和地区作物种植结构;另一方面来自遗漏变量。为此,运用工具变量法来消除内生性可能带来的估计偏差,将最低工资标准作为劳动力成本的工具变量,对式(1)—式(3)进行 2SLS 估计。估计结果如表 5 所示。结果表明,回归(1)—回归(3)第一阶段最低工资标准与劳动力成本高度相关,相关系数为 0.897,估计的 F 值大于 10,表明本文工具变量的选择是恰当的。此外,Wald 内生性排除检验均拒绝原假设,说明劳动力成本是内生的;AR 弱工具变量的稳健性检验同样也拒绝原假设,说明不存在弱工具变量的问题,进一步证明最低工资标准作为劳动力成本的工具变量是合适的。由估计结果可知,第(1)列中,劳动力成本 *Wage* 对全要素生产率的系数在 5%的水平下显著为负,第(2)列劳动力成本 *Wage* 对作物种植面积的系数显著为负,第(3)列劳动力成本、作物种植结构的系数均显著为负,可见重新回归后的系数符号和显著性与表 2 基本一致,说明回

归结果是稳健的。

表 5 内生性检验回归结果

| 变量 | (1)被解释变量: (2)被解释变量: (3)被解释变量: | | |
|-----------------------|-------------------------------|------------------------|------------------------|
| | <i>TFP</i> | <i>Area</i> | <i>TFP</i> |
| <i>Wage</i> | -0.2186** (0.0897) | -0.3107*** (0.0530) | -0.1525* (0.0913) |
| <i>Area</i> | | | -0.2419*** (0.0693) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 省份效应 | 是 | 是 | 是 |
| <i>R</i> ² | 0.3743 | 0.1432 | 0.4118 |
| 第一阶段 | 15.29 | 14.76 | 15.37 |
| F 统计量 | | | |
| N | 228 | 228 | 228 |
| AR | 5.74** | 32.11*** | 2.75* |
| Wald | 5.95** | 34.34*** | 2.79* |

注:括号中的数字为标准误;***、**、*分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

为了增强上述结论的稳健性,本文还进行了以下检验:基于 C-D 生产函数,运用固定效应方法重新测度棉花全要素生产率 *TFP_FE* 后,对式(1)—式(3)进行重新回归,回归结果没有发生实质性变化,研究结论依然成立。

四、结论与启示

本文分析了劳动力成本上升对棉花全要素生产率的影响,并探讨了作物种植结构的中介效应。研究结论如下:第一,劳动力成本上升对棉花全要素生产率具有显著的抑制效应,作物种植结构在劳动力成本的抑制效应中发挥了遮掩作用,即劳动力成本上升促使了棉花种植者进行作物替代,有效缓解了劳动力成本上升对棉花全要素生产率带来的抑制效应。第二,劳动力成本上升对棉花全要素生产率的作用存在区域异质性。劳动力成本上升有利于促进内地棉区棉花种植者进行作物替代,改种其他作物,以应对棉花生产中劳动力成本的上升;但这一机制在西北内陆棉区并不成立。这主要是西北内陆棉花种植者采取作物替代策略时,面临一些约束条件。进一步分析发现,棉花目标价格政策降低了新疆棉花种植者进行作物替代的动机,使得低效率的棉花种植者能够在市场中生存,阻断了通过作物替代提升棉花全要素生产率的路径。

根据上述结论,本文得出以下启示:第一,积极应对农业劳动力成本上升对我国棉花全要素生产率带来的不利影响。通过农产品比较优势的转换

来实现产业升级,着力推进资本、技术替代劳动要素的进程,形成棉花产业经济增长的新动力。第二,完善产业政策,推动市场机制的建设与完善。产业政策的制定应当发挥市场机制的基础性作用,以优胜劣汰的市场选择机制实现高效生产者的存活、低效率生产者的退出,发挥“创造性破坏”机制的积极作用,推动棉花产业的高质量发展。

参考文献:

- [1] 钟甫宁. 正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题[J]. 农业经济问题, 2016, 37(1): 4-9, 110.
- [2] 董晓霞, 黄季焜, Scott Rozelle, 等. 地理区位、交通基础设施与种植业结构调整研究[J]. 管理世界, 2006(9): 59-63, 79.
- [3] 殷海善, 石莎, 秦作霞. 劳动力成本上升对农业生产的影响[J]. 山西农业科学, 2012, 40(9): 1003-1005.
- [4] 翟雪玲. 近年来中国棉花支持政策变化及生产形势分析与展望[J]. 农业展望, 2019, 15(2): 74-77, 96.
- [5] 杨进, 钟甫宁, 陈志钢, 等. 农村劳动力价格、人口结构变化对粮食种植结构的影响[J]. 管理世界, 2016(1): 78-87.
- [6] 田旭, 张淑雯. 单位面积利润变化与我国粮食种植结构调整[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2017, 16(6): 59-71.
- [7] 郭健, 李谷成, 李欠男. 劳动力成本上升对中国主要农作物种植结构的影响——基于1998—2014年的省级面板数据[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2017, 18(4): 44-50.
- [8] 易小兰, 颜琰. 劳动力价格对粮食生产的影响及区域差异[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2019, 18(6): 70-83.
- [9] 李谷成, 郭伦, 高雪. 劳动力成本上升对我国农产品国际竞争力的影响[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2018, 19(5): 1-10.
- [10] 马晓河. 中国农业收益与生产成本变动的结构分析[J]. 中国农村经济, 2011(5): 4-11, 56.
- [11] 黄玛兰, 李晓云. 农业劳动力价格上涨对农作物种植结构变化的省际差异性影响[J]. 经济地理, 2019, 39(6): 172-182.
- [12] 王磊, 朱帆. 要素市场扭曲、生产率与企业进入退出[J]. 浙江社会科学, 2018(10): 55-64, 156-157.
- [13] 曲玥. 企业进入和退出行为的效率改善效应——对中国规模以上工业企业数据的测算[J]. 财经论丛, 2018(12): 3-12.
- [14] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [15] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [16] 张天华, 张少华. 中国工业企业全要素生产率的稳健估计[J]. 世界经济, 2016, 39(4): 44-69.
- [17] 程晨, 王萌萌. 企业劳动力成本与全要素生产率——“倒逼”机制的考察[J]. 南开经济研究, 2016(3): 118-132.
- [18] 张豪, 谭静, 张建华. 气候变化与城市全要素生产率: 理论与实证[J]. 气候变化研究进展, 2018, 14(2): 165-174.
- [19] 王力, 孙鲁云. 最低收购价政策能稳定粮食价格波动吗[J]. 农业技术经济, 2019(2): 111-121.

责任编辑: 李东辉