

要素价格变化对农业技术进步及要素替代的影响

——以玉米生产为例

陈苏^{1,2}, 胡浩¹, 傅顺³

(1.南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095; 2.江西财经大学 生态经济研究院, 江西 南昌 330013;
3.南京大学 商学院, 江苏 南京 210093)

摘要: 基于中国20个省(市、区)1985—2015年面板数据, 运用超越对数成本函数及影子替代弹性方法实证分析了要素相对价格变化对玉米生产技术进步及要素替代的影响, 结果表明: 要素相对价格的变化诱导了玉米生产的要素结构调整, 从而导致成本结构发生变化; 玉米生产技术进步是偏向的, 具体体现在劳动使用型、机械使用型和化肥节约型的技术并存; 在劳动力价格不断上升的背景下, 机械、化肥与劳动力存在明显替代关系, 但受技术条件和农艺特性等因素制约, 机械对劳动力的进一步替代受到限制。

关键词: 技术进步偏向; 要素替代; 劳动力成本; 玉米生产

中图分类号: F326.11; F224

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2018)03-0024-08

Effect of the price variation of factor on agricultural technological progress and factor substitution: A case study of corn

CHEN Su^{1,2}, HU Hao¹, FU Shun³

(1.College of Economics and Management, Nanjing Agriculture University, Nanjing 210095, China;
2.Institute of Ecological Economics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 310013, China;
3.School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Based on panel data in China's 20 provinces from 1985 to 2015, this paper empirically analyzes factors related to price change influencing the technological progress and the factors substitution on corn production, which is based on the translog cost function and shadow elasticity of substitution method. The results show that: Changes in the relative prices of factor have induced structural adjustment in the structure of corn production, which has changed cost share. Corn production technological progress is biased, mainly demonstrating the co-existence of labor-using, machinery-using and fertilizer-saving. Under the condition of rising labor wage, there are obviously alternative relationships among machinery, fertilizer and labor. However, due to the restriction of technical conditions and agronomic characteristics, the further substitution of machinery for the labor force is limited.

Keywords: technological progress bias; factor substitution; labor cost; corn production

一、问题的提出

粮食产量由单产和播种面积共同决定。受中国

粮食结构调整政策的影响, 播种面积下降的趋势将难以避免, 因此增产将主要依赖单产水平的提高。单产水平的提高源自技术进步的推动。Lin 研究表明, 无论是在完全竞争的市场经济中, 还是在要素市场交易被禁止的经济环境中, 一个经济体的技术变革模式是由其要素禀赋结构所内生决定的^[1]。要素结构变化是反映技术变迁路径和发展方向的一个关键性指标, 是受要素相对价格变化的作用。此外, 要素相对价格变化也会诱致要素之间的替代关系^[2]。当前劳动力价格快速上升, 不仅会影响劳动

收稿日期: 2018-04-19

基金项目: 江苏省高校优势学科建设工程项目(PAPD); 南京农业大学“中国粮食安全研究中心”建设项目; 江苏省普通高校学术学位研究生科研创新计划项目; 清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目

作者简介: 陈苏(1989—), 男, 江苏盐城人, 博士研究生, 研究方向为粮食经济、畜牧经济。

需求的改变,而且还会导致要素相对价格的变化从而引起要素投入结构的变化,那么这些变化对粮食生产技术进步方向产生怎样的影响?会引起要素之间发生怎样的替代?对这些问题的回答需进一步深入研究。

一些学者研究结果表明,改革开放以来,我国粮食生产呈现出明显的劳动节约型技术进步和“资本深化”迹象^[3-5],然而,资源禀赋的约束在一定程度上限制了要素的替代效应^[6]。虽然单产较高的玉米替代小麦是粮食总产量持续增加另一推动力,但一些学者研究认为,这一时期玉米生产几乎没有技术进步^[7];一些学者研究认为,玉米产业发展中要素投入逐渐转向技术效率提升^[8-9];另一些学者研究表明,玉米生产中机械与劳动投入呈现显著的替代关系^[10]。

以上文献取得了较有价值的结论,为深入分析粮食生产技术进步方向和要素替代提供了重要的参考依据和研究方法,但现有文献鲜有考虑要素价格变化的重要影响。鉴此,笔者拟以在粮食安全战略中具有举足轻重地位的玉米为例,利用 1985—2015 年中国 20 个省级面板数据,分析要素价格变化对粮食生产技术进步偏向、要素替代的影响。

二、理论分析、模型设定与变量说明

1. 理论分析

20 世纪 30 年代,Hicks 指出在给定产出及其他要素价格不变的条件下,某种生产要素相对价格的提高会激发减少使用该要素的技术创新^[11]。Hayami 等通过分析 1880—1960 年美国和日本农业的发展,发现两国的农业技术变迁都是由国内要素价格相对变化所引起的,首次验证了诱致性技术创新理论在农业生产中的适用性^[2]。Binswager、Kuroda 等对不同国家和地区农业技术变革进行了研究,也证明了诱致性技术创新理论的正确性及其适用性^[12-13]。与 Hicks 技术变化中性定义(资本产出率与劳动产出率同比例提高,但不影响资本与劳动使用量的相对比例)不同,偏向的技术变化源于追求利润最大化的企业家用相对丰富(价格便宜)的资源替代更稀缺(价格昂贵)的资源来降低生产成本的努力。这种技术变化的倾向和要素之间替代弹性,决定着资本-劳动比率和工资-利率比率之间的关系,进而决定着劳动和资本的收入份额(图 1)。

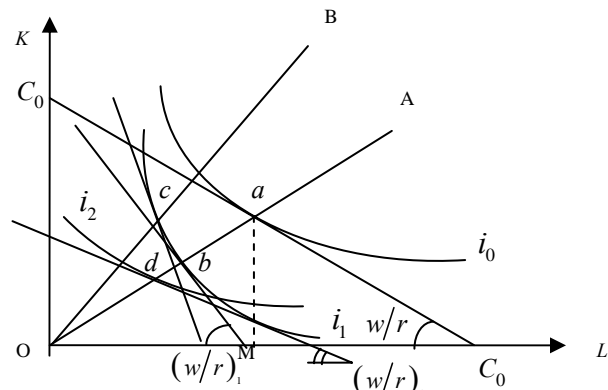


图 1 技术变化与资本-劳动之间的替代关系

图 1 中, K 为资本, r 为资本的利率; L 为劳动, w 为工资率。 i 为单位等产量曲线(技术曲线), C_0C_0 为成本约束曲线,二者的切点为 a ,表示最低的成本均衡。 OA 为固定的 K/L 比率,也是技术中性的点的集合,其数值大小,可由角度 aOC_0 衡量,即 $aM/OM=K/L$ 。类似地,工资-利率的比率可表示为: $aM/MC_0=w/r$ 。因此可以得到, $MC_0/OM=rK/wL$,那么资本和劳动收入份额可由 MC_0/OC_0 和 OM/OC_0 来衡量。现讨论以下两种类型的技术变化。

劳动使用和资本节约型技术进步,反映的是相对于资本边际生产率的劳动边际生产率提高的技术进步,可用 i 曲线的非平行移动说明,其特征是 K/L 比率越低向原点移动越大。结果是点 b 同 i_1 相切的斜率大于点 a 同 i_0 相切的斜率。这反映了对于特定的 K/L 比率,劳动对资本的边际替代率上升。在这一类型的技术变化过程中,对于特定的 w/r 比率而言, K/L 比率下降(从图中的点 a 移到点 b),最终诱致劳动收入份额提高而资本收入份额下降。

资本使用和劳动节约技术进步,反映的是相对于劳动边际生产率的资本边际生产率的技术进步,其特征是 K/L 比率越高向原点移动越大。结果是点 d 同 i_2 相切的斜率小于点 a 同 i_0 相切的斜率。这反映了对于特定的 K/L 比率,劳动对资本的边际替代率下降。在这一类型的技术变化过程中,对于特定的 w/r 比率而言, K/L 比率上升(从图中的点 a 移到点 d),最终诱致资本的收入份额增加而劳动收入份额下降。

2. 模型设定

(1) 超越对数成本函数模型。上述理论分析是从生产成本最小化角度解释了诱致性技术变迁理论,因此本研究构建超越对数成本函数模型。一般而言,超越对数成本函数的二阶泰勒展开式无需

设定特定的函数形式和限定各要素之间的替代弹性一致。但存在以下两点不足：一是无法观察估计系数随时间变化的情况；二是无法对某些变量进行相关检验，如价格诱导技术进步偏向检验。为此，本研究选用超越对数成本函数的三阶泰勒展开式，具体形式如下^[14]：

$$\ln C_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \ln P_{it} + \beta_y \ln Y_t + \beta_T T + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \ln P_{it} \ln P_{jt} \quad (1)$$

$$+ \sum_{i=1}^k \beta_{iy} \ln P_{it} \ln Y_t + \sum_{i=1}^k \beta_{iT} T \ln P_{it} + \frac{1}{2} \beta_{yy} (\ln Y_t)^2 + \beta_{yT} T \ln Y_t$$

$$+ \frac{1}{2} \beta_{yT} T (\ln Y_t)^2 + \frac{1}{2} \beta_{TT} T^2 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \beta_{ijT} T \ln P_{it} \ln P_{jt} + \sum_{i=1}^k \beta_{iyT} T \ln Y_t \ln P_{it}$$

式(1)中， C 表示均衡总成本； P_{it} 表示在 t 时间要素 i 的价格； $i=1,2,\dots,k$ 表示要素个数； Y_t 表示在 t 时间的产出水平； T 表示时间趋势。鉴于式(1)包含的自变量过多，直接估计面临共线性问题，因此一般不直接估计成本函数，而是利用谢泼德引理对要素价格求偏导，构建成本份额方程，具体形式如下：

$$S_{it} = \beta_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \ln P_{jt} + \sum_{j=1}^k \beta_{ijT} T \ln P_{jt} + \beta_{iy} \ln Y_t + \beta_{iyT} T \ln Y_t + \beta_{iT} T \quad (2)$$

超越对数成本函数对投入价格对数二次可微，且该函数的海塞矩阵是对称的，故限制条件如下：

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} \text{ 和 } \beta_{ijT} = \beta_{jiT}, \forall i \neq j \quad (3)$$

同时，进行价格线性同质性限制（当各要素价格提高1倍时，总成本也随之增加1倍）：

$$\sum_{i=1}^k \beta_i = 1; \sum_{i=1}^k \beta_{iy} = \sum_{i=1}^k \beta_{iy} = \sum_{i=1}^k \beta_{iT} = 0;$$

$$\sum_{i=1}^k \beta_{ijT} = \sum_{j=1}^k \beta_{ijT} = \sum_{i=1}^k \beta_{iyT} = 0 \quad (4)$$

(2) 技术进步与要素偏向。Stevenson 提出了几种测量技术进步的方法^[14]。对于给定的产出，随着生产技术进步，在要素价格不变的情况下要素投入减少，或要素投入不变的情况下要素价格下降，都会使生产成本随着技术进步不断下降。因此，其技术进步率(TC)估算公式可表达为：

$$TC = -\partial \ln C_t / \partial T$$

$$= -\beta_T - \sum_{i=1}^k \beta_{iT} \ln P_{it} - \beta_{yT} \ln Y_t - \frac{1}{2} \beta_{yyT} (\ln Y_t)^2 - \beta_{yT} T - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \beta_{ijT} \ln P_{it} \ln P_{jt} - \sum_{i=1}^k \beta_{iyT} T \ln Y_t \ln P_{it} \quad (5)$$

Hicks 的中性技术进步定义表示技术进步没有

改变要素投入比例或要素成本份额，但诱致性技术变迁理论表明技术进步并非完全中性的，而是偏向于某种要素，从而改变要素投入比或要素成本份额，故可用计算要素成本份额对时间的偏导数来衡量要素投入的偏向程度(FB_i)：

$$FB_i = \partial S_{it} / \partial T$$

$$= \sum_{j=1}^k \beta_{ijT} \ln P_{jt} + \beta_{iyT} \ln Y_t + \beta_{iT} \quad (6)$$

对于(6)式，如果 $FB_i > 0$ ，则技术进步为要素使用型；如果 $FB_i < 0$ ，则技术进步为要素节约型；如果 $FB_i = 0$ ，则技术进步为中性。

(3) 要素替代弹性的估算。要素之间的替代或互补关系直接影响技术进步偏向。常用的替代弹性主要有交叉价格弹性(cross-price elasticity, CPE)、Allen 偏替代弹性(allen partial elasticity of substitution, AES)、MES 替代弹性(morishima elasticity of substitution, MES)和影子替代弹性(shadow elasticity of substitution, SES)。本研究选用影子替代弹性，它反映的是两种要素相对价格变化所引起投入比例相对变化，是一种双投入—双价格弹性，更接近 Hicks 对替代弹性的原始定义。不仅具有理论上的优势，而且经实证检验，对要素替代关系的刻画也更符合实际，结果稳健性也更强。因此，SES 成为运用超越对数成本函数计算替代弹性的首选^[15]。

影子替代弹性可以通过最小成本函数 $C(Y; P)$ 导出：

$$SES_{ij} = \frac{\partial \ln(C_i(Y; P)/C_j(Y; P))}{\partial \ln(P_i/P_j)}$$

$$= \left(-\frac{C_{ii}}{C_i C_i} + 2 \frac{C_{ij}}{C_i C_j} \frac{C_{jj}}{C_j C_j} \right) / \left(\frac{1}{P_i} + \frac{1}{P_j} \right) \quad (7)$$

$$= \frac{S_i}{S_i + S_j} \cdot (\eta_{ij} - \eta_{ji}) + \frac{S_j}{S_i + S_j} \cdot (\eta_{ji} - \eta_{ii})$$

其中， η_{ij} 、 η_{ii} 分别为要素 i 对 j 的交叉弹性和要素 i 的自价格需求弹性。 $SES_{ij} > 0$ 表示要素之间存在替代关系，数值越大替代性越强； $SES_{ij} < 0$ 表示要素之间存在互补关系。此外， SES 具有对称性， $SES_{ij} = SES_{ji}$ 。根据 Binswanger 的要素需求价格弹性可由式(1)和式(2)推导如下计算公式^[12]：

$$\eta_{ij} = (\beta_{ij} + \beta_{ijT} T) / (S_i + S_j); \forall i \neq j$$

$$\eta_{ii} = (\beta_{ii} + \beta_{iiT} T) / (2S_i + S_i - 1) \quad (8)$$

3. 变量说明

1) 产出变量。本研究产出变量为每公顷玉米产量 (Y , 千克)。根据玉米生产函数, 要素投入以劳动和资本投入为主, 前者选择每公顷用工投入 (L , 工日), 后者选择每公顷化肥投入 (F , 千克)、每公顷机械投入 (M , 元) 和每公顷其他要素投入 (O , 元) 等三项代表资本投入。2) 劳动力投入与劳动力价格。本研究选取每公顷用工投入作为劳动力投入的代理变量, 用有效劳动时间来表示, 精确到工作日数。劳动力价格 (P_L , 元/工日) 用每公顷人工成本 (元) 除以每公顷劳动用工投入, 得到劳动力价格。3) 化肥投入与化肥价格。化肥投入用每公顷化肥投入量 (折纯量, 千克) 来度量, 化肥价格 (P_F , 元/千克) 通过化肥费用 (元) 除以化肥投入量得到。4) 机械投入与机械价格。由于《全国农产品成本收益资料汇编》没有提供具体的机械投入数量与价格信息, 故参考已有研究经验, 将每公顷机械作业费 (元) 作为机械投入量, 将农业机械价格指数作为机械价格 (P_M)^[16]。4) 其他要素投入与价格。其他要素投入用每公顷农药、农膜、排灌费、燃料动力费、管理费、固定资产折旧等其他直接或间接费用来度量 (不包括土地成本), 其他要素价格用农业生产资料综合价格指数来代替 (P_O)。5) 总生产成本与要素成本份额。历年的总生产成本为投入要素价值加总, 要素成本份额为投入要素成本与总成本之比。6) 政策虚拟变量。已有的研究表明, 自中国加入 WTO 以来, 中国农业政策逐步由剥夺农业向支持农业、补贴农业转变 (农业结构调整、农业税改革、财政支农、价格支持政策等), 农业支持总量水平不断提高, 对调动农户种粮行为起到积极作用^[17], 因此本研究以 2001 年为时间节点设置农业政策虚拟变量。

三、数据来源和实证结果分析

本研究选取河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、山东、河南、湖北、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏和新疆等 20 个省 (市、区) 玉米生产面板数据, 为保持统计口径的统一, 将重庆归并到了四川。每公顷玉米产量、化肥投入、劳动力投入、机械费用及其他物质费用等数据来源于《全国农产品成本收益资料汇编》。由于该汇编的每公顷化肥投入数据是从

1984 年开始统计, 同年国家颁布《关于农民进入集镇落户问题的通知》, 允许在城镇务工、经商、办服务业的农户常住城市, 但须自带口粮, 在一定程度上放松了农民进城的限制, 所以本研究的时间维度为 1985—2015 年。主要农业生产资料综合价格指数、农村居民消费价格指数来源于《中国农业年鉴》(1986—2016 年)、《中国统计年鉴》(1986—2016 年), 各变量按相关价格指数折算为 1985 年不变价。人工成本按农村居民消费价格指数进行折算, 化肥费用按化学肥料价格指数进行折算, 机械作业费按农业机械价格指数进行折算, 其他投入费用按农业生产资料价格指数进行折算。

1. 参数估计

将式 (1) 和式 (2) 加入随机干扰项组成联立方程组, 由于各个要素份额之和为 1, 因此, 本研究去掉其他要素投入份额方程。并对联立方程组的估计采用 Zellner 提出似不相关回归法^[18], 估计结果见表 1。可以看出, 有近 80% 的回归估计系数达到了显著水平, 主要变量的估计结果与理论预期相同。模型的拟合度较好, 卡方统计值通过了 1% 显著水平检验。从政策虚拟变量估计结果来看, 2001 年以来, 农业政策对玉米生产起到积极作用。可见, 本研究选择的模型、变量以及估计程序等, 能够较好地反映中国玉米生产情况。

表 1 玉米生产超越对数成本函数估计结果

自变量	估计系数	Z 统计值
劳动力价格	0.923 8***	7.31
化肥价格	-0.315 3***	-3.45
机械价格	0.486 8***	5.13
其他要素价格	-0.095 3	-0.73
单产	-1.675 9	-1.34
时间	0.103 2°	0.56
1/2 劳动力价格平方	0.004 0	0.25
劳动力价格×化肥价格	-0.013 8	-1.43
劳动力价格×机械价格	-0.002 6	-0.27
劳动力价格×其他要素价格	0.012 5	0.89
1/2 化肥价格平方	-0.016 3°	-1.70
化肥价格×机械价格	-0.021 5***	-2.62
化肥价格×其他要素价格	0.051 7***	4.63
1/2 机械价格平方	-0.016 5	-0.64
机械价格×其他要素价格	0.040 7	1.59
1/2 其他要素价格平方	-0.104 9***	-3.49
1/2 单产平方	0.356 9°	1.66
劳动力价格×单产	-0.086 5***	-4.01
化肥价格×单产	0.082 8***	5.31
机械价格×单产	-0.070 3***	-5.05

表 1(续)

自变量	估计系数	Z 统计值
其他要素价格×单产	0.073 9***	3.50
时间×劳动力价格	-0.023 9***	-3.82
时间×化肥价格	0.029 4***	6.59
时间×机械价格	-0.022 6***	-5.46
时间×其他要素价格	0.017 0***	2.74
时间×单产	-0.039 3	-0.63
1/2 时间×单产平方	0.004 7	0.44
1/2 时间平方	0.001 4***	6.52
1/2 时间×劳动力价格平方	0.003 2***	4.28
时间×劳动力价格×化肥价格	-0.001 3***	-2.98
时间×劳动力价格×机械价格	0.000 8 ^e	1.73
时间×劳动力价格×其他要素价格	-0.002 7***	-3.80
1/2 时间×化肥价格平方	0.001 5***	3.97
时间×化肥价格×机械价格	0.001 2***	3.55
时间×化肥价格×其他要素价格	-0.001 5**	-3.04
1/2 时间×机械价格平方	-0.003 9***	-4.33
时间×机械价格×其他要素价格	0.001 8 ^e	1.81
1/2 时间×其他要素价格平方	0.002 4 ^e	1.68
时间×劳动力价格×单产	0.004 0***	3.68
时间×化肥价格×单产	-0.004 6**	-5.98
时间×机械价格×单产	0.004 3***	5.83
时间×其他要素价格×单产	-0.003 6***	-3.37
D_{2001}	0.074 4***	5.83
总观察值数	589	
调整 R^2	0.926 7	
参数个数	50	
χ^2	1 040 000.00	

注： D_{2001} 为农业政策虚变量；地区虚拟变量均通过了显著性检验，限于篇幅未列出；*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

2. 经济计量假设检验

为检验计量模型的可靠性以及要素的可分性，对联立方程组的约束条件进行改变得到检验结果如表 2 所示。可以看出，模型 19 的似然比为 211.62，通过了 1%显著性水平检验。模型 2 齐次性的似然比为 123.59，通过了 1%显著性水平检验。模型 3 位似性的似然比为 109.23，也通过了 1%显著性水平检验。这些结果说明，构建的三阶超越对数成本函数估计结果是可靠的。

要素的可分性。模型 7-18 (模型 15 除外) 似然比均通过了 1%显著性水平检验，说明玉米生产要素之间存在显著的不可分性，它们共同影响每公顷玉米产量。模型 15 估计结果说明，劳动力和机械存在明显的可分性，即劳动力和机械之间存在显著的替代关系。

技术进步和要素偏向。模型 4-6 似然比也通过了 1%显著性水平检验，表明中国玉米生产中存在技术进步，且技术进步是要素有偏的，是要素价格变化诱导的。即在玉米生产技术进步过程中，生产要素相对价格的变化导致了要素成本份额的变化。1985—2015 年，化肥成本份额下降了 4%，其他要素成本份额降低了近 27%；而劳动力成本份额则上升了近 11%，机械成本份额上升了 20%。

表 2 玉米生产的经济计量假设检验

模型	假设检验设定	参数设置条件	参数个数限制	似然比	显著性水平
2	方程的齐次性	$\beta_{yy}=0, \beta_{yy}=0, \beta_{yyT}=0, \beta_{yyT}=0$	8	123.59	0.01
3	位似方程	$\beta_{ij}=0, \beta_{ijT}=0$	6	109.23	0.01
4	没有技术进步	$\beta_{iT}=\beta_{jT}=\beta_{yT}=\beta_{yT}=0, \beta_{ijT}=\beta_{ijT}=\beta_{yyT}=0$	16	458.48	0.01
5	无要素偏向	$\beta_{iT}=0, \beta_{ijT}=\beta_{yT}=0$	12	256.20	0.01
6	无价格诱导要素偏向	$\beta_{ijT}=0$	6	68.17	0.01
7	劳动力的强可分	$\beta_{Lj}=0, \beta_{LjT}=0$	6	154.07	0.01
8	劳动力的弱可分	$\beta_{Lj}=\beta_{jL}, \beta_{LjT}=\beta_{jLT}$	4	82.42	0.01
9	化肥的强可分性	$\beta_{Ej}=0, \beta_{EjT}=0$	6	152.32	0.01
10	化肥的弱可分性	$\beta_{Ej}=\beta_{jE}, \beta_{EjT}=\beta_{jET}$	4	84.81	0.01
11	机械的强可分性	$\beta_{Mj}=0, \beta_{MjT}=0$	6	87.44	0.01
12	机械的弱可分性	$\beta_{Mj}=\beta_{jM}, \beta_{MjT}=\beta_{jMT}$	4	112.53	0.01
13	其他要素的强可分性	$\beta_{Oj}=0, \beta_{OjT}=0$	6	66.87	0.01
14	其他要素的弱可分性	$\beta_{Oj}=\beta_{jO}, \beta_{OjT}=\beta_{jOT}$	4	125.70	0.01
15	劳动力和机械的强可分性	$\beta_{LM}=0, \beta_{LMT}=0$	2	9.22	0.11
16	劳动力和化肥的强可分性	$\beta_{LF}=0, \beta_{LFT}=0$	2	85.19	0.01
17	劳动力和机械与化肥和其他要素的强可分性	$\beta_{LF}=\beta_{LO}=0, \beta_{MF}=\beta_{MO}=0, \beta_{LFT}=\beta_{LOT}=0, \beta_{MFT}=\beta_{MOT}=0$	8	89.72	0.01
18	劳动力和机械与化肥和其他要素的弱可分性	$\beta_{LM}=\beta_{FM}, \beta_{LO}=\beta_{MO}, \beta_{EM}=\beta_{MM}, \beta_{MO}=\beta_{OO}; \beta_{LMT}=\beta_{FMT}, \beta_{LOT}=\beta_{MOT}, \beta_{FMT}=\beta_{MMT}, \beta_{MOT}=\beta_{OOT}$	8	45.23	0.01
19	三阶超越对数成本函数定义	$\beta_{yyT}=0, \beta_{ijT}=0, \beta_{yy}=0$	10	211.62	0.01

注： $i=L,F,M,O; j=L,F,M,O; L_U$ 是模型 1 无限制性模型极大似然估计值， L_R 是模型 2-19 限制性模型的极大似然估计值。

3. 实证结果分析

基于表 1 的模型估计结果, 本研究根据式 (5) 和式 (6) 估计了玉米生产技术进步与要素偏向程度 (表 3)。

表 3 玉米生产技术进步率、要素偏向程度和成本份额 %

		1985—2000 年	2001—2015 年
技术进步率		3.56(1.13)	1.51(1.92)
要素偏向程度 及成本份额年均 变化率	劳动力投入	-0.06(-0.02)	0.01(0.71)
	化肥投入	0.26(0.28)	-0.03(-0.50)
	机械投入	0.31(0.31)	0.59(0.99)
	其他要素投入	-0.42(-0.57)	-0.82(-1.19)

注: 括号内的数值为每公顷玉米产量年均变化率; 括号内的数值为成本份额年均变化率。

(1) 技术进步。1985—2000 年中国玉米生产年均技术进步率为 3.56%。1985 年国家开始了由过去的以粮为主的“粮食—经济作物”的二元结构, 向“粮食—饲料—经济作物”的多元农业结构调整, 这一调整带动了玉米对新技术的需求, 大量新品种、新的栽培技术被引入生产领域, 20 世纪 90 年代中国玉米更换了约 80% 玉米品种^[19]。同期玉米单产年均上升 1.13%, 技术大幅度进步并没有带来单产的大幅度提高, 主要是由于农业技术推广不到位、耕作管理粗放等因素造成了玉米技术效率的损失, 在一定程度上抑制了技术进步对玉米单产拉动作用^[20]。2001—2015 年中国玉米生产年均技术进步率为 1.51%, 技术进步对降低生产成本的作用在减弱。新世纪以来, 国家出台了一系列惠农政策, 如粮食直接补贴、良种补贴、农机具购置补贴、废除农业税、玉米临时收储等, 对调动农户玉米生产积极性、促进玉米增长起到重要引导作用。同期玉米单产年均上升 1.92%, 与技术进步率基本相当, 但生产成本年均上升 6.22%, 这说明玉米生产要素投入存在冗余问题, 生产方式粗放, 资源利用率低。

(2) 要素偏向。劳动力投入偏向程度由 1985—2000 年的负值转变为 2001—2015 年的正值, 说明玉米生产中的技术进步由劳动力节约型向劳动使用型转变。从偏向程度数值分析, 20 世纪 80 年代中期城市部门经济改革和乡镇企业的快速发展, 诱导大量农村劳动力从农业部门向工业和服务业部门转移, 1985—2000 年劳动力成本份额年均下降 0.02%。随着“刘易斯拐点”的来临和人口红利的逐渐消失, 劳动力价格快速上涨, 但由于技术限

制, 机械替代劳动的进程缓慢^[21], 而玉米的农艺特性又使得其较难被高附加值作物(如蔬菜)替代^[22], 这样劳动力成本不断上升, 2001—2015 年成本份额年均上升 0.71%。化肥投入偏向程度由 1985—2000 年的正值转变为 2001—2015 年的负值, 说明玉米生产中的技术进步由化肥使用型向化肥节约型转变。从偏向程度数值大小来看, 化肥投入经历了先增加后减少的过程, 成本份额由 1985—2000 年年均上升 0.28% 转变为 2001—2015 年年均下降 0.50%。可以看出, 现阶段化肥节约型的技术进步在不断加速。机械投入偏向程度均为正值, 说明玉米生产中的技术进步偏向机械使用型。从偏向程度数值大小来看, 机械投入越来越多, 机械投入成本份额在逐步增加, 由 1985—2000 年年均上升 0.31% 变为 2001—2015 年的年均上升 0.99%。可以看出, 玉米生产机械使用程度在不断加速, 机械化水平不断提高。

(3) 要素替代弹性。机械与劳动力的年均替代弹性达到 1.48, 说明两者具有较显著的替代关系; 从时间上来看, 两者替代弹性经历了先波动下降再逐步下降趋势 (图 2)。1985—2000 年机械与劳动力替代波动下降, 农村劳动力大量转向工业和服务业部门, 使得劳动力价格上涨速度远高于农业生产资料的价格。根据诱致性技术变迁理论, 农户根据要素价格的相对变化进行各要素投入的结构调整, 用相对价格较低的机械替代相对价格较高的劳动。同期劳动力成本份额下降了 0.37%, 机械成本份额则上升了 4.54%。随着“刘易斯拐点”的来临和人口红利的逐渐消失, 劳动力成本已进入持续上升的通道, 2001—2015 年劳动力价格上升了近 5 倍, 同期机械价格仅上升 1 倍 (表 4)。机械与劳动力相对价格的持续下降导致劳动投入由 2001 年的 186 工日/公顷下降到 2015 年的 89.25 工日/公顷, 下降了近 50%; 机械投入由 2001 年的 98.40 元/公顷上升到 2015 年的 623.70 元/公顷, 上升了近 6 倍, 玉米机械化水平在不断提高。但由于技术条件和农艺特性等原因, 机械对劳动力的进一步替代在一定程度上受到限制。这可从成本份额变化得到证实: 同期机械成本份额上升了近 14.81%, 而劳动力成本份额也上升了 10.65%。

劳动力与化肥的年均替代弹性为 0.86, 说明两者存在明显的替代关系; 从时间变化趋势来看, 其

替代关系逐渐减弱(图2)。化肥是一种典型的土地节约型技术(或生物技术)。长期以来,耕地一直是制约中国粮食生产的瓶颈^[23],使得化肥在粮食生产中扮演着举足轻重的角色。但化肥与劳动力替代关系较为复杂:一方面,化肥施用主要是靠人工完成,需要劳动投入的辅助,二者在一定程度上是互补关系;另一方面,增施化肥、保证作物生长的养分,在一定程度上可以替代田间管理的劳动投入,二者表现为替代关系。但在实际生产中,经济激励是农户决策的首要目标,特别是在劳动力成本快速上升的背景下,选择少次多量的施肥方式、增施化肥投入可以有效降低劳动力成本,因此,用化肥替代劳动力成为农户的理性选择^[24]。然而,值得注意的是,尽管劳动与化肥相对价格不断上升,但每公顷化肥施用量已不再明显增加,而是趋于稳定。这说明当前化肥施用量已经超过了经济意义上的最优施用量,进入了要素边际报酬递减阶段。同时,这也是缓解农业面源污染、改善农村生态环境的客观要求。

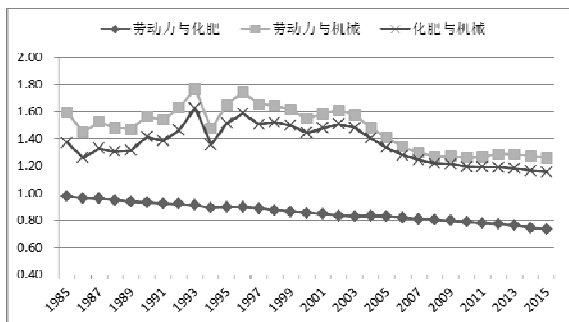


图2 1985—2015年玉米生产的要素替代弹性

化肥和机械的年均替代弹性为1.36,说明两者也存在明显的替代关系;从时间变化趋势来看,化肥与机械替代弹性和劳动力与机械弹性变化趋势几乎一致(图2)。1985—2000年化肥与机械相对价格下降,诱导化肥施用量增加,尽管这一期间化肥的成本份额上升幅度(4.54%)略低于机械成本份额上升幅度(4.98%),但前者年均所占生产总成本比重(21.00%)明显高于后者(3.90%)。2001—2015年化肥与机械相对价格变化波动比较大,但整体呈下降趋势。二者相对价格的下降并没有诱导增加化肥投入而减少机械投入,却呈现相反的趋势。主要是因为化肥和机械分别代表土地节约型技术和劳动节约型技术,二者投入差异受其替代要素价格的差异影响更大。相对于地租而言,劳动

力价格上涨更快,且在资源环境约束下,化肥对土地的替代空间有限,从而诱导化肥投入的增长滞后于机械投入的增长。同期化肥成本份额呈下降趋势,而机械成本份额呈上升趋势,2015年前者成本份额(14.37%)显著低于后者(21.31%)。

表4 1985—2015年玉米生产要素价格与要素投入变化

年份	要素价格			要素投入		
	劳动力	机械	化肥	劳动力	机械	化肥
1985	1.50	1.00	0.66	244.65	14.55	247.50
1986	1.99	1.03	0.67	244.20	21.60	227.55
1987	1.78	1.06	0.66	244.35	25.35	292.35
1988	1.66	1.16	0.69	248.10	31.80	310.50
1989	1.65	1.38	0.68	251.70	36.15	326.85
1990	1.76	1.45	0.66	259.50	37.95	379.50
1991	2.13	1.50	0.66	219.00	43.50	348.00
1992	2.21	1.57	1.12	246.00	43.80	220.50
1993	2.04	1.78	0.88	229.50	35.55	283.50
1994	2.06	2.07	1.22	220.50	64.80	232.50
1995	2.50	2.41	1.17	240.00	59.25	259.80
1996	3.08	2.49	1.16	240.00	62.10	259.50
1997	3.10	2.47	1.26	238.50	76.20	244.80
1998	3.03	2.41	1.12	213.00	78.15	296.40
1999	3.17	2.32	1.12	192.00	84.45	297.60
2000	3.26	2.24	1.10	186.00	98.40	307.50
2001	3.35	2.18	1.07	186.00	98.40	300.00
2002	3.32	2.34	1.05	175.50	97.65	313.50
2003	3.60	2.08	1.11	169.50	110.70	313.50
2004	4.20	2.12	1.35	149.55	133.20	282.15
2005	4.56	2.17	1.33	142.35	157.20	275.85
2006	4.97	2.20	1.28	130.05	197.10	300.75
2007	5.25	2.24	1.23	124.35	229.80	312.45
2008	5.73	2.44	1.31	118.50	264.90	304.50
2009	6.59	2.46	1.20	112.50	287.85	320.70
2010	7.94	2.50	1.15	109.80	348.75	337.65
2011	9.63	2.61	1.21	107.70	402.45	337.65
2012	13.09	2.67	1.23	104.25	473.40	344.10
2013	14.25	2.68	1.23	99.00	532.95	350.25
2014	16.45	2.70	1.15	94.50	584.25	364.65
2015	16.98	2.69	1.15	89.25	623.70	364.50

四、结论与政策含义

上述研究表明:要素相对价格的变化诱导了玉米生产的要素结构调整,从而导致成本结构发生变化;玉米生产技术进步是非中性的,具体体现在劳动使用型、机械使用型和化肥节约型的技术并存;机械与劳动力存在明显替代关系,但受技术条件和农艺特性等因素制约,机械对劳动力的进一步替代受到限制;劳动力与化肥也存在明显替代关系,在劳动力成本快速上升的背景下,选择少次多量、增

施化肥可以有效降低生产成本,化肥替代劳动成为农户的理性选择;化肥和机械也存在明显的替代关系,二者分别代表土地节约型技术和劳动节约型技术,相对于地租,劳动力价格上涨更快,从而诱导化肥投入的增长滞后于机械投入的增长。

上述结论的政策含义较为明显:要素价格仍然是调节要素需求的经济杠杆。因此,应进一步完善要素市场价格形成机制,促使要素价格充分反映其稀缺程度,进而引导农户的生产决策经营。与此同时,应加强技术攻关,补齐玉米机械化的“短板”。当前玉米机械收获仍是薄弱环节,成为中国玉米生产机械化的瓶颈,应通过组织有关科研单位吸收国外玉米收获机具的先进生产工艺,提高玉米收获新机具的研发能力。此外,兼顾化肥利用效率与生态环境的承载能力,可尝试推广环境友好型施肥技术,并借鉴机耕、机收等农业生产“外包”服务经验,通过施肥社会化服务来减少劳动投入。

参考文献:

- [1] Lin J Y . Pubic research resource allocation in Chinese agriculture : A test of induced technological innovation hypothesis[J] . Economic Development and Cultural Change , 1991 , 40(1) : 55-73 .
- [2] Hayami ,Ruttan V W .Factor prices and technical changes in agricultural development : The United States and Japan , 1880 ~ 1960[J] . The Journal of Political Economy , 1970 , 78(5) : 1115-1141 .
- [3] 胡瑞法,黄季焜.农业生产投入要素结构变化与农业技术发展方向[J].中国农村观察,2001(6):9-16.
- [4] 吴丽丽,李谷成,周晓时.要素禀赋变化与中国农业增长路径选择[J].中国人口·资源与环境,2015(8):144-152.
- [5] 刘英基.有偏技术进步、替代弹性与粮食生产要素组合变动[J].软科学,2017,31(4):27-30.
- [6] 应瑞瑶,郑旭媛.资源禀赋、要素替代与农业生产经营方式转型——以苏、浙粮食生产为例[J].农业经济问题,2013(12):15-24.
- [7] 李首涵.中国玉米生产技术效率、技术进步与要素替代——基于超对数随机前沿生产函数的分析[J].科技与经济,2015,28(6):52-57.
- [8] 高建凯.中国 15 个主产省区玉米生产技术效率研究[J].西部论坛,2013,23(6):69-75.
- [9] 乔丹,陆迁.不同生态类型区玉米生产技术效率及有偏演进模式[J].华南农业大学学报(社会科学版),2016,15(5):28-36.
- [10] 王晓兵,许迪,侯玲玲.玉米生产的机械化及机械劳动力替代效应研究——基于省级面板数据的分析[J].农业技术经济,2016(6):4-12.
- [11] Hicks J R .The Theory of Wages[M] .London :Macmilan , 1932 .
- [12] Binswanger H P . The measurement of technological change biases with many factors of production [J]. American Economic Review , 1974(6) : 964-976 .
- [13] Kuroda Y .The production structure and demand for labor in postwar Japanese agriculture ,1952-1982[J] .American Journal of Agricultural Economics , 1987 , 69(2) : 328-337 .
- [14] Stevenson R .Measuring technological bias[J] .American Economic Review , 1980 , 70(1) : 162-173 .
- [15] 郝枫.超越对数函数要素替代弹性公式修正与估计方法比较[J].数量经济技术经济研究,2015(4):88-105.
- [16] 吴丽丽,李谷成,周晓时.中国粮食生产要素之间的替代关系研究——基于劳动力成本上升的背景[J].中南财经政法大学学报,2016(3):140-148.
- [17] 陈苏,胡浩.不同农业政策对中国农户粮食生产决策影响的实证研究[J].农业经济与管理,2017,3(43):37-47.
- [18] Zellner A . An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias [J]. Journal of the American Statistical Association , 1962 , 57(298) , 348-368 .
- [19] 戴景瑞.我国玉米生产发展的前景及对策[J].作物杂志,1998(5):6-11.
- [20] 王崇桃,李少昆,韩伯棠.玉米产量潜力实现的限制因素的参与式评估[J].中国软科学,2006(7):53-59.
- [21] 王美艳.农民工还能返回农业吗?——来自全国农产品成本收益调查数据的分析[J].中国农村观察,2011(1):20-30.
- [22] 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.
- [23] 陈飞.我国粮食生产的技术推进模式及影响机制[J].数学的实践与认识,2014(7):147-160.
- [24] 胡浩,杨泳冰.要素替代视角下农户化肥施用研究——基于全国农村固定观察点农户数据[J].农业技术经济,2015(3):84-90.

责任编辑:李东辉