

李大胜 吕新业 万俊毅 主编

落实发展新理念 加快农业现代化建设

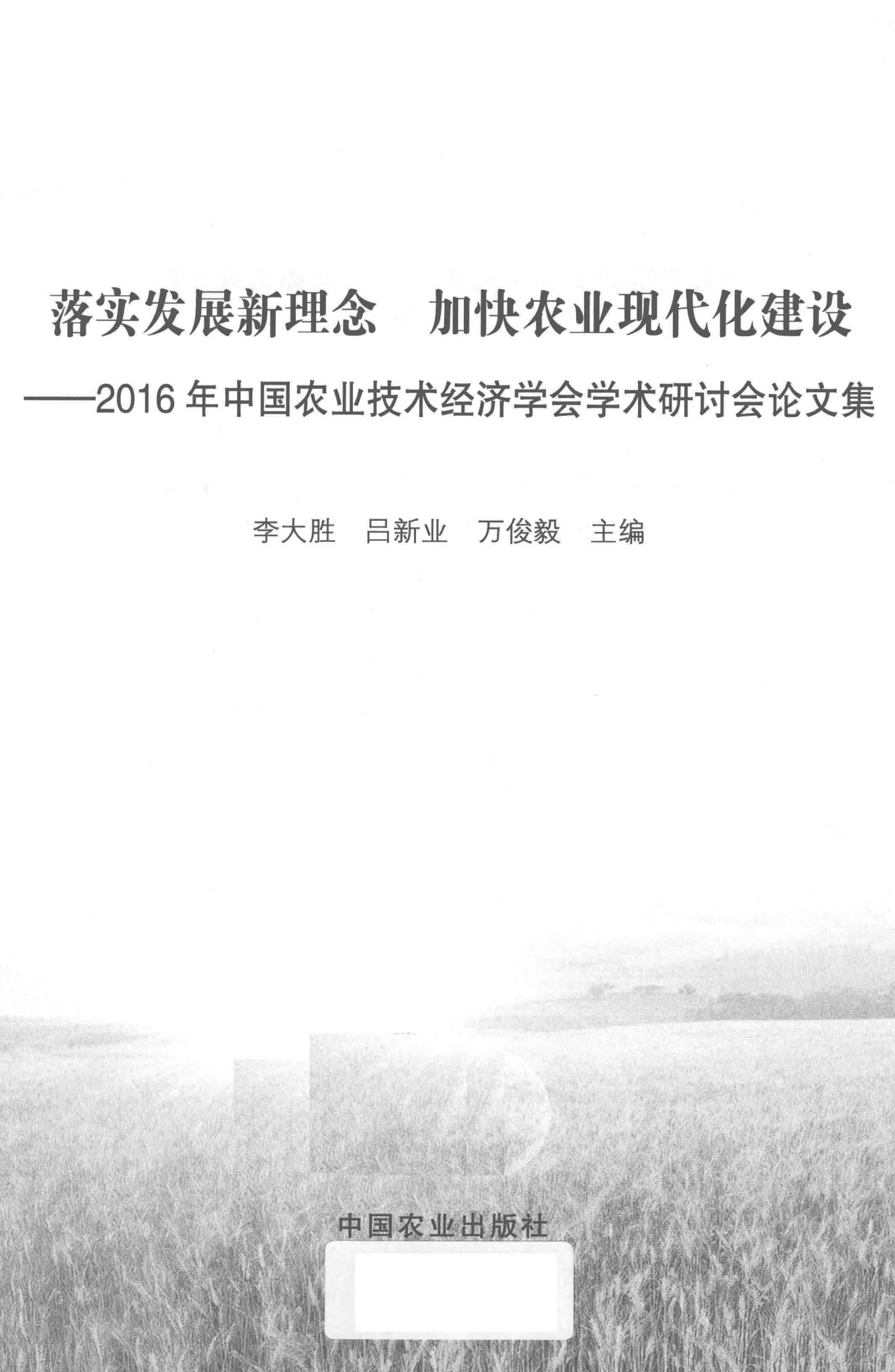
——2016年中国农业技术经济学会
学术研讨会论文集

LUOSHI FAZHAN XINLINIAN
JIAKUAI NONGYE XIANDAIHUA JIANSHE

2016NIAN ZHONGGUO NONGYE JISHU JINGJI XUEHUI
XUESHU YANTAOHUI LUNWENJI



 中国农业出版社



落实发展新理念 加快农业现代化建设

——2016 年中国农业技术经济学会学术研讨会论文集

李大胜 吕新业 万俊毅 主编

中国农业出版社

图书在版编目 (CIP) 数据

落实发展新理念 加快农业现代化建设: 2016 年中
国农业技术经济学会学术研讨会论文集/李大胜, 吕新
业, 万俊毅主编. —北京: 中国农业出版社, 2017. 4

ISBN 978-7-109-22829-0

I. ①落… II. ①李…②吕…③万… III. ①农业现
代化—中国—学术会议—文集 IV. ①F320.1-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2017) 第 067164 号

中国农业出版社出版

(北京市朝阳区麦子店街 18 号楼)

(邮政编码 100125)

责任编辑 闫保荣 姚 红 刘明昌

姚 佳 边 疆 潘洪洋

中国农业出版社印刷厂印刷 新华书店北京发行所发行

2017 年 4 月第 1 版 2017 年 4 月北京第 1 次印刷

开本: 889mm×1194mm 1/16 印张: 39.75

字数: 1 100 千字

定价: 90.00 元

(凡本版图书出现印刷、装订错误, 请向出版社发行部调换)

《落实发展新理念 加快农业现代化建设》
编辑委员会

主 任：唐华俊

副主任：王济民 孔祥智 王慧军 吕火明 李 容
刘 旭 李大胜 李崇光 李翠霞 吴敬学
辛 贤 张广胜 周应恒 黄季焜 蒋和平
曾福生 霍学喜 戴 健

主 编：李大胜 吕新业 万俊毅

副主编：罗明忠 张宁宁 张奕婧

编 务：董晓玲

目 录

专题一 农业供给体系质量和效率	1
技术进步、要素替代与中国玉米生产的实证研究	3
我国长江中下游地区粮食生产变化及贡献因素分析	14
长江经济带粮食全要素生产率时空演变及驱动因素实证分析	21
粮食主产区粮食生产技术效率时空特征分析：基于三大流域视角	29
基于 Nerlove 模型中国棉花主产区供给反应实证研究	41
农业科研投资的经济效益：测算、时空特征与影响因素	49
城镇化发展对农业供给侧结构变动的影响	59
基于联立方程模型的中国生猪价格波动研究	68
连片特困少数民族地区教育层次结构对农民收入增长作用的实证分析	76
气候变化对水稻全要素生产率影响的实证研究	82
专题二 农户技术采用及其行为选择	93
中国植物新品种创新能力的时空演进机理及驱动因子分解	95
合作社治理绩效及其影响因素	113
农户关系风险认知、交易治理模式与交易绩效	125
河北省地下水超采影响因素分析	135
小型农田水利治理主体行为的博弈分析	142
农户可动员资源、地区异质性与农村公共产品供给满意度	148
城镇化背景下劳动力转移对农业生产影响的一般均衡分析	160
我国区域农业技术选择与要素禀赋结构匹配度分析	171
农业科技资源配置结构效应的计算实验研究	180
撤县（市）设区与农村劳动力转移	195
风险态度对果农苹果安全生产行为的影响	207
不确定性条件下种稻大户农业技术应用—扩散决策实证分析	217
专题三 农业资源环境保护与农产品质量	231
秸秆焚烧危害知多少	233
工作意愿、执行努力与病死猪无害化处理的基层监管激励	242

基于结构方程模型的农户清洁能源应用行为决策研究	255
农户对沼气补贴政策响应行为及政策优化	265
棉农残膜回收意愿及其影响因素研究	274
农户气候变化适应性行为对小麦生产效率的影响分析	282
农药施用行为与农产品质量安全	291
专题四 农业产业融合发展及精准扶贫	299
财政支农投入与农民减贫增收：制度环境的门槛效应	301
国家级贫困县“帽子”的“棘轮效应”	310
基于动态偏离-份额分析的长江中游农业产业结构研究	322
贫困地区公共政策、农业发展与减贫的耦合协调分析	329
中国三次产业融合发展水平的时空分异特征与影响因素研究	339
辽西地区农业生态经济发展水平的实证分析	352
中国奶产业链重构与纵向关联市场价格传递	359
社会资本、风险缓冲能力与农户贫困	369
高管激励、股权结构与农村信用社绩效	381
社会资本对农户正规信贷需求的影响	389
财政政策深化工农业分工的传导机制有效性研究：改革开放以来的经验	401
农资补贴对化肥面源污染效应的实证研究	414
交通基础设施与林业发展：驱动抑或限制	422
迁移对农村人力资本的影响	430
专题五 粮食安全及农产品供给与贸易	439
中国与国际大豆价格相关性分析	441
价格预期、波动风险与我国生猪供给反应	448
我国蔬菜种植成本收益及其影响因素研究	460
中国与中东欧 16 国农产品贸易增长成因研究	472
“一带一路”沿线国家粮食发展潜力分析	480
中国对中亚五国农产品出口贸易关系的脆弱性研究	493
中国鲜苹果出口贸易成本：测算与分解	503
风险态度对苹果安全生产行为的影响	512
专题六 农地确权与农户收入	523
政府主导型土地流转对降低农地细碎化程度的影响研究	525
农村居民收入流动、税收与收入分布地区差异	532
气候变化对农户农业收益的影响分析	542
农民收入结构、收入比重与土地流转	551

非农劳动供给对农地经营权流转的影响	560
“一提一补”水价改革对作物产量和农户收入的影响分析	572
被征地农户的生计转型：“土地换货币”	580
市场风险、政府支持与经营规模分化.....	589
土地细碎化、劳动力结构与果农技术效率	597
交易成本视角下农村家庭金融服务分布的不平等性及 ICT 技术的作用	607
农地产权交易双方的行为特征和驱动因素差异性研究	617

《《《…… 专题一

农业供给体系质量和效率

技术进步、要素替代与中国玉米生产的实证研究

陈 苏 胡 浩

(南京农业大学经济管理学院 南京 210095)

一、引言

对发展国民经济和保障人民生活来说,如何确保粮食安全始终是最重要的农业政策问题之一(钟甫宁,2016)。在经历了1999—2003年的粮食生产下降之后,从2004年开始,粮食连年丰收,2014年实现了“十一连增”,粮食单产水平提高是主要推动力,粮食内部高产作物(玉米)替代低产作物(小麦)是另一重要途径(田甜等,2015)。但是,近年来玉米产业呈现“三量齐增”现象:玉米产量稳重上升,玉米及替代品进口呈现上升态势,玉米库存量达到高点,这一现象主要归因于价格因素和临储出库不畅(程百川,2016)。为防止谷贱伤农和解决东北玉米主产区卖粮难问题,2008年国家出台了玉米临时收储政策,旨在对市场价格形成顶托作用,但在实行过程中市场托底价逐步演变了市场最高价,其重心逐步转向了促进农民收入的增长(陈锡文,2016)。

农民收入的上升带动了农业生产成本特别是劳动力成本大幅度上升(钟甫宁,2016),从而导致农产品竞争力下降、进口大幅度增加(闫丽珍等,2004)。中国已从2010年起变为玉米净进口国,受关税配额制度的约束,玉米进口有限,但高粱、大麦、木薯等其他玉米替代品的进口却并未受到限制,出现了以进口玉米替代品来避开关税配额的现象。2014年进入国内市场的玉米替代品高达3100万吨,加上配额内进口的玉米约260万吨,合计占国内当年玉米产量的14%。这就迫使相应数量的国产玉米失去市场,不得不进入仓库。

随着收入持续大幅度上升,居民食物消费结构正从低能量的谷物、蔬菜等碳水化合物向高能量的畜产品等蛋白质转变(Yu等,2009;钟甫宁等,2012),在改善营养的同时增加了饲料粮的需求,呈“刚性”增长态势(克鲁普顿,1994;胡小平,2012),且饲料粮供求缺口已经开始显现(韩昕儒等,2014),当前中国粮食安全问题本质上是饲料粮安全问题(王明利,2015)。未来一段时间内,伴随着中国经济继续平稳发展、城镇化水平逐步提高以及城乡居民收入倍增计划的实施并得到实现,饲料粮需求量还将大幅度增加。玉米是中国最主要的饲料粮,受当前结构调整政策的影响,其播种面积势必会下降,其对增产贡献将会下降。农业劳动力价格的快速上涨使得要素相对价格发生变化,生产要素投入也发生了较大变化,劳动力在多大程度上被其他要素替代?因此,本文考察1985—2014年技术进步、要素替代与中国玉米生产的关系,对于判断未来玉米生产成本变化和相关政策制定具有重要意义。

二、文献综述

国外关于要素替代与技术进步关系的研究始于20世纪30年代。Hicks(1963)最早提出要素

替代弹性这一概念,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发明和创新,即诱致性发明(Induced Invention)。Kennedy(1964)将它表述形式转化为“诱致性创新(Induced Innovation)”。Hayami和Ruttan(1985)通过分析1880—1960年间美国和日本的农业发展发现,尽管美国和日本的要素禀赋存在明显的差异(美国地广人稀,而日本人多地少),但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在农业生产中的适用性。随后,Binswager(1974)、Weaver(1983)、Kuroda(1987)分别对美国、日本的农业技术变革进行了研究,也得出了相似的结论。何爱等(2010)考察了1970—2005年菲律宾农业技术变革的偏向问题,发现菲律宾农业发展偏向于节约土地的生物化学技术,再一次证明了诱致性技术创新理论的正确性及其适用性。

国内而言,Lin(1991)的研究表明,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,无论是在完全竞争的市场经济中,还是在土地和劳动力等要素的市场交易被禁止的经济环境中,要素禀赋结构对技术变革的影响是一致的。胡瑞法等(2001)研究发现,过去20年里,我国农业生产要素投入结构发生了显著变化,表现在土地密集型作物(如粮食)生产的资金(尤其是机械)对劳动的替代趋势极为显著,而劳动密集作物(如园艺作物)生产的劳动与资金很难替代,且生产技术均朝着生物型技术的方向发展。陈书章等(2013)基于全国省级小麦生产面板数据,建立小麦超越成本对数函数,着重分析了全国及五个小麦主产区的技术进步及要素需求与替代行为。应瑞瑶等(2013)从要素配置角度分析了经济发展水平和劳动力转移背景均相似的江浙两省其粮食生产演变上的差异。王晓兵等(2016)利用随机前沿生产函数估计不同要素投入对玉米产出的贡献,进一步分析机械使用和劳动力投入之间的替代关系,以及农场规模对机械化水平的影响。吴丽丽等(2016)采用1991—2013年中国粮食生产的相关投入与价格数据,基于超越对数成本函数的影子替代弹性估计方法,实证分析了劳动力成本上升背景下我国粮食生产的要素需求与替代关系。

以上研究取得了有价值的结论,为本文深入研究提供了重要的参考依据和研究方法。但上述文献大多将要素价格变化作为外生变量,没有考虑要素价格变化的重要影响,究其原因,一方面可能是受要素价格数据可得性的影响。由于难以获取要素价格的准确信息,已有文献一般不直接度量要素价格变化对要素投入变动的影响,而是转而估计要素边际技术替代率变动对要素投入变动的影响,但这难以反映要素价格变化的冲击。另一方面,要素替代弹性的估计准确性依赖于函数模型的选择,而已有文献多利用柯布道格拉斯生产函数来刻画要素替代关系,较少使用包含价格信息的成本函数模型。为此,本文通过建立中国玉米生产超越对数成本模型,估计玉米生产中的技术进步以及要素间的替代关系。

三、模型设定与估计方法

(一) 超越对数成本函数模型

超越对数成本函数与超越对数生产函数存在对偶关系。将超越对数成本函数进行二阶泰勒展开并取其近似函数在实证研究中被广泛使用,其函数特点是无需设定特定的生产函数形式(Stratopoulos et al., 2000),也不需要假定固定或相等的要素替代弹性(Woodland, 1975)。但本文选用截尾三阶泰勒展开式而非二阶展开式,其主要原因:一是三阶泰勒展开式使利用截面数据估计得到的所有系数可以随着时间从 t 到 $t+n$ 发生变化;二是三阶展开式可以详细说明某些二阶展开式无法处理的检验,如价格诱导技术要素偏向检验。超越对数成本函数的三阶泰勒

展开式形式如下：

$$\begin{aligned} \ln C_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \ln P_{it} + \beta_y \ln Y_t + \beta_T T + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \ln P_{it} \ln P_{jt} + \\ & \sum_{i=1}^k \beta_{iy} \ln P_{it} \ln Y_t + \sum_{i=1}^k \beta_{iT} T \ln P_{it} + \frac{1}{2} \beta_{yy} (\ln Y_t)^2 + \beta_{yT} T \ln Y_t + \\ & \frac{1}{2} \beta_{yy} T (\ln Y)^2 + \frac{1}{2} \beta_{TT} T^2 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \beta_{ijT} T \ln P_{it} \ln P_{jt} + \sum_{i=1}^k \beta_{iyT} T \ln Y_t \ln P_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

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 (Shephard's Lemma) 构建并估计成本份额函数。应用谢泼德引理对要素价格求偏导, 可得各要素的成本份额方程如下:

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

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 (Hessian) 矩阵是对称的, 因此有如下的限制条件:

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

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

$$\sum_{i=1}^k \beta_i = 1; \sum_{i=1}^k \beta_{ij} = \sum_{i=1}^k \beta_{iy} = \sum_{i=1}^k \beta_{iT} = 0; \sum_{i=1}^k \beta_{ijT} = \sum_{j=1}^k \beta_{ijT} = \sum_{i=1}^k \beta_{iyT} = 0 \quad (4)$$

(二) 技术进步与要素偏向

Stevenson (1980) 提出了几种测量技术进步的方法。一般经济理论认为: 在给定的产出情况下, 随着技术不断取得进步, 在价格不变的情况下要素投入减少或生产要素不变情况下要素价格下降, 使得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:

$$\begin{aligned} TC = & \partial \ln C_t / \partial T \\ = & \left[\beta_T + \sum_{i=1}^k \beta_{iT} \ln P_{it} + \beta_{yT} \ln Y_t + \frac{1}{2} \beta_{yyT} (\ln Y)^2 + \beta_{TT} T \right. \\ & \left. + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \beta_{ijT} \ln P_{it} \ln P_{jt} + \sum_{i=1}^k \beta_{iyT} \ln Y_t \ln P_{it} \right] \end{aligned} \quad (5)$$

式(5)中, 便于理解在公式前添加负号使得技术进步率为正值。

技术进步可能来自于要素投入和生产过程的规模特点。关于技术进步和要素投入偏向, 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。鉴于技术进步的存在, 可以计算要素成本份额对时间的偏导数, 用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 $FB_i > 0$, 则技术进步是要素 i 使用型; 如果 $FB_i < 0$, 则技术进步是要素 i 节约型; 如果 $FB_i = 0$, 则技术进步为中性的。

(三) 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对技术进步偏向。常用的替代弹性有交叉价格弹性

(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) 四种。CPE 表示的是要素 i 价格变化对要素 j 投入量的影响, 描述的是要素之间的绝对替代率, 无法度量要素之间的相对替代率。AES 则不能明确经济意义, 也没有提供比 CPE 更多的信息。MES 是一种相对替代率, 度量的是要素 j 相对价格的变化对要素 i 和要素 j 使用比的影响, 能较好地反映要素之间的替代关系。与 AES 和 MES 相比, SES 反映的是两种要素相对价格变化所带来投入比例相对变化, 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 (郝枫, 2015), 具有理论上的优势; 且经实证检验, SES 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。

根据郝枫 (2015) 的研究, SES 可以通过与生产函数对偶的最小成本函数 $C(Y; P)$ 导出:

$$\begin{aligned} SES_{ij} &= \frac{\partial \ln(C_i(Y; P)/C_j(Y; P))}{\partial \ln(P_i/P_j)} = \left(-\frac{C_{ii}}{C_i C_i} + 2 \frac{C_{ij}}{C_i C_j} \frac{C_{ji}}{C_j C_j} \right) / \left(\frac{1}{P_i C_i} + \frac{1}{P_j C_j} \right) \\ &= \frac{S_i}{S_i + S_j} \cdot (\eta_{ji} - \eta_{ii}) + \frac{S_j}{S_i + S_j} \cdot (\eta_{ii} - \eta_{jj}) \end{aligned} \quad (7)$$

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 具有对称性, $SES_{ij} = SES_{ji}$ 。 $SES_{ij} > 0$ 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。根据 Binswanger (1974), 要素需求价格弹性可根据超越对数成本函数及其成本份额方程推导出如下计算公式:

$$\begin{aligned} \eta_{ij} &= (\beta_{ij} + \beta_{ijT} T) / S_i + S_j; \forall i \neq j \\ \eta_{ii} &= (\beta_{ii} + \beta_{iiT} T) / 2S_i + S_i - 1 \end{aligned} \quad (8)$$

(四) 估计方法

在模型中, 式 (2) 是一个完整的联立方程组。由于各个要素份额之和为 1, 因此去掉一个要素的份额方程, 将其他份额方程与式 (1) 组成联立方程组进行估计。本文去掉其他投入成本份额方程。对联立方程组的估计一般采用系统估计方法, 而不是对各个方程进行单独估计。Berndt 和 Chrutensen (1973) 采用迭代三阶段最小二乘法 (Iterative Three Stage Least Squares) 估计超越对数成本函数。但在有限样本限制下, Berndt 和 Wood (1975) 指出采用迭代三阶段最小二乘法估计的系数与完全信息似然估计的系数具有差异性。Zellner (1962) 提出似不相关回归法 (Iterative Zellner's Seemingly Unrelated Regression) 与迭代三阶段最小二乘法可得出一样的结果。该方法特点是: 在系统方程残差项服从正态分布, 且无自相关及各解释变量与残差项相互独立的假设下, 估计具有无偏性及有效性, 而且不论删除哪个份额方程, 估计结果不会受影响。

四、变量说明和数据来源

(一) 变量说明

产出变量。本文产出变量为每亩玉米产量 (千克, Y)。根据玉米产量主要影响因素, 要素投入分别选择每亩用工投入 (工日, L)、每亩化肥投入 (千克, F)、每亩机械投入 (元, M) 和每亩其他要素投入 (元, O)。

劳动力投入与劳动力价格。本文选取每亩用工投入作为劳动力投入的代理变量，以劳动者的有效劳动时间来表示，精确到工作日数，这有助于消除劳动力投入由于农忙农闲季节长短等因素带来的不确定性和误差。关于劳动力价格（ P_L ，元/工日），《农产品成本收益资料汇编》提供了家庭劳动日工价与雇工工价两大指标，其中家庭劳动日工价用于核算家庭劳动用工的机会成本，雇工工价用于核算农忙时节的劳动力成本，考虑到劳动力需求的季节性特征，单独使用上述任一指标都可能导致高估或低估劳动力成本。故本文用每亩人工成本（元）除以每亩劳动用工投入，得到劳动力价格，可以兼顾农闲与农忙等季节性因素的影响。

化肥投入与化肥价格。化肥投入用每亩化肥投入量（折纯量，千克）来度量，化肥价格（ P_F ，元/500克）通过化肥费用（元）除以化肥投入量得到。

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，本文参考陈书章等（2013）的做法，将每亩机械作业费（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 ）。

其他要素投入与价格。其他要素投入用每亩农药、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 。

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。

以上各价值变量均按相关价格指数折算为1985年不变价，其中，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，其他要素投入按农业生产资料价格指数进行折算。

（二）数据来源

选取1985—2014年全国玉米生产数据，包括河北、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、宁夏和新疆在内的20个玉米主产省份，为保持统计口径的统一，将重庆归并到了四川。数据包括每亩玉米产量、化肥投入、劳动力投入、农业机械费用及其他物质费用均来源于《全国农产品成本收益资料汇编》（历年），主要农业生产资料价格指数和农村居民消费价格指数来源于《中国农业年鉴》（历年）、《中国统计年鉴》（历年）。对于缺失数据取年际间平均值代替。

五、实证结果及分析

（一）实证结果

1. 参数结果估计

根据系统方程似不相关参数估计要求，本文同时估计式（1）和（4），得到超越对数成本函数估计结果（表1）。

从模型估计结果来看，有近80%的回归估计系数达到了显著水平，主要变量作用的估计结果与理论预期相同。模型的拟合度较好，为0.9236，卡方统计值在1%的显著水平上显著。从政策虚拟变量的估计结果来看，2001年以来，一系列支农惠农政策对玉米生产起到积极作用。这些估计结果表明，本文选择的模型、变量以及估计程序等，能够较好反映中国玉米生产情况。

表 1 中国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	自变量	估计系数	Z 统计值
$\ln P_L$	0.851 2***	6.77	$T\ln P_L$	-0.015 1**	-2.34
$\ln P_F$	-0.227 2**	-2.55	$T\ln P_F$	0.016 2***	3.55
$\ln P_M$	0.488 7***	5.12	$T\ln P_M$	-0.023 5***	-5.50
$\ln P_O$	-0.112 7	-0.86	$T\ln P_O$	0.022 4***	3.43
$\ln Y$	-1.748 9	-1.41	$T\ln Y$	-0.040 9	-0.65
T	0.110 4***	0.59	$T\ln Y\ln Y$	0.004 9	0.45
$\ln P_L\ln P_L$	0.005 5	0.35	$T\ln P_L\ln P_L$	0.003 6***	4.92
$\ln P_L\ln P_F$	-0.018 7**	0.05	$T\ln P_L\ln P_F$	-0.001 8***	-4.41
$\ln P_L\ln P_M$	-0.012 0	-1.24	$T\ln P_L\ln P_M$	0.001 0**	2.06
$\ln P_L\ln P_O$	0.025 2*	1.80	$T\ln P_L\ln P_O$	-0.002 7***	-3.76
$\ln P_F\ln P_F$	0.003 3	0.36	$T\ln P_F\ln P_F$	0.002 4***	5.03
$\ln P_F\ln P_M$	-0.006 1	-0.72	$T\ln P_F\ln P_M$	0.000 8*	1.64
$\ln P_F\ln P_O$	0.021 4*	1.91	$T\ln P_F\ln P_O$	-0.001 4**	-2.34
$\ln P_M\ln P_M$	-0.015 6	-0.52	$T\ln P_M\ln P_M$	-0.003 9***	-3.38
$\ln P_M\ln P_O$	0.033 8	1.17	$T\ln P_M\ln P_O$	0.002 1***	1.91
$\ln P_O\ln P_O$	-0.080 4**	-2.47	$T\ln P_O\ln P_O$	0.002 0	1.34
$\ln Y\ln Y$	0.371 2*	1.74	$T\ln P_L\ln Y$	0.002 1*	1.94
$\ln P_L\ln Y$	-0.062 3***	-2.91	$T\ln P_F\ln Y$	-0.001 9**	-2.34
$\ln P_F\ln Y$	0.053 0***	3.53	$T\ln P_M\ln Y$	0.004 4***	5.81
$\ln P_M\ln Y$	-0.072 5***	-5.16	$T\ln P_O\ln Y$	-0.004 7***	-4.07
$\ln P_O\ln Y$	0.081 9***	3.82	D_{2001}	0.078 7***	4.75
TT	0.001 1***			4.44	
总观察值数			570		
调整 R^2			0.923 6		
参数个数			50		
chi2			765 141.00		

注：D₂₀₀₁为 2001—2014 年虚变量；地区虚拟变量均显著，限于篇幅，没有列出；*、**和*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著水平。

2. 经济计量假设检验

利用式（4）的参数限制，对式（1）进行经济计量假设检验（Stevenson，1980），具体的检验结果见表 2。

三阶超越对数成本函数（无限制性模型）定义。如表 2 所示，模型 19 二阶超越对数成本函数的似然比为 178.78，达到 1%显著水平。这说明，三阶超越对数成本函数定义在统计上是正确的。模型 2 齐次性的似然比为 85.31，且也达到 1%显著水平。模型 3 位似性的似然比为 71.01，也达到 1%显著水平。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 至模型 18 中，除了模型 15，其他模型似然比都通过 1%显著水平检验，说明中国玉米生产要素之间存在显著的不可分性，即生产要素之间存在显著的交互作用，它们共同影响每亩玉米产量。

劳动力和机械的可分性。模型 15 似然比没有通过显著性水平检验，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没有显著的交互作用。这亦说明了劳动力和机械之间存在显著的替代关系。在玉米生产实践中，由于机械工作效率高，有利于抢农时、抗灾害、降成本，提高土地产出率。如玉米覆膜机械化栽培技术，与人工作业相比可节种 20%~30%，节水 15%，增产 20%~30%。

技术进步和要素偏向。模型 4 至模型 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，而技术进步是要素有偏的，这一结果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相对份额的变化。1985—2014 年，化肥成本份额下降了 4%，其他要素成本份额降低了近 26%；而劳动力成本份额则上升了近 12%，机械成本份额上升了 18%。

表 2 中国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	$-2\ln(L_R/L_U)$	显著性水平
2	方程的齐次性	$\beta_{yy}=0, \beta_{iy}=0, \beta_{yyT}=0, \beta_{yT}=0$	8	85.31	0.01
3	位似方程	$\beta_{iy}=0, \beta_{iyT}=0$	6	71.01	0.01
4	没有技术进步	$\beta_T=\beta_{iT}=\beta_{yT}=\beta_{iT}=0, \beta_{ijT}=\beta_{iyT}=\beta_{yyT}=0$	16	443.06	0.01
5	无要素偏向	$\beta_{iT}=0, \beta_{ijT}=\beta_{iyT}=0$	12	225.76	0.01
6	无价格诱导要素偏向	$\beta_{ijT}=0$	6	84.92	0.01
7	劳动力的强可分	$\beta_{ij}=0, \beta_{ijT}=0$	6	200.62	0.01
8	劳动力的弱可分	$\beta_{ij}=\beta_{jL}, \beta_{ijT}=\beta_{iLT}$	4	104.07	0.05
9	化肥的强可分性	$\beta_{Fi}=0, \beta_{FiT}=0$	6	236.60	0.01
10	化肥的弱可分性	$\beta_{Fi}=\beta_{jF}, \beta_{FiT}=\beta_{jFT}$	4	180.92	0.01
11	机械的强可分性	$\beta_{Mi}=0, \beta_{MiT}=0$	6	70.95	0.01
12	机械的弱可分性	$\beta_{Mi}=\beta_{jM}, \beta_{MiT}=\beta_{jMT}$	4	112.53	0.01
13	其他要素的强可分性	$\beta_{Oi}=0, \beta_{OiT}=0$	6	66.87	0.01
14	其他要素的弱可分性	$\beta_{Oi}=\beta_{jO}, \beta_{OiT}=\beta_{jOT}$	4	122.34	0.01
15	劳动力和机械的强可分性	$\beta_{LM}=0, \beta_{LMT}=0$	2	4.93	—
16	化肥和其他要素的强可分性	$\beta_{FO}=0, \beta_{FOI}=0$	2	79.99	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	84.81	0.01
18	劳动力和机械与化肥和其他要素的弱可分性	$\beta_{LM}=\beta_{FM}, \beta_{LO}=\beta_{MO}, \beta_{FM}=\beta_{MM}, \beta_{MO}=\beta_{OO}, \beta_{LMT}=\beta_{FMT}, \beta_{LOT}=\beta_{MOT}, \beta_{FMT}=\beta_{MMT}, \beta_{MOT}=\beta_{OOT}$	8	48.44	0.01
19	三阶超越对数成本函数定义	$B_{yyT}=0, \beta_{ijT}=0, \beta_{iy}=0$	10	178.78	0.01

注：i=L, F, M, O; j=L, F, M, O (模型 7 至模型 14 中的 j 不等于各自变量符号)。L_U是模型 1 (式 1) 无限制性模型极大似然估计值，L_R是模型 2 至模型 19 限制性模型的极大似然估计值。

(二) 结果分析

1. 技术进步

如表 3 所示，1985—2000 年中国玉米生产技术进步率年均均为 2.44%。经历了依靠农业改革和农产品提价实现了农业总产出的迅速增长以后，1984 年中国首次遇到卖粮难问题。因此，1985 年国家开始了农业结构调整，从过去的以粮为主的“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。据统计，20 世纪 90 年代中国玉米更换了约 80% 玉米品种 (戴景瑞，1998)。同期

玉米单产年均上升 1.72%，技术大幅度进步并没有带来单产的大幅度提高，主要是由于农业科技推广组织功能的弱化及某些技术自身特点等多方面的原因，造成了玉米技术效率的损失（亢霞等，2005），在一定程度上抑制了技术进步对玉米单产拉动作用。

2001—2014 年中国玉米生产技术进步率年均均为 1.15%，这与陈飞（2014）等研究结论相符，技术进步对降低生产成本的作用在减弱。新世纪以来，国家出台了一系列支农惠农政策，如粮食直接补贴、良种补贴、农机具购置补贴、全面废除农业税、提高玉米临时收储价等，对调动玉米主产区生产积极性、促进玉米增长起到重要引导作用。同期玉米单产年均上升 1.69%，但劳动力、化肥、机械和其他物质投入等生产成本年均上升 6.62%，这说明玉米生产要素投入存在冗余问题，增长方式粗放，资源利用率低。

2. 要素偏向

(1) 劳动力投入偏向。劳动力投入的偏向程度由 1985—2000 年的负值，转变为 2001—2014 年的正值，说明玉米生产中的技术进步由前一阶段的劳动力节约型转变为后一阶段的劳动使用型。从偏向程度数值大小来看，劳动力成本份额在逐年增加。1985 年开始的城市部门经济改革和乡镇企业的快速发展，导致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%。2001—2014 年，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，因技术原因机械替代劳动进程缓慢（王美艳，2011），以及玉米的农艺特性较难被高附加值产品替代（杨进等，2016），从而导致劳动力成本不断上升，其成本份额年均上升 0.86%。

(2) 化肥投入偏向。化肥投入的偏向程度由 1985—2000 年的正值，转变为 2001—2014 年的负值，说明玉米生产中的技术进步由前一阶段的化肥使用型转变为后一阶段的化肥节约型。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变化趋势，且现阶段化肥节约型的技术进步在不断加强。实际上，化肥成本份额由 1985—2000 年年均上升 0.28%，转变为 2001—2014 年年均下降 0.54%。

(3) 机械投入偏向。两个阶段机械投入的偏向程度均为正值，说明玉米生产中的技术进步是机械使用型。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年增加，由 1985—2000 年年均上升 0.31%，变为 2001—2014 年年均上升 0.96%。可以看出，中国玉米生产中的技术进步不仅是机械使用型，而且机械使用程度在不断加速，机械化水平不断提高。

(4) 其他物质投入偏向。其他物质投入的偏向程度均为负值，说明玉米生产中的技术进步伴随着其他物质节约型。从偏向程度数值大小来看，其他要素投入越来越少，其成本份额在逐年下降，由 1985—2000 年年均下降 0.57%，变为 2001—2014 年年均下降 1.30%。

表 3 中国玉米生产技术进步率、要素偏向程度和成本份额

单位：%

	1985—2000 年	2001—2014 年
技术进步率	2.44	1.15
要素偏向程度 ^a		
劳动力投入	-0.07 (-0.02)	0.14 (0.86)
化肥投入	0.30 (0.28)	-0.03 (-0.53)
机械投入	0.24 (0.31)	0.49 (0.96)
其他投入	-0.47 (-0.57)	-0.60 (-1.30)

注：a 括号内的数值为成本份额变化，经作者整理计算所得。