

齐 博, 孙东升, 李 慧. 农业科技创新对高效农产品出口的影响——以花卉产业为例[J]. 江苏农业学报, 2015, 31(2): 454-460.

doi:10.3969/j.issn.1000-4440.2015.02.036

农业科技创新对高效农产品出口的影响——以花卉产业为例

齐 博, 孙东升, 李 慧

(中国农业科学院农业经济与发展研究所, 北京 100081)

摘要: 农业发展从过去主要依靠增加资源要素投入转向主要依靠科技进步的新阶段, 农业的根本出路在于科技创新。为验证技术创新对农业产业竞争力尤其国际竞争力的重要作用, 本研究以花卉产业为例, 利用定量分析方法重点研究科技创新对促进高效农产品出口的作用。研究表明, 花卉行业的科技创新能够有效推动花卉产业的发展, 对提高花卉行业的国际竞争力具有重要的影响力, 因此应当通过从外部获取和自身研发两方面获取花卉生产、设备和优良品种等资源, 提升中国花卉产业的国际竞争力。

关键词: 农业科技创新; 农产品出口; 花卉

中图分类号: F323.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4440(2015)02-0454-07

An empirical analysis of influences of agricultural sci-tech innovation on export of high-efficiency agro-product by taking flower industry as an example

QI Bo, SUN Dong-sheng, LI Hui

(Institute of Agricultural Economics and Development, China Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China)

Abstract: Agriculture has developed from resource input-dependent stage to a science and technology-dependant new stage, which the key factors of agricultural development lies on the progress of new agricultural technologies. In order to make clear the role of technological innovation in the international competitiveness of agricultural industry, the flower industry, a high-efficiency agro-industry, was taken as a research object to quantitatively analyze its export affected by sci-tech innovations. The results showed that, the technological innovation of flower industry promoted the development of the industry effectively, leading to a improved international competitiveness of the industry. Measures should be taken to facilitate sci-tech innovations so as to narrow down the gap between China and developed country and improve the international competitiveness of flower industry.

Key words: agricultural sci-tech innovation; export of agro-product; flower

收稿日期: 2015-01-13

作者简介: 齐 博(1983-), 男, 内蒙古巴彦淖尔人, 博士研究生, 研究方向为农产品贸易与农业产业经济。(Tel) 010-58881808; (E-mail) qbnau7873718@163.com

通讯作者: 孙东升, (Tel) 010-82109391; (E-mail) sundongsheng@caas.cn

改革开放以来, 经过 30 多年的发展, 中国已经成为世界最大的花卉生产基地、重要的花卉消

费用和花卉出口贸易国^[1]。根据2013年发布的全国花卉产业发展规划有关数据,从2000年到2010年10年间中国花卉种植面积和销售额都增长了5倍以上。总体来看,中国的花卉生产正在以每年20%的速度增长,中国花卉的发展速度是世界上其他国家都无法比拟的^[2]。花卉产品作为技术含量较高的农产品,在生产方式、技术和管理水平上均要求较高。花卉产业作为现代高效农业的重要组成部分,是单位土地产出效益和劳动产出效益相对较高的农业产业,对于提升中国农业产业竞争力、促进农民增收具有重要作用。以往通过要素的规模驱动农业发展的粗放增长方式已经很难为农业发展找到新的增长点,农业科技对于提高未来农业生产力以及农产品国际竞争力就显得尤为必要和迫切。中国花卉产业迅速发展的同时,伴随着生产方式由数量扩张型向质量效益型转变。

长期以来,经济学家就对科技进步对经济增长和竞争力的提升给予了关注。西奥多·舒尔茨^[3]在《改造传统农业》中指出改造传统农业的关键是提高农业生产效率。Hughes^[4]以英国出口数据为基础的研究结果显示,国内研究与发展(R&D)投入对英国出口产生正面的影响。Dosi等^[5]利用专利数和其他一些变量对经济合作与发展组织(OECD)国家进行分析,发现技术竞争力和及时传递技术的能力是影响国际竞争力和经济增长的最重要的因素。农产品的科技水平决定了国内农产品是否在国际市场具有竞争力,因此农业科技进步对于农产品的出口具有重要的促进作用。魏龙等^[6]就技术创新对中国高技术产品出口的影响进行实证分析后发现人均拥有专利申请数对高技术产品出口的影响较为显著,认为技术创新还没有在促进中国高技术产品出口增长方面发挥应有的促进作用。聂亚珍^[7]认为出口农产品难以达到国际技术标准要求是影响中国农产品国际竞争力的主要因素,通过农业科技推动农业发展已经成为世界农业竞争的一种必然趋势。蒋小龙^[8]结合中国花卉出口的实际情况,指出中国花卉出口面临的病虫害多、口岸缺乏熏蒸设施、国外技术壁垒等问题。蔡军^[9]分析了中国花卉出口基本情况,认为中国花卉出口仍面临诸多问题,走向国际市场还任重道

远。耿献辉等^[10]采用市场集中度方法和修正后的恒定市场份额模型,分析了1992~2009年中国鲜切花出口格局变化及出口贸易变化情况,认为近年来中国鲜切花出口额快速增加最重要的原因是中国鲜切花产业竞争力的提升。齐博等^[11]的研究结果表明,技术进步对中国花卉苗木出口具有重要的促进作用。

综合以上研究发现,农业科技进步是提高农产品质量的重要源泉,同时也对农产品的出口具有重要的促进作用。农业科技是改变花卉产业生产工艺水平的关键,一方面可以改进花卉生产和组织方式,提高规模化、专业化水平,推动精益生产方式逐步取代粗放生产方式;另外一方面技术进步还可以降低生产成本,提高劳动生产率,增加中国花卉在国际市场中的价格优势,提高国际竞争力。当前的研究重点关注了技术进步对于提升产品出口、促进经济增长的作用,并且分析了花卉及其制品在出口过程中存在的问题,但关于农业科技对高效农业发展的促进作用及其农产品出口,特别是农业科技进步对花卉产品的出口带来的影响缺少定量的分析。

协整分析是检验2个经济变量之间是否存在长期稳定均衡关系的一种较为成熟的方法,主要应用于宏观经济分析^[12],例如,汇率与出口的关系、能源消费与经济增长的关系以及国内外期货价格的关系^[13-15]。基于此,本研究将采用协整检验等方法,就农业科技进步与花卉出口的关系进行实证分析,以期为中国花卉产业的长期可持续发展提供参考。

1 实证模型、变量选择与数据来源

1.1 实证模型

1.1.1 平稳性及其检验方法 协整关系存在的必要条件是:只有当2个时间序列变量 X_t 和 Y_t 是同阶平稳序列时,才可能存在协整关系,因此在进行协整检验之前,要先对变量进行平稳性检验。检验时间序列 X_t 是否平稳,主要有DF(Dickey-fuller test)和ADF(Augmented Dickey-fuller test)单位根检验。ADF检验是对数据进行平稳性检验中比较常用的一种方法。具体检验思路如下:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

对该模型进行滞后迭代整理得到:

$$X_t = \rho^T X_{t-T} + \rho \varepsilon_{t-1} + \rho^2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \rho^T \varepsilon_{t-T} + \varepsilon_t \quad (2)$$

根据 ρ 值的不同,需要分情况进行讨论。

1.1.2 协整关系、因果关系及检验方法 根据 Engle 等 1987 年提出的协整理论^[16],对于 2 个平稳的变量序列,如果它们的某个线性组合稳定,则称这 2 个序列存在协整关系。若 2 个序列是非平稳的,但具有相同的单整阶数,则可以通过检验 OLS 回归方程的残差序列是否平稳来检验 2 个序列之间的协整性。

此外,我们在实证研究中还会用格兰杰因果关系检验,来进一步分析 2 个序列之间的因果关系。格兰杰因果检验主要的思路是:对于 X_t 和 Y_t 2 个序列,若加上 X_t 的滞后变量后,对 Y_t 的预测精度存在显著性影响,即变量 X_t 有助于变量 Y_t 预测结果的改善,则称 X_t 对 Y_t 存在格兰杰因果关系,反之就是不存在格兰杰因果关系。

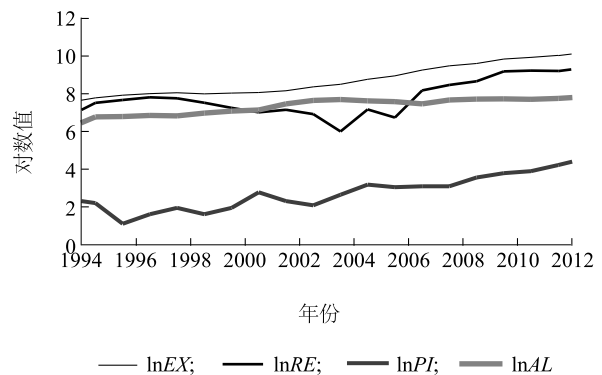
1.2 变量选择及数据来源

为了研究中国花卉产业科技进步和花卉出口贸易的相关关系,本研究利用中国花卉产业对世界的出口额(EX)和国际贸易顺差(RE)代表花卉产业的出口情况,由于当前行业内用来衡量科技产出的量化指标主要包括有效发明专利以及发表的科技论文数量,因此我们选择以花卉行业的有效发明专利数(PI)和发表的科技论文数(AL)2 个指标来反映花卉产业的科技创新。其中,出口额(EX)和国际贸易顺差(RE)数据来源于联合国贸易数据库统计(UN Comtrade),专利数(PI)和文章数(AL)来源于中国专利数据库(知网版)。

本研究利用 Eviews7.0 计量软件对中国花卉产业 1993~2012 年的数据进行实证分析。

2 农业科技创新对花卉出口影响的实证分析

由于时间序列数据容易产生多重共线性和异方差,对数据进行对数化处理可以明显降低数据的波动性,减少时间序列引起的异方差现象,因此本研究对花卉出口额,花卉国际贸易顺差、专利数和文章数等 4 个变量进行对数化处理,分别记为 $\ln EX$ 、 $\ln RE$ 、 $\ln PI$ 和 $\ln AL$,利用 Eviews7.0 软件做出 4 个变量的时间序列趋势图(图 1)。



$\ln EX$ 、 $\ln RE$ 、 $\ln PI$ 和 $\ln AL$ 分别表示花卉产业出口额,贸易顺差、专利数和文章数的对数。

图 1 花卉产业的出口额、贸易顺差、专利数和文章数的时间序列趋势图

Fig. 1 Export value, trade surplus, number of patents, and number of papers of flower industry over time

由图 1 可以看出,经过对数化处理后的 4 个变量波动性明显降低,并且其在时间序列上均有大致相同的上升趋势,说明 4 个变量之间可能存在协整关系。

2.1 平稳性检验

在检验科技进步与中国花卉出口贸易之间是否存在协整关系之前,本研究将先采用成熟的 ADF 单位根检验方法对 4 个变量平稳性进行检验,由图 1 可以看出,4 个序列之间截距不为 0 且存在一定幅度的上升趋势,因此,在检验时将包含截距项和趋势线。同时,ADF 检验的滞后阶数将由 SC 和 AIC 最小信息准则确定。单位根检验的原假设为存在一个单位根,时间序列为不平稳序列,当其统计量小于临界值时,则拒绝原假设,接受备择假设,即认为时间序列不存在单位根,是平稳的。其单位根检验结果如表 1 所示。

由表 1 可知:对于 4 个变量的原序列,在 0.05 的显著性水平下,ADF 统计量均大于临界值,说明无法拒绝原假设,即 4 个变量均可能存在单位根,为非平稳序列。4 个变量差分后的检验结果显示,各变量的 ADF 统计量均小于 0.05 的临界值,表明序列平稳。因此,基于传统的计量经济学理论构建模型来分析 4 个序列之间的关系可能存在伪回归问题,需要运用现代计量经济的协整理论来分析各变量之间的长期均衡关系^[17]。

表 1 ADF 单位根检验结果

Table 1 Results of ADF unit root test

变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 统计量	0.01 临界值	0.05 临界值	0.10 临界值	P 值	平稳性
lnEX	(C,T,7)	-2.30	-4.99	-3.88	-3.39	0.40	不平稳
Δ lnEX	(C,0,5)	-3.89	-4.06	-3.12	-2.70	0.01	平稳
lnRE	(C,T,1)	-1.43	-4.53	-3.67	-3.28	0.82	不平稳
Δ lnRE	(C,0,1)	-5.34	-2.70	-1.96	-1.61	0.00	平稳
lnPI	(C,T,5)	-0.03	-4.80	-3.79	-3.34	0.99	不平稳
Δ lnPI	(C,0,1)	-8.32	-3.89	-3.05	-2.67	0.00	平稳
lnAL	(C,T,1)	-3.20	-4.53	-3.67	-3.28	0.11	不平稳
Δ lnAL	(C,0,1)	-6.07	-3.86	-3.04	-2.66	0.00	平稳

Δ 表示一阶差分;检验形式中的 C、T 和 K 分别表示常数项、趋势项和滞后阶数,T 为 0 表示不带趋势项,T 为 1 表示含有趋势项,K 为 1 表示滞后 1 阶,C 表示有截距项。

2.2 科技创新与花卉产品出口的协整检验结果

对于有单位根的变量,传统的方法是对其进行差分处理而得到平稳序列。但是,差分后的变量经济含义与原序列并不相同,我们更希望使用原序列进行回归分析^[17]。而协整检验不仅可以分析平稳序列之间的关系,同样可以对多个拥有“共同随机趋势”的单位根序列进行分析,通过对这些变量的线性组合而消除随机趋势,得到无偏、有效、一致的回归结果。若变量之间存在协整关系,即意味着一个或几个经济变量的变化将会对另一些经济变量的变化有影响,并且这些经济变量之间长期存在稳定的均衡关系。协整检验的常用方法有 E-G(Engle-Granger)两步检验法(即通常所说的 E-G 两步法)和约翰森(Johansen)检验法^[18],Johansen 检验法通常用于检验多变量之间的协整关系,而对于检验 2 个变量之间的协整关系通常用 E-G 两步法检验,本研究中花卉的专利数和國家竞争力之间的协整关系,属于 2 个变量之间的关系,将采用 E-G 两步法,协整检验方程如下:

$$\ln RE = \alpha_i + \beta_i \ln X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\ln EX = \alpha_i + \beta_i \ln X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

以上两式中, $i=1,2$; X_i 分别为专利数(PI)和文章数(AL)。研究思路是针对花卉出口额和花卉国际贸易顺差额 2 个变量,分别考察专利数和文章数是否与其之间存在协整关系。本研究共得到 4 个协整回归方程,分别对其残差进行单位根检验,若残差的 ADF 统计量小于 0.10 置信区间的临界值,则可以认为所估计的残差序列是平稳的,表明上式回归方程中因变量与自变量之间存在长期均衡的关系。结果见表 2。

由表 2 可知,在 4 个协整回归方程式中,只有 2 个方程的残差通过 ADF 平稳性检验,即只存在 2 个长期均衡关系。进一步分析发现,只有专利数(PI)和花卉出口额(EX)、花卉国际贸易顺差(RE)存在长期均衡关系,而论文数(AL)与花卉出口额及花卉国际贸易顺差之间并不存在长期稳定的均衡关系。协整关系式为:

$$\ln EX_i = 6.44 + 0.83 \ln PI_i + \varepsilon_1 \quad (5)$$

$$\ln RE_i = 5.99 + 0.67 \ln PI_i + \varepsilon_2 \quad (6)$$

表 2 协整检验和残差平稳性检验结果

Table 2 Results of co-integration test and residual stationary test

编号	因变量	自变量	α	β	DW	F 检验	ADF	0.05 临界值	P
1	lnEX	lnPI	6.44	0.83	1.14	84.76	-4.56	-3.04	0.00
2	lnEX	lnAL	-2.42	1.52	0.28	36.69	-2.11	-3.67	0.51
3	lnRE	lnPI	5.99	0.67	1.7	127.17	-2.08	-1.96	0.04
4	lnRE	lnAL	1.71	0.83	0.39	3.32	-1.26	-3.67	0.87

上式结果表明,中国花卉产业的专利数对花卉出口额的弹性为 0.83,对花卉国际贸易顺差的弹性为 0.67,说明花卉行业专利数每增加 1 个百分点,中国花卉出口额、花卉国际贸易顺差将分别增加 0.83 和 0.67 个百分点。

为进一步验证上述协整回归结果的稳健性,本研究利用 Johansen 协整检验方法做进一步分析。合

适的 VAR 模型是进行 Johansen 协整检验的基础,而 VAR 模型估计中最为重要的是确定滞后变量的阶数。本研究采用 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 等 5 个信息准则来确定滞后变量的阶数,检验结果显示,5 项准则均在滞后 3 项时显著。因此,本研究将在 Johansen 协整检验中,对滞后 3 项的中国花卉产业的专利数和出口额进行检验,其结果见表 3。

表 3 Johansen 协整检验结果

Table 3 Results of johansen co-integration test

原假设(H_0)	备择假设(H_1)	特征值	迹统计量	0.05 临界值	结论
$r=0$	$r \geq 1$	0.99	133.03	47.86	接受 H_1
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.83	43.55	29.80	接受 H_1
$r \leq 2$	$r \geq 3$	0.54	13.91	15.49	接受 H_0
$r \leq 3$	$r \geq 4$	0.04	0.69	3.84	接受 H_0

表 3 显示,协整检验从检验不存在协整关系,即 $H_0: r=0$ 这一原假设开始逐步检验。原假设迹统计量的值为 133.03,大于 0.05 显著水平下的临界值 47.86,表明应该拒绝没有协整关系的原假设,接受大于等于 1 个协整关系的备择假设;在接下来的检验中,迹统计量为 43.55,大于 0.05 的临界值 29.8,同样应拒绝至多存在 1 个协整关系的原假设;进一步检验过程中,其迹统计量 13.91 小于 15.49,表明 $H_0: r \leq 2$ 的原假设在 0.05 置信水平上被接受,即至多存在 2 个协整方程,表明中国花卉产业专利数与花卉出口额之间存在 2 个长期稳定的均衡关系。

由于协整检验结果只表明中国花卉行业的专利数与出口额之间具有长期稳定的关系,并没有表明两者之间的短期动态关系。建立误差修正模型可以描述变量短期波动和长期均衡的关系。以上检验表明,花卉行业的专利数和花卉行业的出口额存在着一阶协整关系,若以差分形式建立回归模型,这样的模型只能表达短期关系而不能揭示变量间的长期关系,因此建立误差修正模型需将上述回归方程的残差项作为误差修正项,并将其作为解释变量,建立短期和长期的动态模型,即误差修正模型:

$$\nabla \ln EX_t = \beta \nabla \ln PI_t - \lambda (ecm_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

根据 Granger 定理,误差修正项为:

$$ecm_{t-1} = \ln EX_{t-1} - 6.44 - 0.83 \ln PI_{t-1} \quad (8)$$

将(8)式代入(7)式误差修正模型,用 OLS 估计相应参数,得到的误差修正方程为:

$$\nabla \ln EX_t = 0.14 + 0.009 \nabla \ln PI_t - 0.02 (ecm_{t-1}) \quad (9)$$

其中, ecm_{t-1} 为误差修正模型的核心部分,反映了长期均衡对短期波动的调整力度,误差修正系数为负,则体现了反向修正机制,上一期偏离均衡越远,后一期修正力度越大。误差修正模型的 AIC 和 SC 值分别为 -1.64、-1.49,整体较小,说明误差修正模型整体解释力较好。由(9)式可知,误差项估计系数的绝对值为 0.02,表明当中国花卉产业专利数对短期出口额偏离长期均衡时,系统内的误差修正机制将以 2% 的力度将其拉回长期均衡;同时弹性系数为 0.009,表明花卉产业专利数每增加 1%,中国花卉出口额将增加 0.9%。

按照相同方法,可以建立贸易顺差与专利数的误差修正模型,(10)式表明,花卉的专利数与花卉的国家竞争力不仅在长期具有稳定的均衡关系,也表明两者之间存在短期的动态关系。

$$\nabla \ln RE_t = 0.12 + 0.06 \nabla \ln PI_t - 0.24 (ecm_{t-1}) \quad (10)$$

2.3 科技创新与花卉产品出口的格兰杰因果检验

稳定性检验结果表明,经对数化处理的 4 个序列的一阶差分是平稳的。通过协整检验结果表明,虽然中国花卉产业的专利数与出口额、花卉国际贸易顺差存在长期稳定的均衡关系,但是,彼此之间是否存在因果关系以及因果关系的方向并不明确,即到底是花卉产业专利数促进了中国花卉产品出口,还是中国花卉产品出口倒逼专利数上升,亦或是两者之间存在相互促进的关系。因此,本研究需要对

这些变量进行格兰杰因果检验。检验结果如表4所示,在4个原假设检验中,“出口额不是专利数的Granger原因”和“花卉国际贸易顺差不是专利数的Granger原因”2个原假设并未在0.05的置信水平上被拒绝,表明中国花卉产品出口额和花卉国际贸易顺差的变化并不是构成中国花卉产业专利数变化的格兰杰原因;但是,“专利数不是花卉出口额的Granger原因”和“专利数不是花卉国际贸易顺差的Granger原因”2个原假设均在0.10的置信水平上被拒绝,表明专利数的变化不仅构成了中国花卉产品出口额变化的格兰杰原因,同时也构成了中国花卉国际贸易顺差变化的格兰杰原因。该结果显示,现阶段,中国花卉产业科技水平的提高,将有助于中国花卉产业竞争力的提升。

表4 Granger 因果检验结果

Table 4 Results of Granger causality test

零假设	F	P
出口额不是专利数的 Granger 原因	0.623 1	0.660 8
专利数不是出口额的 Granger 原因	3.979 1	0.054 0
贸易顺差不是专利数的 Granger 原因	0.740 4	0.593 5
专利数不是贸易顺差的 Granger 原因	3.060 2	0.093 7

3 结 论

花卉作为科技含量较高的产品,对新品种培育、栽培管理、运输保鲜等要求较高。中国虽然具有悠久的历史花卉栽培历史,但就现代花卉业发展而言,中国花卉行业的整体技术较弱,起步较晚,国际市场占有率不高,产品品质和竞争力有待提高。协整检验在中国宏观经济研究的应用中较多,在农产品领域主要聚焦于农产品价格关系的分析,而用于分析技术进步的影响还较少。本研究基于数据获取的原因,尝试将协整检验等方法用于技术进步对花卉产品出口的影响及相互的关系,验证技术进步与花卉产品出口的关系。实证分析结果显示,技术进步对于中国花卉产业竞争力提升以及出口贸易具有重要影响。中国花卉行业的专利数与花卉出口额、花卉国际贸易顺差之间存在长期稳定的均衡关系,这种稳定关系表现为花卉行业专利数每增加1个百分点,中国花卉行业出口额、国际贸易顺差分别增加0.83和0.67个百分点,但是从长期均衡和短期均衡关系

来看,花卉行业的专利数每增加1%,其对中国花卉行业出口额的影响小于对花卉国际贸易顺差的影响,这可能是专利数的增加,一定程度反映出中国花卉行业科技实力的增强,出口额增长速度快于进口额增长速度。同时,Granger因果检验说明花卉行业专利数的增加能有效带来出口额、贸易顺差的变化,也就意味着,中国花卉行业科技实力的提升能有效促进花卉出口额、花卉国际贸易顺差的扩大,进一步验证了花卉行业的科技进步能够有效推动花卉产业的发展,对提高花卉行业的国际竞争力具有重要的影响。

花卉产业的灵魂在花卉品种,品种的竞争关键是科技的竞争。尽管中国拥有得天独厚的花卉种质资源优势,但中国许多新品种和优质花卉不得不从国外进口。我们要强化对花卉育种的投入,推动新品种的研发。在花卉贸易中,也可以引进和消化吸收国外先进的花卉生产技术和优良品种,并对其进行适应性改造,加快缩短与发达国家的差距。中国花卉行业应充分利用国内优质种质资源、气候资源多样化的优势,将现代生物技术、信息技术、农产品保鲜贮运技术等应用于花卉育种研发到物流销售整个产业链,不断加大投入,提高自主开发花卉新品种的能力,更好地满足花卉市场需求,促进花卉产业的健康发展。

此外,针对近几年来中国大豆、玉米、小麦等大宗农产品由净出口变为净进口;水果、蔬菜等优势农产品出口增长乏力的现象,本研究结果的另一个政策启示是通过农业科技可以提升中国农产品国际竞争力。Tian等^[19]研究发现,上世纪80年代中期以后,中国农业全要素生产率增长率显著低于改革之初,尤其是90年代中期之后,农业技术进步率趋于0。现有的文献认为这主要归因于农业技术推广体系的弱化、农田水利等基础设施的年久失修以及水资源的制约^[20-22]。那么,中国农业科技创新体系建设不仅仅要聚焦于农产品新品种的研发、栽培技术的改进,还要注重科技成果转化与推广体系的建设与完善,加强科技成果转化与应用的比重,通过技术进步逐步降低现有资源环境约束对中国农业生产的影响。此外,花卉产业的科技进步不仅仅在生产领域,流通与销售领域的技术进步同样有效促进了中国花卉产业国际竞争力的提升,因此,应该加强中国生鲜农产品产后流通、销售环节的技术升级,普及冷

链、包装技术,降低空间、时间因素对农产品品质的影响。

参考文献:

- [1] 江泽慧. 中国花卉产业发展 30 年回顾与展望[J]. 中国花卉园艺, 2008(13):9-11.
- [2] BINEKE POSTHUMUS. 发展机遇与挑战——世界花卉消费市场发展趋势分析[J]. 中国花卉园艺, 2009(5):25-26.
- [3] 西奥多·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 北京:商务印书馆, 1987.
- [4] HUGHES K. Export and technological competition and trade performance [J]. Applied Economics, 1986 (29):179-196.
- [5] DOSI C, PAVITT K, SOETE L. The economics of technological change and international trade [M]. Brighton: Harvester Wheatsheaf Publishers, Brighton, 1990.
- [6] 魏 龙, 李丽娟. 技术创新对中国高技术产品出口影响的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2005(12):32-35.
- [7] 聂亚珍. 利用生物科技提高农产品的国际竞争力[J]. 十堰职业技术学院学报, 2006, 19(6):38-40.
- [8] 蒋小龙. 我国出口花卉存在的问题与措施[J]. 中国检验检疫, 2005(6):14-15.
- [9] 蔡 军. 我国花卉出口现状及问题分析[J]. 中国花卉园艺, 2011(5):8-10.
- [10] 耿献辉, 齐 博. 中国鲜切花出口:市场规模、市场分布与竞争力效应[J]. 农业经济问题, 2011(10):44-49.
- [11] 齐 博, 孙东升. 中国花卉苗木出口影响因素及贸易潜力分析[J]. 中国软科学, 2014(6):159-166.
- [12] 刘汉中. Enders-Granger 方法在协整检验中的应用研究[J]. 数量经济与技术经济研究, 2007(8):137-144.
- [13] 韩智勇, 魏一鸣, 焦建玲, 等. 中国能源消费与经济增长的协整性与因果关系分析[J]. 系统工程, 2004, 22(12):17-21.
- [14] 卢向前, 戴国强. 人民币汇率波动对我国进出口的影响:1994-2003[J]. 经济研究, 2005(5):31-39.
- [15] 周应恒, 邹林刚. 中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系研究[J]. 农业技术经济, 2007(1):55-62.
- [16] ENGLE R F, GRANGER C W J. Cointegration and error correlation: representation, estimation, and testing [J]. Econometrica, 1987(55):599-607.
- [17] 陈 强. 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京:高等教育出版社, 2010.
- [18] JOHANSEN S. Statistical analysis of cointegrating vectors [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1988(12):231-254.
- [19] TIAN X, YU X. The enigmas of TFP in China: a meta-Analysis [J]. China Economic Review, 2012, 23(2):396-414.
- [20] 卢 布, 陈印军, 吴 凯, 等. 我国中长期粮食单产潜力的分析预测[J]. 中国农业资源与区划, 2005, 26(2):1-5.
- [21] 叶 浩, 濮励杰. 我国耕地利用效率的区域差异及其收敛性研究[J]. 自然资源学报, 2011, 26(9):1467-1474.
- [22] 钟甫宁, 邢 鹏. 粮食单产波动的地区性差异及对策研究[J]. 中国农业资源与区划, 2004, 25(3):16-19.

(责任编辑:陈海霞)