

基于 ARIMA 模型的我国大豆单产预测分析

蔡承智¹,莫洪兰¹,梁 颖²

(1. 贵州财经大学 经济学院,贵州 贵阳 550025; 2. 贵州大学 公共管理学院,贵州 贵阳 550025)

摘 要:在我国大豆单产光合潜力和“农业生态区划”(AEZ)潜力基础上,运用 ARIMA(自回归单整移动平均)模型预测了 2020 年前我国大豆单产。结果表明:我国大豆单产最大潜力为3 400 kg·hm⁻²,而 2017、2018、2019 和 2020 年单产将分别为1 899、1 926、1 954和1 982 kg·hm⁻²,分别是最大潜力的 55.85%、56.65%、57.47%和 58.29%。这意味着:未来提高我国大豆单产尚有较大空间,应保持高产耕地生产力与改良中低产田土并重。研究结果旨在为我国大豆生产提供决策参考信息。

关键词:ARIMA 模型;大豆;单产

中图分类号:F323.7;S565.1 **文献标识码:**A **DOI:**10.11861/j.issn.1000-9841.2017.05.0789

Prediction on Chinese Soybean Yield Based on ARIMA Model

CAI Cheng-zhi¹, MO Hong-lan¹, LIANG Ying²

(1. Economy College of Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China; 2. Public Administration Faculty of Guizhou University, Guiyang 550025, China)

Abstract: In this paper, the potentials of Chinese soybean yield per unit are estimated by light use efficiency (LUE) and agricultural ecological zoning (AEZ) model, based on which the soybean yield before 2020 were predicted by ARIMA model. The results showed that maximum potential of Chinese soybean yield in long future estimated by AEZ model was 3 400 kg·ha⁻¹, while the yield in 2017, 2018, 2019 and 2020, predicted by ARIMA model, was 1 899, 1 926, 1 954 and 1 982 kg·ha⁻¹, respectively, with 55.85%, 56.65%, 57.47% and 58.29% of its maximum potential, correspondingly. The results signified that higher improvement opportunities for Chinese soybean production come from both sustaining the productivity of high yield fields and ameliorating middle and low ones, which would provide reference significance to guiding national practice.

Keywords: ARIMA model; Soybean; Yield

大豆单产潜力指通过人为努力克服某种、几种甚至所有生长限制因子下可能获得的最大产量。大豆单产潜力一直是农学界关注的重点和热点之一^[1-3]。国外学者的新近研究如:实现大豆单产潜力取决于提高生物量积累率以及有效延长籽粒充实期,而且影响这些变化的一个关键因子就是确保作物免于养分(尤其是氮素)制约^[4];由于杂草干扰及其控制成本导致的大豆生产损失(减产及品质下降),对生产者净收益有显著影响^[5]。针对大豆单产(潜力)预测方面的研究,散见文献报道。例如:随着年度阶段的递增,全国和黑龙江的大豆种植面积、总产都在增加,特别是近 10 年比上个 10 年增加极显著^[6];基于大豆随机前沿生产函数模型和技术效率损失函数模型,计算出 1980-2010 年黑龙江省大豆生产的平均技术效率为 0.926,表明大豆产量还有一定的增长空间^[7];普通投资者可以利用一些易得的数据加以趋势推导,从而对(大豆)单产进行

估测^[8]。限于篇幅,不能在此一一赘述。可以说,迄今为止,学界对于大豆单产(潜力)的研究,以育种、栽培及耕作方面为主,主要基于实验、试验方法,较少运用计量模型、从宏观(趋势)上进行研究。而在计量模型方法上,尚未见 ARIMA(Auto-regressive Integrated Moving Average 即“自回归单整移动平均”)模型运用的报道。

作为世界上重要的油料作物之一,随着我国人口增长和耕地减少,我国大豆单产的提高越来越受到重视。所以,预测分析我国大豆未来单产对指导大豆生产具有重要现实意义。鉴于此,本研究创造性地引入 ARIMA 模型,预测分析我国 2020 年前大豆单产,并与曾参与的 AEZ(Agricultural Ecological Zoning 即“农业生态区划”)模型计算的我国大豆单产最大潜力进行对比,分析提高空间及耕地利用的总体布局。具体研究思路如下:首先,从光能利用角度直观、简单估算世界大豆单产潜力(光和潜

收稿日期:2017-06-05
基金项目:贵州省科技计划(黔科合基础[2016]1527-1)。
第一作者简介:蔡承智(1966-),男,博士,研究员,主要从事农业生态经济研究。E-mail:caichengzhi@263.net。

力);其次,运用 AEZ 模型计算我国大豆单产(区域)最大潜力;最后,运用 ARIMA 模型预测 2020 年前我国大豆单产,并与 AEZ 模型计算出的最大潜力相比,得出提高空间,提出耕地宏观布局建议,旨在为我国大豆生产提供参考信息。

1 材料与方法

1.1 大豆单产的光合潜力

作物通过光合作用制造干物质。因此,从根本上来讲提高光能利用率是提高大豆单产潜力的最终表现。迄今为止,已知自然界中光能利用率最高(4.2%)的植物是萨尔瓦多(热带)的 Napier 草;农作物中,光能利用率较高的是玉米,如英国和美国(肯塔基)高的可达 3.4%,而温带(如荷兰)高产豌豆光能利用率为 1.9%,大豆与其相近^[9]。也就是说,如果把自然界中植物光能利用率最高者视为进化选择的极限,那么大豆单产的最大光合潜力大致为目前温带高产水平的 2.2 倍(4.2/1.9)。生产实践中,我国(大豆产区主系温带和亚热带)在努力提高大豆光能利用率(LUE)。例如:在生育中后期,同一氮肥处理条件下,充分供水处理间作作物的光能截获率显著高于水分亏缺处理;相同水分条件下,施氮处理间作大豆的光能截获率略高于不施氮处理,但未达到显著水平,而施氮处理间作玉米的光能截获率则显著高于不施氮处理^[10];以玉豆间距为 50 cm 的玉豆带状套作种植模式可以优化大豆群

体冠层结构、提高光能利用率和产量^[11]等。

1.2 我国大豆单产的“农业生态区划”(AEZ)潜力

在我国农作制区划基础上,运用联合国粮农组织(UN-FAO)和“国际应用系统分析研究所”(IIASA)共同开发的 AEZ 模型(基于我国 1961–2000 年统计资料),在 GIS 平台下计算了我国 41 个农作制亚区的大豆单产潜力。

AEZ 模型的基础是 Mitscherlich-Baule 的复合指数方程^[12]:

$$Y = [(1 - e^{-b_n - a_n X_n}) - N]!$$

方程(1)中 Y 为产量基数, a 、 b 为作物参数, $1 \cdots \cdots n$ 为大豆单产贡献因子, N 为大豆单产潜力。

计算大豆单产的区域生产潜力,是在二维空间中将区域划分成每 5 km² 的若干单元,求全部单元的加权平均值。将耕地划分为雨养地和灌溉地,得如下公式:

$$Y_l^R = \sum_{ij \in CSZ} S_{ij} A_{ij} Y_{ij}^{IR} / \sum_{ij \in CSZ} S_{ij} A_{ij}$$

公式(2)中的各项参数为: Y 为大豆单产潜力(kg·hm⁻²), l 为作物, R 为雨养地, i 为横向单元序列, j 为纵向单元序列, S 为雨养地面积比例(%), A 为种植面积(hm²);CSZ 代表农作制中的种植制度分区(cropping systems zone)。

$$Y_l^I = \sum_{ij \in CSZ} S_{ij} A_{ij} Y_{ij}^{II} / \sum_{ij \in CSZ} S_{ij} A_{ij}$$

公式(3)中,除 I 表示灌溉地、 S 为灌溉地面积比例(%)外,其余符号与公式(2)中相同。



来源:奥地利 IIASA。
Data from IIASA.

图 1 我国农作制区划
Fig. 1 Farming system zones in China

计算结果表明:我国大豆的最高单产潜力主要分布在鲁西平原及鲁中丘陵(图 1 中的 24 亚区)、黄淮海平原及南阳盆地(图 1 中的 25 亚区)和汾渭谷地(图 1 中的 26 亚区),为 $3\,200\sim3\,400\text{ kg}\cdot\text{hm}^{-2}$ ^[13]、分别是 2000 和 2014 年全国大豆平均单产的 1.81~1.92 倍和 1.79~1.90 倍(与“大豆单产的最大光合潜力大致为目前温带高产水平的 2.2 倍”基本一致)。这可视为我国大豆大面积单产的潜力极限。

1.3 基于 ARIMA 模型的我国大豆单产预测

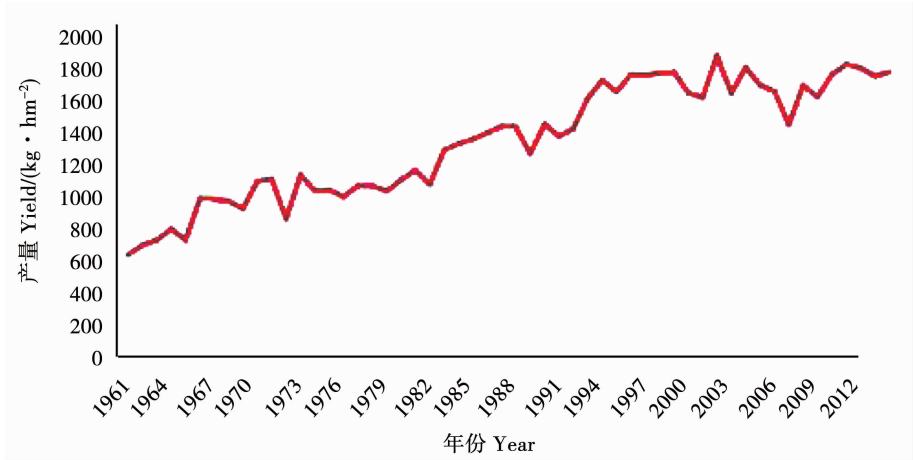
现基于 1961–2014 年(现有的)我国大豆单产统计数据,运用 ARIMA 模型预测 2015–2020 年值。

ARIMA 模型是经典的“时间序列”计量模型之一,主要用于“时间序列”变量的宏观趋势预测分析,是经济学研究中比较公认的一种预测方法。只

要变量随着时间推移呈现某种变化趋势,就可以尝试运用此方法,而不需考虑变量的影响因子及状态;只要运用过程中每个步骤都符合模型的推理逻辑,则说明模型选用合理、预测结果有效。我国大豆单产的历年统计值就是一种“时间序列”变量,可以选择运用 ARIMA 模型进行趋势预测分析。

运用 ARIMA 模型的预测步骤如下:首先,检验 1978–2010 年我国大豆单产统计数据的“时间序列”平稳性;其次,建立、检验、选择相应 ARIMA 模型拟合 2011–2014 年我国大豆单产,并将其与实际值(统计数据)比较,判断拟合效度;最后,运用 ARIMA 模型预测分析 2015–2020 年我国大豆单产。

从我国大豆单产历年变化趋势看出(图 2),期间我国大豆单产在波动中保持增长态势。



数据来源:UN-FAO 网站。
Data from UN-FAO website.

图 2 1961–2014 年我国大豆单产变化

Fig. 2 The variation of Chinese soybean yield from 1961 to 2014

1.3.1 我国大豆单产时间序列数据的平稳性分析

运用 Eviews 7.2 软件计算 1961–2010 年我国大豆单产时间序列数据 ADF 单位根检验结果如表 1 所示。如表 1 所示,t 统计量高于所有水平(1%、5% 和 10%)临界值,表明我国大豆单产时间序列数据不平稳。为此,对数据取对数(记为 lnyield),再

进行分析。我国大豆单产对数值的 ADF 单位根检验结果如表 2 所示,t 统计量低于所有水平(1%、5% 和 10%)临界值,表明我国大豆单产对数值时间序列数据平稳。为此,可基于该对数值进行模型拟合、预测。

表 1 我国大豆单产时间序列数据的 ADF 单位根检验
Table 1 ADF unit root test of Chinese soybean yield

		t 统计量 t-statistic	概率 P
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.639227	0.2567
检验临界值	1% level	-4.161144	
Test critical values	5% level	-3.506374	
	10% level	-3.183002	

1.3.2 基于我国大豆单产对数值的预测模型构建
为了选择拟合度最高的模型拟合、预测我国大豆单产,需逐步建立以下模型:

(1) ARMA (1,2) 模型:ARMA (1,2) 模型的回归结果如表 3 所示,ARMA (1,2) 模型的 AIC 值(akaike info criterion)为 -1.949 336。

表 2 我国大豆单产对数值时间序列数据的 ADF 单位根检验
Table 2 ADF unit root test of Chinese soybean ‘Inyield’

		<i>t</i> 统计量 <i>t</i> -statistic	概率 <i>P</i>
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11.66061	0.0000
检验临界值	1% level	-3.574446	
Test critical values	5% level	-2.923780	
	10% level	-2.599925	

表 3 ARMA (1,2) 模型回归结果
Table 3 The regression result of ARMA (1,2) model

变量 Variable	系数 Coefficient	标准误 Std. Error	<i>t</i> 统计量 <i>t</i> -statistic	概率 <i>P</i>
C	0.014219	0.004115	3.454969	0.0012
AR(1)	0.803245	0.122571	6.553318	0.0000
MA(1)	-1.446707	0.198600	-7.284511	0.0000
MA(2)	0.468204	0.196630	2.381143	0.0217
R-squared	0.352457		Mean dependent var	0.019728
Adjusted R-squared	0.308306		S. D. dependent var	0.105491
S. E. of regression	0.087735		Akaike info criterion	-1.949336
Sum squared resid	0.338687		Schwarz criterion	-1.793403
Log likelihood	50.78407		Hannan-Quinn criter.	-1.890409
F-statistic	7.983049		Durbin-Watson stat	2.172404
Prob(F-statistic)	0.000234			
Inverted AR Roots	0.80			
Inverted MA Roots	0.96	0.49		

(2)ARMA (1,1) 模型:ARMA (1,1)模型回归 1.886 858。
结果如表 4 所示,ARMA (1,1)模型的 AIC 值为 -

表 4 ARMA (1,1)模型回归结果
Table 4 The regression result of ARMA (1,1) model

变量 Variable	系数 Coefficient	标准误 Std. Error	<i>t</i> 统计量 <i>t</i> -statistic	概率 <i>P</i>
C	0.018949	0.006890	2.750339	0.0085
AR(1)	-0.236244	0.248032	-0.952477	0.3459
MA(1)	-0.363382	0.238204	-1.525508	0.1341
R-squared	0.281381		Mean dependent var	0.019728
Adjusted R-squared	0.249443		S. D. dependent var	0.105491
S. E. of regression	0.091392		Akaike info criterion	-1.886858
Sum squared resid	0.375962		Schwarz criterion	-1.769908
Log likelihood	48.28458		Hannan-Quinn criter.	-1.842662
F-statistic	8.810074		Durbin-Watson stat	2.022440
Prob(F-statistic)	0.000590			
Inverted AR Roots	-0.24			
Inverted MA Roots	0.36			

(3) AR (1)模型:AR(1)模型回归结果如表 5 所示,AR(1)模型的 AIC 值为 -1.877 550。

表 5 AR (1) 模型回归结果

Table 5 The regression result of AR (1) model

变量 Variable	系数 Coefficient	标准误 Std. Error	t 统计量 t-statistic	概率 P
C	0.019797	0.008964	2.208606	0.0322
AR(1)	-0.493119	0.128048	-3.851045	0.0004
R-squared	0.243801		Mean dependent var	0.019728
Adjusted R-squared	0.227362		S. D. dependent var	0.105491
S. E. of regression	0.092727		Akaike info criterion	-1.877550
Sum squared resid	0.395518		Schwarz criterion	-1.799584
Log likelihood	47.06121		Hannan-Quinn criter.	-1.848087
F-statistic	14.83054		Durbin-Watson stat	2.228138
Prob(F-statistic)	0.000362			
Inverted AR Roots	-0.49			

(4) MA (2)模型:MA(2)模型回归结果如表 6 所示,MA(2)模型的 AIC 值为 -1.945 784。

表 6 MA (2) 模型回归结果

Table 6 The regression result of MA (2) model

变量 Variable	系数 Coefficient	标准误 Std. Error	t 统计量 t-statistic	概率 P
C	0.020909	0.009635	2.169996	0.0352
MA(1)	-0.718618	0.134117	-5.358148	0.0000
MA(2)	0.479698	0.136405	3.516718	0.0010
R-squared	0.313522		Mean dependent var	0.021223
Adjusted R-squared	0.283675		S. D. dependent var	0.104910
S. E. of regression	0.088791		Akaike info criterion	-1.945784
Sum squared resid	0.362660		Schwarz criterion	-1.829958
Log likelihood	50.67171		Hannan-Quinn criter.	-1.901840
F-statistic	10.50436		Durbin-Watson stat	1.848900
Prob(F-statistic)	0.000175			
Inverted MA Roots	0.36 - 0.59i	0.36 + 0.59i		

(5) MA (1)模型:MA(1)模型回归结果如表 7 所示,MA(1)模型的 AIC 值为 -1.907 621。

表 7 MA (1) 模型回归结果

Table 7 The regression result of MA (1) model

变量 Variable	系数 Coefficient	标准误 Std. Error	t 统计量 t-statistic	概率 P
C	0.019320	0.006433	3.003324	0.0043
MA(1)	-0.519606	0.120847	-4.299709	0.0001
R-squared	0.257106		Mean dependent var	0.021223
Adjusted R-squared	0.241300		S. D. dependent var	0.104910
S. E. of regression	0.091380		Akaike info criterion	-1.907621
Sum squared resid	0.392464		Schwarz criterion	-1.830404
Log likelihood	48.73672		Hannan-Quinn criter.	-1.878325
F-statistic	16.26611		Durbin-Watson stat	2.123182
Prob(F-statistic)	0.000201			
Inverted MA Roots	0.52			

(6)构建 ARIMA 模型:如表 3 ~ 7 所示,ARMA (1,2)模型的 AIC(akaike info criterion)值(表 3 中的 -1.949 336)低于其它 4 种模型[分别是表 4 中 ARMA (1,1)模型的 -1.886 858、表 5 中 AR (1)模型的 -1.877 550、表 6 中 MA (2)模型的 -1.945 784 和表 7 中 MA (1)模型的 -1.907 621]。为此,基于 ARMA (1,2)模型构建 ARIMA 预测模型。

表 8 ARIMA 模型残差的 ADF 单位根检验
Table 8 ADF unit root test of ARIMA model's residual

		<i>t</i> 统计量 <i>t</i> -statistic	概率 <i>P</i>
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.368329	0.0000
检验临界值	1% level	-3.577723	
Test critical values	5% level	-2.925169	
	10% level	-2.600658	

如表 8 所示,*t* 统计量低于所有水平(1%、5%和 10%)临界值,表明 ARIMA 模型残差序列平稳。为此,可对 ARIMA 模型的残差序列进行 LM 自相关检验(表 9)。

如表 9 所示,*F* 统计量和 *R* 平方均大于 5% 临界值,表明 ARIMA 模型残差序列不存在自相关。为此,ARIMA 模型可用于拟合 2011 - 2014 年我国大豆单产(表 10)。

表 9 ARIMA 模型残差序列的 Breusch-Godfrey 自相关 LM 检验

Table 9 Breusch-Godfrey serial correlation LM test of ARIMA model's residual

<i>F</i> 统计量 <i>F</i> -statistic	1.305217	Prob. <i>F</i> (2,43)	0.2819
<i>R</i> 平方 <i>R</i> -squared	2.605695	Prob. Chi-Square(2)	0.2718

如表 10 所示:2011 - 2014 年我国大豆单产拟合值比统计值平均高 9.64%(拟合值更平稳),即模型可能高估未来单产;拟合值与统计值之差为 5.11% ~ 12.85%,统计意义上可以接受,可基于 ARIMA 模型(调整)预测 2015 - 2020 年我国大豆单产。

表 10 2011 - 2014 年我国大豆单产的拟合值与统计值

Table 10 The fitted yields and actual ones of Chinese soybean from 2011 to 2014 (kg·hm⁻²)

年份 Year	统计值 Statistical	拟合值 Fitted	差值 Difference/%
2011	1836	1930	5.11
2012	1814	1958	7.91
2013	1760	1986	12.85
2014	1787	2014	12.68

数据来源:UN-FAO 网站。
Data from UN-FAO website.

2 ARIMA 模型预测结果

运用 ARIMA 模型(调整)预测的 2015 - 2020

ARIMA 模型方程式如下:

$$\text{Yield}_t = e^{0.014219 + 1.803245\ln\text{yield}_{t-1} - 0.803245\ln\text{yield}_{t-2} - 1.446707\epsilon_t - 1 + \epsilon_t + 0.468204\epsilon_{t-1}}$$

(4)

其中 Yield 代表我国大豆单产。

ARIMA 模型残差的 ADF 单位根检验结果如表 8 所示。

年我国大豆单产如表 11 所示。运用 ARIMA 模型(调整)预测的 2015、2016、2017、2018、2019 和 2020 年我国大豆单产分别为 AEZ 模型计算出的最大潜力 3 400 kg·hm⁻² 的 54.30%、55.07%、55.86%、56.66%、57.48% 和 58.31%。该结果意味着提高我国大豆大面积单产潜力尚有较大空间。

表 11 运用 ARIMA 模型预测的我国大豆单产

Table 11 Chinese soybean yield predicted by ARIMA model (kg·hm⁻²)

年份 Year	2015	2016	2017	2018	2019	2020
单产预测 Yield prediction	2043	2072	2102	2132	2163	2194
单产预测调整 Yield adjust prediction	1846	1872	1899	1926	1954	1982

3 讨论

与常用的作物“生产函数”模型不同,本研究所采用的 ARIMA 模型不需考虑大豆单产的影响因素(光、温、水、肥、气),不需分析生产投入变量(灌溉、肥料、农药、农机动力等),因为这些投入变量理论上都是随着时间推移不断改进的,可以通过“时间序列”来集中反映“影响因素”及“投入变量”。

研究表明,就我国大豆单产潜力来说,运用 AEZ 模型计算出的最大潜力是 ARIMA 模型预测值(2015 - 2020 年)的 1.7 ~ 2.3 倍。表明未来我国大豆单产潜力的增长空间与全球大豆单产潜力的提高空间基本相当,我国单产水平在世界上具有很好的代表性。

可以说,几乎每年都有(我国)大豆高产典型报道。例如:山东菱花集团引进的通过航天育种培育出的大豆新品种“小康一号”在济宁试种,最高地块单产超过 3 750 kg·hm⁻²[14];黑龙江农垦总局建设农场“大豆绿色增产增效技术模式示范”田单产创

同纬度地区世界之最^[15]等。这些高产典型表明:能够在有限规模(或条件)下夺取大豆(超)高产,但不可能在大面积范围内如此。这些高产典型属于“个案”,而 ARIMA 模型预测的是总体水平的宏观趋势,二者并不矛盾。

4 结 论

从长远来讲,随着科技进步,作物生产的各种投入要素会不断改进,作物生长的(内、外)因子会不断改善,作物的单产将不断提高。然而,这种“不断提高”最终是有极限的,因为照射到单位面积耕地上的太阳辐射是有限的,更不用说作物只能利用其中的一小部分、“单产”只是作物生物量中的一部分。任何作物,单产的长期演变趋势都表现为逻辑斯蒂曲线(S 曲线)。由于被开发利用的程度不同,不同的作物目前的单产水平处在 S 曲线的不同位点。S 曲线中间(即 1/2 处)为拐点,在此之前作物单产提高表现为正加速,在此之后作物单产提高表现为负加速,并逐渐逼近“极限”(加速度为 0)。也就是说,如果作物处于 S 曲线中间位点左右,则目前单产水平大约是最大潜力(“极限”值)的 1/2。对于处在 S 曲线较低位点的作物来说,未来单产潜力的提高还有巨大的空间,应重点发挥高产耕地的优势,可以较小的投入获得较高的产量,种植效益较高;对于处在 S 曲线中间位点左右的作物,未来单产潜力的提高尚有一定的空间,应高、中、低产耕地并重利用,发挥综合优势,提高种植集成效益;对于处在 S 曲线较高位点的作物,提高未来单产潜力的空间越来越小、难度越来越大,应重点进行中、低产耕地改良,努力实现高投入、高产出、高效益。

本研究表明:我国大豆 2020 年前单产水平为其最大潜力的 54.30%~58.31%(约为 1/2),即刚越过 S 曲线中间(拐点)位置,未来提高单产尚有较大空间,应保持高产耕地生产力与改良中低产田土并重。

参考文献

[1] 白莉萍,陈阜. 国内外作物生产潜力研究现状与评价[J]. 作物杂志, 2002, 17(1): 7-9. (Bai L P, Chen F. Research situation and assessment of production potential of crops home and abroad [J]. Crops, 2002, 17(1): 7-9.)

[2] 蔡承智,陈阜,徐杰,等. 作物产量潜力及其提高途径探讨[J]. 农业现代化研究, 2002, 22(6): 465-468. (Cai C Z, Chen F, Xu J, et al. Approaches to enhance crop's yield potential [J]. Research of Agricultural Modernization, 2002, 22(6): 465-468.)

[3] 蔡承智,陈阜,隋鹏,等. 作物产量潜力极限研究[J]. 中国生态农业学报, 2005, 12(2): 145-148. (Cai C Z, Chen F, Sui

P, et al. Study on potential limit of crop yield [J]. Chinese Journal of Eco-Agriculture, 2005, 12(2): 145-148.)

[4] van Roekel R J, Purcell L C, Salmeron M. Physiological and management factors contributing to soybean potential yield [J]. Field Crops Research, 2015,182(S1): 86-97.

[5] Soltani N, Dille J A, Burke I C, et al. Perspectives on potential soybean yield losses from weeds in North America [J]. Weed Technology, 2017,31(1): 148-154.

[6] 薛庆喜. 中国及东北三省 30 年大豆种植面积、总产、单产变化分析[J]. 中国农学通报, 2013, 28(35): 102-106. (Xue Q X. Analysis on the change of 30 year's soybean areas, production and yield in China and Northeast China [J]. Chinese Agricultural Science Bulletin, 2013, 28(35): 102-106.)

[7] 张战国,杨振华,左鹏,等. 黑龙江省大豆单产影响因素和技术效率分析[J]. 湖北农业科学, 2014, 59(13): 3191-3196. (Zhang Z G, Yang Z H, Zuo P, et al. Influencing factors and technical efficiency of soybean single yield in Heilongjiang province [J]. Hubei Agricultural Sciences, 2014, 59(13): 3191-3196.)

[8] 王硕. 美国大豆单产的预测方法[N]. 期货日报, 2017-11-25. (Wang S. Projection method of soybean yield in USA [N]. Future Daily, 2017-11-25.)

[9] Cai C Z, Shao J B, Liang Y. Analyses on soybean yield in China based on the prediction of yield potential [J]. Crop Research, 2012,3: 47-51.

[10] 高阳,申孝军,杨林林,等. 不同水氮处理对玉米-大豆间作群体内作物光能截获、竞争和利用的影响[J]. 生态学报, 2015, 34(3): 815-822. (Gao Y, Shen X J, Yang L L, et al. Affects of water and nitrogen on interception, competition and utilization of radiation in a maize-soybean inter-cropping system [J]. Acta Ecologica Sinica, 2015, 34(3): 815-822.)

[11] 崔亮,苏本营,杨峰,等. 带状套作大豆群体冠层光能截获与利用特征[J]. 中国农业科学, 2015, 64(1): 43-54. (Cui L, Su B Y, Yang F, et al. Relationship between light interception and light utilization of soybean canopy in relay strip inter-cropping system [J]. Scientia Agricultura Sinica, 2015, 64(1): 43-54.)

[12] Peter A, Gunther F, Michiel K, et al. Estimation of agricultural production relations in the LUC model for China [M]. Austria: International Institute for Applied Systems Analysis, 2002: 13-14, 20.

[13] 蔡承智, Harrij van V, Guenther F. 基于 AEZ 模型的我国大豆产量潜力的农作制区划分析[J]. 河南农业科学, 2006, 32(5): 27-31. (Cai C Z, Harrij van V, Guenther F. Analysis of soybean yield potential of Chinese farming system zoning based on AEZ model [J]. Journal of Henan Agricultural Sciences, 2006, 32(5): 27-31.)

[14] 尚焕霖,闫睿. 航天大豆试种成功 单产可 PK 转基因[N]. 粮油市场报, 2014-11-29. (Shang H L, Yan R. Successful trial cultivation of aeronautic-bred soybean and yield compared to that of trans-generics [N]. Newspaper of Food and Oil Market, 2014-11-29.)

[15] 瞿剑. 戴手套穿皮鞋种地 大豆单产世界之最[N]. 科技日报, 2016-9-26(2). (Qu J. Some farmer grew soybean with glove & leather shoe and the yield topped in the world [N]. Science & Technology Daily, 2016-9-26(2).)