

王 晶,赵国因. 我国大豆油进口需求的决定因素分析[J]. 江苏农业科学,2015,43(11):547-550.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2015.11.168

我国大豆油进口需求的决定因素分析

王 晶¹, 赵国因²

(1. 东北农业大学经济管理学院,黑龙江哈尔滨 150030;2. 青岛大学国际商学院,山东青岛 266071)

摘要:通过建立向量自回归误差修正模型对我国大豆油进口长期和短期的需求弹性影响因素进行了分析。结果表明:从长期来看,我国大豆油的进口需求与相对价格、汇率、国内产量呈负相关,与收入水平呈正相关;从短期来看,相对价格、汇率和国内产量与进口需求呈正相关,但这种趋势逐渐减弱。短期内收入增加,进口需求也会增加,收入弹性短期明显高于长期。格兰杰因果关系分析表明,从长期来看,相对价格、汇率、国内产量和收入水平都是我国大豆油进口增加的原因;而从短期来看,只有相对价格和收入是我国大豆油进口的原因。

关键词:大豆油;进口需求;决定因素

中图分类号: F746.11 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2015)11-0547-04

大豆油一直以来都是我国居民日常生活必需品之一,随着人民生活水平的提高,人们对油脂摄入的需求也相应增加,因此我国居民人均大豆油消费量呈现出不断增加的趋势。从大豆油进口的贸易政策来看,我国从 2006 年起取消大豆油关税配额制和准国家专营制,进口只征收 9% 的关税,进口管理的相对宽松,使得近些年来我国大豆油进口呈现出快速增长的态势,据美国农业部 2012 年的最新统计,我国已经成为世界上最大的大豆油进口国。大量进口大豆油,必然会加大我国对进口产品的依赖,在一定程度上对我国的植物油产业安全产生影响,因此对我国大豆油进口的决定因素进行研究,对掌握我国大豆油贸易的发展规律,在此基础上为保障我国大

豆油的有效供给提出政策建议具有重要的作用。

娄源功分析了加入世贸组织对我国大豆油贸易发展的影响,认为进口大豆油由于其低价的优势,进口量将大幅度增加,这对我国的大豆种植业和大豆油加工企业将会产生较大的影响^[1]。沈琼等研究认为,从我国大豆油贸易的发展趋势上看,大豆油的进口将继续保持增长的趋势,最终将会影响国内植物油消费结构的变化^[2]。赵丽佳等通过计算我国大豆油的进口依赖性和农业产业安全的评价指标,认为我国大豆油的进口可靠性较高,大豆油产业由于进口程度较高而处于危机状态^[3]。高颖等研究认为,我国大豆和大豆油进口之间存在竞争的关系,随着外资企业逐步进入,大豆油的进口数量会进一步减少^[4]。以上学者对我国大豆油的进口需求问题进行的研究都只是对我国大豆油贸易的发展趋势和产业安全等方面进行分析,没有从大豆油进口需求弹性和影响因素角度进行研究。本研究主要分析我国大豆油进口的决定因素,进而发现我国大豆油进口贸易的发展规律,从而为我国大豆油贸易的发展提出政策建议。

收稿日期:2014-11-04

基金项目:黑龙江省教育厅人文社会科学项目(编号:12542018)。

作者简介:王 晶(1975—),女,黑龙江哈尔滨人,博士,副教授,硕士生导师,研究方向为国际贸易理论与政策。E-mail: neautrade@163.com。

械操作和维修技能;扩大专业化统防统治的防治面积和提高防治质量,提高农药有效利用率,减少施药量。(2)加强合作社标准化服务体系建设,统一培训技术人员、服务人员、病虫害监测人员,统一采购农药、农资、农机等物资,统一售后、维修、服务、收费。(3)加强农民专业合作社监督管理,建立病虫害防治效果综合评定标准和风险系统机制,降低植保机械社会化服务风险。

参考文献:

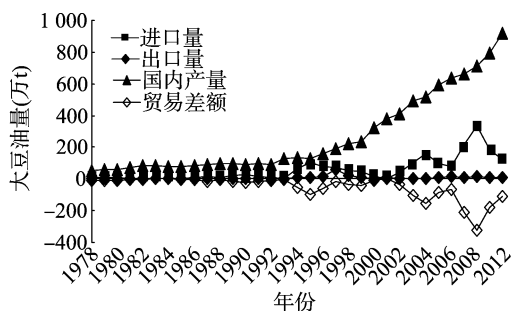
- [1] 刘卫国. 农作物病虫害统防统治“三位一体”模式的推进应用与思考[J]. 中国植保导刊,2012(6):61-62.
- [2] 危朝安. 专业化统防统治是现代农业发展的重要选择[J]. 山东农药信息,2012(3):45-48.
- [3] 杨 栋. 农作物病虫害专业化统防统治发展中的几个问题[J]. 新疆农业科技,2013(6):45-47.
- [4] 陈建华,商秋红. 建立新型农业社会化服务体系的探讨[J]. 中

国农学通报,2010(23):403-412.

- [5] 许 泉,张 磊. 江苏省农作物病虫害专业化统防统治现状及对策[J]. 安徽农业科学,2014,42(1):73-74.
- [6] 王成林,高志峰,张 敏. 创建农机 4S 店 推动农机社会化服务[J]. 农机科技推广,2009(12):48-49.
- [7] 杨晓霖. 发挥品牌优势增强服务功能——记山西省农业机械服务“4S”店[J]. 农业机械,2010(20):19-20.
- [8] 李家伟. 关于农机人才培训教学的几点建议[J]. 吉林农业,2012(9):197.
- [9] 邓 敏,邢子辉,李 卫. 我国施药技术和施药机械的现状 & 问题[J]. 农机化研究,2014,36(5):235-238.
- [10] 何雄奎. 改变我国植保机械和施药技术严重落后的现状[J]. 农业工程学报,2004,20(1):13-15.
- [11] 傅锡敏,吕晓兰,丁为民. 我国果园植保机械现状与技术需求[J]. 新疆农机化,2010(1):49-50.
- [12] 常有宏,吕晓兰,蔺 经,等. 我国果园机械化现状与发展思路[J]. 中国农机化学报,2013,34(6):21-26.

1 我国大豆油贸易和生产发展现状分析

图 1 反映了我国大豆油 1978—2010 年间对外贸易和国内产量的变化趋势,从中可以看出,我国大豆油生产在 1978—1992 年间保持比较稳定的状态,年产量最低为 1978 年的 53.7 万 t,此后出现微增长的趋势,到 1989 年增长到 95.82 万 t,而后到 1992 年又下降至 89.5 万 t。在 1978—1992 年这个阶段,我国的大豆油贸易也维持在比较低水平,1984 年大豆油进口量只有 5 566 t,1990 年最高的进口数量也只有 24.96 万 t,其余年份的进口量均在 20 万 t 以下;从出口来看,我国大豆油的出口量非常低,其中 1981 年大豆油出口量只有 4 t,1990 年最高也只有 2.78 万 t,其余年份均在 1 万 t 以下。可见我国大豆油贸易在此阶段主要是进口贸易,出口规模非常小,因此我国大豆油贸易呈现出贸易逆差的态势,除了 1984 年有 2 994 t 的贸易顺差外,其余年份我国大豆油的进口量均超过了出口量,1990 年贸易逆差更是达到了 22.18 万 t。

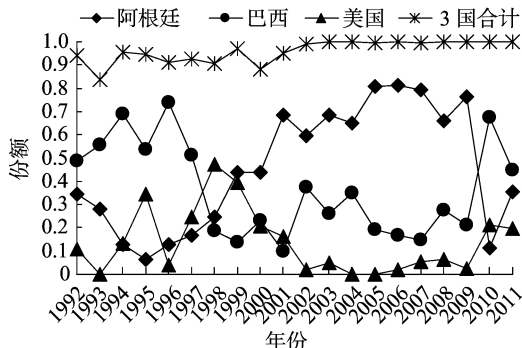


资料来源: FAO数据库
图1 我国大豆油贸易和产量发展变化趋势

从 1993 年开始,我国大豆油的生产出现了快速增长的趋势,1993 年大豆油的产量为 130.4 万 t,此后持续快速增长,到 2010 年达到最高峰,产量为 917.6 万 t,几乎为 1993 年产量的 8 倍。在产量快速增长的同时,大豆油的进口量也呈现出增长的趋势,但是进口的波动幅度较大。1993 年大豆油的进口量只有 4.8 万 t,1994 年进口量快速增加到 65.18 万 t,1995 年更是增加到 103.59 万 t,此后进口量开始逐年减少,1996 年为 76.71 万 t,1997 年为 70.97 万 t,到 2000 年为 13.46 万 t,2001 年达到最低,只有 3.2 万 t,只相当于 1995 年进口数量的 1/30。2002 年进口量又恢复至 42.36 万 t,2004 年进口量为 158 万 t,达到 1 个小高峰后 2005、2006 年 2 年进口量又降至 100 万 t 以下,2007、2008 年进口量迅速攀升,2008 年达到 336.77 万 t,此后 2 年进口量又开始下滑,2010 年又降至 120.32 万 t。总之,我国大豆油进口的波动幅度较大,从 1993 年开始经历了一个先增加后减少、又增加再减少、然后又增加再减少的过程。与大豆油大幅度波动的进口不同,我国大豆油出口一直呈现出比较稳定的状态。我国大豆油出口规模较小,1993 年出口量只有 1.64 万 t,此后逐年略有增加,1997 年达到历史最高水平,出口量为 55.85 万 t,从 1997 年以后我国大豆油的出口量一直在低水平徘徊,除了 2006、2008 年出口量超过 10 万 t 以外,其他年份的出口量均在 10 万 t 以下。由于我国大豆油进口规模较大,出口数量较小,而且波动幅度较小,因此我国大豆油贸易在 1993—2010

年间除了 2001 有 2.87 万 t 的顺差外,其余年份一直保持在进口大于出口的状态,而且贸易差额的表现形式完全是由进口的变化引起的。

图 2 反映了我国大豆油进口来源地的市场份额情况,从图中可以看出我国大豆油的进口来源地相对来说比较集中,阿根廷、巴西和美国是我国最重要的 3 个大豆油进口来源地。1992—2011 年这 20 年间,我国从这 3 个国家进口的大豆油占我国全部大豆油进口量的 90% 以上,尤其是自中国加入世贸组织以来,我国从这 3 个国家进口的大豆油份额更是进一步增加,达到全部大豆油进口量的 95% 以上。1998 年之前,我国从巴西进口的大豆油占我国全部大豆油进口量的一半以上,1996 年更是占我国大豆油进口量的 73.85%。但从 1998 年开始我国从阿根廷进口大豆油的数量开始增加,2001—2009 年间我国从阿根廷进口的大豆油占我国全部大豆油进口量的 60% 以上。从美国进口大豆油的份额相对来说较小,尤其是我国入世之后从美国进口的大豆油份额开始一直保持在 10% 以下,2010、2011 年有所增加,达到 20%。总之,我国大豆油进口基本来自这 3 个国家,他们之间的市场份额是此消彼长的。



资料来源: UN COMTRADE数据库
图2 我国大豆油进口来源地份额

2 我国大豆油进口需求方程和数据来源

2.1 进口需求方程

根据 Mah (1994 年)、MasihandMasih (2000 年)、Hamori 和 Matsubayashi (2001 年)、Mayumi (2012 年) 等学者的研究成果,构建进口需求方程如下所示:

$$LM_t = \alpha_0 + \alpha_1 LP_t + \alpha_2 LR_t + \alpha_3 LQ_t + \alpha_4 LGDP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中: LM 表示我国大豆油进口的数量, t ; LP 表示国内外大豆油的相对价格; LR 表示人民币与美元的汇率; LQ 表示我国大豆油的年产量; $LGDP$ 表示我国的国民收入; 所有的变量都采用对数的形式; α_1 的预期符号为负, 根据需求理论进口相对价格提高, 进口数量必将减少; α_2 的预期符号应该为负, 外国货币汇率的提高意味着本国货币贬值, 会使国内消费者要以更高的价格购买进口商品, 因此进口会相应减少; α_3 的预期符号为负, 国内的产量越高意味着进口需求越少; α_4 的预期符号为正, 因为收入越高需求能力越强, 进口也就相应增加。

2.2 数据来源

本研究中大豆油的进口数量和产量来自 FAO 数据库, 人民币对美元汇率来自《中国统计年鉴》, 大豆油的相对价格来自《中国物价年鉴》, 国内生产总值数据来自世界银行数据库, 时间跨度为 1978—2010 年。

3 我国大豆油进口的长期和短期决定因素分析

3.1 单位根检验

如果对非平稳的时间序列进行最小二乘估计会产生伪回归的问题,因此 Granger (1981 年)、Engle 和 Granger (1987 年)提出用协整方法来估计非平稳时间变量之间的关系。协整方法不仅可以描述非平稳时间序列之间的长期均衡关系,同时误差修正模型也可以发现变量对长期均衡在短期内偏离情况。若一个时间序列经过 d 次差分后是平稳的,即认为这

个序列是 d 次单整的,用 $I(d)$ 表示,多数经济变量是非平稳的,因此在分析变量之间的相互关系时需要对各个时间序列进行平稳性检验。在本研究中采用 ADF 和 PP 检验来判断变量的平稳性,检验结果如表 1 所示。本研究采用 3 种形式来进行单位根检验,检验结果表明,无论是含趋势和截距还是不含趋势和截距项,各个变量都是含有单位根的,在对变量进行差分后发现各个变量经过一阶差分后都是平稳的,变量都是同阶单整的,因此可以进行协整检验观察变量之间是否存在长期的均衡关系。

表 1 ADF 和 PP 检验结果

变量	检验形式	ADF 检验	PP 检验	结论	变量	检验形式	ADF 检验	PP 检验	结论
LM	含截距和趋势	-3.069	-2.626	不平稳	ΔLM	含截距和趋势	-5.045 ***	-7.038 ***	平稳
	含截距	-1.634	-1.538	不平稳		含截距	-5.266 ***	-7.304 ***	平稳
	不含截距和趋势	0.256	0.746	不平稳		不含截距和趋势	-5.317 ***	-5.872 ***	平稳
LP	含截距和趋势	-1.056	-0.664	不平稳	ΔLP	含截距和趋势	-5.694 ***	-7.888 ***	平稳
	含截距	-2.122	-2.358	不平稳		含截距	-6.187 ***	-6.161 ***	平稳
	不含截距和趋势	0.874	0.887	不平稳		不含截距和趋势	-7.218 ***	-5.707 ***	平稳
LR	含截距和趋势	0.155	0.260	不平稳	ΔLR	含截距和趋势	-5.376 ***	-6.472 ***	平稳
	含截距	-2.288	-2.189	不平稳		含截距	-4.117 ***	-4.112 ***	平稳
	不含截距和趋势	2.262	1.732	不平稳		不含截距和趋势	-3.563 ***	-3.534 ***	平稳
LQ	含截距和趋势	-1.324	-1.336	不平稳	ΔLQ	含截距和趋势	-5.394 ***	-5.394 ***	平稳
	含截距	1.005	1.005	不平稳		含截距	-5.197 ***	-5.884 ***	平稳
	不含截距和趋势	5.026	4.988	不平稳		不含截距和趋势	-3.244 ***	-3.224 ***	平稳
LGDP	含截距和趋势	-1.334	-0.458	不平稳	ΔGDP	含截距和趋势	-4.284 **	-4.239 **	平稳
	含截距	2.375	2.658	不平稳		含截距	-3.463 **	-3.463 **	平稳
	不含截距和趋势	2.959	6.850	不平稳		不含截距和趋势	-1.799 *	-1.781 *	平稳

3.2 协整检验

为了检验我国大豆油进口需求的各个影响因素是否存在长期协整关系,本研究采用 Johansen (1988 年) 和 Juselius (1990 年) 提出的检验多个方程之间协整关系的方法,利用 VAR 模型来检验协整关系,这种方法的特点是将所有的变量都视为内生的。如果 VAR 模型中的变量是不平稳的,但经过差分后变量是同阶平稳的,那么这些变量之间必存在协整关系,可以通过构建向量误差修正模型来反映他们之间的关系,其中 $\beta' y_{t-1} = ecm_{t-1}$ 为误差修正项,反映了变量之间的长期均衡关系,所有作为解释变量差分项的系数反映各个变量短期波动对作为被解释变量的短期变化的影响^[5]。采用误差修正模型的方式进行协整检验,需要确定误差修正模型的滞后阶数,滞后阶数太少将导致序列自相关,滞后阶数太多会使模型消耗过多的自由度,从而样本偏小^[6]。在检验变量之间是否存在协整关系之前,首先需要根据无约束的 VAR 模型确定最优滞后期,通过 AIC、SC、HQ、FPE、LR 原则来进行选择,如

果在样本很小的情况下,AIC 准则要高于其他确定最优阶数的标准^[7]。根据这一原则,本研究无约束 VAR 模型的最优阶数为 3,因此 VECM 模型选取滞后阶数为 2。

Johansen 协整检验的方法包括特征根迹检验和最大特征值检验。特征根迹检验的统计量为:

$$\eta_r = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (2)$$

最大特征根检验的统计量为:

$$\zeta_r = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (3)$$

式中: T 表示样本观测值的数量; λ_i 表示特征根。检验结果(表 2)表明,在 5% 的显著水平下统统计量和最大特征根统计量都显示,各个变量之间存在至少一个协整关系。同时也得到了进口需求的误差修正模型,如公式(4)所示:

$$\Delta LM_t = \delta ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \phi_i \Delta LP_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \varphi_i \Delta LR_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta LQ_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \lambda_i \Delta LGDP_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

表 2 协整检验结果

原假设	特征根	迹统计量	P 值	λ_{\max} 统计量	P 值
0 个协整向量	0.818 172	96.919 90	0.000 1	69.818 89	0.000 2
至少 1 个协整向量	0.492 996	45.779 01	0.077 4	47.856 13	0.315 6
至少 2 个协整向量	0.431 043	25.401 94	0.147 6	29.797 07	0.175 9
至少 3 个协整向量	0.177 853	8.483 442	0.415 2	15.494 71	0.629 3
至少 4 个协整向量	0.083 273	2.608 367	0.106 3	3.841 466	0.106 3
至少 5 个协整向量	0.818 172	96.919 90	0.000 1	69.818 89	0.000 2

误差修正模型估计结果如表 3 所示,通过协整模型,可以描述大豆油进口需求的长期影响关系和需求弹性。从长期来看,大豆油的进口相对价格与进口需求呈负相关,进口相对价

格提高 1%,会使进口量减少 1.795%,可见我国大豆油进口是富有价格弹性的。汇率与进口需求也呈负相关,汇率上升 1%,年进口需求就会减少 1.253%。从进口需求与国内生产

之间的关系来看,国内产量增加,大豆油进口量将会减少,国内产量增加 1%,进口减少 1.578%;国内收入增加,大豆油进口量也会相应增加,收入增加 1%,大豆油进口量增加 1.294%,可见我国大豆油进口需求是富有弹性的。在误差修正模型结果中,可以看到误差修正项 ECM_{t-1} 符号为负并且是显著的。从短期来看,相对价格对大豆油进口产生显著的影响,但是这种影响与长期不同,相对价格提高会使进口需求增加,

外国货币升值,我国大豆油的进口需求也增加,但是这种对长期均衡变量的趋势逐渐在减弱。国内产量在短期也呈现出与长期不一样的变化,从短期来看,大豆油国内产量增加,进口量也增加,但这种趋势也在逐渐减弱。收入在短期表现出与长期一致的趋势,即收入增加进口需求也会增加,同时大豆油进口在短期表现出非常高的收入弹性,这与长期相比有很大的不同。

表 3 协整向量和误差修正模型估计结果

协整向量		误差修正模型 ΔLM_t			
变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值
		ECT_{t-1}	-0.484 680 *** (-3.672 45)		
LM	1.00	ΔLM_{t-1}	0.042 759 (0.212 89)	ΔLM_{t-2}	0.121 619 (0.572 91)
LP	1.795 281 (1.125 42)	ΔLP_{t-1}	2.399 452 ** (2.229 82)	ΔLP_{t-2}	1.187 921 (0.994 28)
LR	1.253 475 (0.554 75)	ΔLR_{t-1}	1.069 504 (0.828 36)	ΔLR_{t-2}	-0.616 205 (0.44758)
LQ	1.577 742 *** (2.492 93)	ΔLQ_{t-1}	1.411 080 (0.875 55)	ΔLQ_{t-2}	0.933 572 (0.618 81)
$LGDP$	-1.294 320 *** (-2.102 29)	$\Delta LGDP_{t-1}$	4.998 273 (0.639 68)	$\Delta LGDP_{t-2}$	16.298 46 *** (2.462 42)
C	-22.909 33				
R^2			0.582 235		

注: *、**、*** 分别表示在 0.10、0.05、0.01 水平上差异显著。

3.3 格兰杰因果检验

协整检验和误差修正模型描述了变量之间的长期关系和短期内变量对长期均衡的偏离情况,但是不能反映各个变量之间的因果关系,而要分析我国大豆油进口各个变量之间的因果关系,需采用格兰杰因果检验法来进行分析。误差修正模型[如公式(4)所示]存在长期和短期 2 种因果关系, ECM_{t-1} 通常用来决定长期的因果关系和如果存在外部冲击后向长期均衡收敛的速度。在分析短期格兰杰因果关系时,采用 WALD 检验来进行判断。在公式 4 中,如果 $\phi_i = 0$ 表明进口相对价格不是我国大豆油进口的格兰杰原因,如果 $\varphi_i = 0$ 表明汇率不是我国大豆油进口的格兰杰原因,同样如果 $\gamma_i = 0$ 、 $\lambda_i = 0$ 分别表明国内大豆油产量和国内收入水平不是我国大豆油进口的格兰杰原因。检验结果如表 4 所示。从长期因果关系来看,进口相对价格、汇率、国内产量和国内生产总值是我国大豆油进口的格兰杰原因,也就是说从长期来看,这些因素的变化都会导致我国大豆油进口的变化。从短期因果关系的检验结果来看,相对价格和国内生产总值是我国大豆油进口的格兰杰原因,这说明在短期内大豆油进口主要是受相对价格和国民收入变化的影响,汇率和国内产量不是我国大豆油进口增加的原因。

表 4 长期和短期因果关系检验结果

变量	χ^2 值	P 值	结论
长期			
ECM_{t-1}	7.645 061	0.005 7	LP 、 LR 、 LQ 、 $LGDP$ 是 LM 的格兰杰原因
短期			
ΔLP_{t-i}	5.587 303	0.061 2	LP 是 LM 的格兰杰原因
ΔLR_{t-i}	3.167 460	0.205 2	LR 不是 LM 的格兰杰原因
ΔLQ_{t-i}	2.826 602	0.243 3	LQ 不是 LM 的格兰杰原因
$\Delta LGDP_{t-i}$	6.930 818	0.031 3	$LGDP$ 是 LM 的格兰杰原因

4 结论和政策建议

本研究通过建立向量自回归误差修正模型对我国大豆油

的进口需求长期和短期影响因素进行了分析,分析结果表明从长期来看我国大豆油的进口需求与进口相对价格、汇率、国内产量呈现出负相关,与收入水平呈正相关,但我国大豆油进口需求价格弹性和收入弹性都是大于 1 的。从短期影响因素来看,收入对进口需求的影响是显著的,收入弹性要明显高于长期。从长期格兰杰因果关系的结果来看,相对价格、汇率、国内产量和收入水平都是我国大豆油进口量增加的原因;而从短期来看,只有相对价格和收入是我国大豆油进口的格兰杰原因。我国大豆油进口量增加的主要原因来自于进口产品价格的优势,而且我国大豆油进口需求是富有价格弹性的,因此,降低国产大豆油的价格是提升我国大豆油竞争力的一个重要手段。我国《食品工业“十二五”发展规划》指出,为提升食用植物油自给水平,我国将稳定传统大豆油生产,鼓励并支持国内有条件的企业“走出去”,合作开发棕榈、大豆、葵花籽等食用油资源,建立境外食用油生产加工基地,构建稳定的进口多品种油料和食用植物油源的保障体系。

参考文献:

[1] 姜源功. 中国入世承诺对大豆及其油脂加工的影响[J]. 中国油脂,2003,28(4):5-8.

[2] 沈 琼,刘小和. 我国油料、植物油的进口特征及品种间的替代性分析[J]. 中国农村经济,2006(5):25-31.

[3] 赵丽佳,冯中朝. 我国油料和植物油的产业安全:基于进口视角的分析[J]. 国际贸易问题,2008(12):29-36.

[4] 高 颖,郑志浩,吕明霞. 中国大豆进口需求实证研究[J]. 农业技术经济,2012(12):82-87.

[5] Nguyen G V, Jolly C M. A cointegration analysis of seafood import demand in Caribbean countries[J]. Applied Economics,2013,45(6):803-815.

[6] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京:清华大学出版社,2006:277.

[7] Tang C F. Multivariate granger causality and the dynamic relationship between health care spending, income and relative price of health care in Malaysia[J]. Hitotsubashi Journal of Economics,2011,52(2):199-214.