

马绍华,易福金,王学君. 中国大豆进口市场势力综合分析[J]. 江苏农业科学,2016,44(3):527-531.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2016.03.146

中国大豆进口市场势力综合分析

马绍华, 易福金, 王学君

(南京农业大学经济管理学院, 江苏南京 210095)

摘要:以 Krugman 提出的基于进口商行为“依市定价”(简称 PTM)理论为基础,选取 2000 年 1 月—2012 年 12 月的面板数据,分析当前中国大豆的进口市场结构,估计中国大豆进口价格受各国汇率变动的影响程度,阐释我国大豆进口在国际贸易中的市场势力。结果显示,中国具有很强的潜在市场势力,但这种潜在市场势力并未完全转化为现实市场势力。建议我国今后应着重完善信息机制,建立属于自己的定价中心,增强市场话语权,积极与巴西、阿根廷合作,进一步打破美国在大豆出口市场中的垄断地位。

关键词:市场势力;汇率;大豆;豆粕;PTM 理论;国际贸易;进口;出口

中图分类号: F742 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2016)03-0527-05

作为一个粮食基本自给的大国,中国大豆的对外依存度却高达 80%,稳居世界第一大豆进口国,这无疑会引起国内外学术界的高度关注。早在 20 世纪 50、60 年代,中国曾经是一个大豆净出口国家,特别是 1959 年,中国大豆出口量达到 173 万 t,为历史最高水平,后出口量逐年减少,1977—1982 年中国转为净进口国,但进口量并不大^[1]。20 世纪 90 年代中后期开始,中国大豆进口量逐年递增,2000 年中国大豆总进口量为 1 042 万 t,到 2012 年进口量为 5 838 万 t,增长了 5.6 倍,占世界总进口量的 62%。中国大豆进口来源国比较集中,主要为美国、巴西和阿根廷,以 2012 年为例,中国从美国、巴西、阿根廷分别进口大豆 2 597 万、2 389 万、590 万 t,分别占总进口量的 45%、41%、10%,分别占美国、巴西、阿根廷总出口量的 60%、74%、96%。这意味着,一方面,美国、巴西和阿根廷控制了中国 95% 以上的大豆进口;另一方面,中国也是美国、巴西、阿根廷大豆出口所要争取的最主要目标客户。2004 年,由于美国芝加哥期货交易所(CBOT)的大豆期货价格剧烈波动,造成中国大豆压榨企业高位买进,出现巨额亏损,这一“大豆风波”事件使业界人士一致认为中国在大豆采购价格上没有发言权,不存在市场势力,大豆国际价格完全受美国等其他供应商操纵,中国虽然是世界最大的大豆进口国,却是实实在在的价格接受者^[2-3]。近年来,巴西和阿根廷日

益增长的市场力量促使世界大豆市场竞争性加剧,特别是巴西的出口数额高速增长甚至赶超美国,这有助于瓦解美国在大豆出口市场上的垄断地位,避免形成美国、巴西、阿根廷的寡头垄断格局,对进口大国中国而言无疑是个利好^[4-5]。

分析市场势力的方法比较常见的有 3 种:一是最早简单地根据财务数据计算的价格与边际成本比较,如勒那指数 $[L = (P - MC)/P]$ ^[6];二是生产法,不考虑市场因素,仅通过厂商层面的数据来估计市场势力,具有简单易用、对模型设定和数据要求宽松等特点,主要有 Hall 模型、Klette 模型和 de Loecker、Warzynski 提出的模型^[7],如黄先海等用 Hall 模型分别对浙江企业和中国陶瓷产品出口的国际市场势力进行了测度与分析^[8],黄枫等用 de Loecker、Warzynski 的模型分析了我国化学药品制造业的市场势力^[9];三是市场分析法,综合考虑市场结构、消费者效用等影响,从市场本身分析市场势力,主要有剩余需求弹性理论(RDE)和 Krugman 的“依市定价”(pricing to market,简称 PTM)理论。剩余需求弹性模型被广泛采用于分析出口市场势力方面,如 Pall 等采用剩余需求弹性模型对相应产品或出口商的出口市场势力进行了分析^[10-15];依市定价行为是指相对于汇率升值,进口价格下降太少或者不降反升的行为,Krugman 以美国的进口价格变动和汇率变动关系为例探讨“依市定价”行为,结果发现,美元升值情况下,德国向美国出口宝马汽车的美元价格不仅没有下降反而上升,出口商通过市场控制力,调整不同目标市场的价格而实行价格歧视^[16]。早期的 PTM 理论主要用于研究出口商行为,如 Michael 利用 PTM 理论分析美国、德国出口商的价格歧视行为^[17]、Daniel 等分析美国农产品出口市场竞争性等^[18];2001 年,Rakotoarisoa 等将 PTM 模型引入进口商市场势力分析,根据进口商的特点分析美国从发展中国家进口香草豆时的市场势力^[19];马述忠等借鉴 PTM 模型,对中国粮食进口贸易的市场势力进行了测算^[20]。

关于中国大豆进口是否具有市场势力,国内外已有不少学者开展相关研究,但由于时间、时点和角度的不同,结论不一。Song 等根据 1995—2005 年这 10 年的数据,利用剩余需求弹性模型比较分析中国大豆进口市场中美的市场势力,结

收稿日期:2015-09-11

基金项目:国家自然科学基金青年基金(编号:71303115、71403128);江苏高校哲学社会科学研究基金(编号:2014SJD069);教育部回国人员科研启动基金;南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社会科学研究基金(编号:SK2014037);江苏省高校优势学科建设工程项目;南京农业大学中国粮食安全研究中心项目。

作者简介:马绍华(1990—),女,河南周口人,硕士,从事国际贸易学研究。E-mail:adj_adv@163.com。

通信作者:易福金,博士,副教授,硕士生导师,从事农业政策效果分析、农村发展、农业生产模型在中国的建立和应用以及应用经济学领域研究,E-mail:fujinyi@njau.edu.cn;王学君,博士,副教授,硕士生导师,从事农产品国际贸易政策模拟模型的开发及农业政策贸易效果数量经济分析研究。

果发现,中国大豆进口市场处于一个买家垄断、卖家寡头的市场结构中,相对于美国,中国更具有市场势力^[21];陈传兴等运用相关系数和格兰杰因果分析法也得出相似结论^[22];而王万山通过对中国定价权的分析^[3]、马述忠等对中国粮食进口“大国效应”的探讨^[20]却得出相反的结论。资料显示,国内生产商购买大豆主要用来生产豆油、豆粕,且豆粕在产品数量上占80%以上,在销售收入中约占67%,但豆粕作为大豆压榨产业的重要产品在分析时往往被忽视,从而造成实证分析的有偏估计^[20]。从进口角度分析中国大豆进口的市场势力,用PTM模型最为合适。笔者在现有研究基础上,利用PTM理论,针对已有的大豆进口分析加入豆粕因素进行修正,提出我国大豆贸易中可采取的应对措施。

1 理论模型和实证模型

1.1 理论模型

在国际贸易中,国内生产企业根据自身的压榨能力对大豆进行分散采购,他们往往没有进口权限,只有通过中粮等几个拥有进口权限的大企业购买大豆^[23]。2007年中国大豆产业协会(CSIA)成立,该组织可代表广大企业申请联合,进行统一采购。为分析的便利性,假定只有1个大豆进口商参与世界市场的购买活动,将每个出口国看作一个整体,不单独考虑一个国家各个出口商的情况,中国大豆进口商向 n 个国家进口大豆并生产豆油、豆粕,国内每个压榨企业使用相同的生产技术 $f(\cdot)$,进口商的利润函数 π_t 为:

$$\pi_t = P_t^{\text{oil}} f_1(q_1, q_2, \dots, q_n, L, K) + P_t^{\text{meal}} f_2(q_1, q_2, \dots, q_n, L, K) - \sum_{i=1}^n Q_{it} P_{it}^{\text{im}} - wL - cK. \quad (1)$$

式中: $q_i (i=1, 2, \dots, n)$ 为压榨企业从第 i 个来源国进口大豆数量; t : t 为从2000年1月到2012年12月某个时期; P_t^{oil} 、 P_t^{meal} 分别为中国 t 时期国内豆油、豆粕的价格,元/kg; Q_{it} 、 P_{it}^{im} 分别为中国大豆进口商 t 时期向 i 国进口的大豆数量及进口大豆原料的价格; L 、 K 、 w 、 c 分别为劳动投入量、资本投入量、单位劳动成本、单位资本成本。

式(1)中,进口价格 P_{it}^{im} 可以看作 Q_{it} 的函数,即 $P_{it}^{\text{im}} = P_{it}^{\text{im}}(Q_{it})$,对 Q_{it} 求偏导得:

$$P_t^{\text{oil}} \frac{\partial f_1(\cdot)}{\partial Q_{it}} + P_t^{\text{meal}} \frac{\partial f_2(\cdot)}{\partial Q_{it}} = P_{it}^{\text{im}} + Q_{it} \frac{\partial P_{it}^{\text{im}}}{\partial Q_{it}}; \quad (2)$$

$$\text{即: } P_t^{\text{oil}} \frac{\partial f_1(\cdot)}{\partial Q_{it}} + P_t^{\text{meal}} \frac{\partial f_2(\cdot)}{\partial Q_{it}} + P_{it}^{\text{im}} \left(1 + \frac{1}{\eta_j}\right). \quad (3)$$

式中: $\eta_j = \frac{\partial Q_{it}}{\partial P_{it}^{\text{im}}} \cdot \frac{P_{it}^{\text{im}}}{Q_{it}}$,为大豆进口的供给价格弹性。边际物质产品(marginal physical product,简称MPP或边际产品MP)是指在其他条件不变情况下,每增加1个单位要素投入所增加的产量,即: $\frac{\partial f_1(\cdot)}{\partial Q_{it}} = \text{MPP}_1$, $\frac{\partial f_2(\cdot)}{\partial Q_{it}} = \text{MPP}_2$,则式(3)变为:

$$P_t^{\text{oil}} \text{MPP}_1 + P_t^{\text{meal}} \text{MPP}_2 = P_{it}^{\text{im}} \left(1 + \frac{1}{\eta_j}\right). \quad (4)$$

由式(4)看出,在完全竞争的市场条件下,当 i 国大豆的供给价格弹性 $\eta_j \rightarrow \infty$ 时,大豆进口价格应等于边际产品价值之和,这反映进口商在完全竞争条件下进口大豆时,会根据其产品豆油、豆粕的价格决定进口数量以使利润最大化;在不完

全竞争条件下,由于一般情况下供给价格弹性 $\eta_j > 0$,不管是在富有弹性、单位弹性还是缺乏弹性下,进口商的大豆边际产品价值之和总是等于一定倍数的进口价格,进口商无限制地增加进口似乎总是有利,但由于边际产品逐渐减少,进口商并不会无限进口,而会选择边际成本等于边际收益的最优点决定购买量。

1.2 实证模型

由于边际产品随时间发生变化,PTM模型将其对进口价格的影响用时间趋势效应来表示,而供给价格弹性对进口价格的影响通过汇率实现。根据式(4),建立计量模型为:

$$\ln P_{it}^{\text{im}} = T + \lambda_i + \alpha_1 \ln P_t^{\text{oil}} + \alpha_2 \ln P_t^{\text{meal}} + \beta_1 \ln e_{it} + u_{it}. \quad (5)$$

式中: T 为反应时间趋势效应; λ_i 为国家效应,即进口价格的国别差异; e_{it} 为中国 t 时期与 i 国的汇率,以人民币表示(元); u_{it} 为随机误差项; P_t^{oil} 、 P_t^{meal} 分别为以人民币表示的中国国内豆油、豆粕的价格,元; T 、 λ_i 、 α_1 、 α_2 、 β_1 为待估参数,表示汇率变动所引起的以本币表示的商品价格变动^[17]。

式(5)表示的模型可以度量大豆进口市场结构、产品豆油、豆粕对大豆进口价格的影响以及国际市场价格随汇率的变动情况。为更好地理解汇率与价格之间的变动关系,引入汇率直通(exchange rate pass-through, EPT)的概念,指当汇率变动1%时,以本国货币衡量的进口价格变动百分比,可用一价定律来解释汇率直通的完全性,一价定律表示为:

$$\Delta r = \Delta e + \Delta r^*. \quad (6)$$

式中: Δr 、 Δr^* 分别为以本币、外币表示的给定商品价格变动; Δe 为以本币表示的单位外币变动。

将式(6)变形为:

$$\frac{\Delta r}{\Delta e} = 1 + \frac{\Delta r^*}{\Delta e}. \quad (7)$$

式(7)中:等式左边等于0时,即 e 上升或下降1个单位时,以外国货币表示的给定商品价格 r^* 下降或上升1个单位,消除汇率变动的影响,使以本国货币表示的该商品价格不变,此时即为汇率完全直通。例如,中国从美国进口大豆,当中美汇率发生变动,假设美元贬值1%时,以美元表示的大豆出口价格相应上升,而以人民币表示的中国大豆进口价格不变,这种情况就是汇率直通;如果美元贬值1%,以美元表示的价格没有相应上升甚至不升反降,使以人民币表示的中国大豆进口价格降低了,这就违背了汇率直通的定义,出现Krugman提出的PTM行为,即在进口市场中,进口大国根据自身的市场控制力进行价格歧视,在商品出口国货币贬值时,控制市场价格,阻碍其相应比例上升。

另外,借鉴马述忠等研究成果^[20],在模型中加入2004年大豆风波和2008年金融危机2个虚拟变量,以完整考虑现实宏观经济情况对大豆贸易的影响,这2个虚拟变量 C 、 D 分别为: $C=1$ 时,发生大豆风波; $C=0$ 时,其他; $D=1$ 时,发生金融危机; $D=0$ 时,其他。

从而得到调整的计量模型为:

$$\ln P_{it}^{\text{im}} = T + \lambda_i + \alpha_1 \ln P_t^{\text{oil}} + \alpha_2 \ln P_t^{\text{meal}} + \beta_1 \ln e_{it} + \gamma_1 C + \gamma_2 D + u_{it}. \quad (8)$$

式(8)中:进口价格 P_{it}^{im} 为以人民币表示的中国 t 时期从美国、阿根廷、巴西进口大豆的价格,元; P_t^{oil} 为以人民币表示的 t 时期中国国内豆油价格,元; P_t^{meal} 为以人民币表示的 t 时期

中国国内豆粕价格,元; e_{it} 为以人民币表示的 t 时期中国对 i 国的名义或实际汇率,元。

2 数据选取与实证分析

2.1 数据来源

虽然从 20 世纪 90 年代中后期中国已经成为大豆进口国,但那个时期进口数量还不是很,真正转变为大豆进口大国是 21 世纪^[5],因此选取 2000 年 1 月至 2012 年 12 月的面板数据进行分析,数据来源主要有中国海关进出口统计数据、FAO、国际货币基金组织、统计年鉴等,价格、汇率数据均以人民币表示。

2.2 单位根和协整检验

采用相同根 LLC (Levin - Lin - Chu) 检验和不同根 Fisher - ADF 检验 2 种检验方法,对样本数据的单位根情况进行检验,以避免因数据不平稳而造成的伪回归问题。由表 1 可见,2 种检验方法均显示被解释变量 $\ln P_{it}^{im}$ 与解释变量 $\ln e_{it}$ 不存在单位根,而其他 3 个解释变量存在单位根,即 $\ln P_{it}^{oil}$ 和 $\ln e_{it}$ 是平稳的, $\ln e_{it}$ 、 $\ln P_{it}^{oil}$ 、 $\ln P_{it}^{meal}$ 是不平稳的。由于所有变量经一阶差分后是平稳的,因此对所有变量进行一阶差分,再判断其协整关系。但是,直接对所有变量一阶差分,将会剔除本研究要考察的 1 个重要变量——国家效应。对样本数据进行协整检验发现,变量间存在长期均衡关系(表 2)。Engle 等提出著名的 Granger 表述定理,即如果变量 X 与 Y 是协整的,则其短期非均衡关系总能由 1 个误差修正模型来表述。因此,笔者在原模型的基础上,选择采用误差修正方法 (ECM) 进行一定的修正,并加入时滞项而不直接差分。经过修正的模型为:

$$\ln P_{it}^{im} = T + \lambda_i + \alpha_1 \ln P_{it}^{oil} + \alpha_2 \ln P_{it}^{meal} + \beta_1 \ln e_{it} + \eta_0 \ln P_{i,t-1}^{im} + \eta_1 \ln P_{t-1}^{oil} + \eta_2 \ln P_{t-1}^{meal} + \eta_i \ln e_{i,t-1} + \gamma_1 C + \gamma_2 D + u_{it} \quad (9)$$

对式(9)经过适当变形,得到模型为:

$$\Delta \ln P_{it}^{im} = T + \lambda_i + \alpha_1 \Delta \ln P_{it}^{oil} + \alpha_2 \Delta \ln P_{it}^{meal} + \beta_1 \Delta \ln e_{it} + (\eta_0 - 1) \ln P_{i,t-1}^{im} + (\eta_1 + \alpha_1) \ln P_{t-1}^{oil} + (\eta_2 + \alpha_2) \ln P_{t-1}^{meal} + (\eta_1 + \beta_1) \ln e_{i,t-1} + \gamma_1 C + \gamma_2 D + u_{it} \quad (10)$$

令 $(\eta_0 - 1) = \delta$, $(\eta_1 + \alpha_1) = \tau_1$, $(\eta_2 + \alpha_2) = \tau_2$, $(\eta_1 + \beta_1) = \theta_i$, 则式(10)写成:

$$\Delta \ln P_{it}^{im} = T + \lambda_i + \alpha_1 \ln P_{it}^{oil} + \alpha_2 \ln P_{it}^{meal} + \beta_1 \Delta \ln e_{it} + \delta \ln P_{i,t-1}^{im} + \tau_1 \ln P_{t-1}^{oil} + \tau_2 \ln P_{t-1}^{meal} + \theta_i \ln e_{i,t-1} + \gamma_1 C + \gamma_2 D + u_{it} \quad (11)$$

式中: T 、 λ_i 分别为时间效应、国家效应; $\Delta \ln P_{it}^{im}$ 、 $\Delta \ln P_{it}^{oil}$ 、 $\Delta \ln P_{it}^{meal}$ 、 $\Delta \ln e_{it}$ 分别为一阶差分后中国 t 时期大豆分国别进口价格、国内豆油价格、国内豆粕价格和对 i 国汇率(元); $\ln P_{i,t-1}^{im}$ 、 $\ln P_{t-1}^{oil}$ 、 $\ln P_{t-1}^{meal}$ 、 $\ln e_{i,t-1}$ 为相应滞后一期的数据。

2.3 回归结果分析

在模型中,时间效应衡量价格受时间变化的影响程度,国家效应反映进口商凭借其市场势力对进口来源国的价格歧视,而汇率效应则反映汇率直通的效果。分别通过名义汇率、名义价格和实际汇率、经过 CPI 调整过的实际价格进行回归,由于 2 种汇率计算方式不同,对价格的影响程度也有所不同。名义汇率相对比较直观,多数进口商会直接根据名义汇率的

表 1 单位根检验结果

序列变量	LLC 统计量		ADF 统计量		结论
	t 统计	P 值	t 统计	P 值	
$\ln P_{i,t-1}^{im}$	-1.877	0.030 3	32.807	0.000 0	平稳
$\Delta \ln P_{it}^{im}$	-21.637	0.000 0	174.302	0.000 0	平稳
$\ln e_{it}$	-1.841	0.032 8	10.935	0.090 4	平稳
$\Delta \ln e_{it}$	-12.139	0.000 0	130.079	0.000 0	平稳
$\ln e_{it}$	-1.702	0.044 4	7.936	0.242 8	不平稳
$\Delta \ln e_{it}$	-3.166	0.000 8	47.092	0.000 0	平稳
$\ln P_{t-1}^{oil}$	-1.362	0.913 4	13.254	0.039 2	不平稳
$\Delta \ln P_{it}^{oil}$	-6.834	0.000 0	66.675	0.000 0	平稳
$\ln P_{t-1}^{meal}$	-0.401	0.344 5	9.250	0.160 2	不平稳
$\Delta \ln P_{it}^{meal}$	-6.173	0.000 0	48.173	0.000 0	平稳

注: $\ln e_{it}$ 、 $\ln e_{it}$ 分别为名义汇率和实际汇率的对数。

表 2 协整检验结果

检验方法	统计量	t 值	结论
Pedroni 检验	Panel v	-0.978	协整
	Panel rho	-28.879 ***	
	Panel PP	-17.209 ***	
	Panel ADF	-9.589 ***	
	Group rho	-21.301 ***	
	Group PP	-15.269 ***	
Kao 检验	Group ADF	-8.746 ***	协整
	ADF	-8.310 ***	

注:“***”表示该统计量在 1% 水平上显著。

变化作出采购决定,而实际汇率由于剔除了价格波动的影响因素,能更好地反映两国之间价格真实的变化水平。采用最小二乘法对模型进行回归,由表 3 可见,2 种情况下,各个参数对大豆进口价格的影响程度在数量上有一定的差异,但差异不大,在名义汇率和名义价格模型下,时间效应和国家效应均不显著,国家效应系数的不显著暗示中国在从 3 个国家进口大豆时不存在国家间的价格歧视,进口价格水平在各国间是整合的;在实际汇率和实际价格模型下,虽然时间效应仍不显著,但国家效应在进口来源国阿根廷上有一定的体现,扣除通货膨胀的影响因素,中国在从阿根廷进口大豆时实际上有一定的价格歧视,这可能与其出口份额在 3 个国家中占比最小有关,中国对其进口依赖性相对较弱,因而可以施加一定的价格压力。

比较名义、实际汇率 2 个模型发现,当期各变量系数均不显著,而滞后一期的各变量系数都在 1% 水平上显著(表 3),这说明中国大豆进口价格受当期汇率和国内豆油、豆粕价格影响不大,而受滞后一期的汇率和国内豆油、豆粕价格影响很大;在名义汇率下,当期的美元汇率系数为 -3.750 1,表示当期美元贬值 1%,以人民币衡量的大豆进口价格反而上升 3.750 1%,在汇率完全直通情况下,美元贬值 1% 时,以美元表示的价格上升 1% 可使以人民币表示的价格不变,但此时以人民币表示的大豆进口价格随美元的贬值而上升,违背了汇率直通原则,但是汇率系数的不显著暗示市场中不存在市场势力,此时的大豆市场价格受其他因素影响较大,中国大豆进口商无力根据当期美元汇率调整大豆进口价格;滞后一期的美元汇率系数为 1.136 9,表示滞后一期美元贬值 1%,以人民币衡量的当期大豆进口价格下降 1.136 9%,这同样违背

汇率直通原则,汇率系数的显著暗示市场中存在市场势力,随美元的贬值大豆进口价格下降,说明此时市场势力在中国一方,即中国大豆进口商有能力根据滞后一期的美元汇率对当期大豆进口价格作出调整;同理,阿根廷、巴西的当期名义汇率系数分别为 0.590 3、0.703 0,表示当期阿根廷比索、巴西里尔贬值 1%,以人民币衡量的大豆进口价格将分别下降 0.590 3%、0.703 0%,而滞后一期的阿根廷、巴西的名义汇率系数分别为 0.837 3、0.782 1,表示滞后一期阿根廷比索、巴西里尔贬值 1%,以人民币衡量的大豆进口价格将分别下降 0.837 3%、0.782 1%。实际汇率模型下可同理作出解释。

另外,回归结果显示,2004 年大豆风波和 2008 年金融危机对中国大豆进口价格的形成没有显著的影响(表 3)。通过查阅文献资料发现,大豆风波和金融危机影响不大的原因是

2 次事件后,虽然都有一批大豆生产压榨厂商倒闭,但紧接着又会有一些新的厂商兴起,中国并没有因为 2 次危机而降低大豆进口的增长速度^[23]。海关统计资料数据显示,2003、2004、2005 年中国大豆总进口量分别为 2 074 万、2 018 万、2 659 万 t,2004 年下半年大豆厂商不得已的“洗船”行为虽然导致 2004 年全年的总进口数量有一定的下滑,但 2005 年进口数量立刻回转直上。2008 年的金融危机情况类似。

因此可以认为,中国从美国、阿根廷和巴西进口大豆时可以根据滞后一期的价格和汇率采取 Krugman 提到的 PTM 行为,即中国在大豆进口时具有很强的潜在市场势力,但由于信息机制不完善,不能准确及时地获取最新的数据而相应作出进口数量的调整,只能根据以前的价格和汇率情况制定进口决策,这大大影响了其市场势力的发挥。

表 3 中国大豆进口市场势力分析模型中各个参数的估计

汇率模型	时间效应(T)	大豆风波影响(γ_1)	金融危机影响(γ_1)	当期各变量系数					滞后期各变量系数	
				对美元的汇率(β_1)	对阿根廷比索的汇率(β_2)	对巴西里尔的汇率(β_3)	豆油价格影响(α_1)	豆粕价格影响(α_2)	大豆进口价格(δ)	对美元的汇率(θ_1)
名义	0.000 1 (0.000 1)	0.005 5 (0.053 8)	-0.062 2 (0.068 9)	-3.750 1 (6.704)	0.590 3 (0.488)	0.703 0 (0.515)	0.660 1 (0.804)	0.535 2 (0.373)	-0.925 1 *** (0.0491)	1.136 9 *** (0.261)
实际	0.000 1 (0.000 1)	0.001 5 (0.053 3)	-0.066 9 (0.069 6)	-0.120 3 (3.827)	0.208 5 (0.611)	0.758 4 (0.508)	0.660 3 (0.797)	0.559 3 (0.370)	-0.925 1 *** (0.049 1)	1.199 3 *** (0.238)

汇率模型	滞后期各变量系数				国家效应			常数项	样本数(个)	R^2
	对阿根廷比索的汇率(θ_2)	对巴西里尔的汇率(θ_3)	豆油价格影响(τ_1)	豆粕价格影响(τ_2)	美国	阿根廷	巴西			
名义	0.837 3 *** (0.064 8)	0.782 1 *** (0.137)	0.777 9 *** (0.168)	0.560 5 *** (0.158)		1.916 4 (1.617)	2.246 2 (1.924)	-21.710 2 (21.88)	429	0.475 2
实际	0.811 4 *** (0.091 7)	0.778 5 *** (0.121)	0.787 7 *** (0.169)	0.568 3 *** (0.159)		2.442 1 * (1.473)	2.654 0 (1.863)	-28.180 1 (21.53)	429	0.473 1

注:括号内为标准差;“*”“**”“***”分别代表在 10%、5%、1% 水平上显著。

3 结论

根据 Krugman PTM 理论,分析汇率变动对我国从美国、巴西和阿根廷进口大豆的影响,从技术上看,豆粕因素的加入和误差修正机制对模型的调整,修正了马述忠等的分析结果^[20],并得出与之相反的结论,中国是世界上最大的大豆进口国家,进口份额达到 50% 以上,中国在美国、阿根廷和巴西大豆市场中具有较强的潜在市场势力。Krugman 提出 PTM 理论在买方垄断的大豆进口市场中是存在的,中国可以根据 3 个国家的汇率变动调整价格,以实现市场控制力。但是,模型中当期变量的完全不显著也暗示中国根据当期数据调整大豆进口价格的能力很弱,要想把潜在的市场势力转化为现实的市场势力还有很长一段路要走。

基于此,提出 4 点政策建议:一是完善信息服务机制。模型显示,当期汇率等自变量对价格的影响不明显,中国在大豆进口中更多地是依赖滞后期的数据,无法具体获悉当期美国、巴西和阿根廷的产量,这就导致采购的盲目性,大大削弱了市场势力的发挥。要想实现真正的市场势力,政府提供及时有效的信息服务是必不可少的。二是加强对大豆产业发展的扶持。回归结果显示,在实际汇率下中国对阿根廷具有一定的国家效应,这在很大程度上与中国对其依赖性较弱有关。因此,积极鼓励发展国内大豆生产和种植、增强自给自足能力、减少对世界市场的依赖,将有利于中国现实市场势力的转化。

三是发挥大连期货交易所的作用,拥有自己的定价中心。当前大豆的国际贸易价格以美国芝加哥期货交易中心(CBOT)的价格为基准,虽然巴西、阿根廷的加入打破了美国大豆出口的垄断地位,但这一现状并没有改变,这就造成当前大豆贸易价格更多地反映美国国内行情,而不是整个世界供求关系的现状。因此,我国应建立属于自己的定价中心,以增强自己的话语权。四是积极与巴西、阿根廷合作。20 世纪 80 年代后,巴西、阿根廷的加入打破了美国在大豆出口市场中的垄断地位,世界大豆市场逐渐由原来的美国完全垄断转变为美国、巴西、阿根廷的寡头垄断格局,特别是近几年,巴西大豆出口占世界总出口份额的比重越来越高,甚至有赶超美国的势头。中国应把握好当前的契机,努力加强与巴西合作,均衡从 3 个国家采购大豆的份额,维持当前出口市场竞争日趋激烈的局面,不断增强自身的市场势力,特别是要谨慎提防出口国之间形成寡头“共谋”的局面,避免使中国在国际价格谈判中处于不利地位。

参考文献:

[1] 曹 岩. 大豆进口的数量分析与预测[J]. 中国粮食经济,2003 (7):38-40.
[2] 李 艺,杨列勋,陈晓剑,等. 2004 年“大豆风波”带给我们的思考:“中国优势”为什么变成了“中国劣势”? [J]. 管理评论, 2006,18(6):37-42.

- [3]王万山. 中国大豆贸易地位与国际定价权为何不对应[J]. 国际贸易, 2007(6): 9-13.
- [4]蓝 昊, 宣亚南. 世界大豆贸易格局的演变及对我国的启示[J]. 国际贸易问题, 2008(6): 39-44.
- [5]沈雪达. 我国大豆国际贸易的历史、现状与前景分析[J]. 现代农业, 2010(11): 48-50.
- [6]林 峰. 勒纳指数存在“悖论”吗——基于中国民航运输业市场势力的测度[J]. 财经科学, 2013(8): 58-66.
- [7]温孝卿, 梁 滨, 闫修建. 关于市场势力测度——生产法的文献综述[J]. 统计与决策, 2013(24): 27-30.
- [8]黄先海, 陈晓华. 浙江企业国际市场势力的测度与分析——以纺织服装业为例[J]. 浙江社会科学, 2007(6): 41-46.
- [9]黄 枫, 吴纯杰. 市场势力测度与影响因素分析——基于我国化学药品制造业研究[J]. 经济学, 2013, 12(1): 511-526.
- [10]Pall Z, Perekhzhuk O, Glauben T, et al. Residual demand measures of market power of Russian wheat exporters[J]. Agricultural Economics, 2013, 45(3): 381-391.
- [11]Darren H, Pan S W. Market structure impacts on market distortions from domestic subsidies: the U. S. cotton case[J]. Electronic Journal of Agricultural and Development Economics, 2010(2): 417-435.
- [12]陈 昕. 中国花生制品国际市场势力分析[J]. 贵州农业科学, 2013, 41(8): 224-227.
- [13]颜海明. 中国家电行业对主要进口国的市场势力测度与分析——以彩电(HS1992:852810)出口为例[J]. 内蒙古财经学院学报, 2010(1): 43-47.
- [14]陈甬军, 胡德宝. 中国电信产业垄断分析——基于剩余需求法的实证研究[J]. 广西社会科学, 2008(8): 78-83.
- [15]罗剑宏, 赵 巧. 中国摩托车产业出口的市场势力测度与分析[J]. 中国商界: 下半月, 2008(7): 4-5.
- [16]Krugman P. Pricing to market when the exchange rate changes[M]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1986.
- [17]Michael M K. Price discrimination by U. S. and German exporters[J]. The American Economic Review, 1989, 79(1): 198-211.
- [18]Daniel H P, Timothy A P. The competitive structure of U. S agricultural exports[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1991, 73(1): 133-141.
- [19]Rakotoarisoa M A, Shapouri S. Market power and the pricing of commodities imported from developing countries: the case of US vanilla bean imports[J]. Agricultural Economics, 2001, 25(2/3): 285-294.
- [20]马述忠, 王 军. 我国粮食进口贸易是否存在“大国效应”——基于大豆进口市场势力的分析[J]. 农业经济问题, 2012(9): 24-32, 110.
- [21]Song B H, Marchant M A, Reed M R, et al. Competitive analysis and market power of China's soybean import market[J]. International Food and Agribusiness Management Review, 2009, 12(1): 21-42.
- [22]陈传兴, 李静逸. 中国大豆与玉米进出口贸易的“大国效应”分析[J]. 国际观察, 2011(2): 73-79.
- [23]夏友富, 汤艳丽, 向清凯. 把握合理规模——我国大豆进口与大豆产业发展研究[J]. 国际贸易, 2003(10): 4-9.

(上接第393页)

择宜小不宜大, 0.01% 及以下的接种量则更加适宜, 这还有待于在实际应用中加以修正和完善。

3 小结

采用富集培养基和含氟乐灵的无碳源培养基从养殖池塘底泥中定向分离得到具有降解功能的4株菌株, 菌株分别标记为FJ-01、FJ-02、FJ-06和FJ-07。将此4菌株加入含有氟乐灵的无碳源培养基中, 经过5d的培养, 发现FJ-01菌株在培养液中生长情况最好, 且对氟乐灵的降解率最高, 故选择FJ-01菌株作为重点研究菌株。

对菌株FJ-01进行了纯化和培养, 分析了其菌落、菌株形态, 提取了菌体DNA并进行了16S rDNA片段的PCR扩增, 对扩增得到的目标片段进行测序。利用Blast对序列结果进行比对, 构建系统发育树进行分析, 初步确定菌株FJ-01为*Leucobacter* sp.。

研究表明, 结合水产养殖的实际情况, 菌株FJ-01对氟乐灵降解的适宜条件为: pH值为6.0~8.5, 水温为22~30℃, 光暗比为12h:12h, 接种量为0.01%, 氟乐灵初始浓度为0.05 mg/L。

参考文献:

- [1]梁飞龙, 刘洪军, 傅道军. 斑节对虾幼体链壶菌病的防治试验[J]. 水产科技情报, 2000, 27(3): 102-104, 144.
- [2]Naqvi S M, Leung T S. Trifluralin and oryzalin herbicides toxicities to juvenile crawfish (*Procambarus clarkii*) and mosquitofish (*Gambusia affinis*) [J]. Bulletin of Environmental Contamination and Toxicology, 1983, 31(3): 304-308.
- [3]杜柳涛, 郭惠琼, 杨杏芬. 氟乐灵对大鼠肝、肾微粒体酶的影响[J]. 中国职业医学, 2000, 27(5): 16.
- [4]Ribas G, Frenzilli G, Barale R, et al. Herbicide-induced DNA damage in human lymphocytes evaluated by the single-cell gel electrophoresis (SCGE) assay[J]. Mutation Research, 1995, 344(1/2): 41-54.
- [5]吴正铠. 除莠剂氟乐灵(trifluralin)引起的幼鱼脊椎骨畸形[J]. 淡水渔业, 1979, 9(增刊1): 59-60.
- [6]胡 敏, 李二虎, 吴兵兵, 等. 气相色谱法测定大豆中氟乐灵、甲草胺和乙草胺农药残留[J]. 现代农药, 2006, 5(6): 27-28, 47.
- [7]Audus L J. The biological detoxication of hormone herbicides in soil[J]. Plant and Soil, 1951, 3(2): 170-192.
- [8]郑 麟, 王福钧. ¹⁴C-氟乐灵在土壤中的迁移和降解[J]. 核农学报, 1993, 7(1): 37-44.
- [9]张大弟, 张晓红, 徐正泰. 除草剂氟乐灵在土壤中的残留降解[J]. 上海环境科学, 1988, 7(6): 11-15.
- [10]安 琼, 陈祖义. 氟乐灵在土壤中的持留及其结合残留研究[J]. 土壤学报, 1993, 30(3): 304-311.
- [11]安 琼, 钱文恒. 测定土壤中氟乐灵残留物的毛细管色谱方法[J]. 土壤, 1992, 24(1): 48-50.
- [12]李孝军, 林仙军, 王亚楠, 等. 超高效液相色谱法测定鳊鱼中氟乐灵残留量[J]. 中国兽药杂志, 2011, 45(5): 17-19.
- [13]黄灵芝, 戴 华, 李拥军, 等. 高效液相色谱法测定芥头中氟乐灵残留量[J]. 食品科学, 2004, 25(7): 151-153.
- [14]季 丽, 张莺月, 晏 涛, 等. 氟乐灵在养殖水体环境中消解动态的模拟研究[J]. 农业环境科学学报, 2015, 34(1): 182-189.
- [15]王 琼, 吴 伟, 季 丽. 侧孢芽孢杆菌对铜绿微囊藻生长胁迫的研究[J]. 农业环境科学学报, 2014, 33(2): 383-391.