

# 竞争结构、市场势力与国际粮食 市场定价权

——基于国际大豆市场的分析

李光泗 韩冬

**摘要：**中国是否具有国际粮食市场定价权直接影响着中国利用国际市场及资源保障国家粮食安全的成本与风险。本文利用2013—2018年国际大豆市场月度数据，从贸易结构和市场势力视角分析国际大豆市场竞争格局，测度大豆主要出口国的市场势力指数，进而研究国际粮食市场定价权的决定机制。研究表明：国际大豆市场贸易格局发生了显著变化，中国进口“大国”地位、巴西出口“大国”地位不断增强；主要大豆出口国的市场势力指数都比较显著，但中国自身需求仍是提升巴西、阿根廷大豆出口价格的主要因素；尽管中国和巴西分别是国际大豆贸易中最大的进口国和出口国，但中国、巴西和阿根廷对国际粮食市场定价权的影响均较弱，美国在国际大豆市场定价权中依然具有较强的话语权。

**关键词：**竞争结构；市场势力；定价权

[中图分类号] F316.11 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 09-0033-17

## 引言

中国是粮食生产消费大国，维护粮食安全对保障国家经济发展和社会稳定具有重要意义。改革开放40多年来，中国政府不断推进粮食流通体制改革、完善粮食价格形成机制，促进了粮食产量稳步提升。自中国加入WTO以来，粮食市场开放程度日益加深，粮食进口量上涨、自给率下降，近年来甚至出现粮食“三量齐增”现象。在中国对外开放程度不断深化和国内外市场关联度越来越强的背景下，必须切实转变计划经济时期形成的传统粮食安全观，构建以需求为导向、国内外粮食市场一体化的新型国家粮食安全观，利用好国内国外两个市场维护粮食安全。大豆市

[收稿日期] 2019-08-06

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“粮食价格调控与市场反应机制研究：基于农户与粮食企业行为视角”(71673127)；教育部人文社会科学基金青年基金项目“粮食价格调控与市场反应机制研究：基于农户与粮食企业行为视角”(16YJC790046)；江苏省研究生创新课题“中国大豆进口市场的竞争结构分析：基于市场势力视角”(KYCX19\_1447)

[作者信息] 李光泗：南京财经大学粮食经济研究院教授、博士生导师；韩冬（通讯作者）：南京财经大学粮食经济研究院博士研究生 210046 电子信箱 handong0326@163.com

场是我国最早开放的农产品市场之一，市场开放后中国大豆进口量快速增长，1999年中国大豆进口量占世界大豆进口总量的16.06%，2017年达到68.64%。尽管2018年受中美贸易摩擦的影响，中国进口美国大豆数量锐减，中国进口大豆总量仍达到8803.1万吨。中国大豆对外依存度极高，1999年对外依存度为41%，2014—2016年超过90%，2018年仍高达84%<sup>①</sup>，中国依靠国际市场满足国内大豆需求的现状短期内难以改变。

中国大豆进口市场的贸易结构呈现出进口来源集中的特征，美国、巴西和阿根廷是中国主要的大豆进口来源国，2018年中国从这三个国家进口大豆的数量占中国大豆进口总量的比例高达95.63%，中国处于以美国、巴西、阿根廷为主的寡头垄断市场中。中国虽然是国际大豆市场中最大的买方，但似乎并不具备买方力量，仍然要面对大豆进口成本上涨的风险。2018年3月中美两国贸易摩擦展开，如图1显示，自2018年3月起中国进口美国大豆数量锐减，至11月降为零，12月有所恢复。同时中国进口巴西大豆数量快速上升，如图2所示，2018年3—5月进口量分别为233.26、440.10、912.35万吨。进口阿根廷大豆数量未出现同期上涨的原因为2017—2018年阿根廷国内干旱及洪涝引致大豆减产，可出口大豆数量锐减。中国进口大豆成本也出现了明显的上升，2018年1—3月进口美国、巴西、阿根廷大豆平均单价分别为每吨2736.88、2731.52、2731.70元，4—12月分别为每吨2770.01、2888.74、2826.87元，

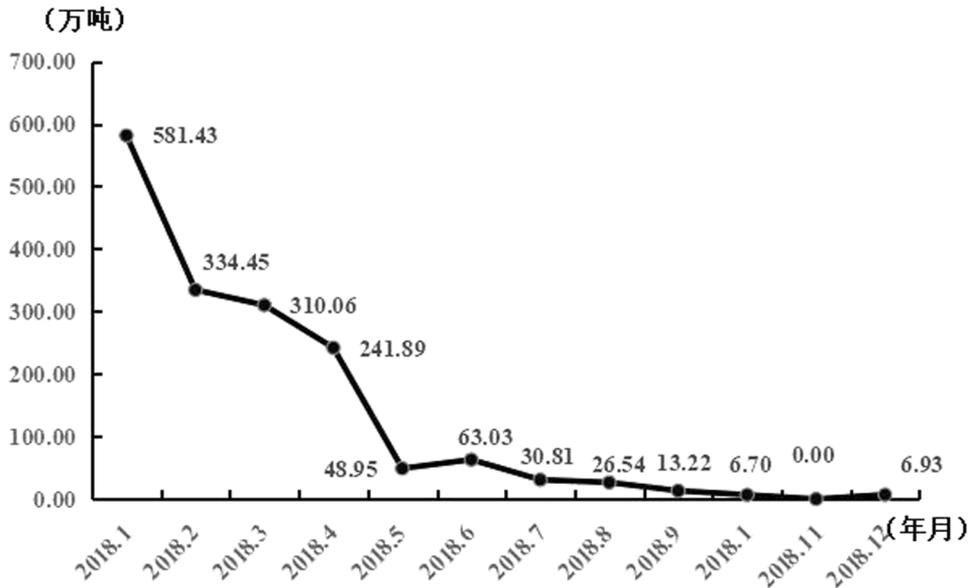


图1 2018年中国进口美国大豆数量

①相关比例根据布瑞克农产品数据库数据计算所得。

分别上涨 1.21%、5.76%、3.48%<sup>①</sup>。中美贸易摩擦期间，中国进口美国大豆数量减少，进口巴西和阿根廷大豆数量上升，但中国进口各国大豆价格均出现上涨。中国作为最大的买方，对巴西、阿根廷大豆购买量的上涨却没有获得较低的价格，这一现象是市场自发调节的结果，还是中国对国际大豆市场控制力不足、定价权缺失的结果？对国际大豆进口市场中的市场势力及定价权进行分析，有助于解答这一问题。

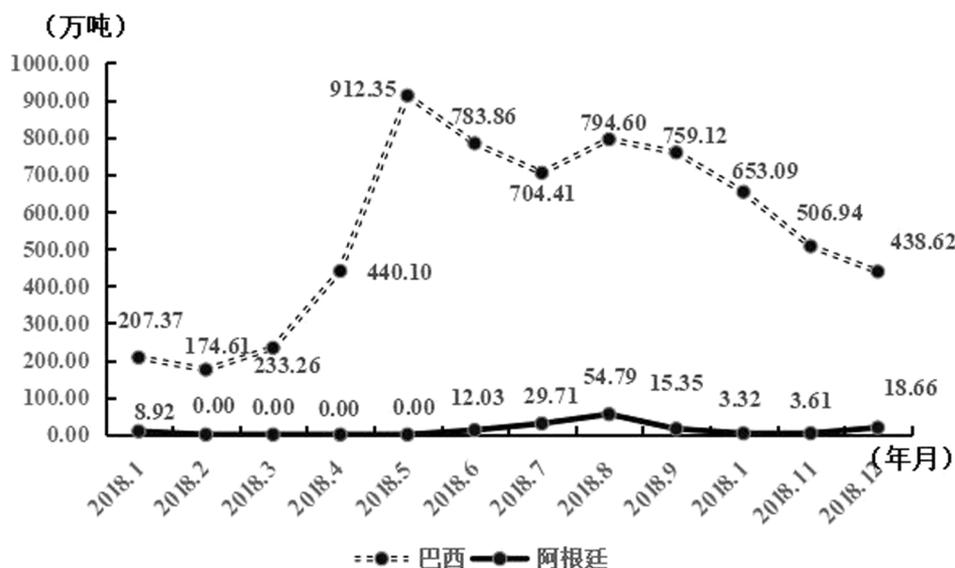


图2 2018年中国进口巴西、阿根廷大豆数量

资料来源：中华人民共和国海关总署官方网站。

大豆市场是目前我国开放程度最高、与国际市场联动性最强的粮食市场，掌握国际粮食市场中的定价权有助于我国规避在国际市场中的成本风险。作为世界上最大的大豆进口国，中国是否具备国际大豆贸易中的议价能力，已有学者持不同观点。中国在国际大豆市场上是否具备议价能力不仅受到中国购买需求的影响，也受到巴西、美国、阿根廷在中国大豆进口市场中的竞争关系和各自竞争力（本文将这二者定义为竞争结构）的影响，更会受到国际市场中贸易政策及金融市场的影响。在我国大豆进口贸易格局已发生重大变化的背景下，国际大豆贸易市场竞争结构及定价权有哪些变化？国际大豆贸易定价权形成的原因是什么？这是本文亟待解答的问题。本文以2013—2018年月度数据，从国际大豆市场竞争结构入手，将国际金融市场因素、中美贸易摩擦事件及贸易结构引入市场势力模型中，探讨国际大豆市场定价权的形成原因，这是本文的创新所在。同时本文为如何提升我国在国际大豆市场乃至国际粮食市场中的定价能力提出建议，对维护我国粮食安全具有重要的现实意义。

<sup>①</sup>价格数据根据中国海关2018年统计数据计算所得。

## 一、文献回顾

国际粮食市场价格剧烈波动、跨国粮商对芝加哥期货市场大豆价格的操纵对我国粮食安全造成威胁（王孝松和谢申祥，2012<sup>[1]</sup>；吕捷和林宇洁，2013<sup>[2]</sup>），当前中国企业尚不具备利用国际市场的能力，中国口粮面临贸易风险，中国政府应逐渐构建粮食国际市场的话语权（毛学峰等，2015）<sup>[3]</sup>。

市场势力在国际贸易研究中得到了广泛应用。完全竞争市场中单个厂商是价格的接受者，但现实中垄断的非完全竞争市场更为普遍。垄断厂商利用其垄断地位能够将产品价格控制在边际成本之上，即成本加成（price cost mark-up），成本加成本质上是定价问题，也是市场势力（market power）的表征变量（钱学锋和范冬梅，2015）<sup>[4]</sup>。国内外学者对市场势力的量化研究最早可追溯到阿贝·勒纳，计算单个厂商产品定价与其边际成本的偏离率即可判断出厂商是否具备市场势力（Lerner，1931）<sup>[5]</sup>。但厂商的边际成本数据难以获取，计算厂商产品的需求弹性也可以判断市场势力（Landers and Posner，1981）<sup>[6]</sup>，而在拥有众多产品的行业中计算市场势力需要对大量企业的自我需求和交叉需求弹性进行估计，数据的限制经常阻碍研究的展开（Baker and Bresnahan，1988）<sup>[7]</sup>，因此 Baker 和 Bresnahan（1988）构建了不需要估计需求交叉弹性的剩余需求弹性模型（RDE）来测度差异化产品市场中单个厂商的市场势力。Goldberg 和 Knetter（1999）<sup>[8]</sup>将 RDE 模型扩展形成 G-K 模型，适用范围从单个企业扩展到行业，并提出了国际贸易中某一产业市场势力的测量方法，该方法随后被广泛应用到国际贸易研究中，已有学者采用 G-K 模型对绿茶、大米和钢铁等行业的市场势力进行了分析（李晓钟和李清光，2011<sup>[9]</sup>；陈博文等，2015<sup>[10]</sup>；龚谨等，2018<sup>[11]</sup>，Zhu et al.，2019<sup>[12]</sup>）。

具备国际贸易中的市场势力似乎就掌握了国际市场的定价权。市场势力是贸易大国影响国际市场价格能力的表现（孙泽生和蒋帅都，2009）<sup>[13]</sup>，也是获取国际市场定价能力的关键（马述忠和王军，2012）<sup>[14]</sup>，国际贸易中的市场势力对大豆进出口价格有显著影响（Arnawa，2016）<sup>[15]</sup>，具备市场势力则能够控制市场资源，因此也能够控制价格（徐建中和张楠，2018）<sup>[16]</sup>。也有研究认为具备国际贸易中的市场势力并不一定具有定价能力。市场势力与市场集中度密切相关，但市场集中度下降，价格却仍然能保持（Bunn and Martoccia，2005）<sup>[17]</sup>，中国绿茶在国际市场中具备市场势力却仍然没有控制价格的能力（李晓钟和李清光，2011），判断出口国是否具备定价能力则需要同时考虑到出口国的剩余需求弹性和进口国的需求弹性（司伟和张猛，2013）<sup>[18]</sup>。

粮食现货市场的价格形成离不开金融市场的影响。美国大豆期货市场主导了全球现货大豆价格的制定（王万山，2007）<sup>[19]</sup>，金融市场因素会造成粮食价格波动（祁华清等，2015）<sup>[20]</sup>，国际依存度越高的粮食产品其价格受金融因素的影响越大（叶盛等，2018）<sup>[21]</sup>。此外，粮食市场价格还受到市场结构、市场集中程度的影响（Aalto-Setälä，2002<sup>[22]</sup>；Goger，2019<sup>[23]</sup>）。

中国是否具备大豆国际市场中的定价权尚有争议。司伟和张猛（2013）认为

中国在国际大豆市场上并不具有买方力量，中国只是国际大豆价格的接受者（马述忠和王军，2012）<sup>[24]</sup>，但 Song 等（2009）<sup>[25]</sup>、何树全和高旻（2014）<sup>[26]</sup>认为中国在国际大豆进口市场显示出了“大国效应”，能够对国际大豆价格造成影响。

已有研究对我国不同产业的市场势力进行了分析，但针对我国大豆进口市场的分析还比较少，研究结论也不一致，且已有研究主要针对 2010 年左右的我国大豆进口市场。经过近 10 年的发展，我国大豆进口贸易格局已有了较大的变化，那么国际大豆市场竞争结构及定价权有哪些变化？国际大豆贸易定价权形成的原因又是什么？中美贸易摩擦及国际金融市场对国际大豆价格造成了什么样的影响？这是本文亟待解答的问题。本文的研究是在使用 G-K 模型测度市场势力的基础上展开的，并做了以下尝试：首先，本文在市场势力指数的基础上，综合考虑了出口国的剩余需求弹性和进口国的需求弹性，并将国际金融市场及竞争结构因素引入 G-K 模型，较为系统地分析了国际粮食市场定价权的形成原因；其次，传统 G-K 模型并未考虑到模型本身的内生性问题，以往学者也未关注，本文采用 3 期连续大豆进口量平均值替代当月进口量以降低内生性的影响，同时 3 期连续大豆进口量平均值也是出口国市场供给等综合因素的反映；最后，由于 G-K 模型的理论假设之一是在样本期间没有发生重大贸易政策的变化，因此在模型中加入政策虚拟变量考察中美贸易摩擦对国际大豆市场价格的影响。

## 二、国际大豆市场贸易结构演变

国际大豆市场的贸易结构是分析国际大豆市场竞争结构的重要背景。尽管贸易参与国在国际大豆市场中的份额并不能表明其一定具备成本加成能力，但却是判断其是否具备市场势力及定价权的重要参考。

### （一）国际大豆市场贸易结构演变

中国是世界上最早种植大豆的国家之一，也曾是世界上主要的大豆出口国之一，从 1996 年起转为大豆净进口国，2000 年成为世界上大豆进口量最多的国家并持续至今。美国、巴西和阿根廷是主要的大豆生产国和出口国。如表 1 所示，近 20 年间国际大豆出口市场集中度指数比较平稳<sup>①</sup>，美、巴、阿三国大豆出口量占国际大豆出口总量的比例保持在 90% 左右，形成对国际大豆出口市场的长期垄断。国际大豆进口市场集中度指数不断增大，中国大豆进口量占国际大豆进口总量的比例快速上涨，国际大豆市场呈现出买方、卖方双垄断局面。

### （二）国际大豆出口市场贸易结构演变

尽管 20 年来国际大豆出口市场一直由美国、巴西和阿根廷垄断，但目前逐渐从美国高度垄断变为美、巴、阿三国寡头垄断。1999 年美国、巴西、阿根廷大豆出口量占国际大豆出口总量的比例分别为 58.22%、22.43%、7.71%，2017 年分别为 37.10%、44.33%、4.71%，巴西大豆出口量迅速上涨。与国际大豆出口市场类似，美、巴、阿在中国大豆市场的贸易格局也从美国高度垄断变为美、巴、阿三国

① 进出口市场集中度指数为本文根据各国大豆进出口量计算的赫芬达尔指数。

寡头垄断。如表2所示,1999年中国大豆进口中来自美国的大豆占比最高,其次为阿根廷和巴西,但随后巴西大豆占中国大豆进口总量的比例逐渐上涨,2013年超过美国并保持至今,巴西成为了中国最主要的大豆进口来源国。2018年受到中美贸易摩擦的影响,巴西大豆占中国大豆进口总量的比例攀升至75.07%。

表1 1999—2017年国际大豆市场贸易结构

年份	出口市场集中度	美、巴、阿出口总量占比	进口市场集中度	中国进口量占比	年份	出口市场集中度	美、巴、阿出口总量占比	进口市场集中度	中国进口量占比
1999	0.40	0.88	0.08	0.11	2009	0.38	0.90	0.31	0.55
2000	0.38	0.87	0.09	0.22	2010	0.30	0.87	0.34	0.58
2001	0.36	0.91	0.10	0.24	2011	0.29	0.86	0.35	0.58
2002	0.34	0.91	0.08	0.20	2012	0.34	0.87	0.39	0.62
2003	0.33	0.91	0.13	0.32	2013	0.31	0.84	0.41	0.63
2004	0.31	0.88	0.16	0.36	2014	0.32	0.85	0.40	0.63
2005	0.29	0.88	0.17	0.38	2015	0.32	0.87	0.41	0.63
2006	0.32	0.90	0.21	0.44	2016	0.33	0.87	0.41	0.64
2007	0.29	0.88	0.20	0.43	2017	0.34	0.86	0.45	0.67
2008	0.30	0.88	0.25	0.48					

资料来源:联合国 UN Comtrade 数据库。

表2 1999—2018年美、巴、阿大豆在中国大豆进口市场的比例

(单位:%)

年份	阿根廷	巴西	美国	年份	阿根廷	巴西	美国
1999	22.32	19.92	56.61	2009	8.8	37.59	51.25
2000	26.72	20.34	51.96	2010	20.42	33.92	43.06
2001	36.02	22.67	41.08	2011	14.84	39.32	42.37
2002	24.52	34.55	40.82	2012	10.10	40.92	44.48
2003	28.75	31.2	39.98	2013	9.66	50.19	35.09
2004	21.76	27.76	50.41	2014	8.41	44.82	42.06
2005	27.82	29.9	41.55	2015	11.55	49.06	34.78
2006	22.02	41.15	35.00	2016	9.55	45.53	40.72
2007	26.86	34.34	37.54	2017	6.89	53.31	34.39
2008	26.31	31.13	41.22	2018	1.66	75.07	18.90

资料来源:同表1。

### (三) 中国在国际大豆市场中买方地位的演变

中国经济的发展引发了居民食品消费量的提高,大豆的消费量随之上涨。中国国产大豆产量近20年保持平稳而进口数量不断提升,1999年中国进口大豆431.7万吨,2018年为8803万吨。中国大豆进口量占国际大豆进口总量的比例快速提

升,在国际大豆市场中占据绝对的买方垄断地位。美国、巴西和阿根廷是中国主要的大豆进口来源国,图3显示,1999—2017年美国、巴西、阿根廷对中国大豆出口量占其大豆出口总量的比例快速上涨,这一趋势在巴西表现得更为明显。1999年美国、巴西、阿根廷对中国大豆出口量占其大豆出口总量的比例分别为7.86%、6.96%、31.93%,2017年上升为62.43%、78.93%、89.22%,可见这三个国家出口的大豆大部分都流入了中国。

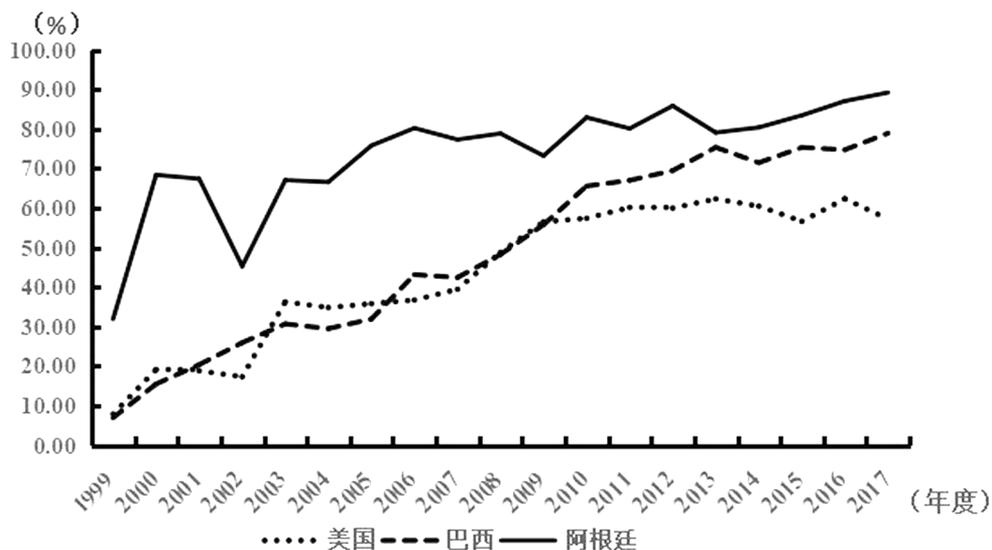


图3 1999—2017年巴、美、阿对中国大豆出口量占其大豆出口总量的比例

资料来源:联合国UN Comtrade数据库。

从以上分析可知,近20年间国际大豆市场的贸易结构发生了明显的变化,国际大豆出口市场由美国垄断演变为美、巴、阿三国寡头垄断,国际大豆进口市场则由中国垄断。目前美国、巴西、阿根廷各自大豆出口量的绝大部分都流入了中国,中国是他们最重要的大豆贸易伙伴,而在中国的大豆进口市场中,巴西超越了美国成为中国最大的大豆进口来源国。

### 三、理论框架、计量模型与数据说明

#### (一) 理论框架

假设一组出口厂商向一外国市场出口某种同类商品, $P^e$ 是该商品的出口价格(用出口目的地货币表示), $Q^e$ 是该组厂商对这一外国市场出口该商品的总量, $p_1, \dots, p_n$ 是其他国家厂商生产并出口至同一目的地、与其同质的竞争产品的价格(用出口目的地货币表示), $Z$ 是目的地自身需求变量。该组出口商与其他国家竞争厂商的需求函数可写为:

$$P^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, p_1, \dots, p_n, Z) \quad (1)$$

$$P^k = D^k(Q^k, p^j, p^{ex}, Z), \text{ 其中, } j = 1, \dots, n, \text{ 且 } j \neq k \quad (2)$$

出口厂商  $i$  利润最大化的条件为:

$$Max \pi_i = p^{ex} q_i^{ex} - e C_i^{ex} \quad (3)$$

其中,  $e$  是出口国与进口国之间的汇率,  $q_i^{ex}$  是出口厂商  $i$  的出口数量,  $C_i^{ex}$  是出口厂商的生产成本 (以出口国货币表示)。当出口厂商  $i$  的边际收益等于边际成本时利润达到最大, 此时有:

$$P^{ex} = e MC_i^{ex} - q_i^{ex} D_i^{ex} \left( 1 + \sum_{j \neq k} \frac{\partial q_i^{ex}}{\partial q_j^{ex}} \right) \times \left( 1 + \sum_{j \neq k} \frac{\partial D_i^{ex}}{\partial p^k} \times \frac{\partial D^k}{\partial p^{ex}} \right) \quad (4)$$

$MC_i^{ex}$  是出口厂商  $i$  的边际成本 (用出口国货币表示),  $D_i^{ex}$  是需求函数的一阶偏导数。  $1 + \sum_{j \neq k} \frac{\partial q_i^{ex}}{\partial q_j^{ex}}$  表示出口国内部的出口厂商之间的竞争行为, 以  $\theta_i$  代替,  $1 + \sum_{j \neq k} \frac{\partial D_i^{ex}}{\partial p^k} \times \frac{\partial D^k}{\partial p^{ex}}$  表示出口厂商与竞争国厂商之间的相互竞争行为, 以  $\phi$  代替; 因此, 式 (4) 可写为:

$$P^{ex} = e \times MC_i^{ex} - q_i^{ex} \times D_i^{ex} \times \phi \times \theta_i \quad (5)$$

假设  $s_i$  表示出口商  $i$  的出口市场份额, 用  $s_i$  乘以式 (5), 并对所有厂商进行加总, 则有:

$$\sum_i s_i \times p^{ex} = \sum_i s_i \times e \times MC_i^{ex} - \sum_i s_i \times q_i^{ex} \times D_i^{ex} \times \phi \times \theta_i \quad (6)$$

由于  $\sum_i s_i = 1$ ,  $q_i^{ex} = s_i \times Q^{ex}$  且  $MC^{ex} = \sum_i s_i \times MC_i^{ex}$ , 所以式 (6) 可以改写为市场层面数据形式:

$$P^{ex} = e \times MC^{ex} - Q^{ex} \times D_1^{ex} \times \phi \times \theta \quad (7)$$

其中,  $\theta = \sum_i s_i^2 \times \theta_i$

类似的, 对于其他国家的竞争厂商, 其实现利润最大化的一阶条件为:

$$P^k = e^k \times MC^k - Q^k \times D_1^k \times v^k, \text{ 其中, } k = 1, \dots, n \quad (8)$$

联立式 (2) 和式 (8):

$$P^k = e^k \times MC^k(Q^k, W^k) - Q^k \times D_1^k(Q^k, p^j, p^{ex}, Z) \times v^k \quad (9)$$

其中,  $W^k$  代表厂商的成本转换变量。定义  $W^N$  表示所有厂商转换成本 (去除出口厂商) 的集合,  $v^N$  表示  $k = 1, \dots, n$  时所有参数的集合, 则得到:

$$P^k = P^{k*}(Q^{ex}, W^N, Z, v^N), k = 1, \dots, n \quad (10)$$

其中,  $P^{k*}$  表示第  $k$  个竞争国需求方程的简略形式。为了获得出口国的剩余需求曲线, 将式 (10) 代入到式 (1) 中, 得到:

$$P^{ex} = D^{ex}[Q^{ex}, p^{1*}(\times), \dots, p^{n*}(\times), Z] = D^{res, ex}(Q^{ex}, W^N, Z, v^N) \quad (11)$$

由式 (11) 可以看到, 影响出口国剩余需求曲线的因素为出口国的出口量、出口目的地自身需求变量和其他竞争国的成本转换变量。对式 (11) 两边同时取

对数, 则可以直接获得出口国剩余需求的弹性系数:

$$\ln P_{mt}^{\text{ex}} = \lambda_m + \eta_m \times \ln Q_{mt}^{\text{ex}} + \alpha_m \times \ln Z_{mt} + \beta_m \times \ln W_{mt} + \varepsilon_{mt} \quad (12)$$

其中, 下标  $m$  为进口国,  $t$  为年份,  $\lambda_m$  为常数,  $\varepsilon_{mt}$  为随机干扰项,  $\eta_m$  为剩余需求弹性, 其绝对值是市场势力的量化指标,  $\eta_m$  绝对值越大, 则代表市场势力越强。 $\alpha_m$  和  $\beta_m$  分别表示出口目的地自身市场需求与竞争者成本对出口价格的影响程度。

## (二) 计量模型与变量说明

在 G-K 模型的基础上, 本文构建计量检验模型:

$$\begin{aligned} \ln P_{CHN}^k = c + \eta \times \ln Q_{CHN}^k + \varphi_1 \times \ln MGDP_{CHN} + \varphi_2 \times \ln MPPI_{CHN} \\ + \varphi_3 \sum \beta_i \times \ln e_i + \varphi_4 \ln F_i^{\text{us}} + \varphi_5 \times D + \varphi_6 \sum \ln Pr_i^k + wT + \varepsilon \end{aligned} \quad (13)$$

其中,  $P_{CHN}^k$  表示国家  $k$  对中国的大豆出口价格;  $Q_{CHN}^k$  表示国家  $k$  对中国的大豆出口数量, 考虑到 G-K 模型本身可能存在的内生性问题及多重因素对大豆供给造成的影响, 在计量检验中以前后连续 3 个月的平均大豆出口量作为当月的出口数量;  $MGDP_{CHN}$  表示中国的月度国内生产总值,  $MPPI_{CHN}$  表示中国国内生产价格指数,  $MGDP_i$  和  $MPPI_i$  是中国的自身需求变量  $Z_{mt}$ ;  $e_i$  表示竞争国对中国的汇率,  $\sum e_i$  代表了竞争国的成本转移变量合集  $W^N$ , 以汇率作为成本转换变量是因为出口国在面对不同的出口目的地时, 可以通过汇率调整其在这些市场上的商品价格 (Doldberg and Kentter, 1999); 由于 G-K 模型的假设之一是在样本期间没有重要贸易政策变化, 因此设置  $D$  表示政策虚拟变量; 同时考虑到美国发达的金融市场对国际大豆价格的影响, 本文设置了变量  $F_i^{\text{us}}$  衡量美国期货市场对国际大豆现货价格的影响;  $Pr_i^k$  为美、巴、阿对中国大豆出口量占中国大豆进口总量的比例, 作为三国在国际大豆市场份额的代理变量, 而市场份额又是出口国国内因素、各国利益等的体现, 也是国际大豆市场竞争结构的反映;  $T$  为时间趋势变量,  $c$  为常数;  $\eta$  表示不同国家进口大豆在中国进口市场的剩余需求弹性,  $\varphi_1$ 、 $\varphi_2$ 、 $\varphi_3$ 、 $w$ 、 $\beta_i$  表示未知参数;  $\varepsilon$  表示随机扰动项;  $\ln$  表示变量的对数形式。

## (三) 数据来源

本文使用 2013—2018 年的月度数据。贸易数据来自于中国海关, 单位分别为吨和人民币元。汇率数据来自于国际货币基金组织, 人民币对巴西雷亚尔和阿根廷比索的汇率是通过美元间接计算而得的。中国月度  $PPI$  指数和季度  $GDP$  指数来源于中国国家统计局, 月度  $GDP$  根据季度  $GDP$  和工业增加值指数计算而得。芝加哥期货交易市场美豆价格取自布瑞克农产品数据库。影响双边贸易的重大事件存续期间  $D=1$ , 否则  $D=0$ 。中美贸易摩擦始于 2018 年 3 月 23 日凌晨, 美国总统正式签署对华贸易备忘录, 宣称将对从中国进口的 600 亿美元商品加征关税并限制中国企业对美投资, 直至 2018 年 12 月 23 日双方政府宣布同意停止加征新的关税并相互开放市场, 因此设置 2018 年 4 月—12 月  $D=1$ , 2013 年 1 月—2018 年 3 月  $D=0$ 。

#### 四、国际粮食市场的市场势力及定价权的实证分析

##### (一) 国际大豆市场的市场势力及定价权的总体检验

中国与美国、巴西、阿根廷之间的大豆贸易是国际大豆市场的反映，本文首先将美、巴、阿和中国纳入同一面板，验证国际大豆市场中大豆价格的影响因素。考虑到期货市场对现货市场的影响，期货市场数据为滞后一期。对模型涉及的数据进行单位根检验，所有变量为一阶单整，随后分别对美、巴、阿计量模型进行 Johansen 协整检验，皆在 5% 的显著性水平上存在协整关系。首先采用固定效应模型对面板数据进行计量检验，为修正面板模型中可能存在的组间异方差和组间同期相关，又采用了“OLS+面板校正标准误差”对面板数据再次进行了计量检验（陈强，2013）<sup>[27]</sup>，结果如表 3 所示。固定效应与“OLS+面板校正标准误差”计量检验结果比较相近，且采用“OLS+面板校正标准误差”后，汇率及市场份额因素变得显著。国际大豆市场中大豆出口量对大豆出口价格没有显著的影响，大豆出口国似乎并不具备市场势力及定价权；大豆进口国自身需求对大豆价格有显著的正向影响，大豆进口国似乎也不具备定价权；汇率是影响国际大豆价格的重要因素之一；贸易政策对国际大豆价格有显著的影响，中美贸易摩擦显著提升了大豆价格；市场份额对大豆价格有显著的正向影响，出口大国对价格的影响更大；金融市场对国际大豆价格的影响是显著的，大豆现货价格受芝加哥期货市场美豆价格的影响显著。考虑到不同大豆出口国市场势力及定价权的影响因素可能并不一样，本文将分国别做进一步分析。

表 3 国际大豆市场的市场势力及定价权计量检验结果

变量		固定效应模型			OLS+面板校正标准误差		
		系数	T 值	概率	系数	Z 值	概率
大豆出口量	$LnQ_{CHN}^k$	-0.0027	-1.45	0.148	-0.0004	-0.26	0.793
中国国内生产总值	$LnMGDP_{CHN}$	0.2724***	3.87	0.000	0.2360***	3.15	0.002
生产者物价指数	$LnPPI_{CHN}$	-1.6922*	-1.65	0.100	-1.8251*	-1.69	0.090
人民币对外币汇率	$Ln\epsilon_i^k$	0.0011	0.06	0.955	0.0352***	7.64	0.000
政策虚拟变量	$D$	0.1169***	6.46	0.000	0.1247***	6.63	0.000
市场份额	$Lnpr_i^k$	0.0231	0.92	0.359	0.0610**	2.33	0.020
美豆期货价格(-1)	$LnF^{us}_{i-1}$	0.7010***	15.81	0.000	0.6905***	15.00	0.000
时间趋势变量	$T$	-0.0041***	-6.68	0.000	-0.0037***	-5.83	0.000
截距	$\alpha$	7.4494	1.60	0.112	8.4639*	1.73	0.084
拟合优度		$R^2 = 0.7995$			$R^2 = 0.7924$		

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

##### (二) 国际大豆市场的市场势力及定价权影响因素的分国别检验

本文对美国、巴西、阿根廷的计量模型进行初步检验，发现  $Ln Pr^{us}$ 、 $Ln Pr^{br}$ 、

$Lne^{Ag}$  与时间趋势变量存在较为严重的共线性<sup>①</sup>，因此对其差分后再引入模型，修正后的模型均不存在严重的共线性、异方差和自相关。

本文对美国在中国大豆进口市场的剩余需求弹性进行计量检验，结果如表4所示。美国大豆出口数量与出口价格显著正相关，而中国国内生产总值和生产者物价指数对美国大豆出口价格的影响并不显著，这说明美国在中国大豆市场中具备较强的市场势力，且中国自身对美国大豆的需求并未显著影响到美国大豆的定价，美国具有较强的定价能力。人民币对巴西雷亚尔的汇率对美国大豆价格有显著的正向影响，人民币对阿根廷比索的汇率对美国大豆价格的影响不显著，这表明中国进口巴西大豆的成本上涨会推升美国对中国出口大豆的价格，而中国进口阿根廷大豆的成本对美国大豆价格的影响微弱。如果中国进口巴西大豆的成本上升，美国对中国出口大豆的价格也会上涨，中国并不能通过减少巴西大豆进口量、增加美国大豆进口量来降低购买大豆的成本，这再次印证了中国在国际大豆市场中并不具备议价能力的事实。美国、巴西、阿根廷的大豆市场份额并未对美国大豆出口价格造成显著影响，即贸易结构并不是影响美国大豆定价的主要因素。政策虚拟变量对美国大豆出口价格有显著的正向影响，即中美贸易摩擦引致了美国出口大豆价格的提升。芝加哥期货市场大豆价格与美国大豆出口价格显著正相关，可见美国金融市场对美国大豆出口价格有显著的影响。

本文对巴西在中国大豆进口市场的剩余需求弹性进行计量检验，结果如表4所示。巴西大豆出口数量与出口价格显著负相关，而中国国内生产总值与巴西大豆出口价格显著正相关，也就是说巴西大豆出口价格受到大豆出口量的负向影响和中国自身需求的正向影响。而从巴西的剩余需求弹性来看， $\eta = -0.0411$ ，意味着巴西出口大豆减少1%，出口价格上升0.04%，而中国国内生产总值回归系数为0.5364，即中国对巴西大豆需求量增加1%，巴西大豆出口价格上涨0.54%，说明中国对巴西大豆的需求仍是促成巴西大豆价格上涨的主要因素之一，在中国大豆需求量日益上涨的背景下，巴西难以依靠减少出口量来实现对出口价格的控制。生产者物价指数对巴西大豆出口价格有显著负向影响。政策虚拟变量、期货市场大豆价格与巴西大豆出口价格显著正相关，这说明中美贸易摩擦、芝加哥期货市场大豆期货价格是影响巴西大豆出口现货价格的重要因素。中美贸易摩擦期间，中国减少甚至暂停进口美国大豆转向进口巴西大豆，巴西巴拉那瓜湾的大豆现货价格出现了明显上涨，2018年3月—12月为81.61美元/蒲式耳，高于去年同期23.15%，可见中美贸易摩擦及中国需求上涨切实推升了巴西大豆的出口价格。

本文对阿根廷在中国大豆进口市场的剩余需求弹性进行计量检验，结果如表4所示。阿根廷大豆出口数量与出口价格显著负相关，而中国国内生产总值与其显著正相关。阿根廷的剩余需求弹性 $\eta = -0.0046$ ，意味着阿根廷出口大豆减少1%，出口价格上升0.005%，而中国国内生产总值回归系数为0.2204，即中国对阿根廷大豆需求量增加1%，大豆出口价格上涨0.22%，这说明中国对阿根廷大豆的需求

<sup>①</sup> $Lne^{Ag}$  与时间趋势变量存在严重共线性的原因可能是阿根廷比索近年来持续的通货膨胀。

是促成阿根廷大豆价格上涨的主要因素之一，在中国大豆需求量日益上涨的背景下，阿根廷难以依靠减少出口量来实现对出口价格的控制，中国同样也不具备对阿根廷的议价能力。巴西大豆市场份额的增长率对阿根廷大豆出口价格有显著负向影响，即巴西大豆和阿根廷大豆存在一定的替代性。2016—2018年阿根廷国内旱灾及洪涝灾害较多，国内大豆减产，可出口数量下降，因此并未对巴西大豆出口造成严重影响。中美贸易摩擦和美国金融市场是影响阿根廷大豆价格的重要因素。中美贸易摩擦期间阿根廷大豆出口价格快速升高，2018年6月阿根廷对中国出口大豆到岸价为2 705.62元/吨，2018年12月为3 058.78元/吨，上涨13.05%。

表4 国际大豆市场分国别市场势力及定价权影响因素的计量检验结果

变量	美国大豆市场势力及定价权			巴西大豆市场势力及定价权			阿根廷大豆市场势力及定价权		
	系数	T 检验	P 值	系数	T 检验	P 值	系数	T 检验	P 值
$LnQ_{CHN}^k$	0.0121 *	1.73	0.088	-0.0411 ***	-3.35	0.001	-0.0046 **	-2.30	0.025
$LnMGDP_{CHN}$	-0.0362	-0.24	0.813	0.5364 ***	3.31	0.002	0.2204 **	2.16	0.035
$LnPPI_{CHN}$	-0.7926	-0.36	0.718	-6.0417 ***	-3.08	0.003	0.8382	0.73	0.468
$Ln e^{US}$	—	—	—	-0.1134	-0.35	0.725	0.2827	1.09	0.279
$Ln e^{Br}$	0.2887 **	2.42	0.019	—	—	—	0.1223	1.10	0.275
$Ln e^{Ag}$	-0.0680	-0.40	0.693	-0.0375	-0.21	0.834	—	—	—
$D$	0.1625 ***	3.34	0.001	0.1338 ***	3.81	0.000	0.1154 ***	4.35	0.000
$LnPr^{US}$	-0.0916	-0.67	0.507	0.0586	0.37	0.713	-0.0244	-0.20	0.839
$LnPr^{Br}$	-0.1047	-0.69	0.495	0.1364	0.78	0.439	-0.2121 *	-1.83	0.072
$LnPr^{Ag}$	0.0667	0.37	0.712	0.1713	0.97	0.336	-0.1552	-1.46	0.148
$LnF_{i-1}^{us}$	0.3304 **	2.27	0.021	0.7726 ***	9.48	0.000	0.5863 ***	5.44	0.000
$T$	-0.0016 **	-1.05	0.030	-0.0045 ***	-3.17	0.002	-0.0037 ***	-3.33	0.001
截距	9.1006	0.90	0.372	24.8361 ***	2.81	0.007	-3.4158	-0.63	0.529
$R^2$	0.9730			0.8360			0.9043		
$F$	193.21 (0.000)			27.34 (0.000)			45.89 (0.000)		

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

### 五、对国际粮食市场定价形成机制的讨论

通过上文分析可知，美国在国际大豆市场中具备较强的市场势力，且美国大豆定价没有受到中国自身需求、市场份额变化的显著影响，美国在国际大豆市场中具有较强的议价能力。近年来巴西、阿根廷在国际大豆市场中份额的提升对美国大豆市场份额造成了挤压，尤其是巴西大豆市场份额已经超过美国，但并未显著影响到美国大豆的出口价格，且巴西、阿根廷在国际大豆市场中市场势力指数虽然显著，但中国自身对巴西、阿根廷大豆的需求是两国大豆出口价格上涨的重要原因之一，巴西、阿根廷难以通过控制出口量来控制出口价格，可见巴西、阿根廷也不具备定价能力。中国虽然在国际大豆市场中处于买方垄断地位却也不具备较强的议价能

力。美、巴、阿三国大豆出口价格都受到芝加哥期货市场美豆价格和中美贸易摩擦的显著影响。美国在国际粮食市场中具有强势定价权的主要原因为以下几个方面。

### （一）美国对全球金融市场的掌控

金融市场会对粮食现货价格造成影响，美国芝加哥期货交易所是全球最具有代表性的农产品期货交易所，该所提供的大豆等商品的金融衍生品价格已经成为国际贸易价格的风向标。目前中国、巴西和阿根廷都没有全球性的期货交易所，中国进口大豆价格的定价以芝加哥期货交易所大豆价格加成而来（徐振伟，2018）<sup>[28]</sup>，巴西和阿根廷大豆报价仍然参照芝加哥期货市场美豆的价格，发达的金融市场是美国仍然掌握国际大豆定价权的重要原因之一。

### （二）跨国粮商对大豆全球供应链的掌控

美国通过跨国企业对国际大豆供应链的控制是其掌握国际大豆定价权的重要原因之一。大豆及大豆制品是世界上众多国家居民日常饮食及饲料的重要组成，因此进口需求旺盛。跨国粮商在大豆国际贸易中的作用不容忽视，ADM（美）、邦吉（美）、嘉吉（美）、路易达孚（法）四家跨国粮商控制了大豆国际贸易的供应链，另一家美国公司孟山都则控制了全球转基因大豆种子的市场供应。孟山都推出了世界上第一项商业化的转基因大豆种子，在其掌握了美国、巴西、阿根廷绝大部分豆种的市场份额后不断提升豆种价格，加重了豆农的负担。ADM、邦吉、嘉吉和路易达孚四家企业则与豆农进行“合约式生产”，他们向缺乏资金的巴西和阿根廷中小豆农提供贷款帮助其生产，并垄断了豆农的大豆收购。此外，四家跨国粮商还与巴西、阿根廷大型种植园合作以此控制了两国大豆的收购环节，对于收购回的大豆，四家跨国粮商通过自身分布在世界各地的贸易公司进行销售。为稳固销售渠道，四家跨国粮商在世界各地兴建粮库、港口、码头，建立信息收集机构，排挤其他贸易公司，形成了对国际大豆供应链的垄断。为稳定大豆贸易格局，四家跨国粮商进一步控制了大豆压榨业市场。四大跨国粮商进入中国后，复制了其在巴西、阿根廷的扩张模式，在我国黑龙江等地与豆农合作生产、收购或自建油脂加工企业，迅速占领我国大豆及豆油市场。跨国粮商之间的横向合作也非常普遍，如孟山都与ADM、嘉吉合作在巴西进行大豆收购。此外，四大跨国粮商与政府也保持良好的关系，如ADM公司近年的年报中披露了对联邦政府的政治捐款。四家跨国公司也涉及资本运作，从多国银行获取资金支持，甚至芝加哥期货市场大豆价格也与四家跨国粮商的操纵有一定关系（王绍光等，2013）<sup>[29]</sup>。

### （三）美国大豆的可替代性较弱

尽管当前美国、巴西、阿根廷在中国大豆市场呈现寡头垄断局面，但中国停止进口美国大豆的缺口短时间内很难完全从巴西、阿根廷弥补，也很难依靠提高国内大豆产量弥补。首先，美国与巴西、阿根廷的大豆成熟期具有季节性差异。美国处于北半球中纬度，大豆成熟期为9—10月，销售期为10月—次年3月。巴西、阿根廷位于南美洲，大豆成熟期和销售期在4—9月。美国与巴西、阿根廷大豆生长的季节性差异是巴西、阿根廷大豆很难对美国大豆完全替代的原因之一。其次，美国国土横跨北美洲大陆，平原广袤，适宜大规模机械化种植，转基因大豆在美国的

快速发展是美国自然资源比较优势的凸显。美国大豆产值约占世界产量的1/3，短时间内巴西、阿根廷大豆产能难以提升至可以取代美国的水平。最后，中国水土资源贫乏，人均耕地远低于世界平均水平，大宗农产品进口等价于土地进口（毛学峰，2009）<sup>[30]</sup>。2017年中国大豆平均亩产为124千克<sup>①</sup>，以此为标准计算，当年中国进口美国大豆3285.4万吨相当于进口土地2.65亿亩，缓解了中国的资源环境压力。

（四）中美贸易摩擦并未改变现有定价规则

本文研究发现中美贸易摩擦显著推升了国际市场大豆价格。本文对美国、巴西和阿根廷2013年1月—2019年3月大豆出口价格与美国芝加哥期货市场大豆价格变化趋势进行了对比。图4显示，2013年1月—2018年2月期间，美、巴、阿三国大豆价格与美国大豆期货价格变化趋势基本相同，但是在2018年3月—2018年12月期间，三国大豆价格与美国大豆期货价格变化趋势背离，直到2019年1月开始与期货价格相接近。以上趋势显示出中美贸易摩擦对国际市场大豆价格的影响是显著的，但是该影响并不持续，中美贸易摩擦暂停后国际市场大豆价格又向美国大豆期货价格靠拢。可见尽管中美贸易摩擦对国际大豆价格造成了冲击，但国际大豆价格仍然受到美国期货市场价格的显著影响。

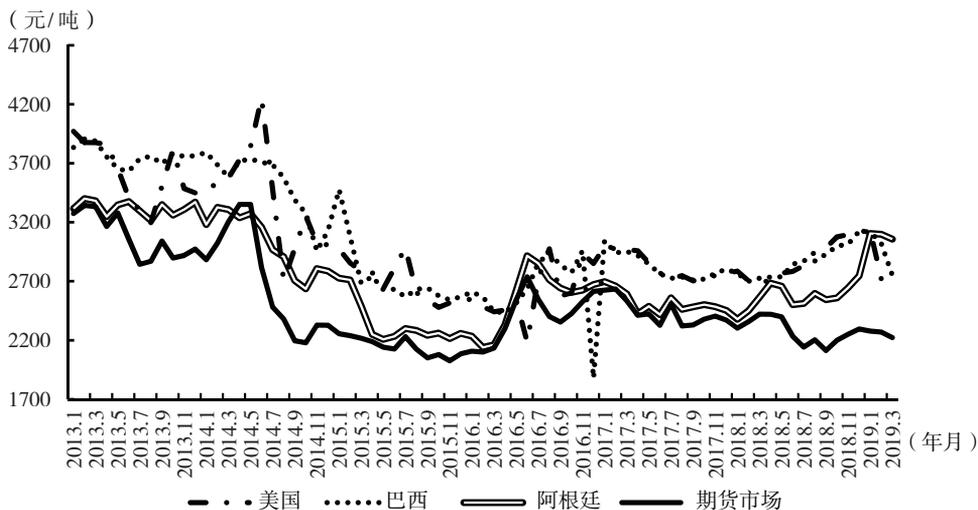


图4 2013.1—2019.3美国、巴西、阿根廷大豆出口价与美国期货市场大豆价格

六、研究结论及政策建议

在国际贸易格局剧烈变动和中国大豆进口依存度上升的背景下，本文基于市场势力视角，从国际大豆市场竞争格局入手，对国际粮食市场定价权问题进行了较为深入的分析，研究结论如下。

①资料来源：国家统计局官方网站。

第一，国际大豆市场竞争格局发生了重大转变。国际大豆市场贸易格局由原来的美国卖方垄断逐渐向美国、巴西、阿根廷三国寡头垄断转变。中国已成为国际大豆市场中最主要的买方，从2013年起巴西成为了中国最大的大豆进口来源国，中国与巴西分别成为了国际大豆市场中最大的进口国和出口国。

第二，美国、巴西和阿根廷都具有较强的市场势力，美国和巴西的竞争优势更为明显。美国、巴西、阿根廷的市场势力指数都较为显著，且巴西大豆成本对美国大豆定价造成了一定影响，巴西大豆市场份额变化会影响到阿根廷大豆的定价，而阿根廷大豆市场势力和对其他两国的影响较弱。

第三，美国在国际大豆市场定价上具有较强的话语权。尽管巴西、阿根廷的市场势力指数通过了显著性检验，但中国自身需求对巴西、阿根廷大豆价格有更为明显的正向影响，巴西、阿根廷市场份额的变化也没有影响到美国大豆的定价，因此他们不具备较强的议价能力，中国也没有凭借其买方垄断地位掌握国际粮食市场中较强的议价能力。美国高度发达的市场经济体制、国际资本对跨国粮商的支持以及跨国粮商经营战略的成熟是美国得以掌握全球大宗商品定价权的重要原因。

第四，中国与美国的双边贸易摩擦明显推高了国际大豆贸易价格，但是该影响并不持续。短期内中美贸易摩擦对国际市场中的大豆价格造成了明显的影响，并引致国际大豆贸易格局的显著变化，但总体来看，国际大豆价格仍表现出向美国芝加哥大豆期货价格靠拢的强劲趋势。

在贸易全球化的趋势下，我国粮食市场对外开放程度越来越高，与国际市场的联系也愈加紧密，掌握在国际市场中的定价权有助于我国规避国际市场中的价格风险。结合研究结论，本文对如何提升我国在国际粮食市场中的定价能力提出以下几点建议：一是在粮食市场快速国际化的进程中要关注国际市场定价权，利用好两个市场维护我国粮食安全的关键在于定价权。中国自身对大豆有旺盛的需求，而中国大豆产量近20年几乎停滞不前，大豆对外依存度不断提升。中国大豆进口需求不断增加，出口市场为寡头竞争的格局是中国不具有定价权的主要原因之一，因此中国应当分散进口来源，利用自身巨大的需求优势改变粮食市场格局，提升自身在国际粮食市场中的定价能力。二是加快现代粮食市场体系建设，提升中国衍生品市场的影响力。目前，我国大连商品交易所已经上市大豆期货、豆粕期权等金融衍生品，但我国大连商品交易所农产品衍生品价格对国际农产品价格的影响有限。我国期货市场要积极增强自身在国际金融市场中的影响力，以提升我国期货市场现货价格的指导能力。三是加快提升中国粮食流通产业的国际竞争力。四大跨国粮商产业链条相对完整，尤其是在大豆收购环节掌握了大豆收购的主动权，中国粮食企业往往很难从巴西、阿根廷豆农手中直接采购到大豆。因此中国粮食企业要加快“走出去”步伐，加强国际粮食流通渠道建设，从全产业链角度全面提升竞争能力。鼓励我国大型企业积极参与国际合作，与巴西和阿根廷形成直接贸易关系，对提升我国国际贸易议价能力将大有裨益。

## [参考文献]

- [1] 王孝松, 谢申祥. 国际农产品价格如何影响了中国农产品价格 [J]. 经济研究, 2012, 47 (3): 141-153.
- [2] 吕捷, 林宇洁. 国际玉米价格波动特性及其对中国粮食安全影响 [J]. 管理世界, 2013 (5): 76-87.
- [3] 毛学峰, 刘靖, 朱信凯. 中国粮食结构与粮食安全: 基于粮食流通贸易的视角 [J]. 管理世界, 2015 (3): 76-85.
- [4] 钱学锋, 范冬梅. 国际贸易与企业成本加成: 一个文献综述 [J]. 经济研究, 2015, 50 (2): 172-185.
- [5] LERNER A. The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power [J]. Review of Economic Studies, 1934, 1 (3): 157-175.
- [6] LANDERS W M, POSNER R A. Market Power in Antitrust Cases [J]. Harvard Law Review, 1981, 94 (5): 937-996.
- [7] BAKER J B, BRESNAHAN T F. Estimating the Residual Demand Curve Facing a Single Firm [J]. International Journal of Industrial Organization, 1988, 6 (3): 283-300.
- [8] GOLDBERG P, KNETTER M M. Measuring the Intensity of Competition in Export Market [J]. Journal of International Economics, 1999, 47 (1): 27-60.
- [9] 李晓钟, 李清光. 中国绿茶国际市场势力实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2011 (8): 24-31.
- [10] 陈博文, 钟钰, 刘佳. 基于市场势力视角对我国大米进口市场结构的研究 [J]. 国际贸易问题, 2015 (3): 118-127.
- [11] 龚瑾, 孙致陆, 李先德. 我国大麦进口贸易具有“大国效应”吗 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2018 (4): 46-53+167-168.
- [12] ZHU X, ZHENG W, ZHANG H, et al. Time-varying International Market Power for the Chinese Iron Ore Markets [J]. Resources Policy, 2019, 64 (9): 1-8.
- [13] 孙泽生, 蒋帅都. 中国稀土出口市场势力的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2009 (4): 31-37.
- [14] 马述忠, 王军. 我国粮食出口市场势力的实证分析——以玉米为例 [J]. 浙江社会科学, 2012 (7): 26-33+155.
- [15] ARNAWA I K, ANINDITA R. Market Power Analysis of Soybean Commodity in East Java [J]. Agriculture and Agricultural Science Procedia, 2016 (9): 170-180.
- [16] 徐建中, 张楠. 低碳经济背景下厂商市场势力的形成和实施研究 [J]. 管理世界, 2018, 34 (5): 174-175.
- [17] EUNN D W, MARTOCCIA M. Unilateral and Collusive Market Power in the Electricity Pool of England and Wales [J]. Energy Economics, 2005, 27 (2): 305-315.
- [18] 司伟, 张猛. 中国大豆进口市场: 竞争结构与市场力量 [J]. 中国农村经济, 2013 (8): 29-39.
- [19] 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.
- [20] 祁华清, 李霜, 樊琦. 中国粮食金融化的测度、检验及政策启示 [J]. 管理世界, 2015 (2): 172-173.
- [21] 叶盛, 谢家智, 涂先进. 粮食金融化能够解释粮食价格波动之谜吗 [J]. 农村经济, 2018 (5): 52-56.
- [22] AALTO-SETÄLÄ V. The Effect of Concentration and Market Power on Food Prices: Evidence from Finland [J]. Journal of Retailing, 2002, 78 (3): 207-216.
- [23] GOGER M A. Institutions as Conscious Food Consumers [M]. Cambridge, Massachusetts: Academic Press, 2019: 47-74.
- [24] 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, 33 (9): 24-32+110.
- [25] SONG B, 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.

- [26] 何树全, 高旻. 国内外粮价对我国粮食进出口的影响——兼论我国粮食贸易的“大国效应”[J]. 世界经济研究, 2014 (3): 33-39+88.
- [27] 陈强. 高级计量经济学及 stata 应用 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2014: 300.
- [28] 徐振伟. 中美大豆贸易的定价权评析 [J]. 天津师范大学学报 (社会科学版), 2018 (5): 41-47.
- [29] 王绍光, 王洪川, 魏星. 大豆的故事——资本如何危及人类安全 [J]. 开放时代, 2013 (3): 87-108.
- [30] 毛学峰. 中国大豆进口与大豆产业发展研究 [M]. 北京: 中国农业出版社, 2009: 31.

(责任编辑 王 瀛)

## Competition Structure, Market Power and Pricing Right of Food Market — Analysis of International Soybean Market

LI Guangsi HAN Dong

**Abstract:** Whether China has the pricing power in the international food market directly affects the cost and risk of using the global markets and resources to ensure food security in China. From the perspective of trade structure and market power, this paper analyzed the competition pattern of the international soybean market with monthly data of soybean trade from 2013 to 2018. We also measured the market power index of the significant soybean exporters, and then empirically examined the international grain pricing mechanism. It is found that the trade structure of the global soybean market has changed dramatically, but China and Brazil remain the biggest importer and exporter in the global market respectively. The market power index of major soybean exporters is significant, but China's demand is still the key driver of the soybean export prices of Brazil and Argentina. Although China and Brazil are the largest importers and exporters respectively, they have less impact on pricing power in the international food market as well as Argentina. The United States, however, still has a strong “voice” in pricing power.

**Keywords:** Competitive Structure; Market Power; Pricing Power