

中国大豆进口市场结构变迁原因的 HOV 分析

林大燕^{1,2}, 朱 晶¹, 吴国松³

(1. 南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095; 2. 南京理工大学 国际经贸问题研究中心, 江苏 南京 210094; 3. 淮阴师范学院 经济管理学院, 江苏 淮安 223001)

摘要:过去十多年来,中国大豆进口市场结构发生了显著变化,通过建立 HOV 模型分析了我国大豆进口市场结构的主要影响因素。结果表明:进口来源国的土地禀赋、劳动力禀赋、资本禀赋、规模经济、运输条件、我国进口市场的分散度和市场需求及第三方市场效应都是影响我国大豆进口格局的主要因素。1986~1997 年与 1998~2012 年两个阶段的 HOV 模型实证结果进一步表明不同来源国间资源禀赋的相对变化是中国大豆进口市场结构变化的主要原因。

关键词:大豆;进口市场结构;影响因素;HOV 模型

中图分类号:S565.1

文献标识码:A

文章编号:1000-9841(2014)02-0249-07

Analysis on Reasons of China's Soybean Import Market Structure Changes

LIN Da-yan^{1,2}, ZHU Jing¹, WU Guo-song³

(1. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China; 2. Research Center for International Economy & Trade of Nanjing University of Science & Technology, Nanjing 210094, China; 3. College of Economics and Management, Huaiyin Normal University, Huai'an 223001, China)

Abstract: Over the past decade, China's soybean import market structure has undergone significant changes. This paper analyzed main factors affecting China's soybean import market structure by HOV model. The results show that land endowments, labor endowments, capital endowments, economies of scale, transport conditions, China's market demand as well as the third market effect are major factors. Differences on empirical results between 1986-1997 and 1998-2012 further indicate that relative changes on resource endowments among import sources are main reasons for changes on China's soybean import market structure.

Key words: Soybeans; Import market structure; Influencing factors; HOV model

随着人口的持续增长及经济的高速发展,我国农产品消费需求不断增加,消费结构也不断升级,农产品消费量迅速提高,受限于国内相对稀缺的水土资源,国内农产品供需矛盾日益突出^[1],粮、棉、油等主要农产品进口数量激增。其中,以大豆的进口最为突出,大豆的进口量由 1986 年的 173.9 万 t 增长至 2012 年的 5 838.0 万 t,增长 32.6 倍,进口增幅远远高于同期玉米、小麦和稻米。由于土地资源稀缺,大豆与玉米、小麦等粮食作物存在耕地竞争关系,且平均单产远低于玉米、小麦等粮食作物,因此,大豆的大量进口间接地为其他粮食作物的生产节约了耕地,对保障国内粮食安全做出了重要贡献。2003~2012 年,我国粮食生产实现“九连增”,产量连续 6 年超过万亿斤,人均粮食产量首次突破 850 斤^[2]。在这些期间,高产的玉米、稻谷等粮食作物对低产的大豆等作物的替代对粮食增产的年均贡献率超过 1/4^[3]。

与此同时,应注意大量进口大豆存在的一些隐患,尤其是进口的可持续性,包括大量进口造成的政治敏感性及其可能引发的国际贸易摩擦等问题,这些问题都不利于我国大豆进口贸易的长期发展,而这些问题都与我国大豆进口市场结构紧密相连,一方面,进口市场结构的改变说明我国正在顺应世界大豆市场的变化并做出相应调整,然而,另一方面,进口市场的变化也提高了进口的不确定性及其对国内大豆生产和消费影响的不确定性,直接关系到国内大豆的生产消费及粮食安全。从我国大豆的进口实践来看,中国大豆进口市场结构变化显著。1986~1996 年,中国大豆的进口来源主要为美国,其在中国大豆进口市场中所占份额为年均 94.3%。1997 年以后,从巴西、阿根廷进口的大豆数量逐渐增多,两国在中国大豆进口市场中所占份额不断提高。2001 年,巴西和阿根廷大豆的市场份额分别突破 20% 和 30%,而美国所占份额首次下降

收稿日期:2013-12-12

基金项目:国家社会科学基金重大项目(11&ZD046);江苏高校哲学社会科学研究重大项目(2011ZDAXM007);教育部博士点基金新教师项目(20120097120042);2012 年度普通高校研究生科研创新计划项目(CXZZ12_0302)。

第一作者简介:林大燕(1986-),女,在读博士,主要从事农产品贸易相关研究。E-mail:fujianlindayan@126.com。

通讯作者:朱晶(1969-),女,教授,博士生导师,主要从事农产品贸易相关研究。E-mail:crystalzhu@nuau.edu.cn。

至 50% 以下。目前,美国、巴西、阿根廷在中国大豆进口市场中所占份额分别约为 30%、40% 和 15%。

大豆为土地密集型产品,根据 HO 定理可知,一国土地资源越丰富,则大豆生产的土地成本越低,并直接反映在大豆的生产成本和出口价格上,形成不同出口国间大豆出口收益和比较优势的差异,因此,进口国从土地丰裕的国家进口大豆比从土地相对稀缺的国家进口大豆将更加有利。那么,中国大豆进口市场结构及其变化是否符合 HO 定理,是否确实是因进口来源国间出口比较优势发生变化而转为从土地更为丰裕的国家进口大豆? 换言之,中国大豆进口市场结构是否受到进口来源国生产要素相对丰裕程度的影响? 如果是,进口来源国之间生产要素之间丰裕程度的相对变化将使中国大豆进口市场结构如何改变? 此外,中国大豆进口市场结构的变化程度如何以及该变化是使我国大豆进口市场结构得到优化还是使其恶化也是值得研究的问题。

在国内水土资源刚性约束而大豆需求激增、大豆进口依存度不断突破新高的背景下,上述问题的解答不仅有助于认清中国大豆进口市场结构的影响机制和变化规律,而且关系到中国通过进口保证国内大豆稳定供给的可持续性以及大豆贸易政策的制定,同时对我国粮食安全的长期保障也具有重大而深远的影响。然而,鲜有文献对上述问题进行深入分析。本文将在对一国进口市场结构变动机制进行分析的基础上,通过建立 HOV 模型,根据实证分析结果回答上述问题,以期对未来我国大豆进口市场结构优化的贸易战略提供理论参考与实证依据。

2 理论基础

贸易布局理论的核心内容之一是要素禀赋理论(H-O 理论)。H-O 理论认为各国生产要素禀赋的差异及商品要素密集度的差异决定着贸易的产生及流向。在贸易实践中,进口市场结构取决于进口国的进口决策。在各个进口来源国出口商品不存在显著质量差异的情况下,进口国在进口利益最大化目标的驱动下,主要根据商品价格来选择进口来源及进口数量。出口商品价格受到当地要素禀赋及生产技术的影响。就土地密集型产品的生产而言,土地在诸多生产要素中占据主导地位,土地租金在总生产成本中所占比重往往很高,以美国为例,根据 USDA 的数据,土地租金大约占美国大豆生产总成本的 1/3,小麦、玉米生产总成本中的 20% 左

右,约为资本折旧的 1.5~5 倍,劳动力成本的 5~7 倍。因此,土地资源丰裕的国家由于土地租金较低,在土地密集型产品的生产及贸易中往往具有比较优势。反之,劳动力资源和资本越丰裕,则土地相对稀缺,土地的相对价格就会越高,该国在土地密集型产品的生产和出口上越不具有比较优势。在进口利益最大化目标的驱动下,土地资源稀缺的国家就会选择更多地从土地丰裕的国家进口土地密集型产品。

各国的要素禀赋及产品的要素密集度并非一成不变,在不同时期,各国的要素禀赋会随着资源的开发、利用而改变,同时产品的主导性生产因素也可能随着新技术的出现或采纳而变动,比较优势将随之改变,在此情况下,进口国为了以最低成本获得进口,将会对进口市场结构进行相应调整。此外,随着一国出口规模的扩大,由于存在固定成本、单位产品的生产成本和出口成本可能得以降低,实现规模经济,将刺激进口国扩大从该国的进口规模。

3 实证分析

3.1 模型构建

HOV (Heckscher-Ohlin-Vanek) 模型由 Vanek 在 1968 年提出,其最早的实证模型则是 Leamer 在 1984 年为检验国际比较优势来源时建立的^[4]:

$$N_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1} \beta_{ikt} V_{ikt} + \mu_{it} \quad (1)$$

式中, N_{it} 为 i 国 t 期商品的净出口, V_{ikt} 为 i 国 t 期 k 要素的拥有量,要素包括资本、劳动力、土地等。 β_{ikt} 为待估参数,测度要素禀赋对净出口的影响。 α_{it} 为常数项, μ_{it} 为随机扰动项。

过去五十多年来,HOV 模型被不断应用、扩展、与验证^[5-6],相关研究相继证实比较优势是国家与国家之间进行贸易的基本动力,而要素禀赋及技术差异则是决定国际贸易结构与分工方式的主要因素^[7-10],同时规模经济^[11]、交通运输效率^[12-13]、第三方市场^[14-16]、运输条件及市场需求^[17]对国际贸易模式也有重要影响。Trefler^[18]的研究表明,将技术差异和消费偏好引入到 HOV 模型中能显著提高新古典贸易理论模型对实际贸易流量的解释能力。因此,为了从要素禀赋的角度分析我国大豆进口市场结构变化的主要影响因素,建立了如下模型:

$$IM_{it} = \alpha_{0it} + \sum_{k=1} \beta_{ikt} V_{ikt} + \alpha_{1it} SC_{it} + \alpha_{2it} TE_{it} + \alpha_{3it} DI_{it} + \alpha_{4it} TR_{it} + \alpha_{5it} D_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

式中, IM_{it} 为我国 t 期从进口来源国 i 进口的大豆的数量, V_{ikt} 为 t 期进口来源国 i 要素 k 的禀赋。

SC_{it} 表示 t 期进口来源国 i 的规模经济, TE_{it} 为 t 期进口来源国 i 的第三方市场效应, DI_t 为 t 期中国大豆进口市场的分散度, TR_{it} 为 t 期进口来源国 i 的交通运输效率, D_t 为 t 期我国对大豆的消费需求。

3.2 变量选择

要素禀赋变量 (V_k), 包括土地、劳动力、资本。其中, 土地禀赋用土地面积近似表示, 劳动力禀赋用总人口数近似表示, 资本禀赋用资本存量近似表示。大豆为典型的土地密集型产品, 土地租金在大豆总生产成本中约占 1/3。在一般情况下, 土地资源越丰富的国家土地租金越低, 在其他成本相似的情况下, 该国大豆的生产成本和出口价格就越低, 对进口国从该国进口的吸引力越高, 因此, 预期土地禀赋的系数大于零。相反地, 预期劳动力和资本禀赋的系数小于零。

规模经济变量 (Scale, SC), 借鉴 Liang 等^[19] 的方法, 用对象国的出口量占世界出口总量的份额表示。由于存在固定成本, 生产规模和出口规模的扩大将降低产品的单位生产成本和单位出口成本, 提高产品的国际市场竞争力, 扩大其对进口国的出口并提高市场份额, 预期规模经济对于提高对象国向我国出口大豆具有正向作用。

第三方市场效应变量 (Third-party market effect, TE), 参考钱金宝^[14] 对该指标的构建, 用考察对象国之外的其他进口来源国对中国出口大豆的总量表示。在自由贸易条件下, 各个国家或地区之间相互影响, 双边贸易不仅受到两国各自经济因素的影响, 还受到其他相关国家的正向影响或负向影响。如果 TE 的系数符号显著为正, 表明出口国之间存在竞争关系, 反之则为互补关系。

进口市场分散度变量 (Dispersion index, DI), 用分散度指数表示。一般而言, 进口来源国越多, 则各来源国之间的竞争越激烈, 可能会降低单个来源国的出口规模及市场份额。然而, 如果不同进口来源国因生产季节差异导致出口季节不同, 则可能由于其他出口国在一国出口季节外的其他季节保证了进口国大豆加工厂的原料供应, 保证了进口国大豆加工生产能力的连续性, 那么, 进口来源国数量的增加可能反而会促进一国对我国的出口。

交通运输条件变量 (Transportation, TR), 用道路部门人均燃料消耗量表示。交通的便捷性直接关系到产品的运输成本及贸易规模, 单位体积价值小的大宗农产品更是如此, 预期 TR 的系数符号为正。

市场需求 (Demand, D), 用中国的人均 GDP 表示。市场需求的扩大将提高进口国的进口总量, 故而可能促进一国对该国的出口, 预期 D 的系数符号为正。

虽然技术进步也会对一个国家的比较优势产生影响, 然而有众多研究表明, 技术进步具有内生性^[20]。实际上, 无论是在生产资料还是在生产方面、运输方面的技术进步, 对于大豆而言, 都表现为对资本、劳动力、土地的替代与节约, 或者对运输条件的改善, 与已选择的变量均存在一定的内生关系, 因此, 没有将技术进步单独作为解释变量之一。

3.3 数据来源

本文选择美国、巴西、阿根廷、巴拉圭、俄罗斯、加拿大、乌拉圭 7 个国家为研究对象, 数据期间为 1986 ~ 2012 年, 合计 189 个样本。样本数据来自中国海关总署、联合国粮农组织统计数据库 (FAOSTAT)、世界银行世界发展指标数据库 (WDI) 和联合国商品贸易统计数据库 (UN Comtrade)。其中, 人均资本存量 (K) 的数据根据 WDI 数据库中的总资本形成数据, 借鉴 Leamer^[4] 的方法, 假设资本以 13.3% 的折旧率使用 15 年计算得到资本存量再除以总人口所得。计算所得人均资本存量根据所在国的 GDP 平减指数进行调整, 中国的人均 GDP 根据 CPI 进行调整。GDP 平减指数来自世界银行 WDI 数据库。考虑到我国大豆进口市场结构在 1997 年前后发生巨大变化, 1997 年前主要集中于美国, 而之后逐渐变为美国、巴西、阿根廷“三国鼎立”的格局, 因此, 本文不仅对 1986 ~ 2012 年整个样本期间进行分析, 还将样本分为 1986 ~ 1997 年及 1998 ~ 2012 年 2 个子样本进行分析, 以比较不同时期我国大豆进口市场变化影响因素的差异, 揭示我国大豆进口市场结构的变化规律。

3.4 实证结果与分析

在进行实证分析时, 一般选择带有截距项进行回归, 然而在有充分的经济理论证明截距项均值为零的情况下, 则应该建立零截距项的回归模型^[21]。零截距回归模型, 又称过原点回归模型 (regression through the origin model), 指截距项为零或被隐藏的回归模型。典型的零截距回归模型包括证券市场线 (SML) 模型、成本分析理论、弗里德曼的永久收入假说等。对于本研究而言, 在 (2) 式中, 当所有生产要素的数量为零时, 产量为零, 出口也为零, 因此, 本文应该选择零截距回归模型。估计结果如表 1 所示。

表 1 HOV 模型回归结果
Table 1 Regression results of HOV model

变量 Variables	1986 ~ 2012	1986 ~ 1997	1998 ~ 2012
土地	4.7507 ***	3.3067	2.4407 ***
Land	(3.2079)	(0.8525)	(4.7964)
劳动力	-3.8746 **	-2.7737	-2.3505 ***
Labor	(-2.7997)	(-0.8179)	(-4.6087)
资本	-0.3250 ***	-0.2929 **	-0.1212
Capital	(-4.4997)	(-2.1592)	(-0.8166)
规模经济	1.5940 ***	1.3126	1.6108 ***
Scale	(3.5810)	(1.4937)	(11.0376)
第三方效应	-0.4468 **	-0.3614	0.5002 ***
Third-party market effect	(-2.4313)	(-1.0212)	(3.3039)
市场分散度	3.0389 ***	2.9208	0.0710
Dispersion index	(3.5170)	(1.5868)	(0.1859)
运输条件	2.1522 ***	2.7985 **	1.1890 ***
Transportation	(4.8057)	(2.2760)	(4.2247)
市场需求	1.3706 ***	0.9697	0.6487 ***
Demand	(2.9954)	(0.5875)	(3.6750)
调整后的 R ² Adjusted R-squared	0.83	0.74	0.96
DW 统计量 Durbin-Watson statistic	2.08	2.25	1.80
F 值 F-statistic	110.46	64.39	543.00

括号的数值为 t 值;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著性;Eviews 的原始回归结果并未报告零截距回归模型的 F 值,表中的 F 值为作者根据袁建文^[21]推导出的无截距项计量模型的 F 值的公式计算所得。下同。

t statistics in parentheses; * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$; *** $P < 0.001$. Eviews did not provide F -statistic of regression model without the intercept term. The value of F -statistic in Table 1 is calculated according to the method mentioned by Yuan Jianwen (1988). The same below.

表 1 的结果表明,采用零截距模型对我国大豆进口市场结构影响因素进行回归的拟合优度较高,总体估计效果较好,解释变量的符号与预期基本相符,且均在 5% 及以上的统计水平上显著。

3.4.1 土地资源禀赋对大豆进口市场布局的影响

从估计结果看,土地禀赋的系数大于零,且在总体样本期间在 1% 的统计性水平上显著,系数为 4.75,说明土地禀赋对我国大豆出口量具有显著的正向作用。保持其他条件不变时,土地禀赋每提高 1%,对象国对我国出口大豆的数量提高 4.75%。从不同时期的对比看,1986 ~ 1997 年,我国的进口市场集中于美国,由于美国为资本相对丰裕的国家,故在该期间,土地对出口的正向作用不显著。而 1998 ~ 2012 年,巴西及阿根廷在我国大豆进口市场中所占份额逐年提高,巴西、阿根廷的土地比美国更为丰裕,人均土地面积高于美国,因此在此期间土地禀赋的正向作用变得显著。两个时期土地禀赋系数显著性的变化,正好与大豆为土地密集型产品的特点一致,也进一步说明了我国大豆进口市场结构的变化朝着与各进口来源国间大豆相对比

较优势更一致的方向进行。

3.4.2 劳动力禀赋和资本禀赋对大豆进口市场布局的影响

劳动力和资本的系数符号为负,表明劳动力禀赋和资本禀赋均不利于一国对我国出口大豆。在其他条件不变时,劳动力禀赋和资本禀赋每提高 1%,则该国对我国大豆的出口数量分别减少 3.87% 和 0.33%。根据研究结果,劳动力的系数在 1986 ~ 1997 年不显著,而在 1998 ~ 2012 年显著。资本系数的显著性则与之相反。造成上述差异性的原因在于 1986 ~ 1997 年我国的进口来源集中于美国,而美国大豆生产的机械化程度较高,生产单位产品大豆需要较少的劳动力和较多的资本,因此劳动力禀赋的变化对大豆出口的抑制不显著,而资本的变化对大豆出口的抑制作用显著。而在 1998 ~ 2012 年,由于巴西和阿根廷这两个国家大豆对我国出口增多,这两个国家大豆生产的机械化程度较低,情况正好与美国相反,因此,该期间劳动力和资本禀赋对大豆出口影响的显著性也相反。

3.4.3 规模经济对大豆进口市场布局的影响

规模经济的系数为正,表明出口规模的扩大能够显著

促进对象国向我国出口大豆,一国在世界大豆出口市场中所占份额每提高 1%,则该国对我国大豆出口数量将提高 1.59%。在 1986~1997 年间,规模经济的系数不显著,原因在于在此期间美国为世界上最主要的大豆出口国,在世界大豆出口市场中所占份额变动很小。1998~2012 年,巴西、阿根廷场在我国大豆进口市场中所占份额提高,这两个国家在世界大豆市场中所占份额变动明显,因此规模经济的系数变得显著。

3.4.4 第三方市场对大豆进口市场布局的影响

第三方市场对来源国对我国出口大豆具有显著的负向作用,其他国家对我国大豆的总出口量每提高 1%,则对象国对我国大豆出口将减少 0.45%。在 1986~1997 年间,由于我国大豆进口总量较小,进口来源国之间存在竞争,其他国家对我国的出口会降低对象国对我国的出口,但降低作用不显著。在 1998~2012 年,随着我国大豆进口总量的快速增长,进口来源国之间由竞争关系变为互补关系,第三方市场对一国对我国大豆出口量的作用由负转正,且在 1% 的统计水平上显著。

3.4.5 市场分散度对大豆进口市场布局的影响

市场多样化的提高有助于一国对我国大豆的出口。市场分散度每提高 1%,则一国对我国大豆的出口将提高 3.03%。虽然一般而言进口来源国越多意味着进口市场中的竞争越激烈,可能会降低一国的出口规模及市场份额,但由于南北半球国家的大豆生产季节不同,大豆出口国之间不仅不存在竞争关系,而且由于其他出口国在其他生产季节保证了进口国大豆加工厂的原料供应及其大豆加工生产能力的连续性,进口来源国数量的增加反而有利于一国对我国出口大豆。由于市场分散度指数在 1986~1997 年和 1998~2012 年两个阶段较为稳定,市场多样化对一国向我国出口大豆正向作用的显著性不强。

3.4.6 运输条件对大豆进口市场布局的影响 运输条件的改善显著促进了一国对我国大豆出口量的提高。道路部门人均燃料消耗量每提高 1%,则一国对我国出口的大豆数量将提高 2.15%。在 1986~1997 年和在 1998~2012 年两个阶段运输条件的系数都十分显著。

此外,市场需求的提高对一国对我国大豆出口量也有显著的正向影响。我国人均 GDP 每提高 1%,则一国对我国大豆的出口将提高 1.37%。由于 1986~1997 年我国人均 GDP 增长较慢,市场需求对一国对我国大豆出口量的正向作用不显著。

随着我国人均 GDP 的快速增长,1998~2012 年市场需求对一国对我国大豆出口量正向作用的显著性明显提高。

总体而言,土地禀赋、劳动力禀赋、资本禀赋、规模经济、第三方市场、市场分散度、运输条件及市场需求都是影响我国大豆进口市场结构的主要因素。其中,土地禀赋的影响最大,这与大豆为土地密集型产品相符。同时,1986~1997 年与 1998~2012 年两个阶段的实证结果表明,当我国进口市场主要集中于美国时,我国大豆进口市场结构主要受进口来源国资本禀赋及运输条件的影响,当我国大豆进口市场逐渐向巴西、阿根廷两个南美国家转移后,进口来源国的土地禀赋、劳动力禀赋、规模经济、运输条件,以及第三方市场效应和市场需求对来源国向我国出口大豆影响的显著性明显增强,表明我国大豆进口市场结构朝着与各来源国之间资源禀赋的变动、相对比较优势及国内大豆需求更为一致的方向变化,进口市场结构得到改善。

从进口来源国资源禀赋的现实变化看,以我国大豆进口最主要的来源国——美国、巴西和阿根廷为例,1998~2006 年,美国的总资本由 19 369 亿美元提高至 26 829 亿美元,增长了 54.5%,比巴西高出 27.5%,比阿根廷高出 70.57% (阿根廷的总资本在 1998~2006 年下降了 16.1%)。在三国土地面积保持不变的情况下,美国的资本土地比提高了 54.4%,而巴西的资本土地比仅提高了 27.0%,阿根廷的资本土地比则下降了 16.1%,换言之,美国的土地变得相对稀缺,而巴西和阿根廷的土地变得相对丰裕,在美国、巴西、阿根廷进口来源国间要素禀赋相对变动的作用下,美国大豆相对于巴西大豆和阿根廷大豆的比较优势下降,我国大豆进口市场也逐渐由美国转向巴西和阿根廷。同时,在 2007~2012 年间,由于美国与巴西和阿根廷的资本土地比相对于 1998~2006 年间波动较大,这 3 个国家在我国大豆进口市场中所占的份额也较不稳定。美国和巴西、阿根廷在我国大豆进口市场中所占份额“此消彼长”的变动趋势,为我国大豆进口市场结构变化符合要素禀赋理论提供了现实依据。

3.5 稳健性检验

在 HOV 定理的实证检验中,比较优势除了用出口量表示外,还可以用出口市场份额表示。为了检验实证结果的稳健性,本文进一步采用一国对我国大豆出口量占我国大豆总进口量的比重作为因变量进行回归(表 2)。

表 2 以市场份额为因变量的模型回归结果

Table 2 Regression results with market share as the dependent variable

变量 Variables	1986 ~ 2012	1986 ~ 1997	1998 ~ 2012
土地	1.6759 ***	0.2438	2.3050 ***
Land	(2.9898)	(0.2833)	(7.5957)
劳动力	-1.3849 **	-0.3358	-2.0954 ***
Labor	(-2.721)	(-0.4578)	(-6.8895)
资本	-0.0461 **	-0.0247	-0.0219
Capital	(-2.5060)	(-0.9729)	(-0.2470)
规模经济	0.7987 ***	0.6965 ***	1.0929 ***
Scale	(5.2708)	(3.6741)	(12.5578)
第三方效应	-0.5078 ***	-0.4436	-0.20500 ***
Third-party market effect	(-7.2200)	(-4.9278) ***	(-2.2705)
市场分散度	2.2235 ***	2.0368 ***	0.3232
Dispersion index	(6.7149)	(4.3358)	(1.4186)
运输条件	0.8835 ***	1.0831 ***	0.7928 ***
Transportation	(5.1697)	(4.0591)	(4.7237)
市场需求	0.4380 **	0.5553	0.3323 ***
Demand	(2.3050)	(1.3329)	(3.1572)
调整后的 R ² Adjusted R-squared	0.92	0.93	0.95
DW 统计量 Durbin-Watson statistic	1.87	1.93	1.86
F 值 F-value	260.19	300.59	429.88

由表 2 可知,在 1986 ~ 2012 年的总体样本与 1998 ~ 2012 年样本期间的回归中,8 个自变量的系数符号和显著性与表 1 相一致,土地禀赋、规模经济、市场分散度、运输条件及市场需求对一国在我国大豆进口市场中所占份额有显著正向影响,而劳动力禀赋、资本禀赋、第三方市场效应则会显著降低一国在我国大豆进口市场中所占的份额。在 1986 ~ 1997 年样本期间的实证结果中,8 个自变量的系数符号也与表 1 一致,仅有部分变量的显著性发生变化。其中,资本禀赋的系数变得不显著,而规模经济、第三方市场效应、市场分散度系数的显著性得到提高。由此可见,即使用市场份额作为被解释变量,实证结果同样表明我国大豆进口市场结构主要取决于各来源国的资源禀赋状况,且变化向更符合各来源国之间资源禀赋变化、相对比较优势及国内大豆需求的方向进行,进口市场结构变得更为合理。

4 结论及建议

在 1986 ~ 2012 年间,中国大豆进口市场结构发生了显著变化,对中国是否可长期持续从国外获得大豆提出了挑战,本文通过建立 HOV 模型对影响我

国大豆进口市场结构的因素进行分析,实证结果表明,无论是以一国对我国出口的大豆数量还是以该国在我国大豆进口市场中所占的份额为被解释变量,土地禀赋、劳动力禀赋、资本禀赋、规模经济、第三方市场、市场分散度、运输条件及市场需求均是影响我国大豆进口市场结构的主要因素。1986 ~ 1997 年与 1998 ~ 2012 年两个阶段的实证结果进一步表明中国大豆进口市场结构朝着与各来源国的要素禀赋及比较优势更为匹配的方向变化。

要素禀赋是一国比较优势的基础,决定着一国出口商品的比较优势及在进口市场的竞争力。一国在进口时,应遵循比较优势原理,充分利用世界上密集使用其丰裕要素进行生产的国家的资源。对于我国而言,为了保证进口,稳定国内大豆供给,在进口大豆时,必须根据进口来源国要素禀赋及国内需求的变化,调整大豆进口市场结构,提高利用世界产品资源的效率。同时,由于市场分散度的提高及运输条件的改善有助于我国从对象国进口大豆,我国还应继续积极在国际市场上寻求具有较大出口潜力的新兴来源国,进一步优化我国的大豆进口市场结构,继续提高进口来源国的多样化程度,同时对进口来源国的公路、铁路等基础设施进行投资,以提高来源国对我国的出口能

力,最大化利用世界产品资源带来的好处,稳定国内大豆供给,增加贸易利益。

参考文献

- [1] 韩一军. 中国农产品贸易发展分析[J]. 世界农业, 2008, 6: 41-44. (Han Y J. Analysis of the development of agricultural product trade in China[J]. World Agriculture, 2008, 6: 41-44.)
- [2] 陈锡文. 农业和农村发展: 形势与问题[J], 南京农业大学学报(社科版), 2013(1): 1-10 (Chen X W. Agriculture and rural development: current situation and problems[J]. Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition), 2013(1): 1-10.)
- [3] 朱晶, 李天祥, 林大燕, 等. "九连增" 后的思考: 粮食内部结构调整的贡献及未来潜力分析[J]. 农业经济问题, 2013(11): 36-43. (Zhu J, Li T X, Lin D Y, et al. Analysis on China's nine-year consecutive grain production growth: contribution and future potential of inter-crop structural adjustment[J]. Issues in Agricultural Economy, 2013(11): 36-43.)
- [4] Leamer E. Sources of international comparative advantage: theory and evidence[M]. Cambridge: MIT Press, 1984.
- [5] Treffer D. International factor price differences; Leontief was right! [J]. Journal of Political Economy, 1993, 101: 961-987.
- [6] Debaere P. Relative factor abundance and trade[J]. Journal of Political Economy, 2013, 111: 589-610.
- [7] Harrigan J. Technology, factor supplies, and international specialization: estimating the neoclassical model[J]. The American Economic Review, 1997, 87: 475-494.
- [8] 鞠建东, 林毅夫, 王勇. 要素禀赋、专业化分工、贸易的理论与实证[J]. 经济学, 2004, 4(1): 27-54. (Ju J D, Lin Y F, Wang Y. Endowment, specialization, trade theory and empirical[J]. China Economics Quarterly, 2004, 4(1): 27-54.)
- [9] Lai H, Zhu S. Technology, endowments, and the factor content of bilateral trade[J]. Journal of International Economics, 2008, 71: 389-409.
- [10] Morrow P M. Ricardian-Heckscher-Ohlin comparative advantage: theory and evidence[J]. Journal of International Economics, 2010, 82: 137-151.
- [11] Paul R K. Increasing returns, monopolistic competition, and international trade[J]. Journal of International Economics, 1979, 9(4): 469-479.
- [12] Mundell R A. International trade and factor mobility[J]. The American Economic Review, 1957, 47(3): 321-335.
- [13] Hummels D. Transportation costs and international trade in the second era of globalization[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2007, 21(3): 131-154.
- [14] 钱金保, 才国伟. 多边重力方程的理论基础和实证证据[J]. 世界经济, 2010(5): 65-81. (Qian J B, Cai G W. Multilateral gravity equation: theoretical foundation and empirical evidence[J]. The Journal of World Economy, 2010(5): 65-81.)
- [15] 朱晶, 胡俊. 美国对华农产品反倾销贸易救济效果分析——基于第三国市场的视角[J]. 国际贸易问题, 2011(10): 81-88. (Zhu J, Hu J. Trade remedy effect on US antidumping measures to China's agricultural products: from perspective of third market[J]. Journal of International Trade, 2011(10): 81-88.)
- [16] Anderson J E, van Wincoop E. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle? [J]. American Economic Review, 2003, 93(1): 170-192.
- [17] Armington P. A theory of demand for products distinguished by place of production [R]. International Monetary Fund. Staff Papers, 1969, XVI(1): 159-176.
- [18] Treffer D. The case of the missing trade and other mysteries[J]. The American Economic Review, 1995, 85(5): 1029-1046.
- [19] Liang Z, Xu L. Regional specialization and dynamic pattern of comparative advantage: evidence from China's industries 1988-2001 [J]. Review of Urban & Regional Development Studies, 2004, 16(3): 231-244.
- [20] Aghion P, Howitt P A, Peñalosa C G. Endogenous growth theory [M]. America: MIT Press, 1998.
- [21] 袁建文. 无截距项的经济计量模型的最小二乘法估计[J]. 数量经济技术经济研究, 1988(2): 45-47. (Yuan J W. Least squares estimation of regression model without the intercept term [J]. Journal of Quantitative & Technical Economics, 1988(2): 45-47.)
- [22] 马妍, 何苗, 邢星, 等. H 指数与类 H 指数应用于人才遴选的可行性探讨[J]. 情报科学, 2013, 31(6): 60-66. (Ma Y, He M, Xing X, et al. Feasibility study of H-index and analogous H-index applied to the selection of talents[J]. Information Science, 2013, 31(6): 60-66, 82.)
- [23] 刘则渊, 陈悦, 侯海燕. 科学知识图谱: 方法与应用[M]. 北京: 人民出版社, 2008. (Liu Z Y, Chen Y, Hou H Y. Scientific knowledge mapping: method and application [M]. Beijing: Renmin Press, 2008.)
- [24] Chen C. CiteSpace II: Detecting and visualizing emerging trends and transient patterns in scientific literature[J]. Journal of the American Society for Information Science and Technology, 2006, 57(3): 359-377.
- [25] Chen C, Ibekwe-SanJuan F, Hou J. The structure and dynamics of cocitation clusters: A multiple-perspective cocitation analysis[J]. Journal of the American Society for Information Science and Technology, 2010, 61(7): 1386-1409.
- [26] 彭卓. 中国大豆研发体系现状研究[J]. 中国农业科学, 2009, 42(11): 3852-3862. (Peng Z. Study on the soybean research and development system in China [J]. Scientia Agricultura Sinica, 2009, 42(11): 3852-3862.)
- [27] Jacso P. As we may search-Comparison of major features of the Web of Science, Scopus, and Google Scholar citation-based and citation-enhanced databases [J]. Current Science, 2005, 89(9): 1537.
- [28] Archambault É, Campbell D, Gingras Y, et al. Comparing bibliometric statistics obtained from the Web of Science and Scopus[J]. Journal of the American Society for Information Science and Technology, 2009, 60(7): 1320-1326.

(上接第 248 页)