

中国玉米种子贸易及影响因素分析

张瑞婷¹ 韩 嫣²

(¹ 中国农业大学经济管理学院,北京 100083; ² 北京石油化工学院经济管理学院,北京 102617)

摘要:作为农业生产中最重要的生产资料,种子是农业产业链的起点,是农业生产的基础和保障粮食安全的关键。目前,受供需不平衡以及国内外贸易、投资环境等因素影响,玉米种子贸易持续性逆差问题引起了广泛关注。为进一步探究中国玉米种子的贸易现状,利用 1998–2019 年玉米种子贸易面板数据,在经典贸易引力模型基础上,引入经济、空间和制度等因素,构建扩展的贸易引力模型,分析影响玉米种子进出口贸易的主要因素。研究表明,玉米播种面积对玉米种子进出口贸易量存在显著影响;随着国际物流体系的发展,地理距离已不是玉米种子贸易的主要影响因素;贸易双方是否同为 WTO 成员国对中国玉米种子进口无显著影响;相较于进口,GDP、种植面积、汇率、距离等引力因素对中国玉米种子出口的影响更为显著。因此,中国应把握当前开放环境和全球化发展趋势,进一步优化中国玉米种子的贸易结构;政府应高度重视玉米种子来源国过度集中的问题,推动玉米种子进口来源的多元化发展;中国应借助国际物流运输业的发展,推动玉米种子贸易便利化建设。

关键词:玉米;种子贸易;影响因素;引力模型

种业作为国家农业核心产业,具有重要的战略地位。粮食安全,在很大程度上是种子安全。玉米作为世界主要粮食作物之一,在全球粮食贸易中占据重要地位。玉米种业是农作物种业的重要组成部分,其所产生的经济价值也一直倍受重视。但是,由于当前国内外供需不匹配,以及国际贸易和投资环境等一系列因素的变化,中国玉米种子贸易长期、持续性的进出口不平衡问题引起了普遍关注。

自 2000 年 12 月 1 日《中华人民共和国种子法》施行以来,中国种子产业改变了过去的计划经济管理和国企垄断经营模式,转而进入市场经济与多种所有制企业共同发展的阶段。中国加入 WTO 以后,国际跨国种业公司开始进入中国市场,并对国内种子企业进行并购,从而进入合资经营阶段。随着国内种子市场的日益开放,跨国种业公司开始实施与中国企业联合研发运营的市场策略,这对中国食品

安全及农业种质安全性构成威胁,极大地影响了中国种子行业的发展^[1]。在遭受挑战的同时,为了提高中国种业的竞争力,中国通过保护知识产权、培养育种人才、增加政策扶持与优惠、扩大信息平台来改善中国种业及企业的竞争力^[2],从而为中国种业实施“走出去”战略提供有效保障。因此,保护国内的优质种质资源,维护种业市场的安全迫在眉睫。然而,目前多数研究只分析了规则约束下国内农产品的出路和发展方向,对于种子的国际贸易问题也主要采用定性分析,缺乏深入剖析和量化的实证研究。此外,以往研究中尚未涉及中国与主要伙伴国的玉米种子贸易、国家间贸易潜力等问题。因此,本研究以中国玉米种子进出口为研究对象,利用贸易引力模型分析影响玉米种子国际贸易的主要因素,并测算中国与伙伴国之间的贸易潜力。这对进一步明确中国玉米种子市场定位、把握玉米种子产业发展方向以及更好地规避限制进出口贸易因素具有一定的现实意义。

通信作者:韩嫣

[4] 吕芬. 种子市场混乱的原因及种子质量管理的建议. 种子世界, 2013 (11): 9

[5] 魏启文. 砥砺前行 创新发展 努力开创我国种业事业工作新局面. 中国农技推广, 2021, 37 (1): 5–10

[6] 王克, 陶莎. 发展和创新我国种业保险的思路与建议. 中国种业,

2021 (12): 1–6

[7] 张小惠, 李春生, 毛一剑, 孔宪琴, 叶元林. 新时期我国种业市场现状及发展思考. 中国稻米, 2008 (6): 20–23

(收稿日期: 2021-12-29)

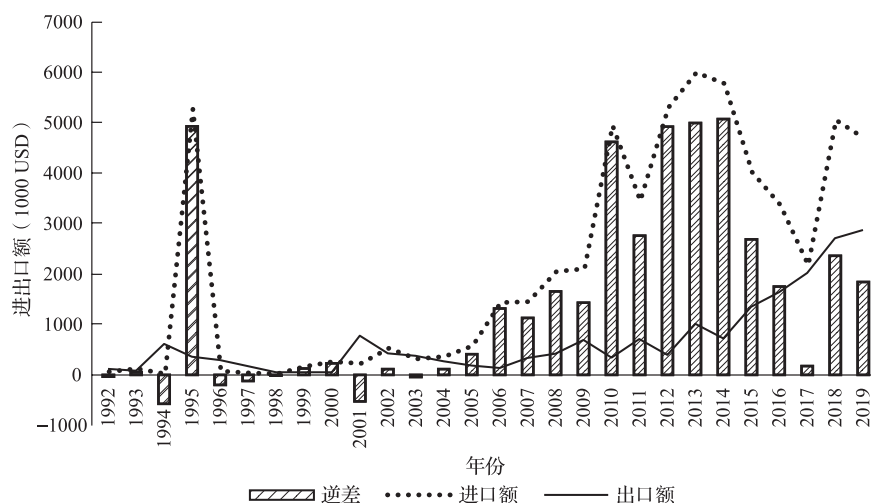
对于贸易潜力分析,现有研究多采用引力模型、指数体系以及统计指标这3种方法。谭晶容等^[3]运用贸易引力模型对中国同中亚五国的贸易现状和贸易结构进行分析,发现虽然中国同中亚五国的贸易规模不断扩大,但中国进口结构相对单一,且与哈萨克斯坦之间的贸易潜力相对不足。孙致陆等^[4]利用显示性比较优势、产品出口相似性、贸易互补性和贸易强度4个指数,对中国和印度的农产品贸易潜力进行测算。Zolin等^[5]利用标准贸易差、出口增长率和出口覆盖率等统计指标,对韩国同欧盟签署自由贸易协定的影响进行了预估。本研究将从中国与主要伙伴国的玉米种子贸易视角切入,探讨中国与贸易伙伴国之间玉米种子贸易的互补性与竞争性特征,并基于经典贸易引力模型,引入经济、空间和制度等因素扩展引力模型,实证分析影响中国玉米种子贸易的主要因素。

1 中国玉米种子贸易分析

1.1 贸易总量 1995年美国世界观察研究所发布“谁来养活中国”的报告^[6],指出到2030年中国的粮食供给将面临3亿~4亿t的缺口,这一预测给中国政府敲响了警钟。1995年中国政府提出从“九五计划”期间(1996–2000年)开始实施“种子工程”。此时中国玉米的优良品种普及率还比较低,直到1997年,玉米新品种农大108申请国家专利,并在1998年、1999年分别通过北京、天津、河北、山西及全国农作物品种审定委员会审定,被农业部定为“九五”

时期10个重点推广品种的首选品种。此后,中国将育种和推广置于重要地位,以确保种业安全。期间,美国转基因玉米品种也一直希望打入中国市场,但是考虑到转基因技术的安全性,中国政府一直没有开放转基因玉米的种植。

总体来看,中国玉米种子的市场需求量较大,近几年持续性贸易逆差(图1),进口规模不大(图2)。2019年中国玉米产量2.6078亿t,播种面积4128.4万hm²,玉米种子需求量(使用量)106.8万t。从图1、图2可以看出,中国玉米种子贸易呈现如下几个特点:(1)1992–2019年间多数年份为贸易逆差,2013年和2014年2年逆差较大。1995年后受“种子工程”政策等因素的影响,出口量快速下降,但随着2001年中国“入世”以及同年国家对玉米出口增值税政策的调整,出口量再次迅速增加,但其后进出口量一直都处在较低水平。2010年转为净进口,直到2014年之后进口量逐步减少,逆差逐步下降。2015年又开始净出口,2019年中国玉米种子的进口量和出口量分别为497t和777t。(2)中国国内玉米种子的自给率较高。2017–2019年3年中国的玉米种子需求量分别为126.6万t、122.6万t和106.8万t,可以看出进口占国内需求的比重3年平均为0.1%。(3)从贸易额来看,中国玉米种子的进口额远大于出口额,2017–2019年3年平均进口额为出口额的1.58倍;从平均贸易价格来看,3年平均进口价格为12.03美元/kg,出口价格为3.77美元/kg。可见,中国进口



数据来源:中国海关,下同

图1 1992–2019年中国玉米种子进出口额(1000 USD)

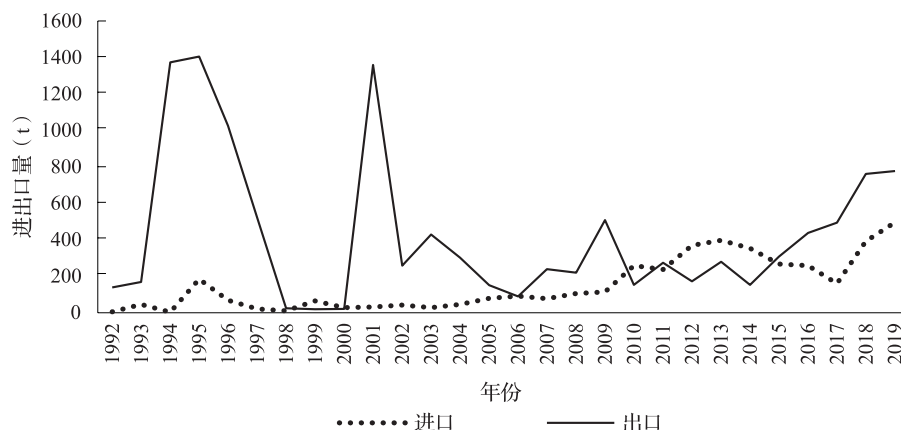


图2 1992-2019年中国玉米种子进出口量(t)

的主要为优质玉米品种,而出口的玉米种子价格相对较低。

1.2 贸易伙伴国分析 2019年中国进口玉米种子497t,进口量排前5位的国家分别为法国(33%)、阿根廷(31%)、德国(24%)、智利(11%)和菲律宾(1%)(图3)。可以看出,前3位国家合计占中国玉米种子进口量的88%。中国玉米种子进口来源国主要为发达国家,发展中国家占比较小。

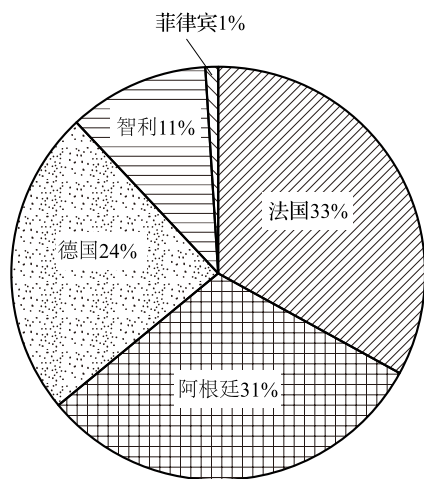


图3 2019年中国玉米种子进口主要来源国进口量占比

2019年中国出口玉米种子777t,主要出口目的国为越南(73%)、安哥拉(23%)、吉尔吉斯共和国(2%)、塞拉利昂(1%)和乌兹别克斯坦(1%)(图4)。可见,中国玉米种子的出口集中度较高,仅越南和安哥拉两个国家就占到96%。同时,玉米种子出口目的国主要为发展中国家。

2 中国玉米种子贸易影响因素分析

2.1 变量说明 根据国际贸易相关理论,影响贸易

的因素很多。本研究针对经济因素、人口因素、播种面积、汇率、空间因素以及贸易合作等因素提出研究假说。

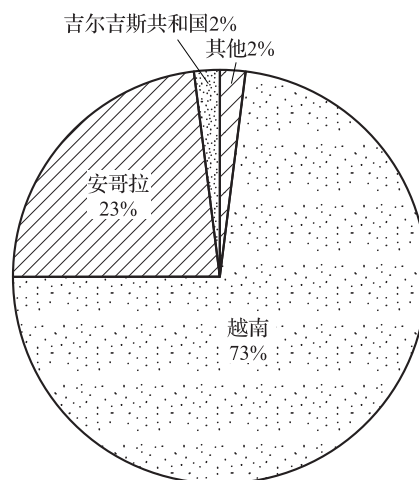


图4 2019年中国玉米种子出口主要目的国进口量占比

GDP Tinbergen^[7]最早将引力模型引入国际贸易领域,研究了不同国家或地区的双边贸易流量与各国经济规模间的关系。因而在国际贸易中,一国的经济规模是影响双边贸易的主要因素,也是引力模型中的基本变量。中国及其伙伴国的国内生产总值(GDP)反映了双边国家的经济规模。一般而言,进、出口国的经济规模总量越大,其潜在的进口需求能力或出口供应能力越强。

GDP 差额 张亚斌等^[8]研究了丝绸之路经济带沿线各国的贸易影响因素,结果表明两国人均GDP 差额对贸易存在显著影响。因此本研究引入贸易双方人均GDP 差额的绝对值,考察贸易双方经济发展水平的差距以及需求偏好的相似程度。一般

而言,人均 GDP 差额绝对值越大,贸易双方的经济发展水平差异越大,需求偏好相似程度越小,两国开展贸易的阻力越大,从而使贸易量减少。

人口因素 Linnemann^[9] 最早在原始引力模型的基础上引入人口变量,人口数量在一定程度上反映了市场规模。人口数量越多表明市场规模越大,相应地对玉米种子的需求就越大,从而使玉米种子进口量增加;同样,贸易伙伴国的人口数量可以反映玉米种子出口国的供给能力。一般而言,伙伴国人口数量增加会提高其玉米种子的出口供给能力,但从另一角度来说,伙伴国人口数量增加,其本国国内需求也会增加,从而在一定程度上降低对外出口量,因此,预期符号不确定。

玉米播种面积 因为研究对象是农作物种子,玉米播种面积反映了国内对玉米种子的需求,播种面积越大,需求越旺盛,因此引入中国玉米播种面积变量来衡量玉米种子的国内需求量。

汇率 选取人民币对外币的汇率来反映国际金融市场的稳定性,为避免变量对数化后出现负数,选取 100 元人民币对外币的比率。一般而言,本币汇率越高越有利于本国玉米种子进口,不利于玉米种子出口。

空间因素 Peck^[10] 提出国家双边贸易流动性与距离存在一定关系,因而引入距离因素作为引力模型中的基础变量,反映了贸易中的运输成本与风险。为避免出现“哑变量”的情况,引入中国北京与各国首都的地理距离与年均国际原油 WTI 价格的乘积代表双方贸易的运输成本。一般而言,运输成本越高,贸易流量越小。

贸易合作 引入 WTO 作为模型虚拟变量,表示中国与其伙伴国是否同为 WTO 成员国,如果是,则取值为“1”,否则取值为“0”。设置虚拟变量是因为经济合作组织的成员国之间会制定贸易优惠措施,一定程度上消除或削减贸易壁垒,这些经济合作组织所采取的措施会产生贸易创造效应,从而增加两国之间的贸易额。相关变量的说明如表 1 所示。

2.2 模型构建 Tinbergen^[7] 和 Poyhonen^[11] 两位学者经过大量的实证研究最早构建起贸易引力模型的基本公式,即在国际贸易中,双边国家的贸易量与其本国的经济规模(GDP)成正比,但与两国之间的距离成反比。贸易引力模型的基本形式如下。

表 1 变量说明

经济含义	变量	预期符号	变量说明
中国对主要贸易伙伴国玉米种子进口贸易量	IM_{ijt}	-	被解释变量,表示第 t 期中国对主要贸易伙伴国玉米种子进口贸易量
中国的 GDP 总量	Y_{it}	+	反映中国玉米种子进口市场需求
贸易伙伴国的 GDP 总量	Y_{jt}	+	反映贸易伙伴国的玉米种子供给能力
中国与贸易伙伴国人均国内生产总值的差的绝对值	$ IIT_{ijt} $	-	反映了贸易双方间经济发展水平的差距以及需求偏好相似程度
中国的人口规模	POP_{it}	+	反映中国的市场规模,中国的市场规模越大,对玉米种子的需求就越大,从而导致玉米种子进口量增大
贸易伙伴国的人口规模	POP_{jt}	不确定	代表玉米种子出口国的供给能力
中国的玉米播种面积	CPA_{it}	+	反映出国内市场对于玉米种子的需求量
人民币对外币的汇率	R_{ijt}	+	反映本币与外币的兑换比率(为方便数据对数变换,使用 100 元人民币对外币的汇率)
贸易双方的运输成本	DP_{ijt}	-	中国北京与各国首都的地理距离与年均国际原油 WTI 价格的乘积
是否共同加入 WTO	WTO	+	虚拟变量,是则取“1”,否则取“0”

$$T_{ij}=A(Y_i Y_j)/D_{ij} \quad (1)$$

其中, T_{ij} 为两国双边贸易量; i 和 j 分别表示国家 i 和 j ; A 是常数项; Y 表示国家经济规模(GDP); D_{ij} 表示两国距离。

由于本研究利用贸易引力模型仅研究中国玉米种子贸易的单边流量问题,因而将贸易引力模型的基本形式进行调整,得到调整后的基本形式。

$$IM_{ij}=A(Y_i Y_j)/D_{ij} \quad (2)$$

其中, IM_{ij} 表示进口国 i 对出口国 j 的进口量; A 是常数项; Y 表示国家经济规模(GDP); D_{ij} 表示两国距离。

通常为了符合线性估计的要求,需要对(2)式两边取对数,对变量进行对数处理不仅有助于缩小数据弹性,并且有利于削减数据的异方差问题,因此变形为(3)式。

$$\ln IM_{ij}=\beta_0+\beta_1 \ln Y_i+\beta_2 \ln Y_j+\beta_3 \ln d_{ij}+u_{ij} \quad (3)$$

其中, $\ln IM_{ij}$ 、 $\ln Y_i$ 、 $\ln Y_j$ 和 $\ln d_{ij}$ 分别是 IM_{ij} 、 Y_i 、 Y_j 和 d_{ij} 的自然对数形式, u_{ij} 是随机误差项。

综上, 根据研究假设, 本研究设定贸易引力模型如下。

$$\begin{aligned} \ln IM_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln IT_{ijt} + \\ & \beta_4 \ln POP_{it} + \beta_5 \ln POP_{jt} + \beta_6 \ln CPA_{it} + \\ & \beta_7 \ln R_{ijt} + \beta_8 \ln DP_{ijt} + \beta_9 WTO + u_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

2.3 数据来源与描述性统计 中国对主要贸易伙伴国玉米种子进口量数据来自于 WITS 数据库; 中

国和贸易伙伴国的 GDP、中国和伙伴国人口以及人民币对外币的汇率数据来自世界银行 WDI 数据库; 中国的玉米播种面积年度数据来自于《中国统计年鉴》; 中国与其伙伴国间的地理距离选取中国北京与各贸易伙伴国首都的距离作为测算数据, 数据来源于 www.timeanddate.com 网址测算; 年均国际原油 WTI 价格来源于石油输出国组织 OPEC; 是否为 WTO 成员国划分依据来自于 WTO 官网。综上, 各变量的基本统计特征如表 2 所示。

表 2 各变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
IM_{ijt} (kg)	88	37810.63	69699.52	45	356972
Y_{it} (亿美元)	88	57772.17	30550.91	19110.76	115200.4
Y_{jt} (亿美元)	88	16565.45	14118.04	1372.15	39443.79
IT_{ijt} (美元)	88	21740.62	15323.2	1500.401	39515.21
POP_{it} (千万人)	88	132.5612	4.60736	124.193	139.7715
POP_{jt} (千万人)	88	5.085564	2.47845	1.49777	8.309297
CPA_{it} (千 hm^2)	88	33250.5	7734.971	23056	44968
R_{ijt}	88	2037.328	3534.682	9.591446	10503.82
DP_{ijt} (美元)	88	784828	516167	106573	1900000
WTO	88	0.863636	0.3451409	0	1

3 模型结果与分析

3.1 单位根与协整检验 本研究实证分析采用 1998–2019 年中国从德国、法国、阿根廷和智利 4 个国家进口玉米种子的贸易量以及 9 个解释变量组成面板数据。由于面板数据具备时间序列数据的特殊性, 且文章选取的是 22 年的长面板数据, 如果数据不平稳, 可能会出现虚假回归的情况。为了避免模型出现“伪回归”问题, 需要先对各个变量进行面板数据单位根检验和面板协整性检验以进一步确保模型数据的有效性。

单位根检验(即数据的平稳性)有 3 种最常用的方法: Levin–Lin–Chu 检验(LLC 检验)、Im–Pesaran–Shin 检验(IPS 检验)和 Fisher–ADF 检验(ADF 检验)。因此, 本研究主要运用以上 3 种单位根检验方法依次对原变量数据和一阶差分后的变量数据进行平稳性检验。

一般认为, 面板数据单位根检验中只需要通过其中一项检验, 变量即视为平稳序列。根据表 3 单位根检验的结果显示, $\ln IT_{ijt}$ 、 $\ln POP_{it}$ 和 $\ln R_{ijt}$ 的原

变量 P 值均大于 0.05, 不拒绝原假设, 因此这几个变量可能是不稳定的, 但所有的变量经过一阶差分后均是平稳的。若是选择用一阶差分序列, 则变量及方程式的含义就会发生变化, 但若仍用原序列进行回归分析, 则需要进一步对原序列进行协整性检验, 以此判断原序列变量间是否存在长期均衡关系。

使用 Kao 检验方法对数据原序列进行协整性检验。结果显示 t 统计量为 -4.3208, P 值为 0, 因此拒绝原假设 H_0 “序列不存在协整关系”, 说明原序列存在协整关系, 即原序列变量间存在长期均衡关系, 因此可以构建回归模型。

3.2 扩展的引力模型估计 由于本研究选用的面板数据中既存在时间序列数据, 又存在横截面数据, 因此需要考虑个体效应可能对模型估计方法的影响。当模型存在个体效应时, 对模型进行回归后虽然统计量是显著的, 但此回归结果却不再是最有效的估计量。因此, 为保证模型的稳健性, 需要利用不同的检验手段对混合 OLS 回归模型、随机效应模型以及固定效应模型进行选择从而获得最佳的模型, 得到准确的估计结果。

表3 单位根检验结果

变量	LLC	IPS	ADF	结论
$\ln IM_{ijt}$	0.0062	0.3615	0	平稳
$d\ln IM_{ijt}$	0	0	0	平稳
$\ln Y_{it}$	0	0.9663	0	平稳
$d\ln Y_{it}$	1	0.6815	0	平稳
$\ln Y_{jt}$	0.0074	0.176	0.77	平稳
$d\ln Y_{jt}$	0.0317	0.0866	0	平稳
$\ln IT_{ijt}$	0.9331	1	0.9382	非平稳
$d\ln IT_{ijt}$	0	0.4261	0	平稳
$\ln POP_{it}$	0.9747	0.0888	0.4493	非平稳
$d\ln POP_{it}$	0.9827	0.4895	0.0292	平稳
$\ln POP_{jt}$	0.0001	0.8166	0.1946	平稳
$d\ln POP_{jt}$	0.0264	0.3993	0.0302	平稳
$\ln CPA_{it}$	0	0.0006	0	平稳
$d\ln CPA_{it}$	0.0001	0.6516	0	平稳
$\ln R_{ijt}$	0.2924	1	0.8478	非平稳
$d\ln R_{ijt}$	0.5045	0	0	平稳
$\ln DP_{ijt}$	0	0.0517	0	平稳
$d\ln DP_{ijt}$	1	0.998	0	平稳
WTO	0	0.0035	0.0019	平稳
dWTO	0.0001	0	0	平稳

(1) LM 检验——对混合 OLS 回归模型或随机效应模型进行选择 LM 检验是对随机效应模式进行检验的一种方法,常用于对混合 OLS 回归模型和随机效应模型进行区别,因此对随机效应模型进行 LM 检验。

从表 4 可以看出,LM 检验得到 P 值为 1.0000,结果表明不拒绝原假设 H_0 ,随机效应不显著,因此,混合 OLS 模型优于随机效应模型。

表4 LM 检验结果

Chi-Sq 统计量	P 值	是否拒绝原假设	结论
0	1.0000	否	选择混合 OLS 回归模型

(2) F 检验——对混合 OLS 回归模型或固定效应模型进行选择 由于本研究的面板数据既存在纵向的时间序列维度,又存在横向的个体维度,因此在设定模型时需要考虑采用混合 OLS 回归模型或固定效应模型中的哪个更为合适,F 检验常用于对混合 OLS 回归模型和固定效应模型进行区分,因此对模型回归进行 F 检验(表 5)。

表5 F 检验结果

选择类型	F 检验值	P 值	结论
固定效应模型或混合 OLS 回归模型	10.61	0	选择固定效应模型

F 检验结果表明拒绝原假设 H_0 ,认为截距项应该发生变化,因此应构建固定效应模型。为进一步证实固定效应模型为本研究最佳的模型,再利用 Hausman 检验方法来对固定效应模型和随机效应模型之间进行取舍。

(3) Hausman 检验——对随机效应模型或固定效应模型进行选择 Hausman 检验常用于对固定效应模型和随机效应模型进行区分。Hausman 检验原假设 H_0 为“个体效应与回归变量无关”,所以应构建随机效应模型;备择假设 H_1 为“个体效应与回归变量有关”,所以应构建固定效应模型。

Hausman 检验结果表明(表 6),卡方统计量为 23.24,对应的 P 值为 0,则拒绝原假设。因此,根据 F 检验以及 Hausman 检验结果,更进一步说明了固定效应模型为本研究的最佳模型,应构建固定效应模型对面板数据进行回归分析。

表6 Hausman 检验结果

Chi-Sq 统计量	P 值	是否拒绝原假设	结论
23.24	0	是	选择固定效应模型

3.3 实证结果与分析 综上所述结论,本研究构建固定效应模型将优于随机效应模型或混合 OLS 回归效应模型,因此对面板数据进行固定效应模型回归分析。对模型的多重共线性进行修正后,针对模型可能存在的组间异方差和组间同期相关问题,利用面板校正标准误进行估计,得到最终的回归结果如表 7 所示。

表 7 显示, $\ln CPA_{it}$ 、 $\ln R_{ijt}$ 和 $\ln DP_{ijt}$ 变量均通过了 Z 检验,且 $\ln CPA_{it}$ 在高显著水平下通过显著性检验;P 值为 0,说明整个回归模型是显著的;模型回归结果拟合优度一般,这可能是因为在社会经济的研究中,社会经济现象的影响因素太多,而模型仅选取 5 个影响因素进行分析,5 个影响因素能解释大约 54% 的变异程度。

3.4 进出口实证对比分析 为了更进一步挖掘数据,对比玉米种子在进、出口贸易中的不同限制因素,因此构建玉米种子出口的实证模型如(5)式。

表7 剔除不显著变量后的最终回归结果

(被解释变量为: $\ln IM_{ijt}$)

解释变量	修正后的模型
C (常数项)	-26.65** (-2.47)
$\ln Y_{it}$ (中国 GDP 总量)	—
$\ln Y_{jt}$ (伙伴国 GDP 总量)	—
$\ln IIT_{ijt}$ (人均 GDP 差值)	-0.95 (-0.83)
$\ln POP_{it}$ (中国人口规模)	—
$\ln POP_{jt}$ (伙伴国人口规模)	—
$\ln CPA_{it}$ (中国玉米播种面积)	5.2*** (8.19)
$\ln R_{ijt}$ (汇率)	-0.71* (-1.86)
$\ln DP_{ijt}$ (运输成本)	-0.54* (-1.85)
WTO (成员国)	0.36 (0.91)
国家	
德国	1.46 (0.72)
法国	-0.31 (-0.16)
智利	2.95 (1.22)
R ²	0.5391
卡方统计量	172.44
P 值	0

—表示模型中去除该变量;括号内为 z 统计量值;

***、**、* 分别表示数据在 1%、5%、10% 的显著水平下通过 z 检验,下同

$$\ln IM_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln IIT_{ijt} + \beta_4 \ln POP_{it} + \beta_5 \ln POP_{jt} + \beta_6 \ln CPA_{it} + \beta_7 \ln R_{ijt} + \beta_8 \ln DP_{ijt} + u_{ijt} \quad (5)$$

由于中国出口玉米种子的数据年份不连贯、缺失值较多,且根据前文分析可知,2019 年中国玉米种子的主要出口目的国为越南(占 73%)和安哥拉(占 23%),因此,本部分实证分析采用 2014–2019 年中国对越南、安哥拉 2 个国家出口玉米种子的贸易量以及 8 个解释变量组成面板数据。考虑到越南、安哥拉在 2014–2019 年均为 WTO 成员国,在本模型中剔除是否为 WTO 成员这一变量。各变量的基本统计特征如表 8 所示。

首先对面板数据进行 Hausman 检验,发现随机效应优于固定效应,后经过 LM 检验发现混合 OLS 模型优于随机效应模型,因此确定选择混合 OLS 回归模型。对模型进行多重共线性检验并修正,逐步剔除了 $\ln Y_{it}$ 、 $\ln IIT_{ijt}$ 、 $\ln POP_{it}$ 、 $\ln POP_{jt}$ 4 个解释变量,针对模型可能存在的组间异方差和组间同期相关问题,利用面板校正标准误进行估计,得到最终模型结果如表 9 所示。

表8 各变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
IM_{ijt} (kg)	12	232077.8	215879.6	5000	563500
Y_{it} (亿美元)	12	98905.7	11474.04	83271.61	115200.4
Y_{jt} (万美元)	12	1.36457	0.389761	0.990135	2.008576
IIT_{ijt} (美元)	12	7149.631	767.441	6099.905	8242.054
POP_{it} (千万人)	12	138.1833	1.223146	136.427	139.7715
POP_{jt} (千万人)	12	6.172917	3.385905	2.694178	9.646211
CPA_{it} (千 hm^2)	12	42992.67	1301.967	41284	44968
R_{ijt}	12	1705.492	1751.559	16.00122	3484.16
DP_{ijt} (美元)	12	419868.1	327413.8	100887.2	1091381

由表 9 可知,模型整体通过了检验且拟合优度高,变量 $\ln Y_{jt}$ 、 $\ln CPA_{it}$ 、 $\ln R_{ijt}$ 、 $\ln DP_{ijt}$ 均极为显著地通过检验,且对被解释变量均存在正向的影响。对比进口模型结果,发现中国的玉米播种面积对玉米种子进出口均存在显著的正向影响,但相比于进口,人民币对外币的汇率和贸易双方的运输成本对玉米种子出口的作用更为显著。

4 结论与建议

本研究利用面板数据,对 1998–2019 年中国进口阿根廷、德国、法国、智利 4 国玉米种子贸易的具体情况进行了实证分析,通过固定效应回归分析得出拓展的贸易引力模型,并根据模型结果得出以下结论。

第一,中国玉米的播种面积对玉米种子进出口

有着显著的影响作用。中国玉米的播种面积对中国玉米种子进口有正向的影响作用。玉米种子的播种面积体现了本国对于玉米种子的市场需求量,每年的播种面积受到政策、价格、市场等多种因素的影响,当国内需求扩大时,进口显著增加。

表9 剔除不显著变量后的最终回归结果

(被解释变量为: $\ln EX_{ijt}$)

解释变量	修正后的模型
C (常数项)	-295.55*** (-4.181)
$\ln Y_{it}$ (中国GDP总量)	—
$\ln Y_{jt}$ (伙伴国GDP总量)	10.700*** (4.746)
$\ln IT_{ijt}$ (人均GDP差值)	—
$\ln POP_{it}$ (中国人口规模)	—
$\ln POP_{jt}$ (伙伴国人口规模)	—
$\ln CPA_{it}$ (中国玉米播种面积)	24.718*** (4.137)
$\ln R_{ijt}$ (汇率)	5.396*** (9.706)
$\ln DP_{ijt}$ (运输成本)	1.782*** (3.676)
国家	
越南	-25.971*** (-9.809)
R^2	0.9447
卡方统计量	302.00
P值	0

第二,随着运输体系的发展,距离因素已不是主要的阻碍因素。随着全球贸易体系的逐步形成及国际物流业的规范发展,国家之间的基础设施建设和通讯设备研发不断完善,贸易双方的距离或是运输成本,虽然仍会对贸易产生影响,但已经不再是重要的指标。因此,空间因素难以成为阻碍贸易的主要因素。

第三,贸易双方是否同为WTO成员国对中国玉米种子进口影响不显著。其原因可能是因为近几年在贸易保护主义势力抬头的国际背景下,WTO组织在国际贸易中发挥的作用也越来越小。

第四,相较于进口,引力因素对中国玉米种子出口的影响更为显著。中国玉米种子的出口贸易量更容易受到GDP、种植面积、汇率、距离等因素的影响,且各因素对玉米种子出口有显著的正向作用,说明引力因素对中国玉米种子的出口有着显著的拉动作用。

综上,中国应把握当前开放环境和全球化发展趋势,进一步优化中国玉米种子的贸易结构。在经济全球化的环境中,种业的竞争变得越来越激烈,玉米种

子的安全直接关系到玉米的安全,与中国的粮食安全密切相关。因此,中国政府部门应更加重视玉米种子的进出口贸易,制定适合中国玉米种子产业发展的项目计划,不断优化贸易来源和贸易结构。除此之外,政府应高度重视玉米种子来源国过度集中的问题,推动玉米种子进口来源的多元化发展,积极防范并应对来源地过度依赖的问题。其次,中国应借助国际物流运输业的发展,推动玉米种子贸易便利化建设。受制于落后的交通运输基础设施,在从事国际贸易时,贸易双方的运输距离一直是影响玉米种子进出口的主要因素。但是,随着全球贸易格局进一步开放以及物流运输业的迅速发展,运输成本不再是影响玉米种子进口价格的主要因素。因此,中国应抓住机遇,通过发展国际货运等基础设施,积极缩小两国的距离因素壁垒,借助国际物流、运输体系的完善,拓展双边贸易主体,实现玉米贸易主体的多元化。

参考文献

- [1] 邵长勇,唐欣,梁凤臣,张晓明,孙伟光. 基于粮食安全视角下的中国种子产业发展战略. 中国种业, 2010 (4): 11-14
- [2] 吕波,郑少锋. 中国种业比较优势及“走出去”对策研究. 农业经济问题, 2014, 35 (4): 80-85
- [3] 谭晶荣,王丝丝,陈生杰. “一带一路”背景下中国与中亚五国主要农产品贸易潜力研究. 商业经济与管理, 2016 (1): 90-96
- [4] 孙致陆,李先德. 经济全球化背景下中国与印度农产品贸易发展研究——基于贸易互补性、竞争性和增长潜力的实证分析. 国际贸易问题, 2013 (12): 68-78
- [5] Zolin M B, Andreosso-O'Callaghan B. The Korea-EU FTA: new prospects for and patterns of agricultural and agri-food trade?. Journal of Global Policy and Governance, 2013, 1 (2): 129-142
- [6] 莱斯特·布朗. 谁来养活中国. 经济与信息, 1995 (9): 48-50
- [7] Tinbergen J. Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy. New York: The Twentieth Century Fund, 1962
- [8] 张亚斌,马莉莉. 丝绸之路经济带: 贸易关系、影响因素与发展潜力——基于CMS模型与拓展引力模型的实证分析. 国际经贸探索, 2015, 31 (12): 72-85
- [9] Linnemann H. An econometric study of international trade flows. Journal of the Royal Statistical Society Series A (General), 1967, 130 (1): 633-634
- [10] Peck A L. Plato's parmenides: some suggestions for its interpretation. II. The Classical Quarterly, 1954, 4 (1-2)
- [11] Poyhonen P. A tentative model for the volume of trade between countries. Weltwirtschaftliches Archiv, 1963, (90): 93-100

(收稿日期: 2021-12-31)