

中国从中亚进口农产品的贸易边际及其影响因素研究

房悦,李先德

(中国农业科学院农业经济与发展研究所,北京100081)



摘要 中亚是我国农产品进口的重要区域,采用联合国贸易数据库(UN COM-TRADE)HS-6分位贸易数据测算了1992—2020年中国从中亚进口农产品的贸易边际,并进一步分析了各贸易边际的影响因素。研究表明,第一,不同贸易边际对中国从中亚农产品进口份额的贡献存在较大国别差异,整体上,中国从中亚农产品进口份额增长是由数量边际驱动的。中国从哈萨克斯坦和吉尔吉斯斯坦进口份额增长先后受扩展边际和数量边际增长的驱动;从塔吉克斯坦、土库曼斯坦进口份额增长几乎完全依赖于数量边际的增长;从乌兹别克斯坦进口份额的增长则是扩展边际和价格边际共同提升促成的,但这一趋势正在减弱。第二,近年来中国从中亚进口小麦和油脂产品持续增长,进一步挖掘其进口潜力对于中国重要农产品供给保障战略具有重要意义。第三,从影响因素看,地理距离和加入上海合作组织对扩展边际有显著正向作用,中国对外投资存量与中亚五国农业生产效率的交互项对市场份额和价格边际有显著正向作用。准确把握贸易边际增长结构能令贸易政策的选择更加有的放矢。未来中国作为需求方应发挥更大的主观能动性,注重以对外投资等方式促进中亚五国农业生产能力的提高、积极发挥双边贸易协定作用,实现中亚五国农业发展和中国进口多元化战略的双赢。

关键词 贸易边际; 中亚; 农产品进口; 进口多元化战略; 中国

中图分类号:F752 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2023)01-0071-11

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.01.007

近年来,中国农产品进口额持续快速增长,从2016年的1131亿美元增长到2020年的1728亿美元,年均增幅超过11%,尤其在新冠肺炎疫情后农产品进口额激增,2021年达到2198亿美元,与2020年相比增幅高达27%^①。此外,2022年2月爆发的乌克兰危机也对全球粮食市场产生重大影响,极大地增加了国际粮食供应风险。面对中国农产品进口快速增长的客观实际和不确定性不稳定性日益突出的国际环境,寻找更加多元、稳定的农产品进口来源对确保国家粮食安全和重要农产品供给至关重要,这也是党的二十大报告指出的推进高水平对外开放,加快建设贸易强国,维护多元稳定的国际经济格局和经贸关系的“题中之义”。

中亚是拓展农产品多元化进口渠道值得关注的重点地区之一。2013年9月,国家主席习近平在中亚^②地区的哈萨克斯坦提出了“丝绸之路经济带”重大倡议,中亚位于亚洲中心地段,扼守亚欧两大洲陆路交通,与中国共有3000多千米边境线,是“丝绸之路经济带”的核心区域。近年来,中国进口与

收稿日期:2022-02-15

基金项目:国家自然科学基金国际(地区)合作与交流项目“‘一带一路’背景下研究中国和中亚农业合作的方式路径和策略”(71961147001);中国农业科学院科技创新工程(10-IAED-04-2022)。

① 数据来源:2020年及此前数据来自UN COMTRADE计算,2021年数据来自农业农村部网站。

② 中亚包括哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、土库曼斯坦和乌兹别克斯坦5个国家。

中亚出口已经成为中国进口与“一带一路”国家出口之间互补性最高的地区组合,且互补性逐年上升^[1]。中亚是“丝绸之路经济带”沿线国家中农产品贸易潜力最大的区域^[2],中国进口量大且对外依存度高的农产品,如大豆、植物油、肉类和棉花等,中亚地区均有潜力成为重要的进口来源市场。然而贸易现实中,1992—2020年^①,中国从中亚进口农产品额^②从311万美元增长到8.6亿美元,虽然进口规模增长显著,但至2020年,中国从中亚进口农产品总额仅占中国农产品总进口额的0.5%,未来仍有很大的提高空间。

对于进口的研究仅从总额视角进行分析是不够的,剖析其内部结构才能发现进口真正的增长源泉和国家间的个体差异。学术界对贸易边际的研究经历了一个不断完善的过程。贸易边际分解法最初由Hummels等提出,将一国出口分解为扩展边际和集约边际,集约边际可再进一步分解为价格边际和数量边际^[3]。此后,Bernard等在贸易二元边际分解的基础上考虑年际之间的变化,将对贸易边际的分解从静态拓展到动态的视角,研究贸易构成中不同边际的增长问题^[4]。施炳展将研究拓展至三元边际,提供了一种将贸易份额的年际增长分解到三个贸易边际层面的计算方法^[5]。其中,扩展边际增长是指新增贸易关系引起的贸易增长,如产品种类增加、进出口企业增加等;集约边际增长是指已有贸易关系的深度发展,包括数量边际和价格边际,即现有进出口产品贸易数量的增加和同样数量的产品以更高的价格成交。

部分学者运用贸易边际分解方法对农产品贸易展开分析,主要集中在出口方面,如Liapis对1996—2006年69个出口国农产品贸易的增长结构进行分解,发现样本国家农产品出口整体上是通过对集约边际增长,但发展中国家的出口增长更多来自扩展边际的贡献^[6]。刘莉等通过二元边际分解发现金砖五国农矿产品出口在1996—2011年间增长是沿着集约边际增长^[7]。耿献辉等则专门聚焦中国农产品出口结构,从微观层面展开分析发现中国农产品出口增长主要沿着集约边际扩张,与全球整体性结论相一致^[8]。在贸易边际分解的基础上,研究进一步拓展到探究不同贸易边际的影响因素,核心关注变量有目的国经济规模、在华外商直接投资、中国对外直接投资、贸易成本等因素^[9-10]。

贸易边际分解已经成为进一步解析贸易总额的重要研究方法^[11-14],但现有研究视角多关注出口,对进口,尤其是专门针对农产品进口的分解和探究仍不多。已有研究中徐芬测算了中国农产品进口增长的三元边际,发现数量边际是影响中国农产品进口增长的最主要边际;该研究刻画了中国从世界进口的整体情况,还以目前已经占有较大份额的进口来源国为例进行了分析,并没有针对未来有农产品贸易增长潜力但目前进口份额仍较低的国家展开分析^[15]。在研究对象上,目前对与中国具有农产品贸易增长潜力的地区的研究大多关注了东盟、“一带一路”沿线国家^[16-18],但研究对象聚焦中亚农产品贸易的研究还较少,已有代表性的研究重点分析了中国对中亚五国农产品出口的波动性问题,没有分析进口侧^[19]。基于此背景,本文拟对中国从中亚五国农产品进口的特征事实、贸易边际分解及其影响因素展开分析,加深对中国与中亚农产品贸易深层次规律的理解和把握,为加强双方农业经贸合作、培育中国多元化农产品进口来源提供理论和现实依据。

一、中国从中亚农产品进口的特征事实

1. 进口规模变动趋势

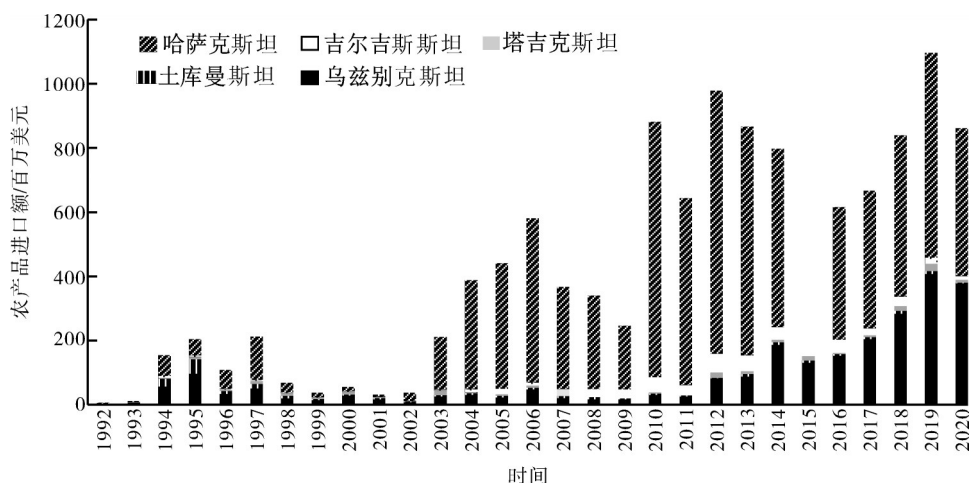
从变化趋势来看(图1),1992—2020年中国从中亚农产品进口额总体不断增长,但波动性较大,总体上可以划分为以下五个阶段:第一阶段(1992—1997年),中国从中亚农产品进口规模小,呈增长趋势;第二阶段(1998—2002年),受亚洲经济危机影响,中国从中亚农产品进口持续低位运行;第三阶段(2003—2006年),加入世贸组织后,中国从中亚农产品进口显著增长;第四阶段(2007—2009

① 中国与中亚五国建交均始于1992年1月。

② 本文农产品包括HS01-HS24章以及HS50-HS52章。

年),受到2008年全球金融危机中国从中亚农产品进口再次下降;第五阶段(2010—2020年),中国从中亚农产品进口规模均在6亿美元以上,呈现先下降后上升趋势,2020年受全球新冠肺炎疫情影响再次出现明显下降。

分国别来看,就历史趋势而言,1992—2020年中国从中亚农产品进口额主要来自乌兹别克斯坦;近年来,中国从中亚农产品进口额增长主要来源于乌兹别克斯坦和哈萨克斯坦,2020年中国从中亚进口农产品总计8.6亿美元,其中乌兹别克斯坦占53%,哈萨克斯坦占44%,其余三国共计占3%。



注:数据系根据UN COMTRADE数据库整理所得,后图同。

图1 中国从中亚农产品进口额变动趋势(1992—2020年)

2. 进口市场份额变动趋势

从变动趋势来看(图2),中国进口占中亚五国农产品出口(也即世界从中亚农产品进口)的市场份额早期由于贸易额较小,市场份额数据存在较大波动性,仅展示2004年以后情况。中亚五国根据其市场份额的变动情况可以分为三类:第一是乌兹别克斯坦,中国从乌兹别克斯坦农产品进口占乌兹别克斯坦农产品总出口的市场份额显著高于其余四国,最高超过40%,最低也达到15%,市场份额在2012年前波动上升,2012年后波动下降。第二是哈萨克斯坦,虽然在起初份额较低仅有约3%,但29年间基本呈现不断上升的趋势,至2020年已经超过了14%,中国逐步成为哈萨克斯坦重要的农产品出口对象国,这种贸易关系较为稳定、不断加强;其三,塔吉克斯坦、吉尔吉斯斯坦和土库曼斯坦三国份额长期较低且波动性较强,长期处于10%以下,尤以吉尔吉斯斯坦份额最低,29年间均低于5%。将市场份额与三国的出口额变化共同考虑,可以看出,吉尔吉斯斯坦是农产品出口额和中国所占份额均未增长;塔吉克斯坦和土库曼斯坦出口额的年际波动极大,在所有出口增长的年份同时也是中国进口份额显著增长的年份,这说明在塔吉克斯坦、土库曼斯坦两国的农产品出口变化中,中国的进口是较为主要的影响因素。综上,可以看出,中亚五国中哈萨克斯坦和乌兹别克斯坦是值得关注的重点国别。

3. 重点农产品进口情况

从1992—2020年总体情况看,中国从中亚农产品进口额累计约125亿美元,其中占比最大的类别农产品是棉花(HS52),占29年累计进口额的73.5%。第二大类农产品是含油子仁及果实等(HS12),占比5.5%;第三大类农产品是谷物(HS10),占比4.5%;第四大类农产品是编结用植物材料等(HS14),占比3.5%;第五大类农产品是羊毛、动物细毛或粗毛等(HS51),占比3.4%;其余22种类农产品的进口额均较小,合计占比9.6%。分国别来看,中国从哈萨克斯坦进口的农产品以油脂、羊毛、谷物、棉花和药料植物为主;从吉尔吉斯斯坦进口的农产品以羊毛、棉花、蚕丝和坚果为主;从塔

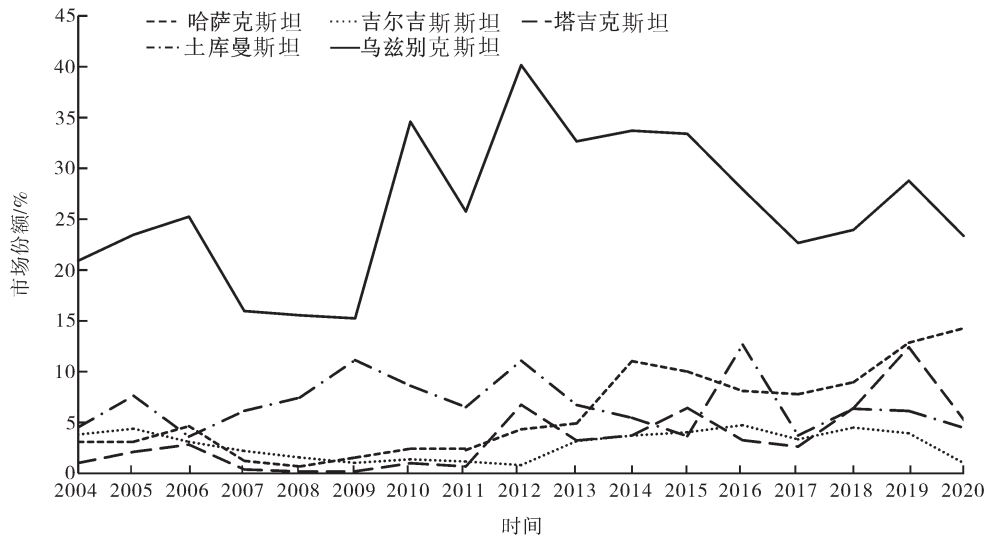


图2 中国农产品进口额占中亚各国出口市场份额变动趋势(1992—2020年)

吉克斯坦和乌兹别克斯坦进口的农产品几乎全部为棉花;从土库曼斯坦进口农产品以棉花、棉短绒和甘草液汁为主。

从近五年情况看(表1),第一,虽然棉花是中国从中亚进口额占比最大的农产品,但其中未梳的棉花已呈现明显的下降趋势,这是由于乌兹别克斯坦出于保护本国棉纺织业发展的需要,宣布从2020年起基本停止棉花出口,预期中国未来从中亚进口棉花的数量将十分有限,应尽快着手寻找新的进口来源。作为未梳的棉花的替代是棉纱线的进口大幅增加,这使得中国棉花类产品进口价格有所增加,但仍旧可作为中国棉纺织业的有效补充来源。

第二,油脂类产品进口增长显著^①。油籽进口金额和进口数量年均增长分别为22.2%、21.6%,植物油进口金额和进口数量年均增长分别为35.1%和35.9%,由于油脂类产品是中国迫切需要进口补充的重要农产品,中亚地区这一产品的增长态势及其未来潜力值得关注。

第三,2019年(由于2020年受疫情影响数据不具有代表性),中国小麦总进口量约为320万吨,进口额9亿美元,其中从中亚进口的小麦达到约42万吨,进口额9700万美元,占到了中国小麦进口总量的13%和进口总额的10.7%。哈萨克斯坦是中国小麦进口的第三大来源国,占中国小麦进口的12.5%(第一为加拿大,占55%;第二为法国,占14%)。但值得关注的是,从哈萨克斯坦进口小麦的平均价格(226.3美元/吨)显著低于中国从其他主要进口国平均价格(281.2美元/吨)。基于价格上的优势,从哈萨克斯坦进口的小麦已形成较大规模。

表1 中国从中亚进口主要农产品

产品类别	进口额/万美元					进口量/吨					
	2016	2017	2018	2019	2020	2016	2017	2018	2019	2020	
棉花	棉花	21179	19186	16872	19684	3717	213386	117171	91457	114411	28633
	棉纱线	19919	23003	33340	43082	39188	90571	95538	131966	187681	194520
油脂	油籽	3989	5507	5838	9822	10890	106998	165683	184806	300749	284513
	植物油	1992	4506	5618	9675	8967	22827	57424	73040	126407	105910
小麦	5658	5918	10678	9717	5445	294659	309725	569210	422305	209763	

注:数据系根据《中国农产品贸易发展报告》中对农产品的分类方法对UN COMTRADE数据库中相关HS四位编码数据进行整理所得。

① 油籽油脂类产品是HS12章中的HS1201-HS1202和HS1204-HS1208以及HS15章;小麦为HS1001。

二、贸易边际和市场份额增长贡献率

1. 贸易边际及市场份额贡献率计算方法

本文基于Hummels等^[3]提出的出口三元边际分析框架,将其引入到对中国从中亚农产品进口的贸易边际分解研究中,基于此框架,进口贸易边际可以分解为扩展边际(extensive margin, EM)和集约边际(intensive margin, IM),集约边际又可以进一步分解为数量边际(quantity margin, QM)和价格边际(price margin, PM)。

中国从中亚*i*国进口农产品的扩展边际可以定义为:

$$EM_{ci} = \frac{\sum_{k \in U_{ci}} M_{wik}}{M_{wi}} \quad (1)$$

其中,*c*、*i*分别表示中国和第*i*个中亚国家,*k*表示农产品种类, U_{ci} 表示中国从*i*国进口的农产品种类集合, $\sum_{k \in U_{ci}} M_{wik}$ 表示世界从*i*国进口与中国从*i*国进口相同种类农产品的进口额, M_{wi} 为世界从*i*国进口的农产品总额。扩展边际代表了中国从*i*国进口农产品占世界从*i*国进口农产品种类的重合程度,当 EM_{ci} 的取值越大时,表明中国从*i*国进口的农产品种类越多。

中国从中亚*i*国进口农产品的集约边际可以定义为:

$$IM_{ci} = \frac{M_{ci}}{\sum_{k \in U_{ci}} M_{wik}} \quad (2)$$

其中, M_{ci} 代表中国从*i*国农产品进口额,集约边际代表产品重合相同时,中国从*i*国进口农产品的占世界从*i*国进口同种农产品的份额。当 IM_{ci} 取值越大时,说明中国从*i*国现有种类农产品进口额增加。

将式(1)和式(2)相乘,可得如下所示的中国从*i*国进口农产品的贸易额占*i*国农产品总出口(也即世界从该国产农产品总进口)的贸易份额(trade share, TS),可以看出,进口农产品种类的增加或现有种类农产品进口额的增加,均会增加贸易份额。

$$TS_{ci} = M_{ci}/M_{wi} = EM_{ci} \times IM_{ci} \quad (3)$$

进一步,集约边际可以进一步分解为数量边际和价格边际:

$$IM_{ci} = QM_{ci} \times PM_{ci} \quad (4)$$

中国从*i*国进口农产品的数量边际和价格边际与二元边际分解的方法不同,并不是农产品总进口额的比值,而是界定在中国从*i*国进口的现有种类农产品范围内,中国和世界从*i*国进口的每一种农产品价格或数量比值的加权形式,因此产品细分程度会显著地影响分解的准确性。数量边际和价格边际的公式如下所示:

$$QM_{ci} = \prod_{k \in U_{ci}} \left(\frac{q_{cik}}{q_{wik}} \right)^{\beta_{cik}} \quad (5)$$

$$PM_{ci} = \prod_{k \in U_{ci}} \left(\frac{p_{cik}}{p_{wik}} \right)^{\beta_{wik}} \quad (6)$$

其中, q_{cik} 和 q_{wik} 分别为中国和世界从*i*国进口的*k*农产品的数量; p_{cik} 为中国从*i*国*k*农产品进口价格,由中国*k*农产品进口额与进口量比值表示; p_{wik} 为*k*农产品世界平均进口价格,由世界*k*农产品进口总额与进口总量比值表示; β_{cik} 是中国从中亚*i*国进口各种农产品乘积加权的权重,是由*k*农产品在中国和世界进口产品中比重转换而来,如下所示:

$$\beta_{cik} = \frac{\Delta \partial_{ik} / \Delta \ln \partial_{ik}}{\sum_{k \in U_{ci}} (\Delta \partial_{ik} / \Delta \ln \partial_{ik})} \quad (7)$$

其中, ∂_{cik} 和 ∂_{wik} 分别表示中国和世界从*i*国进口的*k*农产品贸易额占各自总农产品进口额的比

重, $\Delta\partial_{ik}$ 表示中国和世界从 i 国进口 k 农产品占各自总农产品进口额比重的差额, $\Delta \ln \partial_{ik}$ 为对数形式的差额, 将其带入公式(7)后再带入公式(5)和(6)可以分别求得数量边际和价格边际。

$$\partial_{cik} = M_{cik}/M_{ci} \quad (8)$$

$$\partial_{wik} = \frac{M_{wik}}{\sum_{k \in U_i} M_{wik}} \quad (9)$$

$$\Delta\partial_{ik} = \partial_{cik} - \partial_{wik} \quad (10)$$

$$\Delta \ln \partial_{ik} = \ln \partial_{cik} - \ln \partial_{wik} \quad (11)$$

因此, 可以得到贸易边际分解的最终形式:

$$TS_{ci} = EM_{ci} \times QM_{ci} \times PM_{ci} \quad (12)$$

在贸易边际的分解基础上进一步引入年际间变化的动态分析, 本文参考徐芬等^[15]对贸易边际对进口份额的贡献大小的计算方法, 将进口增长贡献率定义为贸易边际带来的进口份额变动占进口份额总变动的相对大小。扩展边际、数量边际和价格边际对进口市场份额贡献率见式(13)~式(15), 后文据此对各贸易边际对进口份额增长的贡献率分别进行计算。

$$\partial EM = \left(\frac{\Delta EM}{EM} \right) / \left(\frac{\Delta EM}{EM} + \frac{\Delta QM}{QM} + \frac{\Delta PM}{PM} \right) \quad (13)$$

$$\partial QM = \left(\frac{\Delta QM}{EM} \right) / \left(\frac{\Delta EM}{EM} + \frac{\Delta QM}{QM} + \frac{\Delta PM}{PM} \right) \quad (14)$$

$$\partial PM = \left(\frac{\Delta PM}{EM} \right) / \left(\frac{\Delta EM}{EM} + \frac{\Delta QM}{QM} + \frac{\Delta PM}{PM} \right) \quad (15)$$

2. 中国从中亚农产品进口贸易边际及市场份额增长贡献率

根据上文方法计算了中国从中亚各国农产品进口的贸易边际(表2)。可以看出, 中亚五国各边际的变化情况存在明显差异。第一, 扩展边际整体上不断上升, 说明中国从中亚地区进口农产品的丰富程度不断提高, 哈萨克斯坦和吉尔吉斯斯坦的进口种类增幅尤其突出, 从哈萨克斯坦进口农产品的种类从1992年的6种增加到2020年的68种, 从吉尔吉斯斯坦进口农产品的种类从1992年的3种增加到2020年的33种。

第二, 数量边际从绝对值来看是三个边际中最小的, 国家间差异大。哈萨克斯坦先下降后上升, 整体趋势基本稳定; 吉尔吉斯斯坦由于进口年际之间波动较大, 数量边际也同样大幅波动; 土库曼斯坦和塔吉克斯坦长期处于低位。乌兹别克斯坦的数量边际则一直上升, 到2016年后稍有下降。

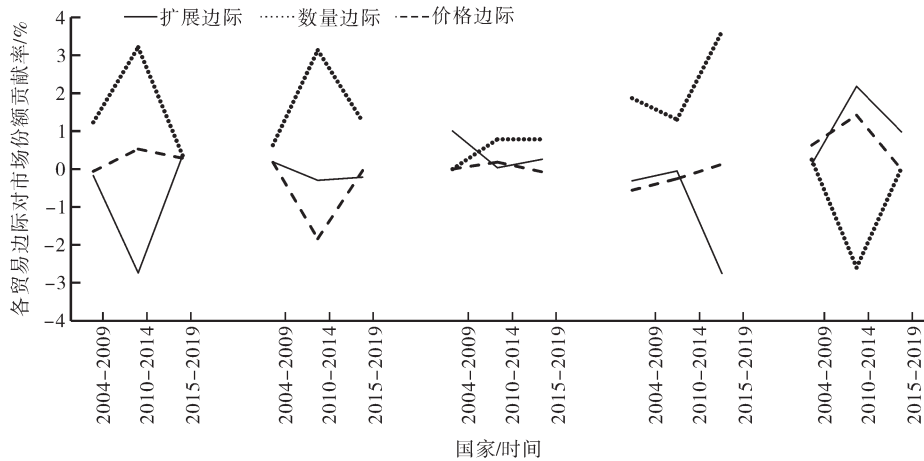
第三, 除吉尔吉斯斯坦外其他四国价格总体稳定, 吉尔吉斯斯坦的价格边际变动最大, 2006年达到最高值1.27, 2016年达到最低值0.4, 近年来基本都低于1, 说明中国从吉尔吉斯斯坦进口农产品的价格低于世界从其农产品进口的平均价格水平。2020年, 其余国家价格边际大体介于0.95~1.06之间, 说明中国从中亚五国进口农产品的价格基本与各国对世界出口的平均价格持平。

进一步计算各贸易边际对进口市场份额的贡献率(图3); 由于2020年受疫情影响数据大幅下降, 因此接下来选取了2019年数据作为截止年份展开分析, 本文将2004—2019年分为三个阶段(分别是2004—2009年、2010—2014年、2015—2019年), 以比较分析不同时期各贸易边际贡献率的变化情况。整体上看, 除了乌兹别克斯坦不同外, 中国从中亚农产品进口份额增长主要是由数量边际驱动的; 中国从哈萨克斯坦和吉尔吉斯斯坦的农产品进口份额增长先后受扩展边际和数量边际增长的驱动; 从塔吉克斯坦、土库曼斯坦的农产品进口份额增长几乎完全依赖于数量边际的增长; 从乌兹别克斯坦进口农产品的增长则是扩展边际和价格边际同步提升促成的, 但这一趋势正在减弱, 数量边际的贡献正在增大。从图中可以观察到, 双边农产品贸易的开展最初往往是先依靠现有产品数量的扩张驱动, 待到达一定阶段后, 则依赖更多种类的产品进入从而不断深化双边贸易。

表2 中国从中亚各国农产品进口贸易边际

贸易边际	年份	哈萨克斯坦	吉尔吉斯斯坦	塔吉克斯坦	土库曼斯坦	乌兹别克斯坦
扩展边际	2004	0.21	0.05	0.70	0.62	0.68
	2008	0.08	0.02	0.38	0.59	0.73
	2012	0.59	0.03	0.73	0.89	0.72
	2016	0.53	0.14	0.53	0.49	0.60
	2020	0.76	0.50	0.72	0.57	0.62
数量边际	2004	0.14	0.84	0.01	0.06	0.27
	2008	0.08	0.86	0.00	0.13	0.21
	2012	0.08	0.46	0.08	0.12	0.56
	2016	0.21	0.83	0.05	0.31	0.53
	2020	0.18	0.02	0.08	0.08	0.38
价格边际	2004	1.09	0.96	1.01	1.25	1.13
	2008	1.11	1.00	1.03	0.97	1.04
	2012	0.88	0.68	1.21	1.00	1.00
	2016	0.74	0.40	1.13	0.83	0.88
	2020	1.06	0.79	0.95	1.03	0.99

注:早期进口量较少,数据波动性大,仅选取2004年后数据进行分析。



注:横坐标从左至右分别表示哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦、土库曼斯坦、乌兹别克斯坦。

图3 中国从中亚各国进口农产品贸易边际对市场份额贡献率(2004—2019年)

三、中国从中亚进口农产品贸易边际的影响因素分析

1. 模型设定和变量描述

本文使用拓展引力模型来探讨中国从中亚进口农产品不同贸易边际的影响因素,即在传统引力模型控制地理距离、汇率和中国农产品进口关税等因素的基础上,增加中亚各国经济发展水平和农业生产效率、双边现有加入的主要贸易合作协定以及中国对中亚*i*国的对外投资存量四个变量对中国农产品进口额影响的检验,构建计量模型如下:

$$\ln M_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln distance_{ci} + \beta_2 contig_{ci} + \beta_3 \ln GDP_{RATIO}_i + \beta_4 \ln AGRIPR0_{it} + \beta_5 \ln ODFI_{it} + \beta_6 \ln AGRIPR0_{it} \times \ln ODFI_{it} + \beta_7 E_{it} + \beta_8 \ln(tariff_{ci} + 1) + \beta_9 SCO_{it} + D_i + \epsilon_{it} \quad (16)$$

其中, $\ln M_{it}$ 作为被解释变量,分别表示 t 时期中国从中亚 i 国进口农产品的扩展边际、数量边际、

价格边际的自然对数值,采取 $\ln EM$ 、 $\ln QM$ 和 $\ln PM$ 的形式,其中,市场份额已经是百分数形式不再取对数。 D_i 为时间固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项。本文研究的数据样本期为1993—2020年(1992年中国未从土库曼斯坦进口农产品,为构建平衡面板数据,接下来的研究样本期均不包括1992年),中国与中亚各国农产品贸易数据来自UN COMTRADE数据库。各个解释变量的具体说明和数据来源如表4所示。

表4 解释变量说明与数据来源

分类	变量名称	变量含义与取值方式	数据来源
核心解释变量	$\ln AGRIPR0_{it}$	衡量中亚 <i>i</i> 国农业生产效率,用 <i>t</i> 时期 <i>i</i> 国农业增加值与农业劳动力数量之比表示	世界银行世界发展指标(WDI)数据库
	$\ln ODFI_{it}$	中国对中亚 <i>i</i> 国在 <i>t</i> 时期直接投资存量的对数	《中国商务部对外投资统计公报》(2002—2020年),2002年之前用极小值0.001补足
	$\ln AGRIPR0_{it} \times \ln ODFI_{it}$	中亚 <i>i</i> 国农业生产效率与中国对中亚 <i>i</i> 国对外投资存量的交互项	本文计算
	SCO	中亚 <i>i</i> 国是否加入上海合作组织:是=1;否=0	上海合作组织官网
控制变量	$\ln GDPRATIO_t$	<i>t</i> 时期中亚 <i>i</i> 国与中国GDP之比的对数,以衡量中亚各国的相对经济发展水平	世界银行世界发展指标(WDI)数据库
	$\ln distance_{ci}$	中国与中亚 <i>i</i> 国首都之间地理距离的对数	法国智库国际研究中心(CEPII)数据库
	$contig_{ci}$	中国与中亚 <i>i</i> 国之间是否有共同边界:是=1;否=0	法国智库国际研究中心(CEPII)数据库
	E_{it}	人民币兑换中亚各国官方货币汇率	联合国贸发会议(UNCTAD)官网
	$\ln(tariff_{cit} + 1)$	<i>t</i> 时期中国农产品进口平均关税的对数	世界贸易组织(WTO)官网

从核心解释变量看,第一,在其他条件不变的前提下,农业生产效率的提高意味着一国农产品总产量的提升,一国农产品中的可贸易部分也会随之提升,但贸易量提升并不一定能够提高特定贸易对象的市场份额;第二,中国对中亚各国直接投资存量理论上应在一定程度上提升了中亚各国的生产能力和基础设施水平,预期系数估计值为正,检验其对中国的农产品进口产生了何种影响是设置该变量的主要目的;第三,贸易协定可以减少关税壁垒,促进贸易发展,预期系数估计值为正。各个解释变量的描述性统计分析结果如表5所示。

2. 回归结果

考虑到本文的样本数据结构为长面板数据,为了避免伪回归,本文首先对面板数据中的被解释变量进行平稳性检验,其次,本文对面板数据

进行了豪斯曼检验,检验结果拒绝原假设,说明模型存在明显的个体效应,应选择固定效应模型。同时,由于引力模型中作为控制变量的地理距离和共同边界都是非时变变量,无法构建双向固定效应模型,因此,本文将包含时间固定效应的稳健标准误混合估计作为基准回归,回归结果如表6所示。

根据回归结果可知,第一,中亚国家农业生产效率的提高对中国农产品进口市场份额和各贸易边际均没有产生显著影响且符号为负,这说明,中亚国家生产效率提高带来的生产扩大可能主要用于自身消费或者出口至其他贸易伙伴;第二,中国对外投资存量对中国从其农产品进口份额存在显著的阻碍作用,主要体现在数量边际上,可能的原因是投资产生了生产转移效应,中国对中亚的投资

表5 解释变量描述性统计分析结果 $N=140$

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln AGRIPR0_{it}$	7.017	0.949	5.051	9.096
$\ln ODFI_{it}$	7.319	4.242	2.303	13.536
BR	0.286	0.453	0.000	1.000
SCO	0.543	0.500	0.000	1.000
$\ln GDPRATIO_t$	0.008	0.009	0.001	0.051
$\ln distance_{ci}$	8.290	0.121	8.152	8.505
$contig_{ci}$	0.600	0.492	0.000	1.000
E_{it}	0.907	1.471	0.001	8.971
$\ln(tariff_{cit} + 1)$	0.198	0.061	0.141	0.323

延长了中亚各国的农业产业链,部分原本直接出口的农产品在本国进行了加工,再以制成品的形式进行出口。第三,中亚国家农业生产效率和中国对其对外投资存量的交互项对中国从其进口农产品的市场份额存在显著的促进作用,这说明能够促进中亚国家农业生产效率提升的对外投资对中国从其农产品进口份额产生正向影响。第四,是否加入上合组织的影响显著为正,主要是通过扩展边际实现的,即加入上合组织使得一部分双边原本没有贸易往来的类别农产品进入贸易现实,促进中国从中亚五国进口农产品种类丰富程度的提高。

从控制变量看,需要说明的是,部分传统变量的回归结果与理论预期相反,但可以在现实情况的层面上予以解释。如地理距离的系数估计值为正,地理距离主要通过影响扩展边际和价格边际来影响总体贸易,地理距离越远往往意味着产品的差异更大,互补性强,因此会产生更多开展贸易的种类;地理距离还决定了运输成本,因此会对价格边际产生显著影响。用中亚国家GDP与中国GDP的比值衡量的经济发展水平的系数估计值为负,这说明,中亚五国整体呈现随着经济发展会降低中国在其农产品出口中的市场份额的特征。分解来看,这种趋势由哈萨克斯坦和乌兹别克斯坦两个国家导致。哈萨克斯坦经济规模扩大迅速但中国的市场份额并未同步提高,而中国在乌兹别克斯坦市场份额扩大的程度远高于其GDP增长幅度。中国的进口关税对市场份额具有不显著的正向影响,这是因为中国进口关税在加入世贸组织后大幅下降且近年来基本保持稳定,早期年份贸易量少因此贸易份额较高,贸易份额和关税具有相似的时间趋势。在其余控制变量中,是否有共同边界和汇率的系数与既有研究结论一致。以上说明在中国与中亚五国这一特定区域内,解释贸易应着眼于双方供给需求能力的因素上,比如五国自身资源决定的所能够生产的农产品在满足消费后剩余的供给能力、供给结构和与中国需求结构的互补程度决定的,而不是受地理距离、经济发展水平、关税等因素的主导,这也是农产品贸易和工业品贸易之间的显著差异。

3. 稳健性检验

本文接下来将滞后一期的解释变量作为代入进行稳健性检验,结果见表7。中亚国家农业生产效率滞后一期对于中国当期农产品进口的市场份额和数量边际由负变为正,说明中亚国家农业生产率的提高对于中国农产品进口数量边际的提高存在一定的滞后效应,其他核心解释变量的中亚国家

表6 基准回归结果(带有时间固定效应的混合回归)

		N=140			
变量	(1)TS	(2)ln EM	(3)ln QM	(4)ln PM	
$\ln AGRIPRO_{it}$	-0.032 (0.036)	-0.158 (0.464)	-0.621 (0.555)	-0.096 (0.054)	
$\ln ODFI_{it}$	-0.146*** (0.030)	-0.598 (0.349)	-1.098* (0.505)	-0.091 (0.049)	
$\ln AGRIPRO_{it} \times \ln ODFI_{it}$	0.015*** (0.003)	0.074 (0.039)	0.112 (0.058)	0.014* (0.006)	
SCO	0.208*** (0.048)	1.978*** (0.583)	-0.913 (0.650)	0.074 (0.084)	
$\ln GDP RATIO_t$	-4.929 (2.542)	-13.264 (19.104)	-18.046 (13.907)	0.265 (2.141)	
$\ln distance_{ci}$	0.355* (0.160)	8.248*** (2.062)	-7.750** (2.456)	0.853* (0.361)	
$contig_{ci}$	0.030 (0.044)	0.207 (0.461)	-0.176 (0.440)	0.033 (0.048)	
E_{it}	-0.075*** (0.022)	-0.294 (0.155)	-0.273 (0.182)	-0.056** (0.021)	
$\ln(tariff_{ci} + 1)$	1.811 (1.143)	6.345 (8.226)	-6.955 (9.354)	1.942 (1.258)	
adj.R ²	0.481	0.349	0.343	0.265	

注:括号中为标准误,***、**和*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,下表同。

表7 核心变量稳健性检验结果

		N=135			
变量	(5)TS	(6)ln EM	(7)ln QM	(8)ln PM	
$L. \ln AGRIPRO_{it}$	0.067 (0.041)	-0.635 (0.350)	0.510 (0.399)	-0.004 (0.048)	
$L. \ln ODFI_{it}$	-0.040** (0.014)	-0.259* (0.109)	-0.275 (0.139)	0.011 (0.017)	
$L. \ln AGRIPRO_{it} \times \ln ODFI_{it}$	0.003 (0.002)	0.043** (0.016)	0.008 (0.019)	0.002 (0.002)	
$L. SCO$	0.162*** (0.043)	0.511 (0.558)	-0.553 (0.565)	0.028 (0.082)	
adj.R ²	0.439	0.389	0.257	0.249	

农业生产效率、中国对外投资以及二者交互项和是否加入上合组织的系数估计值的符号方向和统计显著性与表6中的基准回归结果基本一致,因此,可以认为基准回归结果是稳健的。

四、结论与启示

本文在分析1992—2020年中国从中亚五国农产品进口情况的基础上,从扩展、数量、价格贸易边际对中国从中亚五国农产品进口进行了分解,并进一步分析了各贸易边际影响因素。研究发现,第一,中国从中亚农产品进口额增长主要来源于乌兹别克斯坦和哈萨克斯坦,从乌兹别克斯坦农产品进口占其农产品总出口份额显著高于其余四国,哈萨克斯坦初期农产品进口份额较低但呈现不断上升趋势,乌兹别克斯坦和哈萨克斯坦是值得关注的重点国别;第二,不同边际对中国从中亚五国农产品进口份额的贡献存在较大国别差异,整体上,除乌兹别克斯坦外,中国从中亚农产品进口份额增长主要是由数量边际驱动的。分国别看,中国从哈萨克斯坦和吉尔吉斯斯坦进口份额增长先后受扩展边际和数量边际增长的驱动;从塔吉克斯坦和土库曼斯坦进口份额增长几乎完全依赖于数量边际的增长;从乌兹别克斯坦进口份额增长则是扩展边际和价格边际共同提升导致的,但这一趋势正在减弱,数量边际的贡献正在增强。第三,中国对外投资存量及其与农业生产效率的交互项对市场份额和价格边际有显著正向作用;地理距离和是否加入上海合作组织对扩展边际有显著正向作用,中国对外投资和地理距离对数量边际有显著负向作用,地理距离对价格边际产生显著正向作用。

根据以上结论,本文认为,首先,优化中国农产品进口来源结构,应进一步提高理解构成贸易总额的不同边际及不同边际的主导因素的能力,提高准确把握其当前水平和增长结构的能力能够让贸易政策选择更加有的放矢。其次,应注重发挥上海合作组织、“一带一路”倡议等现有贸易协定的积极作用,不断深化区域合作,让贸易主体能够更好享受贸易协定的优惠和便利政策;再次,在中国从中亚农产品进口的未来发展战略中,中国作为需求方应发挥更大的主观能动性,应注重以对外投资等方式促进中亚五国农业生产能力的提高,这是符合中亚五国农业发展和中国进口多元化战略目标的双赢策略。对于中国而言,无论是建立更合理的贸易边际构成,还是将贸易潜力转化为贸易现实,均需要更加积极的计划和行动。

参 考 文 献

- [1] 何敏,张宁宁,黄泽群.中国与“一带一路”国家农产品贸易竞争性和互补性分析[J].农业经济问题,2016,37(11):51-60.
- [2] 杨桔,祁春节.“丝绸之路经济带”沿线国家对中国农产品出口贸易潜力研究——基于TPI与扩展的随机前沿引力模型的分析框架[J].国际贸易问题,2020(6):127-142.
- [3] HUMMELS D, KLENOW P J. The variety and quality of a nation's exports[J]. The American economic review, 2005, 95(3): 704-723.
- [4] BERNARD A B, JENSEN J B, REDDING S J, et al. The margins of US trade[J]. The American economic review, 2009, 99(2): 487-493.
- [5] 施炳展.中国出口增长的三元边际[J].经济学(季刊),2010,9(4):1311-1330.
- [6] LIAPIS P S. Extensive margins in agriculture[R]. OECD food, agriculture and fisheries papers, No.17, 2009.
- [7] 刘莉,王瑞,邓强.金砖五国农矿产品出口增长方式比较分析——基于贸易边际的视角[J].国际贸易问题,2013(9):45-54.
- [8] 耿献辉,张晓恒,周应恒.中国农产品出口二元边际结构及其影响因素[J].中国农村经济,2014(5):36-50.
- [9] 魏浩,郭也.中国进口增长的三元边际及其影响因素研究[J].国际贸易问题,2016(2):37-49.
- [10] 彭世广,周应恒.中国对“一带一路”国家水果出口增长分析——基于三元边际的视角[J].农业经济问题,2021(4):132-144.
- [11] RISHAV B, BRANDON S J. Economic growth takeoffs and the extensive and intensive margins of trade[J]. Review of development economics, 2021, 25(3): 1373-1396.
- [12] FELBERMAYR G J, KOHLER W. Exploring the intensive and extensive margins of world trade[J]. Review of world economics, 2006, 142(4): 642-674.
- [13] LAWLESS M. Deconstructing gravity: trade costs and extensive and intensive margins[J]. The Canadian journal of economics, 2006, 109(4): 1041-1060.

2010,43(4):1149-1172.

- [14] 鲍晓华,严晓杰.我国农产品出口的三元边际测度及SPS措施的影响研究[J].国际贸易问题,2014(6):33-41.
- [15] 徐芬,刘宏曼.自贸区视角的中国农产品进口增长三元边际结构[J].国际经贸探索,2018,34(10):4-16.
- [16] 章胜勇,王诗薇.中国对东盟蔬菜出口增长的三元边际分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2016(1):85-90.
- [17] 孙致陆,贾小玲,李先德.中国与“一带一路”沿线国家粮食贸易演变趋势及其虚拟耕地资源流量估算[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(1):24-32,163.
- [18] 孙致陆,李先德,李思经.中国与“一带一路”沿线国家农产品产业内贸易及其影响因素研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(1):57-68,176.
- [19] 朱晶,徐志远,李天祥.“一带”背景下中国对中亚五国农产品出口增长的波动分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(5):111-120.

Research on Trade Margins of China's Agricultural Imports from Central Asia and Its Determinants

FANG Yue, LI Xiande

Abstract In this paper, trade margins of China's agricultural imports from five Central Asian countries from 1992 to 2020 are estimated by using the HS-6 data in the UN COMTRADE database, and its determinants of different margins are further analyzed. The results show that the contribution of different trade margins to China's import share of agricultural products from Central Asia varies greatly from country to country. In general, the increase of China's import share of agricultural products from Central Asia is mainly driven by the quantity margin. The increase of China's import share from Kazakhstan and Kyrgyzstan are driven by the extensive margin and quantity margin consecutively. The increase of import share from Tajikistan and Turkmenistan almost completely depends on the increase of quantity margin. The increase in the share of imports from Uzbekistan is caused by the increase of both the extensive margin and the price margin, but this trend is weakening. Moreover, in recent years, China's import of wheat and oil products from Central Asia continues to grow and further tapping its import potential is of great significance to China's strategy of ensuring the supply of important agricultural products. Additionally, from the perspective of influencing factors, geographical distance and joining Shanghai Cooperation Organization have a significant positive effect on extensive margin, and the interaction term between China's foreign investment stock and agricultural production efficiency of five countries in Central Asia has a significant positive effect on market share and price margin. An improved understanding of the growth sources of the trade margins can benefit target-specific trade policies. In the future, China, as the demand side, should exert greater initiative and focus on promoting the improvement of agricultural production capacity of the Central Asian countries and the implementation of bilateral trade agreements by means of foreign investment, which is a win-win strategy for both the agricultural development in Central Asia and China's strategic goal of import diversification.

Key words trade margins; Central Asia; import of agricultural products; import diversification strategy; China

(责任编辑:陈万红)