

经济发展、国际农产品价格波动与出口 ——基于引力模型的实证分析

陈丹霞

(深圳市宝建投智能科技有限公司, 广东 深圳 518101)

摘要: 基于农产品国际贸易本身不仅仅具有经济职能, 也具有一定程度上的政治关联。本文运用引力模型分析中国农产品出口价格波动对农产品出口贸易的影响及其传导机制, 研究发现: 中国当前参与的 FTA 对农产品贸易具有推动作用, 但效果有限; 农产品出口价格波动对出口存在显著的抑制效应; 中国农产品出口价格波动来源于生产成本波动与人民币汇率波动。据此, 应从加强南南合作、扩大自贸区网络、降低农产品生产成本对中国农产品贸易的影响以及加快推动人民币国际化四个方面促进我国农产品出口贸易发展。

关键词: 价格波动; 引力模型; 贸易组织

中图分类号: F304.2

文献标识码: A

文章编号: 2096-5877(2020)04-0095-06

Economic Development, Price Fluctuations of International Agricultural Product and Export

—An Empirical Analysis Based on Gravity Model

CHEN Danxia

(Baoan Construction Investment Intelligent Technology Co., Ltd., Shenzhen 518101, China)

Abstract: International trade of agricultural products has not only economic functions, but also political connection to a certain extent. This paper uses the gravity model to analyze the impact of China's agricultural export price fluctuation on agricultural product export trade and its transmission mechanism. The results showed that China's current FTA can promote the trade of agricultural products, but the effect is limited. The export price fluctuation of agricultural products has a significant inhibitory effect on export. China's agricultural export price fluctuation comes from the fluctuation of production cost and RMB exchange rate. Therefore, we should strengthen South-South cooperation, expand the network of free trade zones, reduce the impact of agricultural production costs on China's agricultural trade, and accelerate the internationalization of RMB to promote the development of China's agricultural export trade.

Key words: Price fluctuation; Gravity model; Trade organization

近年来, 我国农产品高成本低利润特征愈加明显, 迫切需要改变这种状况, 提高我国农业竞争力。农资、劳动力、土地租金等的价格上涨增加了农业生产成本, 而农业补贴政策对成本的作用还比较有限^[1]。以玉米为例, 我国生产特征为“高成本、低产出、低补贴”, 与美国“低成本、高产出、高补贴”形成鲜明对比^[2], 为我国农产品国际

1999~2004 年的过渡期内, 逐步将农产品平均关税由 21% 降低至 17%, 并逐渐降低农产品进口关税和非关税壁垒等; 并在过渡期后绿箱补贴不受限制, 黄箱补贴不得超过总价值的 8.5%; 世界贸易组织第十届部长级会议在 2015 年 12 月份首次达成全面取消农产品出口补贴承诺。全面取消农产品出口补贴有利于农产品回归市场真实价格, 意味着农产品真实价格波动影响会剧烈。首先, 国内不同农产品价格波动存在传导性和同步性, 不利于国内消费价格稳定^[3]; 其次, 在国际上关税税率的变化引发的农产品价格波动会产生贸易转移效应^[4], 国际农产品价格在经济意义上对国内农产品价格影响显著^[5], 有利于农业资源按照比

收稿日期: 2018-12-11

基金项目: 2019 年广东省普通高校人文社科类项目(2019KZDZX2030); 2019 年度广东海洋大学人文社科项目(C19079)

作者简介: 陈丹霞(1983-), 女, 中级管理会计师, 博士, 研究方向: 企业战略管理。

贸易带来许多挑战。在加入 WTO 后, 中国承诺在

较优势进行调整,形成贸易互补模式^[6-7]。基于上述分析,本文根据已有国际贸易研究的引力模型,结合农产品出口价格波动和其他影响因素,探索农产品出口价格波动背后的影响及产生机理,对于促进我国农产品贸易的发展具有重要意义。

1 研究设计

1.1 模型选取与说明

丁伯根、Poyhonen等学者将物理学中的引力模型引入到国际贸易流量研究中,其核心思想为两国或地区之间的双边贸易额与这两国或地区的经济总量成正比,与两者间的空间距离成反比。由于贸易引力模型在双边贸易流量影响因素问题上具有较强的解释力且在诸多经验研究中反映出较强的解释力,因而在国际经济学研究领域广泛应用。

为了分析中国农产品出口价格波动对中国农产品出口贸易的影响,本文设定模型形式为:

$$\ln X_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t^O + \beta_2 \ln GDP_{jt}^D + \beta_3 \ln Dist_{jt} + D\delta + M + \varepsilon_{jt}$$

其中,j代表出口目的国,t代表年, X_{jt} 表示中国对目的国农产品出口额; GDP_t^O 和 GDP_{jt}^D 分别代表中国和出口目的国的经济规模, $Dist_{jt}$ 代表中国与出口目的国之间的地理距离;矩阵D代表模型中的全部虚拟变量,矩阵M代表出口目的国与产业的固定效应。

1.2 变量选取及数据来源

中国对目的国出口额选用ISIC Rev.3二级分类商品统计口径下1998~2015年产业贸易数据,单位为现价美元,其中产业包括01类农业、狩猎和有关服务活动(简称农业)、02类林业、伐木业

和有关服务活动(简称林业)、05类渔业等和有关服务活动(简称渔业)。由于本文研究还需要产业层面的价格数据,但这一数据仅能通过HS 1992六位商品编码下的贸易数据计算得出。对此,首先利用HS 1992统计口径下的原始数据计算出六位商品编码下单一年度、单一国家的出口平均价格,并依据HS 1992与ISIC Rev.3的商品编码对应表重新汇总计算ISIC下的四位商品编码出口额及出口价格,进一步以出口额作为权重加权平均计算二级分类下的平均价格。应当注意,针对不同出口目的国所计算出的农产品出口价格在同一年度或不同年度均未必相等。相关数据来源于联合国Comtrade数据库。

价格波动数据。目前衡量价格波动的方式较多,且未有定论。这里参照程国强等^[8]采用汇率研究领域应用中应用较为成熟的价格增长率移动标准差(moving standard deviation of the growth)作为商品价格波动的测度。该指标由出口商品价格在不同年度之间离差平方和经过算术平均计算得出,反映的是出口商品价格在某一时期内的不确定性,其公式为:

$$V_{jt}(m) = (1/m) \sum_{i=1}^m (\ln P_{jt+i1} \ln P_{jt+i2})^{2^{1/2}}$$

其中j代表出口目的国,t为年度,m为计算价格波动的移动阶数,P分别代表农产品出口价格、CPI以及人民币汇率。在具体应用中,本文先选用3阶价格波动进行分析,并利用2阶与4阶价格波动的分析结果作为对照。

引力模型的基本解释变量。经济规模选取中国与目的国的总量GDP指标,单位为现价美元,数据来源于世界银行WDI数据库。地理距离选

表1 模型变量的描述统计

变量	变量说明	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
中国农产品出口额	对数	2 507	8.036	2.881	0.025 3	14.24
中国农产品出口价格波动(m=2)	-	2 507	1.158	0.982	0.033 1	7.978
中国农产品出口价格波动(m=3)	-	2 507	1.215	0.921	0.055 5	6.727
中国农产品出口价格波动(m=4)	-	2 507	1.211	0.932	0.057 4	7.035
地理距离	对数	2 507	8.792	0.550	7.063	9.846
中国GDP	对数	2 507	29.87	0.429	27.65	30.03
目的国GDP	对数	2 507	26.66	1.566	21.86	30.52
领土毗邻	虚拟变量	2 507	0.091 3	0.288	0	1
FTA	虚拟变量	2 507	0.257	0.437	0	1
OECD成员国	虚拟变量	2 507	0.924	0.265	0	1
东盟成员国	虚拟变量	2 507	0.173	0.378	0	1
金砖国家	虚拟变量	2 507	0.086 2	0.281	0	1

择两国之间主要城市人口与国家总量人口的比率加权后的地理距离作为运输成本的代理变量,数据来源于 Mayer 和 Zignago。较之相关文献中通常选用的常规地理距离,加权地理距离的优势在于更接近国际贸易的真实运输距离,从而能更客观地刻画出贸易运输的成本特征。

相关虚拟变量。领土毗邻数据来自法国国际经济研究中心(CEPII)数据库,若中国与目的国领土接壤则取 1,否则取 0。OECD 成员国、东盟成员国来自相应组织的官方网站,若成员国加入组织的时间在当年上半年,则当年值取 1;若加入时间在当年下半年,则当年值取 0 而次年值取 1。自由贸

易协定(FTA)数据来自世界贸易组织区域贸易信息系统(WTO RTA-IS),并且缔约生效时间的处理方式与 OECD、东盟组织变量相同。所有变量的定义、赋值以及描述性统计分析结果如表 1 所示。

2 实证结果与分析

2.1 基本模型回归结果

本文首先利用中国对目的国出口贸易流量数据运用引力模型分析,估计方法采用随机效应的广义最小二乘法,得到结果如表 2 所示。

由表 2 可知,在模型(1)~(6)中,通过逐步引入引力模型的基础变量以及包含虚拟变量在内的

表 2 价格波动对中国出口贸易的基准模型回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中国 GDP	1.035*** (0.091 2)	0.903*** (0.086 1)	0.902*** (0.085 4)	0.874*** (0.083 1)	0.877*** (0.085 5)	0.692*** (0.088 2)
目的国 GDP	0.478*** (0.126)	0.909*** (0.063 3)	0.913*** (0.057 9)	0.864*** (0.063 1)	0.862*** (0.064 6)	0.821*** (0.071 8)
地理距离	-0.718* (0.390)	-0.992*** (0.225)	-1.182*** (0.230)	-1.040*** (0.328)	-1.038*** (0.330)	-1.125*** (0.330)
3 阶价格波动	-0.094 3*** (0.032 6)	-0.095 0*** (0.032 4)	-0.093 0*** (0.032 5)	-0.087 7*** (0.031 3)	-0.087 6*** (0.031 3)	-0.086 7*** (0.029 8)
领土毗邻			-0.895** (0.375)	-1.289*** (0.460)	-1.288*** (0.461)	-1.273*** (0.437)
OECD 成员国				1.040*** (0.199)	1.041*** (0.199)	0.932*** (0.194)
东盟成员国				0.383 (0.369)	0.403 (0.412)	-0.495 (0.409)
金砖国家				0.570* (0.294)	0.568* (0.296)	0.718** (0.288)
FTA(虚拟变量)					-0.023 9 (0.224)	
FTA(年度累进)						0.102*** (0.014 1)
常数项	-29.32*** (4.234)	-31.95*** (2.961)	-30.27*** (2.952)	-30.42*** (3.428)	-30.49*** (3.450)	-23.11*** (3.513)
观测值	2 507	2 507	2 507	2 507	2 507	2 507
国家 FE	是	是	是	是	是	是
产业 FE	否	是	是	是	是	是
R ²	0.345	0.762	0.767	0.764	0.764	0.766

注:(1)***、**、*分别代表系数估计值通过 1%、5%、10%的显著性检验;(2)括号中数值为经过相应 FE 修正后的聚类稳健标准误,下同

其他变量,模型拟合效果逐步提升。另一方面,各个变量的系数估计值在不同模型设定中的符号及显著性未发生变化,这也说明模型具有较好的稳健性。

引力模型基础变量中,贸易国双边 GDP 显著

为正,地理距离显著为负,且均能通过 1% 的显著性检验,与既有文献的相关结果一致。双边 GDP 反映的是开展贸易活动的国家市场容量,直观上,双边 GDP 越高意味着两国经济规模越高,从而两国商品消费需求越旺盛,即具有更高的市场

容量。因此,其系数估计值趋近于1说明中国或出口目的国的经济规模提升1%,将为中国对目的国的农产品出口额提升接近1%。同理,各个模型中地理距离系数估计值约为-1,这反映中国与目的国之间的运输距离越远,导致运输成本攀升,进而抑制中国对目的国的农产品出口贸易。

领土毗邻的系数估计值显著为负,反映出中国与目的国邻近却抑制了中国对其出口贸易。事实上,考虑到中国特殊的地理位置,与中国地理毗邻的国家主要位于中国以西,陆路交通较为不便,因而通常选择海运运输方式绕行至目的国邻近的港口再经由陆地运输转运^[8-9]。FTA虚拟变量的系数估计值为负且不显著,见模型(5),其原因可能是部分样本国家FTA缔结时间较晚,对当年期出口贸易的推动作用在统计意义上不显著。对此,笔者参考王孝松等^[10]将FTA变量进行年度累进处理,即FTA累进值为缔约年度截至当期的总和。处理之后如模型(6)所示,可观察到累进FTA对中国农产品出口具有一定的推进作用,但程度上较弱,相应弹性约为0.1。

OECD成员国系数估计值显著约为1,且通过1%的显著性检验。这说明中国对经济发达国家的农产品出口额近似为单位弹性,并且这一系数估计值高于东盟成员国与金砖国家。值得注意的是,东盟成员国的系数估计值在各个模型中均不

显著,即目的国是否为东盟成员国不会对中国农产品出口产生显著影响。相关研究发现,东盟国家的系统性风险与其贸易活动强度存在较高的联动性。另外,中国与东盟国家缔结的自由贸易协定在产品覆盖范围上存在较多限制,尤其是农产品方面的贸易保护未完全放开,仍然对中国保持较高的贸易壁垒。而金砖国家的系数估计值相对较小,为0.718,且能够通过1%~5%的显著性水平,这说明金砖国家对中国农产品出口较之非金砖国家存在一定程度上的推动作用。另一方面,也反映出中国与金砖国家间较之中国与OECD国家间的贸易活动仍然存在较大的提升空间。

值得注意的是,3阶价格波动的系数估计值显著为负,其值在0.09上下浮动,这说明中国农产品出口价格的波动对中国农产品出口存在显著的抑制效应。具体而言,中国农产品出口价格波动每上升1%会造成中国农产品出口额下降约0.09%。考虑到中国农产品出口额基数较大,其影响仍然不容忽视。

2.2 细分产业回归结果

将中国农产品出口贸易按照细分产业即农业、林业与渔业分别回归,其中不同于表2之处在于将引力模型的基本解释变量作为控制变量而省略汇报。回归结果见表3。

由表3可知,在细分产业之后中国农产品出

表3 价格波动与相关变量交互效应的回归结果

解释变量	m = 3			m = 4		
	农业	林业	渔业	农业	林业	渔业
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
m阶价格波动	-0.316** (0.129)	-0.493*** (0.169)	-0.447*** (0.113)	-0.309*** (0.110)	-0.486*** (0.159)	-0.439*** (0.103)
m阶价格波动×FTA	0.035 4*** (0.006 50)	0.092 4*** (0.017 70)	0.050 4*** (0.008 47)	0.035 2*** (0.007 19)	0.090 8*** (0.017 90)	0.049 0*** (0.009 07)
m阶价格波动×OECD成员国	0.267** (0.135)	0.364** (0.183)	0.368*** (0.118)	0.263** (0.119)	0.381** (0.170)	0.376*** (0.109)
m阶价格波动×东盟成员国	-0.277** (0.119)	-0.861*** (0.212)	-0.432*** (0.151)	-0.273** (0.122)	-0.807*** (0.199)	-0.347** (0.149)
m阶价格波动×金砖国家	-0.157 (0.210)	0.186 (0.216)	0.070 2 (0.107)	-0.096 4 (0.230)	0.102 (0.214)	0.061 6 (0.128)
常数项	-14.54*** (3.278)	-40.13*** (5.387)	-27.48*** (5.260)	-14.56*** (3.253)	-40.96*** (5.350)	-27.98*** (5.280)
观测值	864	835	808	864	835	808
国家FE	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.676	0.699	0.635	0.679	0.700	0.633

口价格波动对中国农产品出口贸易额的抑制效应出现增大且结果显著,而且3阶与4阶价格波动的系数估计值较为接近。以绝对值来看,价格波动的贸易抑制效应在三个细分产业中由强及弱分别为林业、渔业和农业,相应系数分别为0.493、0.447和0.316,而且高于基准模型中价格波动对整体农产品贸易的相应估计值。

从交互项来看,农产品出口价格波动贸易抑制效应在各细分产业与阶数的符号均一致。价格波动与FTA交互项系数显著为正,反映出缔结FTA能够在一定程度上抵消价格波动所带来的贸易抑制效应。这一方面源于FTA缔约国之间相互降低或取消贸易壁垒,从而实现商品更自由流通。另一方面,缔约国之间通常存在长期贸易合同,从而受到其他因素影响相对较低。类似地,价格波动与OECD成员国的系数显著为正,也反映出OECD国家受中国农产品出口价格波动的影响相对较低,换言之在一定程度上抵消了贸易抑制效应。有趣的是,东盟成员国的系数估计值呈现出不同迹象。较之FTA或OECD成员国交互项显著为正的系数,东盟成员国显著为负,即统计意义上东盟成员国增强了价格波动对农产品贸易的抑制效应。这恰好佐证了基准回归分析中东盟国家由于农产品贸易壁垒未完全放开而造成的与OECD国家不同的结论。

2.3 价格波动来源分析

沿用前文分析的回归技术及逻辑,现将价格波动作为被解释变量,CPI波动、人民币汇率波动以及其他控制变量作为解释变量进行回归分析,结果见表4所示。

由表4可知,CPI波动与人民币汇率波动的系

数估计值均显著为正,而且汇率波动的数值更大。CPI衡量的是中国居民一揽子商品的消费价格,在一定程度上反映了作为出口国的中国物价水平,并且在另一方面反映了中国农产品生产者的劳动报酬或称农产品生产成本。虽然PPI同样测算了消费品的生产成本,但侧重的是制造业工业制成品生产成本。鉴于CPI侧重的是居民消费品的物价指数,而居民一揽子消费品价格与农产品生产成本之间关联性更强,因此这里选用CPI。从显著为正的系数估计值可以得知CPI波动在中国农产品价格波动中占有正向的权重,即中国国内物价波动会按照一定比例传导到中国农产品出口价格之上。中国农产品生产成本及其波动率提升会造成中国农产品出口价格波动随之提升,进而抑制中国农产品出口贸易。

人民币汇率波动的系数估计值更高,即汇率变动较之CPI变动在中国农产品出口价格波动所占有的权重更大。事实上,汇率波动对中国农产品出口价格波动产生“杠杆效应”。由回归结果可知,汇率波动系数估计值在各阶价格波动的回归结果中都呈现出显著高于1的情况即富有弹性,那么汇率波动每增加1%,会造成最终的中国农产品出口价格波动高于1%的变化。因此人民币汇率若发生较大波动将会通过农产品价格波动传导并进一步放大,从而在更大程度上抑制中国农产品出口贸易。

3 结论及启示

中国当前参与的FTA对农产品贸易具有推动作用,但效果有限。这说明既有FTA的合作缺乏深度,中国与缔约国之间农产品贸易壁垒未完全放开。中国与南方国家(即东盟与金砖国家)的贸易活动相对欠缺活力,在各项分析中均低于中国与北方国家(即OECD国家)的相应水平。

中国农产品出口价格波动对中国农产品出口存在显著的贸易抑制效应,而且细分产业后发现贸易抑制效应进一步放大,由强至弱分别在林业、渔业和农业中存在较强的贸易抑制效应。值得注意的是,农产品出口价格波动导致的贸易抑制效应可在FTA合作框架下得到一定程度的抵消,并且反映在北方国家的抑制效应较之南方国家更低。

中国农产品出口价格波动来源于中国农产品生产成本波动与人民币汇率波动,其中人民币汇率波动对农产品出口价格波动的影响程度更大。

表4 价格波动来源的回归结果

解释变量	m = 2	m = 3	m = 4
	(13)	(14)	(15)
m阶CPI波动	0.458** (0.181)	0.772*** (0.212)	1.353*** (0.315)
m阶汇率波动	3.268*** (0.786)	1.911** (0.752)	1.964** (0.766)
常数项	1.284*** (0.131)	1.146*** (0.131)	1.074*** (0.132)
观测值	2 230	2 091	2 091
国家FE	是	是	是
产业FE	是	是	是
控制变量	是	是	是
R ²	0.286	0.263	0.298

值得注意的是,人民币汇率波动对中国农产品出口价格存在杠杆效应。若汇率波动出现单位变化,会通过农产品出口价格成倍放大,并以更大幅度的出口价格波动抑制中国农产品出口贸易活动。

有关中国农产品出口贸易发展可得到如下政策启示:

一是在深化南北合作的同时,加强南南合作。在南北合作之间,要强调农产品出口贸易之间的公平性,深化农产品不同需求之间合作,我国为发展中国家,需要发达国家大量的优质高质产品和农产品种植经营技术,而发达国家则更需要将多余农产品销售出去。而在南南合作之间,地缘优势存在提升空间,陆地交通不便反而证明具有更大提升空间,更加证明一带一路战略下基础设施逐渐完善的必要性。同时,贸易的发展有助于各国发挥相对优势,利于各国农产品专业化市场壮大,才能在市场既定规模上追求农产品提质升级,以更好服务于国民经济发展。

二是加快自贸区谈判,扩大自贸区网络覆盖范围。已有研究表明国际贸易合作组织有利于农产品国际贸易市场发展,但是目前的农产品国际合作组织合作深度和力度不足,有待提高。东盟国家的系统性风险与贸易活动量存在较高的关联性,表明在农产品国际贸易中除地理距离之外,政治距离也发挥重要作用。而缔结FTA能够一定程度上抵消价格波动带来的贸易抑制,从正面表明贸易组织的重要性。因此,政治距离的缩小,既需要深化已有组织合作深度和力度,也要不断丰富组织合作,强化政治交流和沟通,形成良好的竞争合作关系。同时新的合作组织在国际贸易合作改革和合作力度上更具潜力。如我国当前提出的一带一路的国际贸易组织,已经显示出非常强大的活力,潜力不可限量。

三是稳定农产品价格波动,降低农产品生产成本对中国农产品贸易的影响。当前中国农产品面临生产成本较高的问题,并且在入世以来中国为符合WTO政策,不断降低农产品关税与非关税

壁垒,这都对中国农产品出口造成较大影响。因此,如何保障我国农产品出口和进口的平衡性,降低价格波动对高成本低利润农产品的市场冲击,在国际上应不断强化“蓝箱”和“绿箱”补贴政策,在国内则适当通过提高劳动生产率和提高经营规模形式来降低供给成本。

四是加快推动人民币国际化。汇率波动对农产品价格波动影响较大,稳定汇率也是必要干预政策之一。在金融危机之后,美国以邻为壑的美元量化宽松政策遭到世界其它国家的反对。在此之际,各个国家已经认识到区域性货币互认和建立一揽子货币锁定汇率政策的重要性。我国人民币国际化的同时,需要具体问题具体分析,要结合当前贸易结构适当推动人民币国际化,国际化与保持汇率稳定是相互促进关系,把握好节奏才能稳定贸易合作中汇率稳定问题。

参考文献:

- [1] 王昌森,董文静.乡村振兴战略下农业可持续发展政策的完善路径研究—以山东省为例[J].东北农业科学,2018,43(4):48-52.
- [2] 孙君,舒坤良,庄巍,等.基于国际贸易的中国大豆供给需求分析[J].东北农业科学,2017,42(6):64-68.
- [3] Headey D, Fan S. Anatomy of a crisis: The causes and consequences of surging food prices[J]. Agricultural Economics, 2008(39): 375-391.
- [4] Villoria N. China's Growth and the Agricultural Exports of Sub-Saharan Southern Africa[J]. The European journal of development research, 2016, 21(4): 531-550.
- [5] 张怡,孙颀.经济波动对于我国农产品价格的影响[J].农业经济,2014(4):110-112.
- [6] 方松海,王为农.成本快速上升背景下的农业补贴政策研究[J].管理世界,2009(9):91-108.
- [7] 闫丽珍,成升魁,闵庆文,等.中美玉米生产成本的动态比较[J].中国农村经济,2004(8):65-72.
- [8] 程国强,胡冰川,徐雪高.新一轮农产品价格上涨的影响分析[J].管理世界,2008(1):57-81.
- [9] 贾伟,屈四喜.中国各省份—东盟农产品贸易增长的实证分析[J].中国农村经济,2013(3):25-34.
- [10] 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(3):141-153.

(责任编辑:王昱)