

借“一带一路”之力扩大对俄罗斯农产品出口 ——基于二元边际和VAR模型的实证研究

杨逢珉 丁建江

摘要: 俄罗斯地处欧亚大陆腹地,是中国推动“一带一路”战略发展的重要伙伴。俄罗斯拥有巨大的农产品市场,是我国农产品重要的出口目的地市场,并且还有很大发展空间。集约边际是中国农产品出口俄罗斯市场增长变化中起主要推动作用的原因。我们认为,在农产品对俄罗斯出口中,俄罗斯市场规模和农业劳动生产率对二元边际产生作用的方向并不相同,但农业资金投入对扩展边际和集约边际均有促进作用。基于以上分析,中国应当结合“一带一路”战略的推进,加大农业资金投入力度,不断提升农业技术创新能力。

关键词: 农产品贸易; 中国与俄罗斯; 扩展边际; 集约边际

中图分类号: F746.12

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2016) 03-0037-10

俄罗斯作为东部陆海丝绸之路的主要经过地,对“新丝绸之路经济带”的构建将起到重要作用。俄罗斯和中国均为农产品主要生产国和消费国,开展农业合作,扩大农产品贸易是中俄双边贸易关系中的重要领域。2004年中国出口俄罗斯的农产品贸易额为5.78亿美元,2013年增长至19.85亿美元,年均增长14.69%。然而,2013年中国对俄罗斯农产品出口占世界对俄罗斯农产品出口总额的比重仅为4.95%,^①俄罗斯仅为中国第六大农产品出口市场,由此可见,中国农产品出口俄罗斯市场还存在巨大潜力。中国“一带一路”战略的推进以及亚投行和金砖国家开发银行的设立势必给中俄合作带来新的契机,因此,利用当前有利形势,加强中俄农产品贸易,对扩大中国农产品出口、降低欧美贸易摩擦的负面影响具有十分重要的意义。

一、中国对俄罗斯农产品出口特征

(一) 对俄罗斯农产品出口规模逐渐扩大

由于俄罗斯农业劳动力人数逐年下降,仅仅依靠国内农产品的生产和供应,已经无法做到自给自足,肉类、蔬菜以及水果等农产品需要大量从国外进口,因此世界各国都将俄罗斯视为重要的农产品出口市场。

作者简介: 杨逢珉,华东理工大学商学院教授,博导,研究方向:国际经济;丁建江,华东理工大学商学院硕士研究生,研究方向:国际经济。

^① 本文所涉及的数据除另行注明来源以外,均来源于联合国商品贸易数据库,选取1996~2013年HS96级分类标准6位数组的中俄双边贸易数据。本文将农产品统计范围界定为《商品名称及编码协调制度》(HS)中第1~24章的农产品和第29、33、35、38、41、43、50~53章的部分产品。

基于地理位置和农产品成本优势,中国同样也是俄罗斯农产品进口的重要来源地。2004~2013年,中国对俄罗斯农产品出口总体呈正增长,由2004年的5.78亿美元增加到2013年的19.85亿美元,增长了近2.5倍。2004年中国对俄罗斯农产品出口额小于美国对俄罗斯农产品出口额。但是,2010年中国超过美国成为俄罗斯第三大农产品进口市场并保持到2013年。^①中国对俄罗斯农产品出口额逐年上升,同第一大和第二大对俄罗斯农产品出口国的差距不断缩小。

(二) 对俄罗斯农产品贸易不平衡状况有所改善

进入21世纪以来,中俄农产品贸易发展迅速,2011年中俄农产品贸易总额突破30亿美元,并保持增长趋势。在中俄农产品贸易额持续增长的同时,中国对俄罗斯农产品出口也逐渐由逆差国转变为顺差国,顺差逐渐扩大。2004~2009年,在中俄农产品贸易中,中国为逆差国,2005年逆差额高达4.58亿美元。2010年中国对俄罗斯农产品贸易首次出现顺差,目前已经连续4年顺差,并且顺差额不断扩大,由2010年的6,020万美元增加到2013年的4.14亿美元,年均增长率高达146.82%。

中国对俄罗斯农产品贸易顺差的增速高出同期双边农产品贸易额的增速。中俄双边农产品贸易额则由2010年的28.35亿美元增加到2013年的35.56亿美元,年均增长率为6.36%。

(三) 对俄罗斯农产品出口种类相对集中

首先,在2013年中国对俄罗斯农产品出口中,比重高于10%的仅有5类,按比重大小排列分别为蔬菜、水果及制品(20.14%),肉、鱼及其制品(18.64%),食用水果及坚果(15.87%),水产品(13.64%)和食用蔬菜、根及块茎(12.31%)。该5类农产品总计占农产品出口的80.61%,表明中国对俄罗斯农产品出口的种类高度集中。

其次,从出口增长速度看,增长最快的为食品工业残渣及废料,2004年占农产品出口比重仅为0.02%,到2013年增长至2.38%,年均增长率为92.99%。

再次是水产品 and 糖类,近10年年均增长率分别为40.23%和35.41%。该3类农产品主要为劳动密集型和资源密集型产品,是中国发挥劳动力和资源要素禀赋优势的结果。

二、中国对俄罗斯农产品出口增长的二元边际分析

(一) 二元边际理论基础及测度

目前主要有产品、国家、企业3个层面的二元边际分析和研究,本文主要采用产品层面的二元边际分析。钱学锋(2010)认为,集约边际意味着一国出口增长主要来源于现有出口产品在单一方向上的扩张,即产品数量上的增长;扩展边际则表

^① 截至2015年5月尚未有2014年的相关数据。

明一国出口增长主要是基于出口产品种类的增加。^①本文借鉴 Hummels 和 Klenow (2005) 的分解方法, 将二元边际分解为扩展边际 (EM) 和集约边际 (IM)。扩展边际和集约边际可以分别定义为:

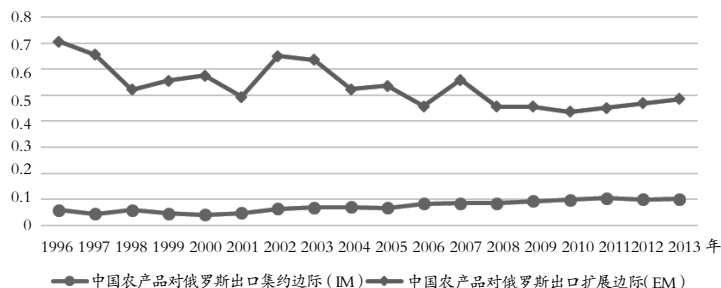
$$EM_{ij} = \frac{\sum_{k \in k_{ij}} p_{wj} x_{wj}}{\sum_{k \in k_{wj}} p_{wj} x_{wj}}$$

$$IM_{ij} = \frac{\sum_{k \in k_{ij}} p_{ij} x_{wj}}{\sum_{k \in k_{ij}} p_{wj} x_{wj}}$$

EM_{ij} 表示 i 国对 j 国出口的扩展边际, 其中 i 表示出口国, j 表示进口国, 对于参考国 w , 选取世界作为参考整体。 k 表示产品集合, k_{ij} 表示 i 国出口到 j 国的产品种类, k_{wj} 表示世界出口到 j 国的产品种类。 p 、 x 分别代表产品价格和数量。扩展边际可以理解为世界出口 j 国中同 i 国出口 j 国种类相同的产品的出口额占世界出口 j 国的总出口额的比重。扩展边际越大, 表明 i 国同世界出口种类重合度越高, i 国对 j 国在种类上实现了出口。同样, 集约边际可以解释为 i 国出口 j 国的产品集合内 i 国与世界出口 j 国的贸易额的比重。集约边际越大, 表明在相同的产品上 i 国实现了越多的出口。

(二) 对俄罗斯农产品出口增长的二元边际分解

由图 1 可知: (1) 1996~2007 年中国出口俄罗斯农产品的扩展边际值走势波动较大, 围绕 0.6 上下波动; 2008 年之后, 扩展边际值逐渐趋于稳定, 保持在 0.45 左右的水平, 并且于 2010 年达到最低值 0.44。尽管 2011~2013 年连续 3 年出现小幅增长, 但 1996~2013 年扩展边际值从 0.7058 降至 0.4857, 降幅达 31.18%, 说明产品种类的扩张在中国对俄罗斯农产品出口增长中的贡献逐渐降低; (2) 中国出口俄罗斯农产品的集约边际值相对比较稳定, 始终保持在 0.06 至 0.1 之间波动, 并于 2013 年达到最高值 0.1; (3) 中国出口俄罗斯农产品集约边际值除 1997 年、1999 年、2000 年、2005 年以及 2012 年出现较小降幅外, 其余 12 个年份均实现稳定增长。集约边际从 1996 年的 0.06 增加到 2013 年的 0.1019, 增长率甚至达到 69.77%。可见, 产品数量的增长在中国对俄罗斯农产品出口增长中的贡献逐渐上升。综上所述, 中国对俄罗斯农产品出口增长中, 主要推动作用为集约边际, 而扩展边际对农产品出口增长的贡献在不断下降。



资料来源: 根据 UNComtrade 网站数据整理计算。

图 1 中国农产品对俄罗斯出口二元边际

① 钱学锋, 熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定 [J]. 经济研究, 2010, (1).

三、中国对俄罗斯农产品出口增长的二元边际影响因素

（一）二元边际影响因素模型设定及变量解释

Hummels（2005）以及 Amurgo（2008）的研究表明，目标市场规模对集约边际和扩展边际均具有影响，同时，Liapis（2011）认为出口国农业附加值也对二元边际具有一定影响。因此，本文以 1996~2013 年为考察区间，以进口国 GDP 增长率代表市场规模，同时选取中国人均农业附加值同俄罗斯人均农业附加值的比重以及中国农业资金投入作为中国对俄罗斯农产品出口的扩展边际和集约边际的影响因素进行分析（表 3）。其中扩展边际和集约边际的数据来源于联合国商品贸易统计数据库，中国农业资金投入数据来源于财政部网站，其余变量数据来源于世界银行数据库。VAR 模型（向量自回归模型）对于相互联系的时间序列变量系统是有效的预测模型。本文采用 VAR 模型对影响二元边际的各项指标进行分析，其表达式如下：

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_N Y_{t-n} + B X_t + \varepsilon_t$$

其中 Y_t 是一个内生变量列向量， x_t 是外生变量向量， $A_1, A_2, \cdots, A_N$ 和 B 是带估计的系数矩阵， ε_t 则是误差向量。

表 1 变量及其定义

变量	变量符号	变量定义	变量解释
因变量	EMCTR	中国对俄罗斯农产品出口扩展边际	农产品种类扩张导致的出口增长
	IMCTR	中国对俄罗斯农产品出口集约边际	农产品数量增长导致的出口增长
自变量	GDPR	目的地国市场规模	采用俄罗斯 GDP 表示 ⁽¹⁾
	WORK	出口国生产率	采用相对人均农业附加值表示 ⁽²⁾
	INVEST	农业资金投入	采用农业综合开发资金投入表示

说明：（1）自变量数据来源：世界银行数据库和农业综合开发统计数据。（2）出口国人均农业附加值 / 进口国人均农业附加值。

（二）模型估计及结果分析

1. 单位根检验—ADF 检验

单位根检验^①对于时间序列平稳性检验非常重要，如果存在单位根就表明时间序列是非平稳的，非平稳的时间序列就容易在回归分析中存在伪回归。同时，之后的协整检验以及 VAR 模型的建立都是在时间序列平稳的基础上建立的。因此需要对变量进行单位根检验来检验时间序列的平稳性。为避免出现异方差现象，所有变量取对数形式，即分别用 $LnEMCTR$ 、 $LnIMCTR$ 、 $LnGDPR$ 、 $LnWORK$ 和 $LnINVEST$ 来表示。

① 本文实证分析均利用 EViews 6.0 软件实现。

表 2 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式	T 值	ADF 检验		P 值	检验结果
	(c, t, k)		1%	5%		
<i>LnEMCTR</i>	(c, 0, 0)	-2.749276	-3.886751	-3.052169	0.0865	不平稳
<i>LnIMCTR</i>	(c, t, 1)	-2.165283	-4.667883	-3.733200	0.4750	不平稳
<i>LnGDPR</i>	(c, t, 0)	-2.545216	-4.616209	-3.710482	0.3054	不平稳
<i>LnWORK</i>	(c, t, 0)	-1.939461	-4.616209	-3.710482	0.5908	不平稳
<i>LnINVEST</i>	(c, t, 2)	-2.468328	-4.728363	-3.759743	0.3358	不平稳
<i>dLnEMCTR</i>	(c, t, 0)	-5.944101	-4.800080	-3.733200	0.0011	平稳
<i>dLnIMCTR</i>	(c, t, 2)	-3.878342	-4.800080	-3.791172	0.0436	平稳
<i>dLnGDPR</i>	(c, t, 0)	-2.551712	-2.717511	-1.964418	0.0144	平稳
<i>dLnWORK</i>	(c, t, 0)	-4.610650	-4.667883	-3.733200	0.0111	平稳
<i>dLnINVEST</i>	(c, t, 0)	-5.750903	-4.667883	-3.733200	0.0016	平稳

注：(c, t, k) 分别表示单位根检验方程的常数项、时间趋势项和滞后期数，d 表示一阶差分。

检验结果显示（见表 2），所有变量在 5% 的置信水平下均为非平稳时间序列，但是经过一阶差分后，所有变量都通过了 ADF 检验，证明一阶差分后均为平稳的时间序列，即 *LnEMCTR*、*LnIMCTR*、*LnGDPR*、*LnWORK* 和 *LnINVEST* 均为一阶单整过程 I (1)，可以进行协整检验。

2. 协整检验—Johansen 检验

协整关系是指长期而言各个经济变量之间存在稳定的关系，本文以 Johansen 法对主变量进行检验。进行协整检验以及建立 VAR 模型之前需要确定变量滞后阶数，本文通过施瓦茨信息准则(SC)和赤池准则(AIC)判别方法对变量滞后阶数进行选择。根据 SC 和 AIC 准则，本文最终确定无论是扩展边际还是集约边际，都建立 VAR (2) 模型。

表 3 扩展边际影响因素回归的 Johansen 检验

协整零假设	特征根	迹统计量	在 0.05 标准下的判别	解释概率
不存在同阶协整	0.924214	74.69891	47.85613	0.0000
在一阶不存在协整	0.743014	33.42143	29.79707	0.0183
在二阶不存在协整	0.507255	11.68171	15.49471	0.1728
在三阶不存在协整	0.022095	0.357487	3.841466	0.5499

表 4 集约边际影响因素回归的 Johansen 检验

协整零假设	特征根	迹统计量	在 0.05 标准下的判别	解释概率
不存在同阶协整	0.846105	64.74644	47.85613	0.0006
在一阶不存在协整	0.679828	34.80273	29.79707	0.0122
在二阶不存在协整	0.565237	16.58039	15.49471	0.0342
在三阶不存在协整	0.183983	3.253116	3.841466	0.0713

Johansen 检验的结果如表 3 所示。由于 $33.42143 > 29.79707$ ，因此拒绝原假设，同时 $11.68171 < 15.49471$ ，所以认为 $LnEMCTR$ 、 $LnGDPR$ 、 $LnWORK$ 和 $LnINVEST$ 有两个协整关系。同理，由表 4 可知，由于 $16.58039 > 15.49471$ ，因此拒绝原假设；同时， $3.253116 < 3.841466$ ，所以， $LnIMCTR$ 、 $LnGDPR$ 、 $LnWORK$ 和 $LnINVEST$ 存在 3 个协整关系。所以，扩展边际以及集约边际均同俄罗斯市场规模、中国农业生产率、中国农业资金投入这 3 个自变量存在长期稳定的均衡关系。借助 Eviews6.0 软件，得出标准化后的协整方程如下：

$$LnEMCTR = -0.217461LnGDP + 0.455685LnWORK + 0.149457LnINVEST$$

$$(0.02916) \quad (0.14361) \quad (0.03934)$$

$$[7.45751] \quad [3.17307] \quad [3.79911]$$

$$LnIMCTR = 0.251821LnGDP - 0.481494LnWORK + 0.094449LnINVEST$$

$$(0.03422) \quad (0.18095) \quad (0.04536)$$

$$[7.35884] \quad [2.66092] \quad [2.08221]$$

方程下方圆括号中为回归系数的标准差，方括号中为 T 值，两个方程的回归系数基本上都在 1% 和 5% 的水平上显著。

根据协整方程可知，扩展边际同俄罗斯市场规模呈负相关关系，俄罗斯国内生产总值每增加 1%，扩展边际减少 0.22%。对此我们的解释是：虽然俄罗斯市场规模不断扩大，但其对中国农产品需求的种类相对固定，甚至出现逐渐减少的情况。因此，中国对俄罗斯农产品出口仍然沿着原有农产品种类出口途径增长。同时，扩展边际与中国农业劳动生产率以及中国农业资金投入均为正相关，劳动生产率和农业资金投入每增加 1%，扩展边际分别增加 0.46% 和 0.15%，可见中国农业生产率对扩展边际的正向驱动效应大于中国农业资金投入对扩展边际的正向影响。

从集约边际角度看，俄罗斯市场规模和中国农业资金投入均对集约边际具有正向推动作用，俄罗斯市场规模和中国农业资金投入每增加 1%，集约边际分别增加 0.25% 和 0.09%。另一方面，中国农业生产率同扩展边际呈负相关关系，农业生产率每提高 1%，扩展边际反而减少 0.48%。背后的原因可能是由于中国农产品出口俄罗斯市场主要以劳动密集型产品为主，随着中国现代农业科技的提升，农业生产效率不断提高，使得中国农产品的出口逐渐从劳动密集型产品转向资本密集型产品，因此原有农产品种类的出口量减少，集约边际随之降低。

3. 广义脉冲响应分析

虽然上述内容分析了各经济变量对二元边际的影响趋势，但为进一步研究各经济变量与二元边际之间的动态关系以及 VAR 模型的动态特征，有必要进行广义脉冲响应分析和方差分解。其中，脉冲响应分析用于描述在一个内生变量的误差项上施加一个标准差大小的冲击后对 VAR 模型的影响。通常非稳定的 VAR 模型不能进行脉冲响应分析，因此，本文首先采用 AR 根估计分别对扩展边际和集约边际的 VAR

模型进行稳定性检验,结果表明全部根的倒数都在单位圆之内,所以VAR模型是稳定的,可以进行脉冲响应分析。

由图2可以看出:(1)当在本期给GDPR一个正向冲击后,会引起扩展边际呈现下降趋势,在第3期达到最大的负响应,之后逐渐收敛,这同之前的分析一致;(2)当在本期给WORK一个正向冲击后,扩展边际的冲击响应出现上下波动的趋势,于第8期之后开始逐渐趋于稳定。总体而言,农产品生产率对扩展边际具有拉动作用;(3)对于来自INVEST的冲击,扩展边际首先在第2期达到最大的负响应,并于第3期达到最大的正响应后逐渐收敛,说明农业投资对扩展边际的影响较小。

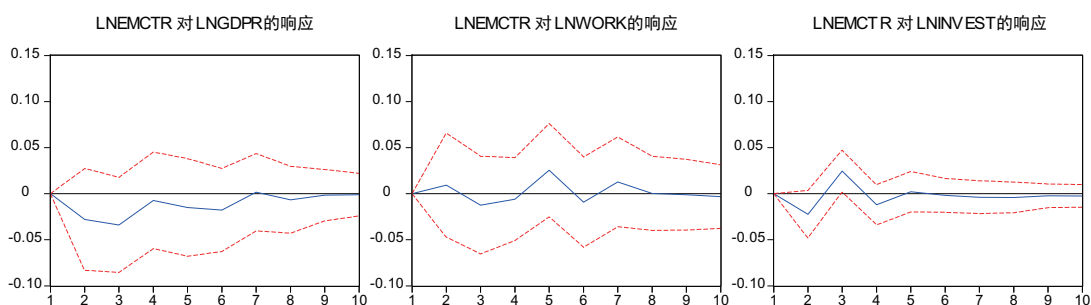


图2 EMCTR对AVC、LABORC、GDPR的脉冲响应

由图3可以看出:(1)受到GDPR一个单位标准差的正向冲击后,集约边际首先呈现上升趋势,在第3期达到最大值后逐渐下降,并于第5期达到最低点,第6期开始逐渐回升。这说明短期内俄罗斯市场规模扩大会引起集约边际的增长;(2)当在本期给WORK一个正向冲击后,集约边际首先表现出负响应,在第3期达到最低点之后迅速上升,并于第8期达到最高点,之后逐渐趋于稳定,可见农产品生产率对集约边际的影响具有一定时滞;(3)对于来自INVEST的冲击,冲击响应在第2期后始终处于正向状态,且持续时间较长。因此,农业资金投入对集约边际的增长具有长期稳定的正向作用。

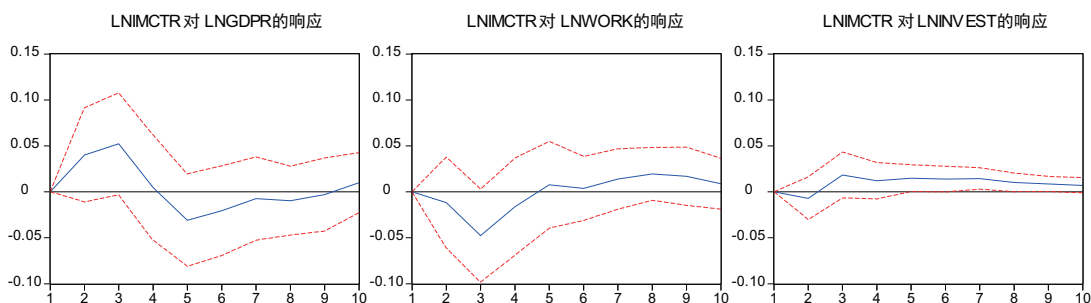


图3 IMCTR对AVC、LABORC、GDPR的脉冲响应

4. 方差分解

方差分解用于分析影响内生变量结构冲击的贡献程度,方差分解的结果如表5

所示。从表中可以看出, 扩展边际在第1期内只受自身波动的影响, 俄罗斯市场规模、中国农产品生产率以及农业投资对扩展边际的作用从第2期开始显现, 从第7期开始冲击影响趋于稳定, 保持在30.1%左右的水平, 影响微弱。其中俄罗斯市场规模的贡献相对于其他两项贡献更大, 从第2期到第6期影响逐渐增强, 最终稳定在15.4%左右。

表5 扩展边际和集约边际的方差分解表

时期	EM 方差分解					IM 方差分解				
	S.E.	LNEMCTR	LNGDPR	LNWORK	LNINVEST	S.E.	LNIMCTR	LNGDPR	LNWORK	LNINVEST
1	0.09	100.00	0.00	0.00	0.00	0.08	100.00	0.00	0.00	0.00
2	0.10	86.78	7.54	0.82	4.85	0.09	77.46	20.21	1.71	0.62
3	0.11	73.33	15.75	1.96	8.95	0.12	46.54	32.51	18.07	2.87
4	0.12	74.86	14.24	1.97	8.92	0.12	46.75	30.72	18.82	3.71
5	0.12	70.44	14.92	6.21	8.43	0.12	43.24	34.32	17.62	4.82
6	0.13	70.25	15.70	6.26	7.78	0.13	41.90	35.41	16.92	5.78
7	0.13	69.68	15.44	7.15	7.73	0.13	40.77	34.75	17.61	6.87
8	0.13	69.88	15.41	7.02	7.69	0.13	39.62	34.01	19.15	7.22
9	0.13	69.91	15.39	7.00	7.70	0.13	39.29	33.09	20.19	7.43
10	0.13	69.91	15.34	7.04	7.71	0.13	39.13	33.04	20.25	7.57

相对于扩展边际, 集约边际受自身影响较小, 第10期时仅为39.13%。同时, 俄罗斯市场规模对集约边际的波动影响最大, 从第2期开始逐渐增强, 第3期开始始终保持在30%以上的水平。农业生产效率对于集约边际的影响从第5期开始基本稳定在34%左右, 相比其对扩展边际的影响(7%左右)更大。

四、政策建议

根据前文实证分析的结论, 从下述几个方面提出进一步推进对俄罗斯农产品出口的政策建议。

(一) 借“一带一路”战略, 推进农业科技创新

实证研究分析表明农业生产率对扩展边际具有正向促进作用, 对增加中国农产品对俄罗斯出口有着重要的作用。因此, 在实施“一带一路”战略的背景下, 中国应当将自身的科技优势和俄罗斯巨大的农产品市场结合起来, 为中国农产品出口提供新动力。目前中国农业正在从传统农业向现代化农业发展, 原有的粗放式增长被证明是不可持续的, 只有加大农业科技投入力度, 才能提高中国农业生产效率, 扩大出口规模。因此, 中国政府以及中国企业应注重新型农业科技的发展和运用, 加强基础性和前沿性的科学研究, 并引进先进的生产技术与管理方式。继续支持高等院校、科研企业同农民专业合作社、农户以及涉农企业开展多种形式的技术合作, 不断完善农业科研体系, 促进农业科技成果产业化。

(二) 围绕“一带一路”战略部署, 加大农业资金投入力度

农业资金的投入对中国对俄罗斯农产品出口的增长具有积极、稳定且长期的作用, 在今后相当长的时期内, 农业资金投入仍需作为发展中国农业、提升农产品出口的重要措施之一。“一带一路”建设离不开资金的融通, 而中国是个农业大国, 农产品稳定持续的出口是中国经济增长的基础, 所以农业发展势必成为金融服务的主要切入点。政府应当持续加大对农业的资金投入, 不断提高中国农业投入占农业国内生产总值的比重。通过贷款补贴或者低息贷款等一系列农业贷款优惠政策, 鼓励商业银行的资金向农业投入, 不断加大对涉农企业的扶持力度, 在企业研发、生产以及销售等环节上给予财政支持, 加快农产品规模化生产的建设。企业也应学会利用银行围绕“一带一路”战略推出的金融服务和金融产品以及丝绸之路经济带在农业合作领域带来的投资资金, 积极推动外向型农业的发展, 促进农产品对俄罗斯出口的增长。

(三) 加强中俄基础设施建设合作, 有效降低货物运输成本

基础设施的建设是“一带一路”战略的优先领域, 因此中俄可在“一带一路”框架下加强基础设施建设的合作, 包括基础设施规划、技术标准的对接、国际骨干通道的建设等, 逐步形成连接两国的基础设施网络, 增强进出口货物集散能力; 共同推动口岸基础设施建设, 畅通陆水联运及多式联运等通道, 推进港口合作建设, 加强海上物流信息化合作。强大的运输能力和低廉的物流成本是促进“一带一路”周边国家包括中俄贸易往来的基础, 能够显著改善与提高现有中俄之间的货物运输效率, 以满足中俄两国扩大贸易往来的需要。

(四) 发挥现有机制和平台的协同效应, 深化中俄农产品贸易合作

近年来, 中俄双边贸易和投资的规模不断扩大, 从金砖国家、上合组织等多边合作框架到欧亚经济联盟、“一带一路”沿线国家发展战略等, 中俄双边经贸关系迎来了空前的重大发展机遇期。在农业合作方面, 由于中俄地理位置接近, 双方均为农产品需求大国, 中俄在农产品贸易上具有很强的互补性, 因此两国在农产品领域的经贸合作有很大潜力。两国应当在上海合作组织框架内进一步加强农业合作, 推动农产品检验检疫标准互认, 促进农产品通关便利化, 在检验检疫、运输、报关、查验和放行等方面构建“绿色通道”; 应将金砖国家合作机制作为丝绸之路经济带和欧亚经济联盟对接合作的重要平台, 积极利用金砖国家开发银行在农业基础设施建设方面提供的融资便利和资金支持, 扩大中俄双边贸易本币结算范围, 推进贸易结算便利化。

参考文献:

- [1] Amurgo, P. A., Pierola, M. D. Patterns of Export Diversification Developing Countries: Intensive and Extensive Margins [R]. Policy Research of World Bank Working Paper, 2008, No. 4473.

- [2] Hummels, D., Klenow, P. L. The Variety and Quality of a Nation's Export [J]. American Economic Review, 2005, (3).
- [3] Liapis, P. Changing Patterns of Trade in Processed Agricultural Products [R]. OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Paper, 2009, No. 17.
- [4] Martincus, C. V., Carballo, J. Is Export Promotion Effective in Developing Countries? Firm-level Evidence on the Intensive and the Extensive Margins of Exports [J]. Journal of International Economics, 2008, (76).
- [5] 陈勇兵, 陈宇媚. 贸易增长的二元边际: 一个文献综述[J]. 国际贸易问题, 2011, (9).
- [6] 陈勇兵, 付浪, 汪婷, 胡颖. 区域贸易协定与出口的二元边际: 基于中国—东盟自贸区的微观数据分析[J]. 国际商务研究, 2015, (2).
- [7] 范爱军, 刘馨遥. 中国机电产品出口增长的二元边际[J]. 世界经济研究, 2012, (5).
- [8] 龚向明, 强永昌. 经济规模、贸易成本与我国钢铁行业出口的二元边际分析[J]. 国际商务研究, 2012, (1).
- [9] 李淑贞. 中国电子信息产品出口二元边际与决定因素[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2013, (3).
- [10] 汪颖博, 朱小明, 袁德胜, 曹亮. CAFTA框架下贸易成本、自由贸易政策与中国进口增长的二元边际[J]. 宏观经济研究, 2014, (10).
- [11] 易靖韬, 乌云其其克. 中国贸易扩张的二元边际结构及其影响因素研究[J]. 国际贸易问题, 2013, (10).

Expanding China's Agricultural Exports to Russia under the “One Belt and One Road” Initiative: Based on the Intensive and Extensive Margins and VAR Model

YANG Feng-min DING Jian-jiang

Abstract: Russia is a very important trade partner to China in the “One Belt and One Road” Initiative. The agricultural product market potential of Russia is tremendous, which gives much room to China's agricultural product exports to Russia. Based on the theoretical framework of the VAR model, this paper mainly analyzes the growth of agricultural trade between China and Russia from year 1996 to 2013 from the perspective of extensive and intensive margins. The result shows that China's agricultural export trade expansion to Russia is mainly achieved along the intensive margin. The empirical result also shows that gross domestic product of Russia and agricultural productivity exert opposite effects on extensive and intensive margins, while agriculture investment of China has a positive effect on both extensive and intensive margins. According to the theoretical analysis and empirical research, China needs to actively make use of New Development Bank and Asian Infrastructure Investment Bank under the “One Belt and One Road” Initiative to increase investment in agricultural production and research, and improve agricultural technology innovation ability.

Key words: agricultural trade; Sino-Russia; extensive margin; intensive margin

(责任编辑: 张建华)