

曾虹. 中国与丝绸之路经济带主要国家农产品贸易增长分解及影响因素——基于 CMS 模型与拓展引力模型的实证分析[J]. 江苏农业科学, 2018, 46(9): 318–321.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.09.075

# 中国与丝绸之路经济带主要国家农产品贸易增长分解及影响因素

## ——基于 CMS 模型与拓展引力模型的实证分析

曾虹

(嘉兴职业技术学院, 浙江嘉兴 314036)

**摘要:**利用 2002—2015 年的跨国面板数据,使用恒定市场份额模型进行中国与丝绸之路主要国家农产品贸易增长分解,并利用拓展引力模型实证分析中国与丝绸之路主要国家农产品贸易的影响因素。结果表明,虽然产品竞争力在中国出口增速中贡献最大,但中国农产品对于进口国有进口替代现象,因此中国要继续提高出口产品的竞争力,尤其对于俄罗斯、哈萨克斯坦市场更须有针对性地提高;中国双边农产品贸易建立在贸易伙伴国的农业比较优势基础之上,因此要利用丝路基金有限责任公司、亚洲基础设施投资银行等提升“一带一路”国家农业基础设施,发挥双边农产品贸易潜力与农业合作空间。

**关键词:**丝绸之路经济带;农产品贸易;影响因素;恒定市场份额模型;拓展引力模型;竞争力

**中图分类号:**F304      **文献标志码:**A      **文章编号:**1002-1302(2018)09-0318-04

《推动共建丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路的愿景与行动》的发布,标志着中国与“一带一路”国家的合作进入新阶段。一方面入世后中国对丝绸之路经济带农产品的出口有突飞猛进的增长<sup>[1]</sup>;另一方面丝绸之路经济带主要国家在农业上具有比较优势与中国存在农业资源及农产品的互补,可见中国与丝绸之路经济带主要国家农产品贸易的研究对于中国粮食安全、重要农产品供给战略以及农业安全与贸易均有重要意义<sup>[2-3]</sup>。目前,学术界围绕中国与丝绸之路经济带国家之间的贸易研究已经展开,但关于农产品贸易增长

潜力的实证研究较少。因此,本试验以中国与丝绸之路主要国家的农产品贸易为研究对象,用恒定市场份额模型测算中国与丝绸之路主要国家农产品贸易增长动力,并利用拓展后的引力模型实证分析中国和丝绸之路国家间双边农产品贸易的影响因素<sup>[4-6]</sup>,进而提出促进中国和相关国家有效开展农产品贸易的对策建议。

### 1 贸易增长分解

入世以后中国对丝绸之路经济带农产品的出口有了突飞猛进的增长。2002 年中国对俄罗斯(简称俄)农产品的出口额为 4.4 亿美元,2015 年增加到 17 亿美元,增长了 2.86 倍;而中国对哈萨克斯坦(简称哈)农产品的出口额也由 207.05 万美元增加到 2 245.9 万美元,增幅高达 9.85 倍。那么农产品贸易增长背后的因素分解是怎样的呢?

#### 1.1 恒定市场份额模型

恒定市场份额模型(constant market shares analysis, CMS)

收稿日期:2017-11-03

基金项目:浙江省教育厅高校访问工程师校企合作项目(编号:FG2016159);浙江省教育厅高等教育课堂教学改革项目(编号:kg20160926)。

作者简介:曾虹(1986—),女,湖北松滋人,硕士,讲师,主要从事农产品国际贸易研究。E-mail:zenghong969@163.com。

[20]刘润忠. 试析结构功能主义及其社会理论[J]. 天津社会科学, 2005(5):54–56.

[21]申丽娟,樊国康. AGIL 模式下的导师队伍建设[J]. 中国高等医学教育, 2012(1):19–20.

[22]王莹,夏建国. 论应用技术大学在社会系统中的定位——基于 AGIL 模型的分析[J]. 中国高教研究, 2016(5):77–80.

[23]刘北桦,詹玲. 农业产业扶贫应解决好几个问题[J]. 中国农业资源与区划, 2016, 27(3):1–4.

[24]孙文中. 创新中国农村扶贫模式的路径选择——基于新发展主义的视角[J]. 广东社会科学, 2013(6):207–213.

[25]高飞. 少数民族地区连片开发扶贫模式的实践与反思——以帕森斯 AGIL 功能分析模型为工具[J]. 云南民族大学学报(哲

学社会科学版), 2013, 30(2):73–80.

[26]吴雅玲,朱源,张磊. 突破环境共治瓶颈的 GONGO——贵阳市“两湖一库”环境保护基金会的实践经验[J]. 环境科技, 2012, 25(4):35–40.

[27]Anural P. Micro-finance and poverty reduction: Is social protection the missing link? [J]. Journal of Development Policy and Practice, 2016, 1(1):35–52.

[28]张慧君. 赣南苏区产业扶贫的“新结构经济学”思考[J]. 经济研究参考, 2013(33):65–72.

[29]陈希勇. 山区产业扶贫的困境与对策——来自四川省平武县的调查[J]. 农村经济, 2016(5):87–90.

认为 2 国的双边贸易增长取决于 2 国的相互需求及彼此产品的国际竞争力,因此该模型成为目前研究贸易增长动因和国际竞争力使用较多的模型,本研究借鉴 Jepma 的 CMS 模型对贸易增长进行第 2 层次因素分解。

$$\Delta x = \sum_i \sum_j s_{ij}^0 V X_{ij} + \sum_i \sum_j X_{ij}^0 V s_{ij} + \sum_i \sum_j V s_{ij} V X_{ij}。 \tag{1}$$

可将公式(1)简化表示成:

$$x = m + s(m + 1) = m + s + s_m。 \tag{2}$$

即出口增长率 = 市场扩大效应 + 竞争力效应 = 市场扩大(结构) + 市场份额增长 + 二阶相互作用。其中市场扩大效应  $m$ (别称结构效应)表示由于进口国进口需求规模及进口结构变动引致的 1 国出口额的增长;竞争力效应  $s(m + 1)$ 表示 1 国的出口增长与世界进口需求结构的匹配程度,即该国出口商品竞争力提升引致的出口额增长,由两部分组成,即市场份额增长率  $s$ 、二阶相互作用效应  $s_m$ 。具体分别表示如下。

$$x = \frac{(X_{ij})_i - (X_{ij})_0}{(X_{ij})_0};$$

$$m = \frac{(M_j)_i - (M_j)_0}{(M_j)_0};$$

$$s = \frac{(S_j)_i - (S_j)_0}{(S_j)_0};$$

$$S_j = \frac{X_{ij}}{M_j}。 \tag{3}$$

式中: $X_{ij}$ 表示国家  $i$  对国家  $j$  的出口额; $M_j$  表示国家  $j$  的进口额; $0$  表示基期, $t$  表示报告期。本研究使用中国入世后 2002—2015 年的贸易数据,根据公式(2)和公式(3)测算中国与丝绸之路主要国家的农产品出口增长并对其进行因素分解。根据 WTO 农产品协议中的定义,农产品包括 HS 前 24 章的产品以及其他章部分产品。本研究测算了中国与丝绸之路经济带 6 个国家的贸易增长分解,具体包括俄罗斯和中亚 5 国,即哈萨克斯坦(简称哈)、乌兹别克斯坦(简称乌)、土库曼斯坦(简称土)、吉尔吉斯斯坦(简称吉)、塔吉克斯坦(简称塔)。贸易数据来自 WTO COMTRADE 数据库。

1.2 增长分解测算

为了对中国与丝绸之路经济带主要国家农产品出口增长分解全面、细致、精准地认识,分别将研究期进一步细分为 2002—2006、2007—2011、2012—2015 年 3 个区间;此外为了进行不同国别间以及同一国别横向比较和纵向比较,在分时间区间的基础上又分别测算了各区间内的定基指数和环比指数,其中环比指数的构建与测算在前人的研究中并未涉及。由于部分数据的不可获得性,最终测算结果见表 1、表 2(由于 WTO CONTRADE 数据库中相关年份仅有俄罗斯、吉尔吉斯斯坦、哈萨克斯坦的进口数据,没有土库曼斯坦、乌兹别克斯坦和塔吉克斯坦的进口数据,受限于数据的不可获得性,只能进行中国对前 3 个国家出口增长因素分解及测算中国对后 3 个国家的出口增长情况)。

表 1 中国对俄、哈、吉农产品出口增长因素分解

%

国别	时期	$x$		$m$		$s(m + 1)$		$s$		$s_m$	
		定基	环比	定基	环比	定基	环比	定基	环比	定基	环比
中俄	2002—2006	90.91	90.91	-17.85	-17.85	108.76	108.76	-6.46	-6.46	116.21	116.21
	2007—2011	331.82	58.33	34.00	8.05	297.82	50.28	8.51	5.56	291.31	43.92
	2012—2015	286.36	-5.56	5.16	-1.09	281.20	-4.47	45.63	48.93	217.57	-54.20
中哈	2002—2006	85.70	85.70	-3.24	-3.24	88.94	88.94	-39.76	-39.76	130.79	130.79
	2007—2011	483.59	93.84	-25.40	7.76	508.99	86.08	-20.86	9.83	531.05	77.05
	2012—2015	707.60	25.07	20.84	-0.54	686.76	25.61	31.44	56.04	660.32	-31.72
中吉	2002—2006	1 101.25	1 101.30	3.09	3.09	1 098.20	1 098.20	268.39	268.39	832.57	832.57
	2007—2011	2 231.50	54.68	13.29	-4.57	2 218.20	59.25	155.18	-16.59	2 067.00	76.94
	2012—2015	2 930.50	20.19	8.83	-0.65	2 921.70	20.84	297.32	59.92	2 629.4	-39.38

注:原始数据来源于 COMTRADE 数据库,经计算获得。表 2 同。

表 2 中国对塔、土、乌农产品出口增长

%

国别	年份	定基	环比
中塔	2002—2006	231.67	231.67
	2007—2011	1 040.35	94.11
	2012—2015	1 450.14	46.62
中土	2002—2006	-30.60	-30.60
	2007—2011	300.14	283.82
	2012—2015	413.01	22.55
中乌	2002—2006	39.69	39.69
	2007—2011	314.75	90.35
	2012—2015	470.90	2.71

测算结果表明,从以 2002 年为基期的出口定基增长指数来看,中国入世后的 14 年间对丝绸之路经济带主要国家农产品出口增长均为正值,并均迅速且大幅地增长,其中增长幅度最大的依次是吉尔吉斯斯坦和塔吉克斯坦,增幅分别高达

2 930.50%、1 450.14%;增长幅度最小的是俄罗斯,但其增幅也高达 286.36%,可见增长之迅速。从分阶段的出口增长环比指数来看,2002—2015 年的 3 个细分阶段中俄、中哈、中吉、中塔的出口增速均有明显的放缓趋势,以中俄为例,第 1 个阶段 2002—2006 年出口增幅为 90.91%,到第 3 个阶段 2012—2015 年出口增幅跌至 -5.56%,一方面可能是中对俄农产品出口基数较大导致出口增速放缓,另一方面可能是出口规模在 2011 年之后出现缩减可能是因为俄罗斯在 2011 年加入 WTO 使得其贸易伙伴多元化,同时中土、中乌的出口增速则呈现波动性。

鉴于数据的可获得性,本研究只能对中俄、中哈、中吉的出口增长进行第 2 层次的分解(表 1)。从 2002 年为基期的定基指数来看,中国对 3 国的竞争力效应均为正,且在各种效应中贡献最大,其中竞争力效应贡献最大的是对吉尔吉斯斯坦的出口,2015 年该指数高达 2 921.7%,即使最低的俄罗斯

该指数也高达 281.2%,可见产品竞争力对中国出口增速贡献最大。此外对比竞争力效应指数从国别来看,中国对吉尔吉斯斯坦农产品出口竞争优势最明显,而对俄罗斯、哈萨克斯坦的农产品出口竞争力还须进一步提升。而对竞争力效应的进一步分解显示,从 2002 年为基期的定基指数来看,虽然个别细分阶段期间中国对 3 国农产品出口的市场扩大效应、市场增长份额出现负值,但到研究样本期末 2015 年中国对 3 国的市场扩大效应、市场增长份额为正;同时二阶相互作用效应则始终为正。

2 实证结果与分析

2.1 拓展的引力模型设定及数据处理

本研究使用拓展的引力模型实证研究中国与丝绸之路经济带主要国家农产品贸易的影响因素。引力模型中最经典的解释变量是 2 国的经济规模 GDP(或人口规模)和距离,在此基础上学者们不断地加入其他元素,如 2 国是否接壤、是否使用相同的语言、是否成立 FTA 等。解释变量的选取在前人对引力模型研究的基础上,结合本研究对象的独特性进行有针对性的拓展。考虑到农业的特殊性,研究模型增加了土地资源禀赋、2 国人均 GDP 差距 2 个解释变量;因为农业是典型的土地密集型行业,设置了土地资源禀赋指标以反映 1 国在农业上的比较优势;而 2 国人均 GDP 差距则反映了双方经济发展水平的差距,或者说 1 国在综合禀赋上的比较优势,最终本研究拓展的引力模型构建见公式(4)。

$$traij_{(ex+im)t} = \alpha_0 + \alpha_1gdp_{it} + \alpha_2gdp_{jt} + \alpha_3dis_{ij} + \alpha_4lan_{jt} + \alpha_5gap_{ij} + \alpha_6wto_{jt} + \mu_{it} \quad (4)$$

式中:被解释变量  $traij_{(ex+im)t}$  表示  $t$  期中国与某贸易伙伴国的贸易额取对数,  $ex$  表示出口额,  $im$  表示进口额,即本研究分别对双边出口额和双边进口额进行实证回归。解释变量中  $gdp_{it}$  表示  $t$  期中国的国内生产总值取对数;  $gdp_{jt}$  表示  $t$  期贸易伙伴国的国内生产总值取对数;  $dis_{ij}$  表示中国与贸易国距离取对数;  $lan_{jt}$  表示  $t$  期贸易伙伴国的土地资源禀赋,用人均国土面积取对数表示;  $gap_{ij}$  表示  $t$  期贸易伙伴国与中国的人均国内生产总值差距,经全部同距平移为正值后取对数处理(因有些贸易伙伴国人均国内生产总值大于中国,有些国家小于中国,国家间人均收入差距有正值、也有负值,无法直接取对数,因此先将所有的国家间人均收入差距原始值进行同等幅度的向上平移致均为正值,平移后数据再取对数);  $wto_{jt}$  表示 2 国在  $t$  期是否同为 WTO 成员,如果是则取 1,否则取 0。

本试验的研究样本期间为 2002—2015 年,贸易数据来自 WTO 的 COMTRADE 数据库;各国的国内生产总值 GDP 按照 2015 年不变价格美元计价,百万美元;各国总人口选用年中人数,千人。GDP 和人口数据来自于 CONFERENCE - BORDER Total Economy Database,国家间距离来自 CEPII 数据库,国土面积数据来自于联合国 UNCTAD 的 STAT 数据库。

2.2 出口的拓展引力模型回归结果

对中国与丝绸之路主要国家农产品出口额进行回归分析,涉及跨国面板模型,要进行一系列检验。首先 Hausman 检验显示,  $\chi^2 = 195.30, P = 0.000\ 00$ ,拒绝了原假设,所以选取固定效应模型;其次异方差检验显示,  $\chi^2 = 119.56, P = 0.$

000 0,拒绝了原假设,说明存在异方差;再次序列相关检验显示,  $F = 9.261, P = 0.028\ 6$ ,拒绝了原假设,说明存在一阶序列相关;最后截面相关检验显示,  $Frees' = 0.039 < 0.184\ 1$  (0.10 的临界值),接受原假设,说明截面间不存在相关性。因此,采取综合处理方法回归,回归结果见表 3 第 1 列;由于个别变量不显著,因此又剔除不显著变量进行回归,回归结果见表 3 第 2 列。

表 3 拓展引力模型的回归结果——出口

指标	出口固定效应	
	(1)	(2)
$gdp_i$	2.249 60 *** (0.000 0)	2.261 20 *** (0.000)
$gdp_j$	-1.304 69 * (0.086 0)	-1.298 70 * (0.098)
$dis$	-2.165 10 (0.206 0)	
$lan$	-5.223 70 ** (0.039 0)	-5.065 50 *** (0.010)
$gap$	-0.342 22 * (0.093 0)	-0.334 59 * (0.068)
$wto$	0.375 05 * (0.076 0)	0.290 90 ** (0.042)
常数	17.379 00 ** (0.047 2)	17.156 40 * (0.099)
$R^2$	0.865 3	0.865 3
$F$ 值	704.14	595.85

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上差异显著。  
表 4 同。

从对中国双边农产品出口额的回归结果来看,中国和贸易伙伴国的国内生产总值均显著:中国经济规模  $gdp_i$  为正显著,贸易伙伴国经济规模  $gdp_j$  为负显著,说明中国的农产品出口对于进口国而言存在进口替代现象,即进口国经济越增长从中国进口农产品越少,越不利于中国对该国农产品出口。2 国的地理距离对出口的影响为负,但并不显著,原因可能是中国出口丝绸之路主要国家的农产品属于较高质量的产品,符合“华盛顿苹果”效应理论,因此降低了距离运输成本对贸易的影响。贸易伙伴国的土地禀赋对中国和该国双边出口有负向的显著影响,符号与理论预期保持一致,值得指出的是该变量的系数绝对值最大,说明贸易伙伴国的土地禀赋对中国农产品双边出口影响最大。贸易伙伴国与中国人均收入的差距显著负向影响了中国对伙伴国的出口,说明贸易伙伴国经济发展水平越高于中国,越会使得中国对其出口的农产品减少,这也验证了模型中前 2 个变量 ( $gdp_i$ 、 $gdp_j$ ) 的回归结果,原因可能是本研究考察的贸易伙伴国家大多农业资源丰富,与中国农产品贸易互补性较强,这些国家从中国进口农产品具有进口替代性质,伴随着伙伴国经济发展水平的提高,其进口替代能力增强。双方同为 WTO 成员对出口有显著正向影响,这也与中国农产品双边出口增长分解结果保持一致。

2.3 进口的拓展引力模型回归结果

由于 WTO COMTRADE 中并未汇报 2005—2010 年中国从塔吉克斯坦的进口额,所以只能对中国与其余 5 国的数据进行回归,回归步骤与出口回归步骤相同,且采取相同方法对跨国面板数据进行各种检验并确定选取固定效应模型,最终也采取综合处理方法回归,回归结果见表 4 第 1 列;由于个别变量不显著,因此剔除不显著变量后进行回归,回归结果见表 4 第 2 列。

从中国双边农产品进口额的回归结果来看,与理论预期保持一致中国经济规模对双边进口有显著正向影响;而贸易伙伴国经济规模有正影响,但该影响并不显著,原因可能是在

表 4 拓展引力模型的回归结果——进口

指标	进口固定效应	
	(1)	(2)
$gdp_i$	0.512 4 * (0.086 0)	0.507 40 * (0.083)
$gdp_j$	0.123 4 (0.862 0)	
$dis$	-10.781 3 * (0.092 0)	-13.554 50 *** (0.000)
$lan$	18.795 6 ** (0.028 0)	22.671 40 *** (0.000)
$gap$	-0.610 2 ** (0.032 4)	-0.686 07 ** (0.049)
$wto$	0.361 4 *** (0.007 0)	0.640 90 *** (0.000)
常数	2.782 *** (0.000 0)	2.763 00 *** (0.000)
$R^2$	0.649 7	0.654 4
$F$	350.73	270.69

进口贸易中是进口国而非出口国拥有贸易主导权。距离对双边进口产生显著负向影响,该变量系数绝对值大小仅次于贸易伙伴国土地禀赋,可见距离运输成本对双边贸易产生较大影响,这是因为一方面丝绸之路主要国家与中国贸易以铁路和公路运输为主,成本较高,另一方面中国从丝绸之路主要国家进口产品中大路货比重较高,因此距离运输成本对贸易产生显著负影响。贸易伙伴国土地资源禀赋对进口存在显著正向影响,同出口的回归保持一致,即该系数绝对值在所有解释变量中也最大,说明中国对丝绸之路主要国家农产品进口深受贸易伙伴国土地禀赋或者说进口国农业比较优势的影响,即中国双边农业贸易建立在贸易伙伴的农业比较优势基础之上。双方同为 WTO 成员对双边进口也有显著正向影响,也与中国农产品双边出口增长分解结果保持一致。

### 3 结论与建议

#### 3.1 结论

本研究分别使用恒定市场份额模型、拓展引力模型实证分析中国对丝绸之路主要国家农产品贸易规模分解及其影响因素。

恒定市场份额模型对中国与丝绸之路主要国家农产品出口增长因素分解的测算结果表明,首先,中国入世后 14 年间对丝绸之路经济带主要国家农产品出口均有大幅的增长;其次,从出口增长的第 2 层次分解的定基指数来看,中国对俄、哈、吉 3 国的竞争力效应均为正,且在各种效应中贡献最大,即农产品的产品竞争力在中国对上述国家的农产品出口增速中贡献最大;最后,从国别来看中国对吉尔吉斯斯坦农产品出口竞争优势最明显,中国对俄罗斯、哈萨克斯坦的农产品出口竞争力还须进一步提升。

拓展的引力模型对中国与丝绸之路主要国家的农产品贸易规模影响因素的实证分析分为 6 个方面。实证结果表明:第一,贸易伙伴国的土地禀赋对双边出口和进口均有显著影响,且该系数绝对值在所有解释变量中均最大,说明农产品贸易深受贸易伙伴国土地禀赋影响或者说伙伴国农业比较优势的影响,即中国双边农业贸易建立在贸易伙伴的农业比较优势基础之上;第二,制度安排对双边贸易均有显著正向影响;第三,中国和贸易伙伴国经济规模分别对双边出口产生显著正影响和负影响,说明中国的农产品出口对于进口国而言有进口替代现象;第四,贸易伙伴国与中国人均收入差距对双边出口有显著负向影响,说明伴随着伙伴国经济发展水平的提

高,其进口替代能力也变强;第五,中国和贸易伙伴国经济规模对双边进口均有正向影响,不过后者并不显著,原因可能是在进口贸易中是进口国拥有主导权;第六,距离对双边进口产生显著负向影响,原因可能是丝绸之路主要国家均为内陆国家且向中国出口农产品中大路货比重较高,因此距离对贸易产生显著负向影响。

#### 3.2 建议

“一带一路”是中国的重要国家倡议,为更好地推动这一倡议,中国推出了包括丝路基金有限责任公司、亚洲基础设施投资银行等投融资机制,并构建边境口岸等多种形式的经贸合作开放平台。结合本研究的实证结果提出如下建议:第一,虽然农产品的产品竞争力在中国对上述国家的农产品出口增速中贡献最大,但同时中国的农产品出口对于进口国而言有进口替代现象,且伴随着伙伴国经济发展水平的提高,其进口替代能力也变强,因此中国要继续提高对丝绸之路经济带主要国家出口农产品的质量,进一步提升出口产品竞争力。第二,从国别上来看,中国对俄罗斯、哈萨克斯坦的农产品出口竞争力较弱,对这 2 个市场还须有针对性地进一步提升出口竞争力。第三,中国“一带一路”国家双边农产品贸易建立在贸易伙伴的农业比较优势基础之上,要利用丝路基金有限责任公司、亚洲基础设施投资银行等便利机制提高“一带一路”国家的农业基础设施建设,从而为发挥中国与这些国家农产品的巨大贸易潜力及农业合作空间奠定基础。第四,制度安排对双边贸易均有显著正向影响,因此要继续利用国际机制安排来推动与“一带一路”国家的农业经贸合作。第五,距离对进口贸易产生显著负向影响,因此要充分利用丝路基金有限责任公司、亚洲基础设施投资银行等资金平台加强“一带一路”国家间公路、桥梁等基础设施建设,降低中国与“一带一路”国家的运输成本,通过降低交易成本的方法促进双边贸易<sup>[7]</sup>。第六,尝试多种区域经济一体化形式,促进中国与“一带一路”国家的经贸合作。第七,积极开拓除贸易之外的其他经济合作,如利用“一带一路”国家的农业资源,通过中国企业“走出去”的方式进行农业合作。

#### 参考文献:

- [1] 孙 林. 中国农产品贸易流量及潜力测算——基于引力模型的实证分析[J]. 经济学家, 2008(6): 70-76.
- [2] 耿仲钟, 肖海峰. 中国与“21 世纪海上丝绸之路”沿线国家农产品贸易特征分析[J]. 农业经济问题, 2016(6): 81-88.
- [3] 吕新业, 蔡海龙. 经济制裁背景下俄罗斯农业贸易政策的调整、影响及启示[J]. 农业经济问题, 2016(4): 98-102.
- [4] 曾寅初, 刘君逸, 梁筱筱. 俄罗斯加入世界贸易组织对中俄农产品贸易的影响[J]. 经济纵横, 2012(9): 42-45.
- [5] 谭秀杰, 周茂荣. 21 世纪“海上丝绸之路”贸易潜力及其影响因素——基于随机前沿引力模型的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2015(2): 3-12.
- [6] 陈 俭, 布嫫鹈·阿布拉, 陈 彤, 等. 中国与中亚五国农产品贸易模式研究[J]. 国际贸易问题, 2014(4): 78-89.
- [7] 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[J]. 国际经贸探索, 2015(12): 72-85.