

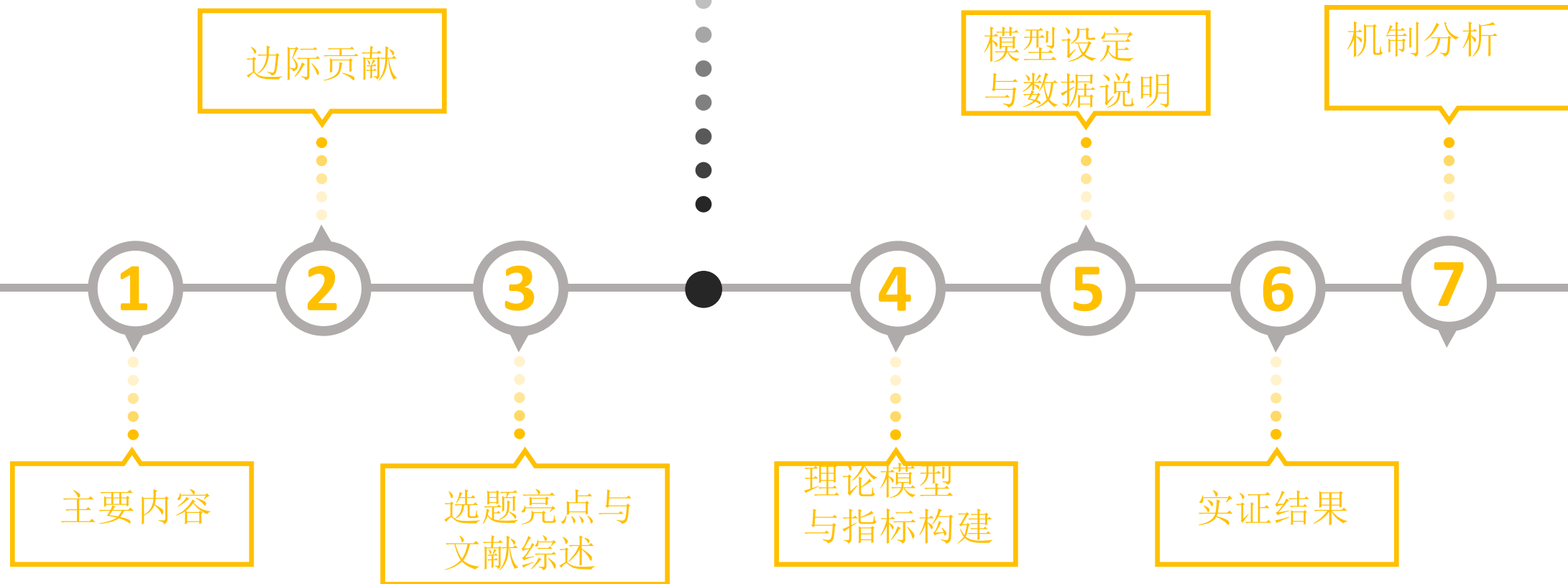
地缘经济因素的贸易效应 ——来自“一带一路”沿线国家的证据

原文信息：

王孝松、周钰丁、肖尧，地缘经济因素的贸易效应--来自“一带一路”沿线国家的证据，
《经济研究》，2022.9

汇报人：林思淇，全丽诗，凌昊峰，陈均杨，马浩宸，林隽桦

目录





一、主要内容

•论文基于“一带一路”政策对沿线各国经济发展的带动作用日益增强，但对该政策的相关理论构成之一——地缘经济因素产生的影响尚未明确的这一事实，以经济地理学的指标构建方法，从空间分布和经济关联两个角度测算了地缘经济因素对我国出口贸易的影响。（论文采用加入“一带一路”倡议的国家为研究对象，时间段选取为2000-2018年）

主要内容

研究表明：第一、区域内各国经济正向集聚的临近空间分布抑制了我国支柱性行业的出口增长，但由于外部经贸环境变化，我国出口结构优化以及贸易合作广泛开展的调节作用，上述效应有转变为促进的趋势。第二、贸易伙伴多元化空间分布为我国出口增长带来持续动力，“一带一路”倡议扩大了该地缘经济因素对双边贸易促进程度。第三、我国与其他国家之间的地缘经济联系显著促进了出口贸易。第四，地缘经济互补关系带动了我国对中低规模贸易伙伴的出口增长。



二、论文边际贡献

论文边际贡献

- 从地缘经济视角探究我国的对外贸易发展，将地缘经济因素纳入到贸易发展影响因素的综合框架中，填补了地缘经济因素的贸易效应探究的研究空白，对已有的相关领域的文献也做出了有益补充。
- 理论分析层面系统地测算地缘经济因素所带来的贸易效应，突破了地缘经济因素系统性理论研究的定性描述或指标构建层面，将其应用于定量研究。



三、选题亮点与文献综述

选题亮点

- 关键词：地缘经济因素、贸易效应
- “一带一路”倡议的落实在改善全球经济运行等多方面起关键性作用，具有构建人类命运共同体的重大战略意义。“一带一路”相关理论构成之一便是地缘经济因素对我国贸易发展的影响机理与影响程度，但该构成尚未明晰，研究较为匮乏，从这一层面上，该研究起到了填补领域空白的作用。（国家战略关注点：地缘经济因素的贸易效应对“一带一路”的理论支撑）
- 通过“一带一路”倡议，中国与各沿线国家在经贸领域合作明显加强，成绩斐然，明显释放了倡议的互惠性，这说明进一步拓展对各沿线国家的研究是必不可少的。本研究在进行时考虑到此点，进一步整合了过去被边缘化地区的相关数据（特征事实观察：实施“一带一路”后中国与沿线国家的合作与互惠）

文献综述

文献类型	观点	作者，出版年份	在原文位置
一、经济地理学中关于地缘经济的研究，包括对地缘经济的含义与相关特征的考察	地缘经济理论：考察一国在经贸活动中，如何选择合作或竞争的对外经济策略	Luttwak, 1990	“文献综述”第二段
	地缘经济是地缘政治的延伸，在地缘政治的基础上纳入全球化经济因素，一国可以通过与其他国家或地区合作实现互利共赢	倪世雄，潜旭明，2008	“文献综述”第二段
	地缘政治是经济全球化和区域经济一体化的结果，各个经济本需要在宽领域（如经济贸易、产业发展）展开对话与合作。	宋涛等，2017	“文献综述”第二段

文献综述

二、地缘经济视角下讨论贸易发展状况及特征的文献

(基于1968-1992全球货物贸易数据) 世界形成以美、日、德为核心的三大贸易集团, 呈现出相应地缘经济特征

O' Loughlin & Anselin, 1996

“文献综述”
第三段

贸易结构是中国塑造全球地缘经济空间的助力之一, 中国主要贸易伙伴按地理区位分为全球、亚洲、周边三个层次

潘忠岐, 黄仁伟, 2008

“文献综述”
第三段

贸易引力模型是分析地缘经济因素对贸易所产生的效应{注, 这个就是标题}的良好分析框架, 该模型在不断拓展【贸易成本扩展到包括经济距离、关税之外的更多因素, 如语言文化差距等】

Eaton & Kortum,2022;Anderson & Wincoop,2003;Chaney,2008

“文献综述”
第三段

文献综述

三、探究“一带一路”倡议推进过程中所产生的贸易效应的文献

基于结构式估计表明，“一带一路”促进中西部地区开放，带动了贸易和社会福利上升（李小帆，蒋灵多，2020）

李小帆，蒋灵多，2020

“文献综述”
第四段

基于双重差分法分析“一带一路”对我国向沿线国家绿地投资发挥的促进作用

吕越等，2019

“文献综述”
第四段

“一带一路”对沿线国家经济社会发展特征有显著正向效应【如人均生产总值，就业率】

宋弘等，2021

“文献综述”
第四段

“一带一路”使各成员国基于地缘空间展开的基础设施与产能合作，提升各方的生产和创新能力

吴泽林，2018

“文献综述”
第四段



四、理论模型

理论模型

模型假定

Anderson & Wincoop(2003) 中的部分假设

消费

常替代弹性 (ces) 效用函数

预算约束

生产

劳动力需求函数

生产者利润最大化

供给函数

基于模型假定，考虑不同情况

出口国对临近国家 i,j 出口的简化模型

出口地区商品偏好结构

地缘经济结构的同质化空间分布

地缘贸易伙伴的空间分布特征对出口国出口的影响

出口国与进口国的地缘经济联系

模型假定

一、常替代弹性效用函数和预算约束（消费）

，国家 i 消费者最大化其常替代弹性 (CES) 效用函数 $U(C)$ ：

$$U(C)_i = \left[\sum_{\{k\}_i} \beta_{ik} c_{ik}^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

预算约束为：

$$\sum_{\{k\}_i} p_{ik} c_{ik} = y_i \quad (2)$$

其中, c_{ik} 和 p_{ik} 分别表示国家 i 消费者消费出口国商品 k 的数量和价格, y_i 为国家 i 消费者用于出口国商品的预算水平, $\beta_{ik} \in [0, 1]$, 为国家 i 消费者对商品 k 的消费偏好, $\sigma > 1$ 为商品间的替代弹性, $\{k\}_i$ 为国家 i 的进口商品簇。商品 k 的供给价格为 p_k , 其中不包含出口国与国家 i 之间的贸易。

弹性, $\{k\}_i$ 为国家 i 的进口商品簇。商品 k 的供给价格为 p_k , 其中不包含出口国与国家 i 之间的贸易成本 t_i , 则 $p_{ik} = p_k t_i$ 。贸易成本由出口国承担, 出口国向国家 i 出口商品 k 的名义价值 $x_{ik} = p_{ik} c_{ik}$ 。

根据(1)式、(2)式可得:

$$x_{ik} = \beta_{ik}^{\sigma} \left(\frac{p_k t_i}{P_i} \right)^{(1-\sigma)} y_i \quad (3)$$

其中, $P_i = [\sum_{\{k\}_i} \beta_{ik}^{\sigma} (p_k t_i)^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)}$, 代表国家 i 的价格指数, 同时可得 $c_{ik} = \beta_{ik}^{\sigma} p_k^{-\sigma} t_i^{-\sigma} P_i^{\sigma-1} y_i$ 。

$P_{ik} = P_k \cdot t_i$

t_i : 贸易成本

X_{ik} : 出口国向国家 i 出口商品 k 的名义价值

二、出口国的出口行为（生产端）

对于出口国国内代表性厂商的出口行为,假定代表性厂商数目为 N ,生产过程仅使用劳动 L 这一种生产要素,且劳动力需求方程为:

$$L = f + \frac{q^\gamma}{\varphi} \quad (4)$$

其中 q 为代表性厂商产量, $f > 0$ 代表生产过程中的固定成本, $\gamma > 1$, w 代表对应的工资率水平,

φ 代表生产效率,则代表性厂商的利润最大化问题为:

$$\max p_k q_k - w L_k \quad (5)$$

结合(4)式、(5)式所对应的一阶最优条件可得商品 k 的供给函数: $q_k = [p_k \varphi / (w\gamma)]^{1/(\gamma-1)}$ 。

在上述基本假定的基础下,讨论如下情况:

首先,考虑出口国对两个邻近国家 i 、 j 出口的简化模型:对两国具有共同需求的两种代表性商品 k 、 l ,根据(3)式可知,在市场出清条件下,有:

$$\beta_{ik}^{\sigma} \frac{(p_k t_i)^{-\sigma}}{P_i^{1-\sigma}} y_i + \beta_{jk}^{\sigma} \frac{(p_k t_j)^{-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} y_j = N \left(\frac{p_k \varphi}{w \gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \quad (6)$$

$$\beta_{il}^{\sigma} \frac{(p_l t_i)^{-\sigma}}{P_i^{1-\sigma}} y_i + \beta_{jl}^{\sigma} \frac{(p_l t_j)^{-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} y_j = N \left(\frac{p_l \varphi}{w \gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \quad (7)$$

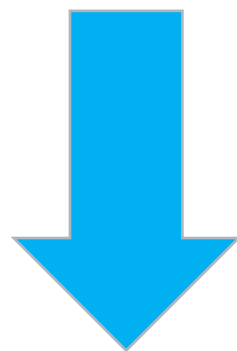
出口商品按照(6)式、(7)式在国家 i 、 j 分配,记 $r_k = \beta_{ik} / \beta_{jk}$,即为在商品 k 上,国家 i 对国家 j 的相对偏好水平,同理定义 $r_l = \beta_{il} / \beta_{jl}$,则上述(6)式、(7)式可改写为:

$$r_k^{\sigma} \frac{(p_k t_i)^{-\sigma}}{P_i^{1-\sigma}} y_i + \frac{(p_k t_j)^{-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} y_j = N \left(\frac{p_k \varphi}{w \gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} / \beta_{jk}^{\sigma} \quad (8)$$

$$r_l^{\sigma} \frac{(p_l t_i)^{-\sigma}}{P_i^{1-\sigma}} y_i + \frac{(p_l t_j)^{-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} y_j = N \left(\frac{p_l \varphi}{w \gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} / \beta_{jl}^{\sigma} \quad (9)$$

假定 p_k, p_l 等商品价格标准化为 1, 在考虑相对偏好后, 对国家 i , 其自出口国进口总量可表示为:

$$e_i = (r_k^\sigma + r_l^\sigma) \frac{t_i^{-\sigma}}{P_i^{1-\sigma}} y_i \quad (10)$$



施加约束条件 $r_k + r_l = 1$

$$e_i = [r_k^\sigma + (2 - r_k)^\sigma] \frac{t_i^{-\sigma}}{P_i^{1-\sigma}} y_i \quad (11)$$

求导得:

$$de_i / dr_k = \sigma [r_k^{\sigma-1} - (2 - r_k)^{\sigma-1}] t_i^{-\sigma} y_i / P_i^{1-\sigma}$$



当 $r_k = 1$ 时, e_i 取得最小值, 即在出口地区商品偏好结构较为一致时, 出口国对单一国家出口规模相对较低, 反之商品偏好结构存在较大差异时, 出口水平较高。

地缘贸易伙伴的空间分布特征对出口国出口的影响

$$\frac{dx_{ik}}{dM} = (1 - \sigma) \beta_{ik}^{\sigma} \frac{P_k^{1-\sigma} t_i^{-\sigma}}{P_i^{1-\sigma}} y_i \frac{dt_i}{dM} > 0 \quad (12)$$



而由于 $\sigma > 1$, t_i 的上升将导致 dx_{ik}/dM 下降, 即地理距离等所代表的贸易成本的上升削弱了由贸易伙伴的多元化分布所带来的贸易促进效应大小。综上, 地缘贸易伙伴的多元化分布一定程度有利于出口国对外出口, 单一分布将不利于出口国对外出口, 而贸易成本将对这一贸易效应发挥相应的调节作用。

地缘经济联系 R 对出口国出口行为的影响

双边地缘经济联系的加强会降低双边贸易成本，即 $dt_i / dR < 0$ ，则根据(3)式引申有

$$x_{ik} = \beta_{ik}^{\sigma} \left(\frac{P_k t_i}{P_i} \right)^{(1-\sigma)} y_i \quad (3)$$



$$\frac{dx_{ik}}{dR} = (1 - \sigma) \beta_{ik}^{\sigma} \frac{P_k^{1-\sigma} t_i^{-\sigma}}{P_i^{1-\sigma}} y_i \cdot \frac{dt_i}{dR} > 0 \quad (13)$$

由此表明，双边地缘经济联系的增强将促进出口国对进口国的出口规模。

待检验命题

命题 1: 区域内各国经济正向集聚的邻近空间分布将通过影响消费偏好结构以及影响区域一体化关系的形成, 进而抑制我国对区域内国家的出口, 而出口产品结构的优化将调节该贸易效应的大小。

命题 2: 贸易伙伴的多元化空间分布将促进我国对区域内国家出口, 而贸易成本将调节该贸易效应大小。

命题 3: 我国与进口国之间地缘经济联系的增强将促进我国对该国出口。

命题 4: 我国与进口国之间的互补性地缘经济关系将促进我国对该国出口。



五、指标构建

五、指标构建

主要考察区域国家之间**经济因素所存在的相互作用**，以及在经济维度，尤其在贸易领域的分布特征，旨在进一步揭示**区域国家之间经济的相互影响以及空间分布对我国对外贸易的影响**

1、地缘经济空间指标

(1)莫兰指数

采用该指数作为**经济空间相互作用**的衡量指标

(2)碎化指数和均匀度指数

揭示我国的贸易伙伴在“一带一路”沿线国家邻近区域内部的**分布特征**

2、地缘经济关联指标

(1)对外经济联系

经济联系指数(Relation)

衡量我国与不同国家或地区空间**相互作用强度或相互辐射能力**

(2)双边经济关系

一致性指数 Cos

考察我国同“一带一路”沿线国家在整体经济层面

经济距离指数 Ed

衡量两个经济体之间的**地缘经济关系类型**，即互补型或竞争型

衡量中国同沿线国家之间的**地缘经济紧密程度和关系类型**

地缘经济空间指标——莫兰指数

$$I_t = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ijt}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ijt} (x_{it} - \bar{x}_t) (x_{jt} - \bar{x}_t)}{\sum_{i=1}^n (x_{it} - \bar{x}_t)^2 / n} \quad (14)$$

w_{ijt} 代表空间权重距离, $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ijt}$ 代表空间权重之和

$$I_{it} = \frac{x_{it} - \bar{x}_t}{\sum_{i=1}^n (x_{it} - \bar{x}_t)^2 / n} \sum_{j=1}^n w_{ijt} (x_{jt} - \bar{x}_t) \quad (15)$$

地缘经济空间指标——莫兰指数

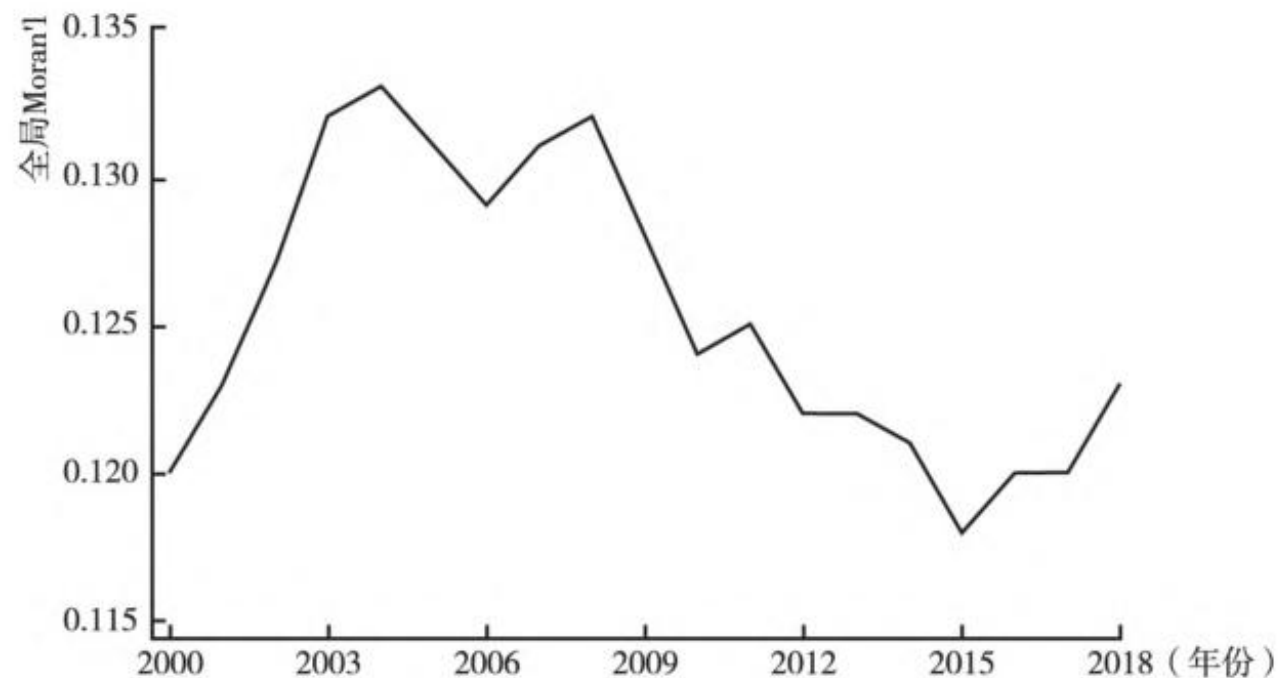


图1 全局 Moran's I 变化趋势(2000—2018 年)

可以看出，2000—2008 年间全局 Moran's I 呈波动式上升；而 2008 年后，受金融危机以及经贸环境变化影响，各国之间经济的关联性减弱，但下滑程度有限，整体仍然维持在相对稳定区间。

地缘经济空间指标——碎化指数和均匀度指数

$$Fragment_t = \sum_{i=1}^n \sqrt{\frac{x_{it}}{\sum_{i=1}^n x_{it}}} \quad (16)$$

$$Uniform_t = \sum_{i=1}^n \sqrt{\frac{x_{it}}{\sum_{i=1}^n x_{it}}} / \sqrt{n} \quad (17)$$

其中,此处 x_{it} 选取为国家 i 与中国的双边贸易总额。 $Fragment_t$ 的取值范围为 $[1, \sqrt{n}]$, $Uniform_t$ 的取值范围为 $(0, 1]$ 。相较于碎化指数 $Fragment_t$, 均匀度指数 $Uniform_t$ 将区域内国家个数 n 纳入指标构造, 对空间分布刻画相对细致。就 $Fragment$ 以及 $Uniform$ 而言, 其值越大, 代表我国贸易市场在该区域空间内分布越均匀。需要注意的是, 在上述 $Fragment$ 的构造过程中, 已有研究多针对全球或分大洲层面进行国家加总, 则在给定年份 t 的条件下, 对不同国家按上述方式得到的 $Fragment$ 值均相同, 难以具体、准确衡量一国周围区域贸易伙伴空间分布的实际情况, $Uniform$ 值同理。因此本文对上述指数改进如下:

地缘经济空间指标——碎化指数和均匀度指数

$$Fragment_{it} = \sum_{j \in \{j\}_i} \sqrt{\frac{x_{jt}}{\sum_{j \in \{j\}_i} x_{jt}}} \quad (18)$$

$$Uniform_{it} = \sum_{j \in \{j\}_i} \sqrt{\frac{x_{jt}}{\sum_{j \in \{j\}_i} x_{jt}}} / \sqrt{n} \quad (19)$$

其中, $\{j\}_i$ 代表与国家 i 接壤的所有国家 j 集合。^① 相较于传统定义, 上述改进定义 $Fragment_{it}$ 、 $Uniform_{it}$ 将随国家 i 变化, 进而更为准确地从个体层面衡量了在以国家 i 为中心的邻近区域内部中, 我国贸易市场的空间分布状态。

地缘经济关联指标——经济联系指数

$$Relation_{it} = \frac{\sqrt{P_{ct} G_{ct} \times P_{it} G_{it}}}{D_{ci}^2} \quad (20)$$

其中, P_{ct} 、 P_{it} 分别代表 t 年中国与国家 i 的人口, G_{ct} 、 G_{it} 代表 t 年中国与国家 i 的 GDP 水平, D_{ci} 代表中国与国家 i 之间的地理距离。(20) 式意味着国家间的相互吸引力与人口和 GDP 乘积成正比, 与地理距离成反比。 $Relation$ 反映了在经济层面中国对国家 i 的辐射能力, 也反映了国家 i 对中国经济辐射能力的接受程度(王姣娥等, 2014; 白俊红和蒋伏心, 2015)。 $Relation$ 值越大代表两国间相互作用越强, 经济联系越紧密, 反之则经济联系越弱。

地缘经济关联指标——双边经济关系

表 1 测度双边经济关系类型的维度和指标

测度维度	指标选取
经济发展水平	GDP、人均 GDP、人口数量、通货膨胀率、广义货币增长率、国内失业率、农业占 GDP 比重、工业占 GDP 比重、服务业占 GDP 比重、本币对美元汇率
对外开放程度	进口总额、出口总额、对外贸易额占 GDP 比重、所有产品加权平均适用关税税率、外商直接投资净额
基础设施建设	固定宽带订阅总数、铁路总公里数、航空客运量、通电率
国内制度发展	政府治理水平

地缘经济关联指标——一致性指数和经济距离指数

$$Cos_{it} = \cos(\vec{E}_{ct}, \vec{E}_{it}) = \frac{\sum_{q=1}^v x_{cqt}^* x_{iqt}^*}{\sqrt{\sum_{q=1}^v (x_{cqt}^*)^2} \sqrt{\sum_{q=1}^v (x_{iqt}^*)^2}} \quad (21)$$

借助余弦距离的定义，构造用以考察我国同“一带一路”沿线国家在整体经济层面的一致性指数 Cos。

$$Ed_{it} = \sqrt{\sum_{q=1}^v (x_{cqt}^* - x_{iqt}^*)^2} \quad (22)$$

基于经典的欧式距离定义，本文构建经济距离指数 Ed，用以衡量两个经济体之间的地缘经济关系类型，即互补型或竞争型。

计量模型设定

$$\ln export_{it} = \beta_0 + \sum_k \beta_k e_{it}^k + \sum_l \beta_l o_{it}^l + \omega_t + \epsilon_i + \varphi_{it} \quad (23)$$

其中, $\ln export_{it}$ 代表 t 年中国对国家 i 出口额 (对数处理), ω_t 和 ϵ_i 分别为时间和国家固定效应, φ_{it} 为扰动项。 e_{it}^k 为核心解释变量, 根据上文测算, 计量模型中将依次加入代表沿线国家地缘经济特征的莫兰指数 (*Moran*)、碎化指数 (*Fragment*)、均匀度指数 (*Uniform*) 以及经济联系指数 (*Relation*)、一致性指数 (*Cos*)、经济距离指数 (*Ed*)。 o_{it}^l 为其他影响贸易规模的变量, 其中包含: ① 进口国国内人口数 ($\ln popu$, 对数形式); ② 进口国所有产品加权平均适用关税率 (*tariff*); ③ 外贸依存度 (*ftd*), 为进口国对外贸易额占国内生产总值比重; ④ 进口国国内通货膨胀率 (*inflation*); ⑤ 进口国本币对美元汇率 (*exchange*); ⑥ 进口国国内失业率 (*unem*); ⑦ 进口国当年是否与我国签订区域贸易协定 (*rta*); ⑧ 进口国经济自由度水平 (*freedom*)。



六、实证分析

(一) 基准回归结果

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Moran</i>	-0.467 ^{***} (0.162)						-0.659 ^{***} (0.146)	-0.649 ^{***} (0.147)
<i>Fragment</i>		29.523 ^{**} (11.541)					26.817 ^{***} (10.098)	

Moran 回归系数均在 1%水平上显著为负，这意味着区域内部各国之间经济正向集聚分布会对我国出口起抑制作用，而差异化分布会对我国出口起促进作用。

- 可能原因有：
- 1.相似商品需求的竞争关系；
 - 2.排他性的一体化经济组织；
 - 3.我国出口结构相对单一。

(一) 基准回归结果

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Moran</i>	-0.467 ^{***} (0.162)						-0.659 ^{***} (0.146)	-0.649 ^{***} (0.147)
<i>Fragment</i>		29.523 ^{**} (11.541)					26.817 ^{***} (10.098)	

Fragment 回归系数显著为正，这表明区域内我国贸易伙伴空间分布越均匀，越有利于我国整体层面的对外出口，反之则不利于我国出口。

(一) 基准回归结果

续表 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Uniform</i>			83.023 ^{***} (27.954)					72.361 ^{***} (24.347)
<i>Relation</i>				2.452 ^{***} (0.701)			2.820 ^{***} (0.722)	2.752 ^{***} (0.719)
<i>Cos</i>					-0.142 ^{**} (0.071)			
<i>Ed</i>						0.088 [*] (0.051)		
样本数	2394	2394	2394	2394	2394	2394	2394	2394
调整 R ²	0.870	0.869	0.871	0.872	0.866	0.867	0.884	0.885
国家	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是

Uniform 回归系数显著为正，这表明区域内我国贸易伙伴空间分布越均匀，越有利于我国整体层面的对外出口，反之则不利于我国出口。

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号中为对应的标准误，未包含其他控制变量的回归结果与表 2 基本一致。以下各表同。为避免核心解释变量过多所导致的共线性，本文单独考察对 *Cos* 和 *Ed* 的回归结果。

(一) 基准回归结果

续表 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Uniform</i>			83.023 ^{***} (27.954)					72.361 ^{***} (24.347)
<i>Relation</i>				2.452 ^{***} (0.701)			2.820 ^{***} (0.722)	2.752 ^{***} (0.719)
<i>Cos</i>					-0.142 ^{**} (0.071)			
<i>Ed</i>						0.088 [*] (0.051)		
样本数	2394	2394	2394	2394	2394	2394	2394	2394
调整 R ²	0.870	0.869	0.871	0.872	0.866	0.867	0.884	0.885
国家	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是

Relation 的回归系数均为正，且在 1%的水平上显著，这意味着进口国与我国地缘经济联系越密切，越有利于我国对该国出口增长。

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号中为对应的标准误，未包含其他控制变量的回归结果与表 2 基本一致。以下各表同。为避免核心解释变量过多所导致的共线性，本文单独考察对 *Cos* 和 *Ed* 的回归结果。

(一) 基准回归结果

续表 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Uniform</i>			83.023 *** (27.954)					72.361 *** (24.347)
<i>Relation</i>				2.452 *** (0.701)			2.820 *** (0.722)	2.752 *** (0.719)
<i>Cos</i>						-0.142 ** (0.071)		
<i>Ed</i>						0.088 * (0.051)		
样本数	2394	2394	2394	2394	2394	2394	2394	2394
调整 R ²	0.870	0.869	0.871	0.872	0.866	0.867	0.884	0.885
国家	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是

Cos 的回归系数显著为负，**Ed** 系数显著为正，表明中国与进口国地缘经济整体差异性较大时有利于我国对进口国的出口。

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号中为对应的标准误，未包含其他控制变量的回归结果与表 2 基本一致。以下各表同。为避免核心解释变量过多所导致的共线性，本文单独考察对 *Cos* 和 *Ed* 的回归结果。

（二）工具变量回归

- 考虑由于测量误差、互为因果、选择性偏差等因素，核心解释变量具有潜在的内生性，因此本文分别为各核心解释变量选取工具变量，并进行 2SLS 估计，以确保实证结果稳健。
- 对于 Moran、Relation 而言，分别选取进口国当年整体降雨水平以及海拔高于 5m 土地的占比情况作为工具变量。
- 原因在于，降雨情况将影响包括农业、服务业在内的经济活动的进行，因而 Moran、Relation 构造过程中所使用的 GDP 水平具有一定的相关性；而进口国土地海拔状况一方面将直接影响基础设施建设，另一方面其将影响大规模工业化生产的开展，这两者均将对进口国经济水平产生影响。
- 并且考虑到进口国海拔状况为非时变变量，本文选取当年全球 GDP 增速为时变乘积因子，以确保处理后的变量仍能具有一定相关性。
- 基于(15)式中核心解释变量 Moran 以及(20)式中 Relation 的构造方法，根据降雨和海拔数据，分别构造工具变量 Moran_IV1、Moran_IV2 和 Relation_IV1、Relation_IV2

(二) 工具变量回归

- 对于核心解释变量 **Fragment**、**Uniform**，考虑到这一空间分布结构与其周边邻国数目具有一定相关性，同时其邻国数目具有明显的外生性，因而选取其周边邻国数目，并参照上文进行时变处理后，构造 **Fragment(Uniform)**的工具变量 **FU_IV**
- 对于核心解释变量 **Cos** 以及 **Ed**，考虑到一国整体的经济发展水平与其经济结构密切相关，在相似的发展水平下，经济结构也较为相似，因而一方面本文引入衡量进口国经济发展水平的虚拟变量 **item**，其取值为1、2、3、4，分别代表低收入水平、中低收入水平、中高收入水平和高收入水平，具体数据选取自世界银行发展数据库，以进口国对应的 **item** 与中国经济发展水平(取值为3)之差的绝对值为基础构造一个工具变量;另一方面构造二值虚拟变量 **Match**，当进口国与中国处于同一经济发展水平时取值为1，反之取值为0。由于上述构造方式仅取决于进口国与中国之间的相对差距而非绝对水平，因而可认为其相对外生，在进行时变处理后，分别得出 **Cos(Ed)**的工具变量 **CE_IV1**、**CE_IV2**。

(二) 工具变量回归

表 3

2SLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Moran</i>	-1.570 ^{***} (0.363)						-0.973 ^{***} (0.246)	-0.931 ^{***} (0.246)
<i>Fragment</i>		25.383 ^{**} (10.587)					60.738 ^{***} (14.166)	
<i>Uniform</i>			74.988 ^{**} (30.837)					173.108 ^{***} (40.768)
<i>Relation</i>				0.939 ^{**} (0.420)			3.144 ^{***} (0.735)	3.057 ^{***} (0.737)
<i>Cos</i>					-0.266 [*] (0.157)			
<i>Ed</i>						0.201 ^{**} (0.098)		
样本数	2394	2394	2394	2394	2394	2394	2394	2394
国家	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Hansen	0.219	\	\	0.007	2.324	0.710	0.888	1.184
Hansen P 值	0.640	\	\	0.933	0.127	0.399	0.641	0.553
F 统计量	24.616	104.913	91.460	149.208	117.16	75.053	10.996	10.165

表3 报告了基于上述工具变量的2SLS 回归结果。整体表明，在考虑核心变量潜在的内生性后，各核心解释变量的回归系数仍保持显著，且符号与基准回归一致;根据 Hansen 统计量(Hansen)以对应 P 值(Hansen P)可以看出，各回归 Hansen 统计量水平均较小，对应 P 值均大于 0.1，表明上述工具变量通过了外生性检验;各回归对应的 F 统计量均大于经验值，表明通过了弱工具变量检验。

（三）稳健性检验

1. 按国家所属大洲分组回归

- 考虑到不同大洲自身在地理特征、发展水平层面存在明显差异，而地缘经济因素无疑与上述特征密切相关。按照大洲分类的回归结果表明，除拉丁美洲外，区域经济正向集聚分布所带来的出口效应均显著为负，而除大洋洲与非洲外，由区域内部多元化贸易伙伴所带来的贸易效应均显著为正。
- 上述两个效应在欧亚大陆国家尤为明显，这是由于：第一，从地理角度而言，欧亚大陆连续完整，从而使得区域内部地缘经济联系更为密切，更易形成相互影响；第二，我国在欧亚大陆内部拥有广泛的贸易市场，更容易观测到由区域贸易伙伴多元分布带来的促进效应。
- 就大洋洲国家而言，上述地缘经济因素所带来的贸易效应显著性程度较差，原因在于其内部国家地理分布较为破碎，国家间的地缘作用较弱。
- 由双边地缘经济联系所带来的促进效应在非洲国家样本表现最为明显，虽然非洲国家经济体量相对较低，但长期内与我国始终保持较强的经贸联系，未来与我国具有较大的贸易潜力。

（三）稳健性检验

2. 按贸易规模分组回归

考虑到上述地缘经济因素对我国出口贸易的影响大小可能随贸易伙伴地位不同而有所变化，因而本文基于面板分位数回归方法，考察对不同体量贸易伙伴，上述效应的变动情况。本文分别选取**10%、25%、50%、75%、90%**的出口贸易分位数水平进行分析，所得结果如表 4 所示。

(三) 稳健性检验

2. 按贸易规模分组回归

表 4

分出口规模回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
	10%	25%	50%	75%	90%
<i>Moran</i>	-0.751 ^{***} (0.153)	-0.708 ^{***} (0.110)	-0.649 ^{***} (0.082)	-0.593 ^{***} (0.112)	-0.549 ^{***} (0.157)
<i>Uniform</i>	95.002 ^{***} (33.958)	85.474 ^{***} (24.342)	72.461 ^{***} (18.105)	59.905 ^{**} (24.878)	50.275 (34.744)
<i>Relation</i>	2.881 ^{***} (0.680)	2.827 ^{***} (0.487)	2.752 ^{***} (0.362)	2.681 ^{***} (0.498)	2.626 ^{***} (0.696)
样本数	2394	2394	2394	2394	2394
国家	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是

（三）稳健性检验

2. 按贸易规模分组回归

结果表明：

第一，Moran 回归系数虽均显著为负，但抑制效应随着贸易伙伴体量的上升而逐步减弱；

第二，Uniform 回归系数在 10%、25%、50%、75% 分位数组均显著为正，但在 90%分位数组不显著；

第三，Relation的回归系数在不同分位数组之间均显著为正且相差较小；

第四，Cos 在 10%、25%、50% 分位数组均显著为负，而在75%、90%分位数组均不显著。

(三) 稳健性检验

3. 按出口商品种类分组回归

除出口国家的异质性外，本文进一步区分不同种类出口商品间的差异性。考虑到前后统计口径之间的统一，本文选取我国对“一带一路”协议国家在 SITC(Rev. 3)2 分位目录下商品出口数据，替换(23)式中因变量进行回归，所得估计系数分布与对应 P 值如图 2 所示。

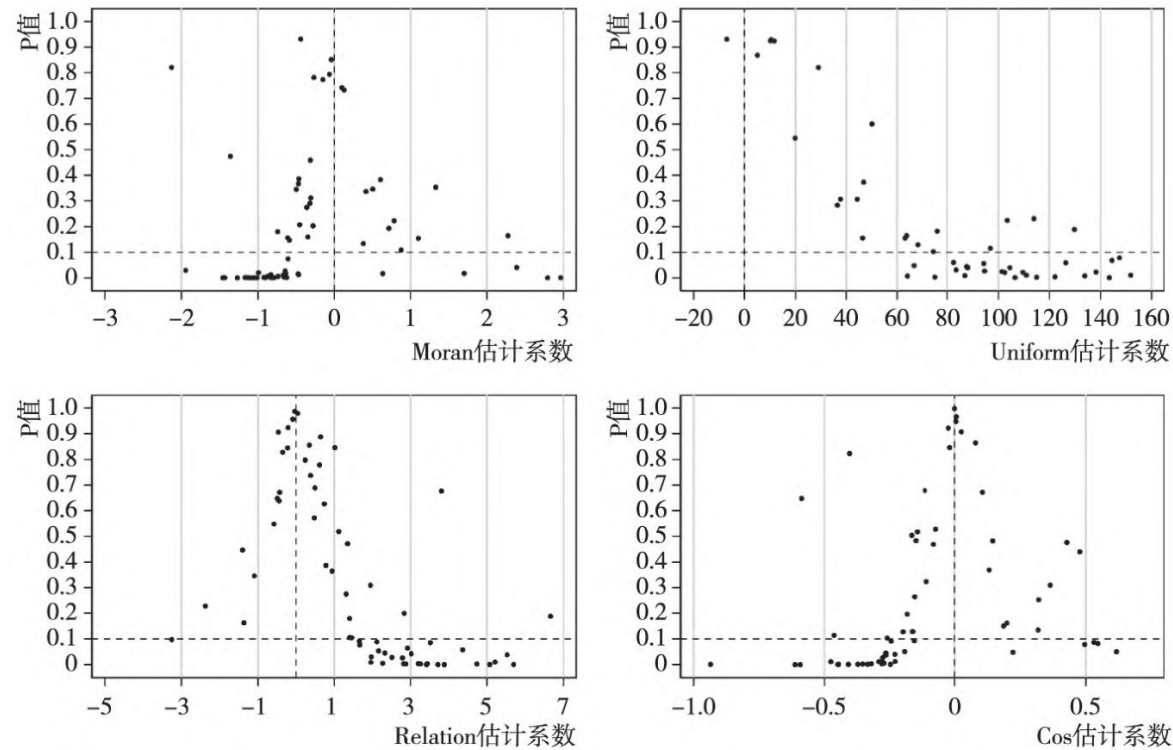


图 2 分行业核心解释变量回归系数及对应 P 值

（三）稳健性检验

4. 按时间区间分组回归

- 考虑到地缘经济因素可能会随着经贸发展阶段的不同而呈现相应的异质性，本文进一步考察了以“一带一路”倡议提出的 2013 年作为界限，之后样本分年份回归的结果。
- 结果表明:首先，在2013 年后的样本中，地缘经济正向集聚对我国出口的影响效应由抑制转变为促进。第二，自 2013 年以来，由空间内局部贸易伙伴多元化所带来的贸易促进效应大小有所提升。第三，相较基准回归，在 2013 年后的样本中，由双边经济联系所带来的贸易促进效应明显上升，对我国外贸增长逐步发挥更为重要的作用。

除上述结果外，本文还进行了以下稳健性检验：

- ①将夜间灯光水平视为 GDP 的代理变量，按(15)式、(20)式重新构造相应的地缘经济因素变量进行回归；
- ②基于 2000—2014 年海关数据库数据，将因变量 $\ln\text{export}$ 更换为出口企业数(对数处理)；
- ③将因变量 $\ln\text{export}$ 进行离散化处理，并更换估计方法为泊松回归、负二项回归；
- ④剔除不显著的莫兰指数回归；
- ⑤拓展基准回归样本至其他非“一带一路”倡议国家；
- ⑥使用 Heckman 两步法重新回归以解决样本选择偏误；
- ⑦更换权重矩阵为两国距离平方项的倒数或平方根项的倒数，并按(15)式重新构造变量 Moran 进行回归，各稳健性检验与基准回归所得结论基本一致。



七、机制分析

机制分析

(1) 出口产品结构的调节效应

根据之前基准及分组回归分析结果表明，整体而言，地缘经济正向集聚对我国出口贸易产生了负向效应，但在样本后期，这一效应显著表现为正

过去，单一的出口结构加剧了地缘因素本身所导致的不利影响，**而出口结构优化则显著改善了相关影响**



通过选取**收益性结构变化指数**衡量出口商品的结构优化情况

收益性结构变化指数BSCI：
包含**出口商品比重**和**世界整体需求的时间变动趋势**

正因为如此，它能够反映一国的出口结构是否向世界的动态需求方向发展

$$BSCI_t = \sum_k \left\{ \left[\frac{X_{k,t} / \sum_k X_{k,t}}{X_{k,t-1} / \sum_k X_{k,t-1}} - 1 \right] \times \left[\frac{M_{k,t} / M_{k,t-1}}{\text{Average}(M_{k,t} / M_{k,t-1})} - 1 \right] \times \frac{X_{k,t}}{\sum_k X_{k,t}} \right\} \quad (24)$$

BSCI的一般表达式如上，一般而言，该指数为正则表明当期出口结构出现优化，数值越大，优化程度越高

其中， $X_{k,t}$ 代表我国 t 年商品 k 出口额， $M_{k,t}$ 代表世界在 t 年商品 k 进口额

考虑到我国 2001 年入世以来工业制成品已经占据绝对比重，同时由于第 9 大类(未分类商品)贸易波动程度较大，容易引起生成指标数据异常，因而在上述 BSCI 构造过程中，纳入我国工业制成品出口 SITC(Rev. 3) 2 分位目录下第 5—8 大类数据，着重考察工业制成品出口结构变化所带来的调节效应。

SITC: 是国际贸易标准分类的简称，适用于国际贸易商品的统计和对比的标准分类方法

第5-8大类：
5-化学品及有关产品
6-主要以材料分类的制成品
7-机械和运输设备
8-杂项制品（家具及其零件、旅游用品、预制建筑物、管道、照明装置等）

具体的计量模型为：

$$\ln export_{it} = \beta_0 + \beta_1 Moran_{it} + \beta_2 BSCI_{it} + \beta_3 Moran_{it} \times BSCI_{it} + \sum \beta_l o_{it}^l + \omega_t + \epsilon_i + \varphi_{it} \quad (25)$$

表 5

出口商品结构机制检验

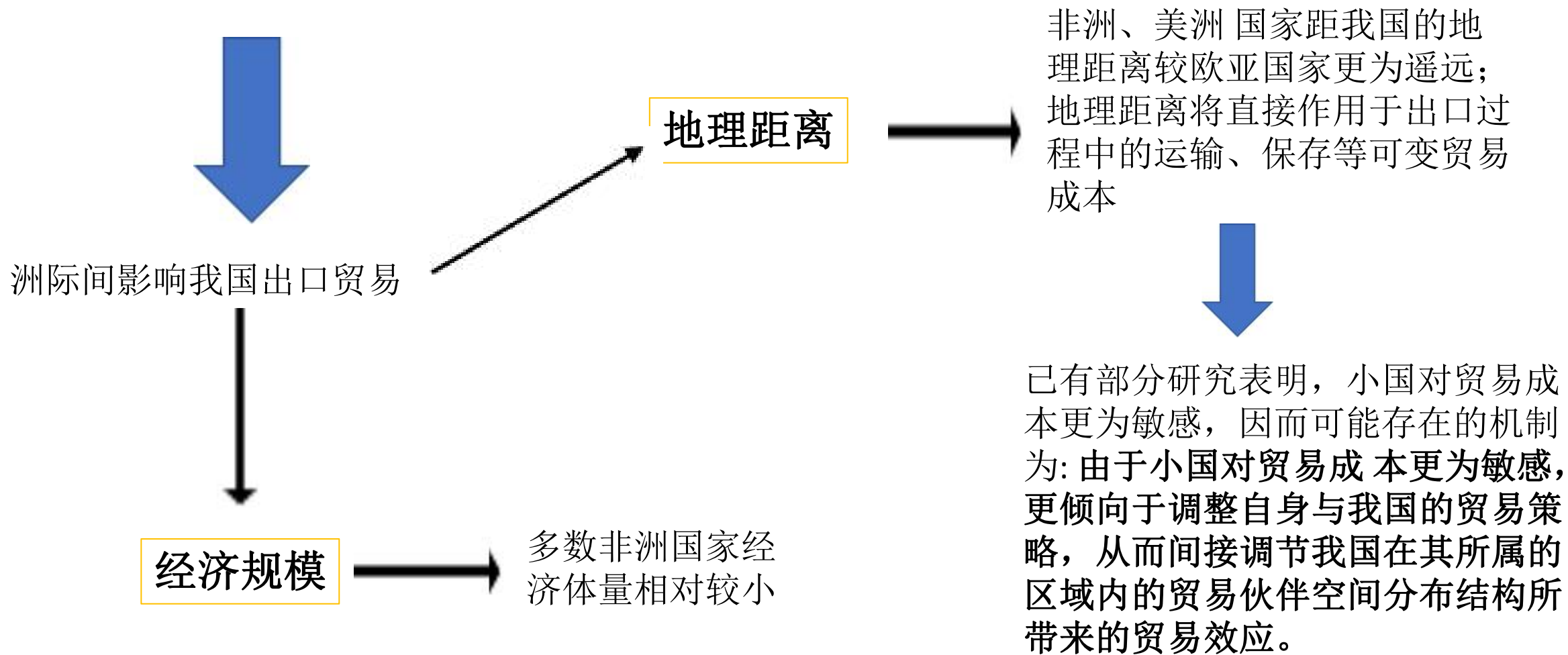
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	整体样本			2013 年后样本		
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Moran</i>	-0.467 ^{***} (0.162)		-0.466 ^{***} (0.162)	1.215 ^{***} (0.443)		1.194 ^{***} (0.460)
<i>BSCI</i>		0.269 (0.908)	-1.161 (1.712)		8.687 ^{***} (2.915)	22.899 ^{***} (4.587)
<i>Moran × BSCI</i>			3.538 [*] (2.112)			65.451 ^{***} (24.506)
样本数	2394	2394	2394	756	756	756
调整 R ²	0.870	0.865	0.870	0.113	0.108	0.128
国家	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是

其中列(1) — 列(3) 报告整体样本回归结果，列(4) — 列(6) 报告了 2013 年以后样本回归结果。

可以看出，Moran 回归系数符号与上文已有研究结论基本一致，而交互项 Moran × BSCI 的回归系数均为正向显著，且随着近年出口结构优化加快，在 2013 年后样本中系数明显增大且高度显著，表明存在出口商品结构优化对地缘经济因素贸易效应的正向调节作用。

(2) 地理距离与贸易成本的调节效应

分大洲回归结果表明，由贸易伙伴多元化空间分布所带来的贸易促进效应在欧亚地区样本中表现尤为明显，但在大洋洲、非洲样本中并未显著观测到上述促进效应



为了在一定程度上验证了贸易成本对贸易伙伴分布结构所带来贸易效应的调节作用，引入代表中国与国家 i 的首都距离(对数处理)的变量 **Indist** 来衡量贸易成本，及其交互项 **Uniform \times Indist**来验证分析



所得回归结果中交互项 **Uniform \times Indist** 的回归系数显著为负，一定程度上验证了贸易成本对贸易伙伴分布结构所带来贸易效应的调节作用。

(3) “一带一路”倡议与 RTA 的调节效应

—— “一带一路”倡议调节效应

探究“一带一路”倡议本身是否对参与国家周边的地缘经济关系起到了改善作用

进一步引入二值虚拟变量 $B \& R_{it}$ ，代表国家 i 是否在 t 年加入“一带一路”倡议，由于本文所考察样本均为“一带一路”倡议加入国，因而 $B \& R$ 在 2013 年后取值为 1，反之则取值为 0，并进一步引入交互项，对应回归结果如表 6 所示

为保证结果的稳健性，其中列(1)、列(2)将 $B \& R$ 为 1 的年份设置为 2013 年后，列(3)、列(4)为 2014 年后，列(5)、列(6)为 2015 年后

表 6

“一带一路”倡议机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Moran</i>	-0.511*** (0.144)		-0.498*** (0.148)		-0.479*** (0.154)	
<i>Uniform</i>		103.066*** (29.152)		101.929*** (29.076)		97.638*** (28.534)
<i>B&R</i>	2.822*** (0.128)	2.671*** (0.153)	2.822*** (0.129)	2.665*** (0.154)	2.825*** (0.129)	2.665*** (0.154)
<i>Moran × B&R</i>	-0.485* (0.291)		-0.383 (0.278)		-0.245 (0.257)	
<i>Uniform × B&R</i>		61.055** (28.728)		71.853** (29.379)		74.857** (29.922)
样本数	2394	2394	2394	2394	2394	2394
调整 R ²	0.871	0.872	0.870	0.872	0.870	0.872
国家	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是

表 6

“一带一路”倡议机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Moran</i>	-0.511 ^{***} (0.144)		-0.498 ^{***} (0.148)		-0.479 ^{***} (0.154)	
<i>Uniform</i>		103.066 ^{***} (29.152)		101.929 ^{***} (29.076)		97.638 ^{***} (28.534)
<i>B&R</i>	2.822 ^{***} (0.128)	2.671 ^{***} (0.153)	2.822 ^{***} (0.129)	2.665 ^{***} (0.154)	2.825 ^{***} (0.129)	2.665 ^{***} (0.154)
<i>Moran × B&R</i>	-0.485 [*] (0.291)		-0.383 [*] (0.278)		-0.245 [*] (0.257)	
<i>Uniform × B&R</i>		61.055 ^{**} (28.728)		71.853 ^{**} (29.379)		74.857 ^{**} (29.922)
样本数	2394	2394	2394	2394	2394	2394
调整 R ²	0.871	0.872	0.870	0.872	0.870	0.872
国家	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是

列(1) — 列(6) 中 B & R 均在 1% 显著性水平上显著为正，表明“一带一路”倡议本身对我国对外出口起到了积极作用

列(1)、列(3)、列(5) 中，Moran × B & R 的回归结果基本不显著，这意味着就样本数据而言，并未能显著观测到“一带一路”倡议对地缘经济正向集聚的调节效应



实际上，由于衡量地缘经济集聚程度的变量 Moran 与区域内国家经济规模相关，而“一带一路”倡议实施期限较短，对于进口国及其周边国家的经济体的影响仍处于发力期

表6

“一带一路”倡议机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>Moran</i>	-0.511 ^{***} (0.144)		-0.498 ^{***} (0.148)		-0.479 ^{***} (0.154)	
<i>Uniform</i>		103.066 ^{***} (29.152)		101.929 ^{***} (29.076)		97.638 ^{***} (28.534)
<i>B&R</i>	2.822 ^{***} (0.128)	2.671 ^{***} (0.153)	2.822 ^{***} (0.129)	2.665 ^{***} (0.154)	2.825 ^{***} (0.129)	2.665 ^{***} (0.154)
<i>Moran × B&R</i>	-0.485 [*] (0.291)		-0.383 (0.278)		-0.245 (0.257)	
<i>Uniform × B&R</i>		61.055 ^{**} (28.728)		71.853 ^{**} (29.379)		74.857 ^{**} (29.922)
样本数	2394	2394	2394	2394	2394	2394
调整 R ²	0.871	0.872	0.870	0.872	0.870	0.872
国家	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是

列(2)、列(4)、列(6)中 $Uniform \times B \& R$ 的回归系数均显著为正, 这意味着“一带一路”倡议本身明显扩大了由区域内贸易伙伴的多元分布所带来的贸易促进效应的大小。

进一步将其因变量由中国对沿线国家出口水平(*lnexport*) 更换为中国自沿线国家进口水平(*lnimport*)



再次回归后所得 $B \& R$ 、 $Uniform \times B \& R$ 的回归系数均至少在 10% 显著性水平上显著为正, 这意味着“一带一路”倡议本身不仅带动了中国对沿线国家的出口, 而且带动了自沿线国家的进口, 并正向调节了相应地缘经济因素所带来的进口效应, 对各参与经济体的经贸发展具有正向作用。

——RTA的调节效应

考察RTA（区域贸易协定）是否对地缘经济因素的贸易效应起明显调节作用

引入变量 $CRTA_{it}$ ，表示截至 t 年与国家 i 接壤并且与我国签订 RTA 的国家数，同时分别引入交互项 $Moran \times CRTA$ 、 $Uniform \times CRTA$ 。

考虑到一个 RTA 中往往包含多个参与国，为避免“意大利面条碗效应”，相较于签署 RTA 数量，使用国家数作为解释变量构造 $CRTA$ 则可以更为准确地衡量该国所属区域与我国的 RTA 签订情况

“意大利面条碗”现象是指在双边自由贸易协定 (FTA) 和区域贸易协定 (RTA) 下，各个协议不同的优惠待遇和原产地规则就像碗里的意大利面条，一根根地绞在一起，剪不断，理还乱

结论表明， $CRTA$ 与交互项 $Moran \times CRTA$ 、 $Uniform \times CRTA$ 回归系数均在 1% 水平上显著为正，这意味着我国与进口国签署 RTA，不仅有利于我国出口贸易扩张，同时对进口国区域整体的地缘经济关系起到调节效应，减少了相应的贸易地缘阻力



LOGO

THANKS WATCHING