

# “一带一路”倡议的农业价值链关联效应 ——基于Eora26跨国投入产出数据的双重差分检验

秦国庆，朱玉春

(西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨凌 712100)

**摘要:** 文章使用Eora26跨国投入产出数据,通过增加值分解计算了中国农业部门在进出口过程中的增加值跨境次数,测度了中国与“一带一路”沿线国家的农业价值链关联效应。研究表明:“一带一路”倡议通过延伸农业产业链长度、削减农业贸易成本显著提升了农业价值链关联。其中,陆上丝绸之路沿线国家对应的倡议实施效应显著高于海上丝绸之路沿线国家;邻近“一带一路”沿线国家对应的倡议实施效应显著高于非邻近“一带一路”沿线国家;倡议实施效应显著存在于低风险经济体,但不存在于高风险经济体中;相较于一般贸易伙伴国,与中国签订自由贸易协定的“一带一路”沿线国家对应更高的倡议实施效应。为此,应在既有的合作框架下,拟定层次更多、水平更高、范围更大的农业合作协定,对沿线国家进行市场细分与风险评估,推动沿线国家在跨境电子商务、农产品检验检疫、农业产业园区建设等领域的深度合作。

**关键词:** “一带一路”; 农业; 价值链关联; 增加值跨境次数

**中图分类号:** F125; F742   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1009-0150(2020)06-0079-16

## 一、引言

农产品贸易是古丝绸之路的主要合作内容,也是新时期“一带一路”倡议的关键抓手之一。在当前全球农业价值链格局中,发达国家跨国公司倾向于在发展中国家和地区布局,利用其农业资源与市场优势进行农产品的生产加工与配送销售,进而加强其对全球农业价值链的掌控(马述忠等,2016)。与之不同的是,“一带一路”框架下的国际农业合作旨在联通农业发展历史悠久的东亚经济圈、农业资源丰富的亚欧大陆腹地以及现代农业发达的欧洲经济圈,充分发挥各区域在资源、产能、技术与市场方面的优势,加强国家间的农业合作,重整全球农业价值链,实现中国与沿线国家的互利共赢。现阶段,囿于跨国投入产出数据的更新时滞,探讨“一带一路”倡议价值链关联效应的文献并不多见。随着全球投入产出表的逐步更新,评估“一带一路”倡议在短期内的价值链关联效应已初具可行性。本文利用1995-2015年的Eora26跨国投入产出数据,借鉴陶涛和肖迎春(2019)的增加值跨境次数计算思路,并对其进行简单改进,测算了中国与64个“一带一路”沿线国家以及其他22个主要经济体间的农业价值链关联,并对“一带一路”倡议在短期内的农业价值链关联效应进行了因果识别。较现有文献,本文可能存在以下边

收稿日期:2020-05-18

基金项目:中国科学技术协会中俄农业科技发展政策研究中心项目(CASTBR201614)。

作者简介:秦国庆(1993—),男,河南郑州人,西北农林科技大学经济管理学院博士研究生;

朱玉春(1970—),女,北京密云人,西北农林科技大学经济管理学院教授。

际贡献：(1)数据使用方面。更新至2015年的Eora数据是目前所能获得的涵盖“一带一路”沿线国家最多、连续性最好、时滞性较小的跨国投入产出数据库，该数据同时包含世界其他主要经济体，能够最大程度地刻画农业增加值的跨国运动轨迹。(2)拓展分析层面。本文基于增加值流入和流出两个视角，从海上与陆上丝绸之路、邻近与非邻近国家、高风险和低风险经济体、自由贸易伙伴国与一般贸易伙伴国的异质性视角分析了“一带一路”倡议的农业价值链关联效应，以拓展实证结论的丰富性。(3)研究定位方面。已有研究对价值链关联的测度集中于价值维度和位置维度，且多聚焦于制造业。本文从运动维度测算中外农业价值链关联，并对“一带一路”倡议的农业价值链关联效应进行识别和机制检验，以期为“一带一路”框架下的国际农业合作提供决策参考。

## 二、基本概念和文献回顾

### (一) 价值链关联的基本概念

所谓价值链关联，其核心要义在于测度经济体、产业部门在价值链中的生产分工关系，而生产分工关系的量化大致可细分为价值、位置和运动三个维度(倪红福, 2019; 陶涛和肖迎春, 2019)。为了更好地理解这三个维度的内涵，构造模拟生产分工网络图(见图1)。

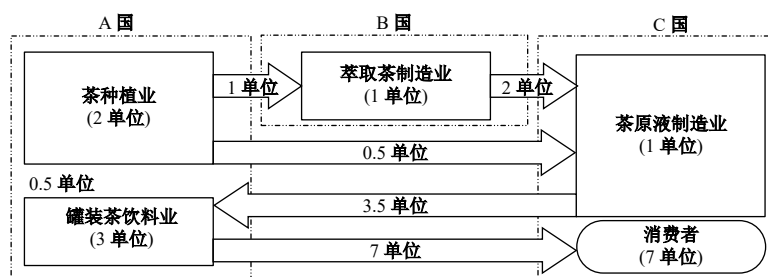


图1 模拟生产分工网络

假定C国消费者购买7单位罐装茶饮料用于最终消费，可以看出，A国茶种植业增加值传递至C国消费者经历了3条价值链：(1)A国茶种植业—B国萃取茶制造业—C国茶原液制造业—A国罐装茶饮料业—C国消费者；(2)A国茶种植业—C国茶原液制造业—A国罐装茶饮料业—C国消费者；(3)A国茶种植业—A国罐装茶饮料业—C国消费者。其中，A国茶种植业2单位增加值分别有1、0.5、0.5单位进入第1、2、3条价值链。

价值维度的测度强调各国产业部门在价值链中的参与程度。A国对C国的总出口可按照Wang等(2013)的思路细分为16个部分<sup>①</sup>，按照Koopman等(2010)的思路，价值链参与度可用中间产品出口至第三国的间接国内增加值、国外增加值、纯重复计算增加值占总出口的比例衡量，此比例越高，该产业部门对应的价值链参与度也越高。据此，可计算出A国茶种植业的价值链参与度为1/1.5，A国罐装茶饮料业的价值链参与度为3.5/7，意味着A国茶种植业的价值链参与度高于罐装茶饮料业。

位置维度的测度强调各产业部门在价值链中的上游度。上游度衡量的是生产端到最终消费的距离，距离越大，该行业越处于产业链上游。以A国茶种植业的加工为例，在第1、2、3条价值链中，A国茶种植业增加值在被最终消费前各经历了3、2、1道加工。因此，A国茶种植业到最终需求端的平均距离为 $(1 \times 3 + 0.5 \times 2 + 0.5 \times 1) / (1 + 0.5 + 0.5) = 2.25$ 。同理，A国罐装茶饮料业到最终需

<sup>①</sup>图1对应的具体分解可在[https://github.com/QGQ931001/paper\\_josufe.git](https://github.com/QGQ931001/paper_josufe.git)下载。

求端的平均距离为1, B国萃取茶制造业到最终需求端的平均距离为2。以上分析表明, 在模拟网络中, A国茶种植业处于价值链较上游的位置。

运动测度强调各国产业部门在价值链中的生产分工依赖度。以A国茶种植业增加值的跨境运动为例, 在第1、2、3条价值链中, A国茶种植业增加值在A国对C国出口中分别出现1、2、1次, 据此可得A国茶种植业增加值出口到C国的加权平均次数为 $(1 \times 1 + 0.5 \times 2 + 0.5 \times 1) / (1 + 0.5 + 0.5) = 1.25$ 。同理, A国茶种植业增加值出口到B国的加权平均次数为1。以上分析表明, 在模拟网络中, A国茶种植业与C国有着更强的生产分工依赖度。

## (二) 价值链关联研究的文献回顾

在指标测度层面, 诸多学者以跨国投入产出分析方法为基础, 通过增加值分解, 建立了一系列价值链关联指标。(1) 价值维度。学者大多使用KWW和WWZ分解法构造比例指标, 以衡量经济体的价值链参与度(Koopman等, 2014; Wang等, 2013), 但价值维度指标更多地反映各国产业部门的价值链参与度, 对各国间的生产分工依赖度反映不足。(2) 位置维度。学者大多使用平均传播长度(average propagation length, APL), 以及基于APL构造的上游度指标, 测度各产业在价值链中的位置(Dietzenbacher等, 2005; Fally, 2012a; Miller和Temurshoev, 2017), 但APL以及基于APL构造的位置指标仅能用来比较产业之间的联系, 而无法在不同国家间进行比较(Oosterhaven和Bouwmeester, 2013)。(3) 运动维度。最新研究大多以跨境次数衡量不同国家产业部门增加值在价值链中的运动特征。以双边跨境次数为例, 其表征了一国创造的增加值在被另一国最终消费前通过不同价值链跨越两国边境的平均次数, 某部门增加值的跨境次数越多, 此部门在两国间的生产分割度越高(陶涛和肖迎春, 2019)。与其他维度的价值链关联指标相比, 双边跨境次数指标具有简洁易行的计算特点, 且能够更好地反映双边国家间的生产分工依赖程度。

在实证研究层面, 现有文献已取得较为丰富的结论。有学者从价值维度测算了G20国家以及OECD国家间的价值链关联, 验证了区域自由贸易协定以及互联网技术对不同经济体间价值链关联的积极作用(李艳秀和毛艳华, 2018; 刘斌和顾聪, 2019); 也有学者从位置维度测算了美国各产业在全球价值链中的位置, 揭示了发达经济体更多地出口价值链下游产品的现象(Fally, 2012b); 还有学者从位置维度测算了中国制造业在全球价值链中的位置, 验证了技术效益和全要素生产率对中国制造业价值链攀升的推动作用(肖宇等, 2019)。但现阶段, 运动维度的价值链关联研究仍相对欠缺, 以增加值跨境运动特征为视角, 分析外部政策对不同经济体间生产分工依赖关系的研究则更为少见。在全球贸易环境充满不确定性的情况下, 厘清不同国家间的生产分工依赖特征, 并评估潜在政策工具在促进国际价值链合作层面的有效性, 对遏制“逆全球化”趋势的路径探索具有重要意义。

在产业聚焦层面, 现有价值链关联研究大多关注制造业部门, 涉及农业部门的研究相对较少。与制造业产品相比, 农产品具有易腐、易耗、单位价值低的特征, 因此农业价值链的形成更依赖于运输、关税、通关效率等外部条件的改善(胡超, 2014), 意味着制造业的价值链合作经验并不完全适用于农业。当前, 农业产业正面临不断变化和升级的消费需求, 且消费市场长期处于寡头竞争格局, 有效供给保障的缺失使下游增加值幅度通常较大(洪银兴和郑江淮, 2009), 中国亟需推动农业“走出去”与“引进来”, 探索更富成效的国际农业价值链合作经验, 驱动农业提升效益。根据OECD的统计, 2014年全球各国农副产品出口价值中约有21%的增加值来源于其他国家<sup>①</sup>, 这意味着全球农业价值链分工已是一种常态化现象。与此同时, 在后金融危机时代, 各国更加重视农业的基础地位, 注重全球农业资源的整合利用与世界农产品市场的深度开

<sup>①</sup>资料来源: <https://www.oecd.org/agriculture/topics/global-value-chains-and-agriculture/>。

发,“一带一路”框架下的国际农业合作为全球农业价值链重构提供了难得的契机。

已有研究对价值链关联的测度集中于价值维度和位置维度,且涉及农业部门的研究相对欠缺。基于以上不足,结合中国推进“一带一路”农业合作的现实背景,本文将从运动维度测度中外农业价值链关联,视“一带一路”倡议的实施为准自然实验,采用双重差分法识别倡议的农业价值链关联效应,并对其潜在影响机制展开分析与验证。

### 三、机制分析与研究假说

#### (一)“一带一路”倡议通过延伸农业产业链提升农业价值链关联

交易费用是决定企业边界的重要因素(Coase, 1937),交易费用越低,企业越倾向于在市场中购买中间产品以取代内部生产,中间产品市场的细分程度越高,生产最终产品所需的交易环节也越多。因此,降低两国之间的跨境市场交易费用能够更大程度地发挥彼此的要素禀赋优势,进而驱动双边中间产品交易、延伸产业链长度,最终促进价值链关联度的提升(刘斌和顾聪, 2019)。“一带一路”倡议从三方面降低了中国与沿线国家的跨境市场交易费用。首先,“一带一路”倡议将“发展农产品跨境电子商务”“共建高效便捷的进出境农产品检验检疫监管措施”“加大农业基础设施和生产、加工、储运、流通等全产业链环节投资”作为农业领域的重点合作内容,而以互联网为基础的跨境电子商务打破了物理时空对跨境贸易的约束(岳云嵩和李兵, 2018),降低了信息不对称性和贸易不确定性(刘斌和顾聪, 2019)。其次,高效的检验检疫监管措施提高了通关效率并缩减了交货时间,有利于贸易分工的开展(胡超, 2014)。最后,基础设施建设和全产业链环节投资能够提升贸易便利化水平,由此提升不同国家间贸易分工潜力(孔庆峰和董虹蔚, 2015)。上述三项重点合作内容的推进能够延伸农业产业链,进而促进中国与“一带一路”沿线国家的农业价值链关联。

#### (二)“一带一路”倡议通过削减农业贸易成本提升农业价值链关联

贸易成本包含产品运输成本、主体协调成本和信息获取成本(Rauch, 1996)。在运输成本层面,“一带一路”倡议将“加强农产品物流建设、实现经济走廊和海上通道互联互通”作为农业领域的一项重要合作机制,而物流运输成本的下降对易腐易耗的农业中间产品贸易具有重要的促进效应(胡超, 2014);在协调成本层面,“一带一路”倡议将“建立沿线国家政府、科研机构、企业‘三位一体’的对话平台”作为农业领域的重点合作内容,而沟通协调频率和效率的提升能够促进中间产品的贸易,推动跨区域生产合作(刘斌和顾聪, 2019);在信息成本层面,“一带一路”倡议将“建立农业资源、产业、技术、政策等信息共享平台”作为农业领域的一项重要合作机制,而区域国家间信息的流通与共享,降低了贸易信息的不对称性,加强了企业之间的生产分工衔接,提高了价值链各节点的中间产品配置效率(Bakos, 1997)。与此同时,价值链关联与两国间的中间产品贸易密切相关(陶涛和肖迎春, 2019)。由此可知,“一带一路”倡议能够削减农业贸易成本,进而提升中国与“一带一路”沿线国家的农业价值链关联。

综上所述,本文提出研究假说:“一带一路”倡议能够通过延伸农业产业链长度、削减农业贸易成本提升农业价值链关联。

### 四、典型事实分析

#### (一)中外农业价值链关联度的整体演变趋势

本文基于增加值流出和流入两个视角测算了1995–2015年的中外农业价值链关联度<sup>①</sup>(见

<sup>①</sup>示例数据以及代码可在[https://github.com/QGQ931001/paper\\_josufe.git](https://github.com/QGQ931001/paper_josufe.git)下载。

图2),并分组比较了其整体演变趋势(计算方法、分组方法、国家选取见下文),发现了以下三个典型特征:(1)1995年以来,中外农业价值链关联度演变可划分为四个阶段:第一个阶段是加入WTO之前,中外农业价值链关联度呈现缓慢上升趋势;第二个阶段是加入WTO之后至2008年金融危机前,中外农业价值链关联度提升近3倍;第三个阶段是2008–2009年金融危机期间,中外农业价值链关联度下降近20%;第四个阶段是2009年之后,中外农业价值链关联度在2011年升至历史高点,2011年至2015年逐渐走低,但中外农业价值链关联度的上升仍是一种总体趋势,表明中外农业价值链分工不断细化。(2)目前,中国与世界其他主要经济体的农业价值链关联度高于“一带一路”沿线国家。在2013年“一带一路”倡议实施之前,两组样本虽接近平行趋势,但中国与“一带一路”沿线国家在金融危机期间对应的降速明显小于世界其他主要经济体,表明中国与“一带一路”沿线国家的农业价值链关联度可能具有某种固有的变化趋势。其潜在原因在于“一带一路”沿线国家多为发展中经济体,其制度环境的持续改善具有额外的价值链关联效应,进而降低了冲击事件的影响。值得注意的是,“一带一路”沿线国家制度环境的持续改善在2013年之后同样会起到抑制下滑的作用。因此,识别“一带一路”倡议的农业价值链关联效应,应对处理组固有的变化趋势进行控制。(3)“一带一路”倡议实施于后金融危机时期,中外农业价值链关联度处于走低的周期阶段,因此倡议的农业价值链关联效应可能直观体现为抑制下滑。

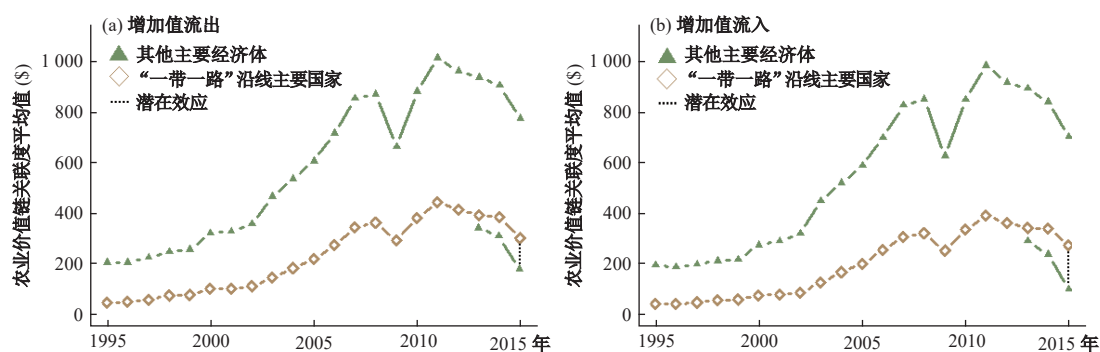


图2 1995–2015年中外农业价值链关联度<sup>①</sup>

## (二) 中外双边农业价值链关联度的国别分析

本文还对“一带一路”倡议提出前后间隔两年时间的中外农业价值链关联度进行了国别分析(见图3),发现了四个典型特征:(1)中国与日本、德国、新加坡等发达国家之间的农业价值链关联度明显高于发展中国家,表明GDP、制度环境等因素依然是影响中外农业价值链分工的重要因素。(2)无论是从增加值流出还是流入视角来看,中外农业价值链关联度排名前10的“一带一路”沿线国家有7个在2013年之前已与中国签订自由贸易协定,因此,识别“一带一路”倡议的农业价值链关联效应,应对自由贸易协定因素加以控制。(3)与中国农业价值链关联度较高的国家,如日本、俄罗斯、印度等与中国地理距离较近,增加值流出视角排名第一、流入视角排名第二的德国也是西欧地区距离中国较近的国家,表明地理距离仍在中外农业价值链分工中发挥重要作用。(4)2015年中外农业价值链关联度排名前10的国家名单较2011年未发生较大变动,但关联水平有明显的下降趋势,这与图2中2011–2015年的演变趋势一致。

<sup>①</sup>作者根据Eora26跨国投入产出数据计算。

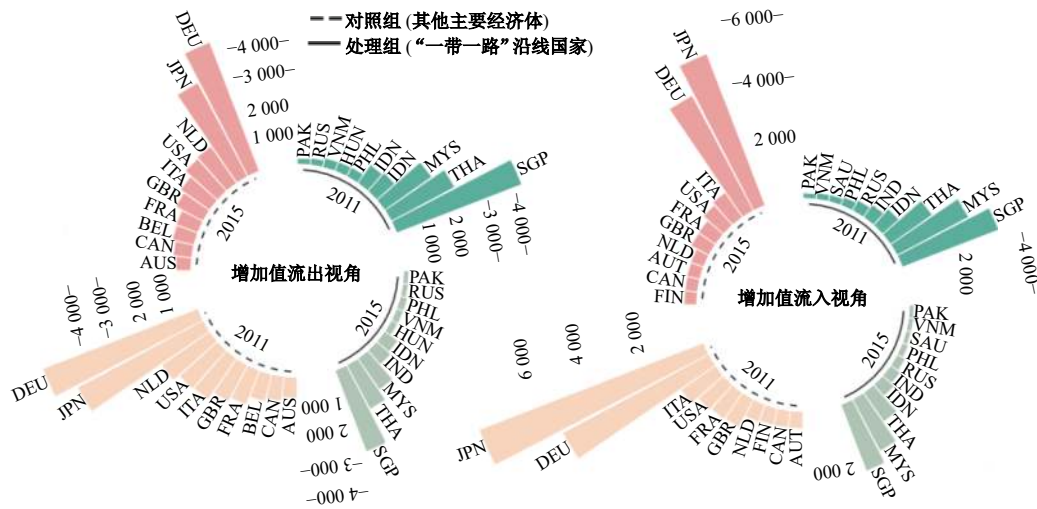


图3 “一带一路”倡议提出前后的中外农业价值链关联度排名TOP10

## 五、实证方法和数据

### (一) 计量模型设定

“一带一路”涉及东盟10国、中亚5国、西亚18国、南亚8国、独联体7国和中东欧16国。根据陈万灵和何传添(2014)的界定,“一带一路”沿线国家可划分为25个海上丝绸之路沿线国家与40个陆上丝绸之路经济带国家。本文将采用双重差分法,将“一带一路”倡议的提出视为准自然实验。借鉴吕越等(2019)的做法,将“一带一路”沿线国家作为处理组,非“一带一路”沿线国家(地区)作为对照组,构建如下双重差分模型:

$$bvc_{it} = \alpha + \beta silkroad_i \times post_t + X_i \gamma + X_{it} \rho + \delta s_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)为考虑了国家固定效应 $v_i$ 和年份固定效应 $v_t$ 的双重差分模型。其中, $i$ 为国别编号, $t$ 为年份编号; $bvc_{it}$ 为中外农业价值链关联度; $silkroad_i$ 为标记处理组的虚拟变量,若 $i$ 国为“一带一路”沿线国家,则取值为1; $post_t$ 为标记处理效应时期的虚拟变量,若 $t$ 大于等于倡议提出年份(2013年),则取值为1; $X_i$ 和 $X_{it}$ 分别为不随时间和随时间变化的国家控制变量向量组; $s_{it}$ 为处理组变化趋势变量;系数 $\beta$ 代表“一带一路”倡议的中外农业价值链关联效应。

### (二) 指标度量

1. 双边农业价值链关联度。一国对另一国的出口可能包含了其他国家的增加值,因此,出口品价值可根据多国增加值的运动过程进行分解(Muradov, 2016; Wang等, 2017)。以陶涛和肖迎春(2019)的方法为基础,令 $c$ 表示中国,由中国农业部门增加值流出引致的出口价值 $e_{ci}$ 可分解为:

$$e_{ci} = [E_{ci}]_{c\_agri} \times u_{G \times N} = B_{ci} \times ([VA_{ci}]_{c\_agri} \times u_{G \times N}) \quad (2)$$

其中, $G$ 为国家个数, $N$ 为产业部门数; $E_{ci}$ 为 $GN \times GN$ 维矩阵<sup>①</sup>,表示中国对 $i$ 国的出口分解矩阵,其任意元素代表所在行国家产业部门增加值向所在列国家产业部门最终产品流动而引致的中国对 $i$ 国的出口价值; $VA_{ci}$ 为 $GN \times GN$ 维矩阵<sup>②</sup>,表示中国向 $i$ 国出口所对应的增加值分解矩阵,其任意元素代表由所在行国家产业部门生产的、在中国向 $i$ 国出口过程中出现过的、向所在列国家

① $E_{ci}$ 矩阵基于Muradov(2016)提出的里昂惕夫逆矩阵展开式以及陶涛和肖迎春(2019)的计算方法获得。

② $VA_{ci}$ 矩阵的获取借鉴了Wang等(2017)的分解思路,参考了陶涛和肖迎春(2019)的计算方法。

产业部门最终产品流动的增加值;  $[\cdot]_{c\_agri}$ 表示取矩阵里中国农业部门对应的行,  $u_{G \times N}$ 为  $G \times N$ 的列向量;  $B_{ci}$ 表示中国农业部门增加值在中国对i国出口中的跨境次数,  $B_{ci}$ 越高,表明中国农业部门与i国的跨境生产分割度越高,农业价值链在两国间错落折回的次数越多,两国的农业价值链关联度也越强。 $E_{ci}$ 和矩阵的具体形式如下:

$$E_{ci} = \hat{V} \times (I - \bar{A}_{ci})^{-1} \times A_{ci} \times (I - \bar{A}_{ci})^{-1} \times \{[I - A_{ci} \times (I - \bar{A}_{ci})^{-1}]^{-1}\}^2 \times \hat{Y} + \hat{V} \times L \times \hat{R}_{ci} \quad (3)$$

$$VA_{ci} = \hat{V} \times (I - \bar{A}_{ci})^{-1} \times A_{ci} \times (I - \bar{A}_{ci})^{-1} \times [I - A_{ci} \times (I - \bar{A}_{ci})^{-1}]^{-1} \times \hat{Y} + \hat{V} \times (I - \bar{A}_{ci})^{-1} \times \hat{R}_{ci} \quad (4)$$

其中,  $\hat{V}$ 为增加值比率向量构成的对角矩阵;  $A$ 为直接消耗系数矩阵;  $A_{ci}$ 为直接消耗系数矩阵保留中国对应行和i国对应列,其他元素取0后的矩阵;  $\bar{A}_{ci}$ 为  $A$ 与  $A_{ci}$ 的差矩阵;  $\hat{Y}$ 为最终需求向量构成的对角矩阵;  $\hat{R}_{ci}$ 为i国最终需求向量保留中国对应行,其他元素取0后构成的对角矩阵;  $I$ 为单位阵;  $L$ 为里昂惕夫逆矩阵。本文对  $B_{ci}$ 进行简单改进以便赋予指标更直接的经济含义,构建如下农业价值链关联指标:

$$bvc_{it} = (B_{cit} - 1) \times 10\,000\,000 \quad (5)$$

$bvc_{it}$ 的直观含义为:在价值链关联过程中,中国农业部门每向i国流动1 000万美元增加值所创造的额外出口价值,即由农业价值链在两国间错落折回所带来的额外价值。值得注意的是,  $bvc_{it}$ 主要衡量中国农业部门增加值流出视角下的农业价值链关联度。同理,可对i国农业部门增加值流入中国引致的出口价值进行分解,得到增加值流入视角下的农业价值链关联度。

2. 控制变量。非时变性的控制变量  $X$ 包含两国首都距离 ( $dist_t$ )、语言相似度指数 ( $cl_t$ )。具有时变性的控制变量  $X_{it}$ 包含两国经济规模 ( $\ln gdp_{ci} \times gdp_{it}$ )、伙伴国的GDP增长率 ( $gdp_{grow_{it}}$ )、两国人口规模 ( $\ln popu_{ci} \times popu_{it}$ )、两国农业用地面积规模 ( $\ln agria_{ci} \times agria_{it}$ )、伙伴国腐败控制指数 ( $cc_{it}$ )、伙伴国监管水平指数 ( $re_{it}$ )、伙伴国政府效能指数 ( $ge_{it}$ )、伙伴国法制水平指数 ( $rl_{it}$ )、两国间是否存在生效的自由贸易协定 ( $fta_{it}$ )、两国间是否存在生效的海运协定 ( $ocean_{it}$ )与民用航运协定 ( $air_{it}$ )。

3. 处理组变化趋势。图2表明,相对于其他主要经济体,中国与“一带一路”沿线国家的农业价值链关联度可能具有某种固有的变化趋势,忽略此变化趋势将导致系数  $\beta$ 的估计产生偏误。因此,参考Li等(2016),在模型中引入处理组虚拟变量与时间趋势的交互项  $s_{it}$ 。

### (三) 数据说明

本文采用Eora 26多区域、多产业投入产出数据计算因变量双边农业价值链关联度,两国首都距离和语言相似度指标来源于CEPII数据库,涉及GDP及其增长率、人口规模、农业用地面积的指标来源于世界银行数据库,制度特征指标来源于全球治理指标(WGI)数据库,自由贸易协定指标来源于WTO数据库,海运、航运协定指标来源于中国外交部网站条约文件数据库。数据的时间范围为1995—2015年,涵盖86个国家和地区,包含除巴勒斯坦地区外的64个“一带一路”沿线国家,非“一带一路”沿线国家(地区)依据WIOD数据库界定的世界主要经济体选取<sup>①</sup>,包含欧盟成员国与其他西欧国家、美国、加拿大、墨西哥、日本、巴西和澳大利亚等<sup>②</sup>。

## 六、实证结果分析

### (一) 基准回归结果

本部分根据公式(1)的设定估计了“一带一路”倡议的农业价值链关联效应,回归结果见表1。

①由于韩国部分产业缺失多个年份的数据,加入韩国将导致里昂惕夫逆矩阵不可求,故剔除韩国。

②所有变量的描述性统计结果均可在[https://github.com/QGQ931001/paper\\_josufe.git](https://github.com/QGQ931001/paper_josufe.git)下载。

表1第(1)列汇报了增加值流出视角下的回归结果,第(3)列汇报了增加值流入视角下的回归结果。回归结果表明:“一带一路”倡议对中国与沿线国家之间的农业价值链关联具有显著的正向效应。无论是基于增加值流出视角还是流入视角,“一带一路”倡议均显著提升了处理组与中国之间的农业价值链关联,从第(2)列和第(4)列可知,在加入控制变量后,以上结论依然成立,意味着基准模型的估计结果具有一定的稳健性。

表1 基准回归结果

	增加值流出		增加值流入	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>silkroad</i> × <i>post</i>	160.4423*(85.5423)	238.9668*** (85.5423)	194.4126*(103.3338)	260.8689**(104.1936)
$X_i, X_{it}$	否	是	否	是
$v_i, v_{it}, s_{it}$	是	是	是	是
样本数	1806	1713	1806	1713
R <sup>2</sup>	0.7949	0.8425	0.7915	0.8257

注:模型估计采用LSDV法控制国家固定效应 $v_i$ 和年份固定效应 $v_{it}$ ;括号内为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平。下同。

## (二) DID估计的有效性分析

基准模型回归结果的可信度取决于双重差分估计的有效性。因此,本部分将对基准模型进行有效性检验,即平行趋势检验和两类安慰剂检验。

1. 平行趋势检验。使用双重差分法的重要前提是,在冲击事件发生前,处理组和对照组的变化趋势应基本一致。为此,本文借鉴Liu和Qiu(2016)的做法,对处理组和对照组的变化趋势进行进一步的分析,回归方程如下:

$$bvc_{it} = \alpha + \beta_k \sum_{k \geq -7}^2 silkroad_i \times year_{2013+k} + X_i \gamma + X_{it} \rho + \delta s_{it} + v_i + v_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $year_t$ 为年份虚拟变量,当观测值为第 $t$ 年时,取值为1,其余变量与基准模型保持一致。本部分检验了“一带一路”倡议提出前后共10年的趋势变化,由图4可知,无论基于增加值流出还是流入视角,2013年之前的所有回归结果均不显著,意味着“一带一路”倡议实施之前,处理组和对照组的变化趋势是平行一致的,不存在显著的差异。2013年之后,“一带一路”倡议的农业价值链关联效应显著上升,这与图2所呈现的结果一致。具体而言,在中外农业价值链关联度处于走低态势的后金融危机阶段,“一带一路”倡议的实施有效抑制了价值链关联的下降。至此,本文通过了使用双重差分法所需的平行趋势检验。

## 2. 安慰剂检验

(1) 安慰剂检验一:假定倡议提出于2013年之前。本部分首先将“一带一路”倡议的提出时间设定在2013年之前的某个时期,然后截取1995–2013年的数据对基准模型进行估计,分析模拟倡议是否仍然存在农业价值链关联的提升效应。与平行趋势检验的逻辑一致,如果2013年之前,处理组和对照组与中国的农业价值链关联度不存在显著的趋势差异,那么核心自变量的估计系数应不显著。如果模拟倡议具有显著的提升效应,就意味着确实存在一些不可观测的因素也在驱动中国与“一带一路”沿线国家之间的农业价值链关联,而基准模型的结论混淆了这些不可观测因素与“一带一路”倡议的效应。为了保证回归结果的稳健性,从1996年开始,每3年设定一个“一带一路”倡议模拟实施年份,分别将倡议提出时间假定为1996年、1999年、2002年、2005年、2008年、2011年。表2第(1)–(6)列、第(7)–(12)列分别汇报了增加值流出和增加值流入



视角下的对应回归结果。由表2可知,模拟核心变量的估计系数并不显著,因此可以排除其他不可观测因素对中国与“一带一路”沿线国家间农业价值链关联的影响。

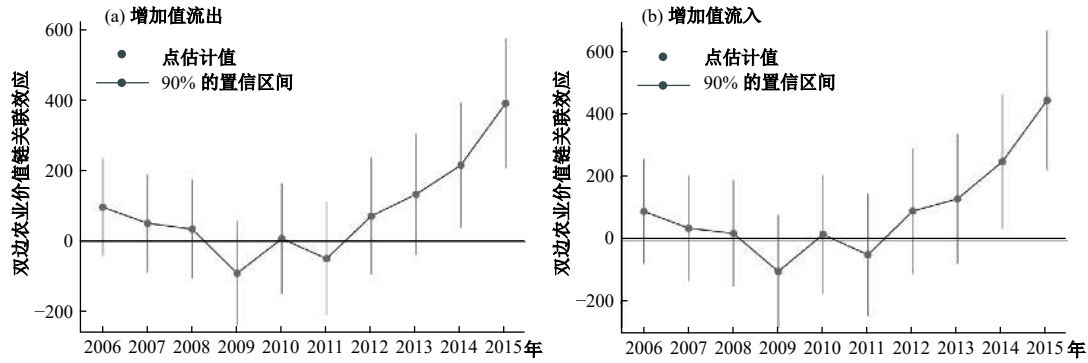


图4 平行趋势检验结果<sup>①</sup>

表2 安慰剂检验

	增加值流出					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>silkroad</i> × <i>post</i>	75.1492 (145.2272)	41.1789 (84.7591)	-69.3252 (70.8490)	-52.7374 (72.0654)	58.1057 (76.1899)	56.4535 (96.1278)
$X_i, X_{it}, v_i, v_{it}, s_{it}$	是	是	是	是	是	是
样本数	1 545	1 545	1 545	1 545	1 545	1 545
R <sup>2</sup>	0.8326	0.8326	0.8327	0.8326	0.8326	0.8326
	增加值流入					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>silkroad</i> × <i>post</i>	96.9454 (187.0379)	37.0055 (114.5375)	-96.3338 (92.8718)	-40.2601 (96.6924)	72.1126 (101.7995)	64.1634 (123.5459)
$X_i, X_{it}, v_i, v_{it}, s_{it}$	是	是	是	是	是	是
样本数	1 545	1 545	1 545	1 545	1 545	1 545
R <sup>2</sup>	0.8124	0.8123	0.8125	0.8123	0.8124	0.8124

(2)安慰剂检验二:随机抽取处理组。导致回归结果产生估计偏误的另一潜在原因是遗漏了“国家—时间”层面的变量,仿照Cai等(2016)的做法,本文采用Bootstrap法随机抽取200组样本,将每组样本的前64个国家作为模拟“一带一路”沿线国家,设置其为“伪”处理组,并将后22个国家作为其他主要经济体。因为“伪”处理组是随机生成的,所以使用随机样本进行基准回归得到的核心变量估计系数应分布于0附近,且真实估计系数应明显偏离随机系数的主要分布范围,否则可认为基准模型设定存在识别偏误。图5汇报了200组随机样本的核心变量估计系数核密度。由图5可知,估计系数分布于0附近。与此同时,图5中竖虚线所代表的真实估计系数明显偏离随机样本系数的主要分布范围。总体而言,基准回归结果并未因遗漏变量而造成严重偏误。

### (三)异质性分析

1.海上与陆上丝绸之路的差异分析。从运输路线和方式看,“一带一路”可划分为海上丝绸之路和陆上丝绸之路。海上丝绸之路包括中国至东南亚的航线、中国至南亚以及波斯湾的航线、中国至印度洋西岸以及红海的航线。陆上丝绸之路包括向西北方向延伸并连接中亚、西

<sup>①</sup>资料来源:作者计算。

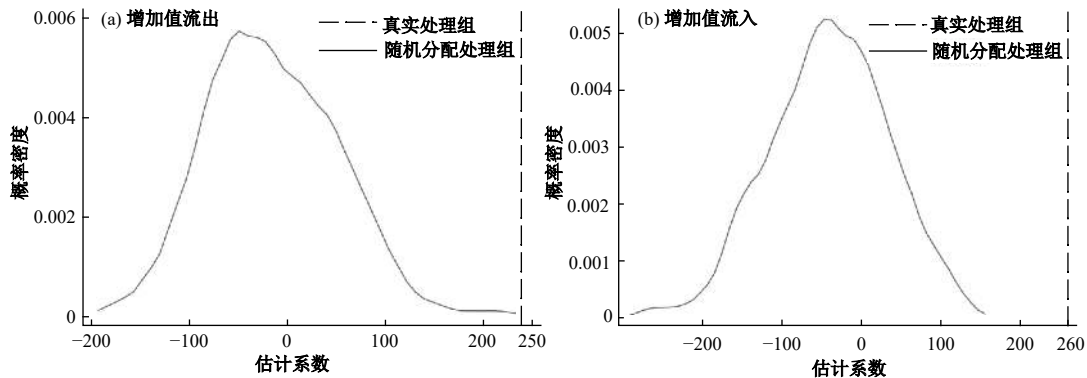


图5 随机分配处理组的估计系数<sup>①</sup>

亚、中东欧各地区的新亚欧大陆桥,以及向东北方向延伸的中蒙俄经济走廊。虽然均为“一带一路”沿线国家,但无论从项目实施的侧重点来看,还是从发展现状、历史因素、农业要素禀赋来看,各国均存在明显的差异,因此有必要进行海上与陆上丝绸之路的异质性区分。首先依据陈万灵和何传添(2014)的划分界定海上与陆上丝绸之路沿线国家,然后分组估计基准模型。回归结果如表3所示,第(1)、(7)列的处理组为海上丝绸之路沿线国家,对照组为世界其他主要经济体;第(2)、(8)列的处理组为陆上丝绸之路沿线国家,对照组为世界其他主要经济体;第(3)、(9)列的处理组为陆上丝绸之路沿线国家,对照组为海上丝绸之路沿线国家。结果表明:在增加值流出和流入视角下,无论是对于海上还是陆上丝绸之路沿线国家,“一带一路”倡议均具有显著的农业价值链关联效应,但陆上丝绸之路沿线国家对应的倡议实施效应显著大于海上丝绸之路沿线国家。

2. 邻近“一带一路”国家与非邻近“一带一路”国家的差异分析。经典引力模型理论表明,地理距离是影响国家间贸易分工和价值链关联的重要因素。新地理经济学的冰山运输成本理论认为,地理距离越近,融化成本越小。农业价值链关联与农业中间产品贸易密切相关,而农产品易腐、易耗的特性意味着运输距离是农业中间产品贸易的关键制约因素,故地理距离对农业价值链关联具有重要影响。因此,本部分进一步对邻近和非邻近“一带一路”沿线国家进行异质性考察。仿照吕越等(2019)的做法,将与中国存在陆地接壤的“一带一路”沿线国家设定为邻近“一带一路”沿线国家,其他设定为非邻近“一带一路”沿线国家,并分组估计基准模型。回归结果如表3所示,第(4)、(10)列的处理组为邻近“一带一路”沿线国家,对照组为世界其他主要经济体;第(5)、(11)列的处理组为非邻近“一带一路”沿线国家,对照组为世界其他主要经济体;第(6)、(12)列的处理组为邻近“一带一路”沿线国家,对照组为非邻近“一带一路”沿线国家。结果表明:在增加值流出视角下,无论是对于邻近还是非邻近“一带一路”沿线国家,“一带一路”倡议均具有显著的农业价值链关联效应,但邻近“一带一路”沿线国家对应的倡议实施效应显著大于非邻近沿线国家;在增加值流入视角下,以上结论依旧成立。

3. 高风险与低风险经济体的差异分析。不确定性和高风险性是阻碍贸易分工与跨国投资的关键因素。因此,本部分进一步引入国家政治经济风险因素对“一带一路”沿线国家进行异质性考察。具体而言,本文使用PRS集团(political risk services group)发布的ICRG(international country risk guide)风险评级国别数据,选取政府稳定性和投资风险性两个指标作为划分依据,

<sup>①</sup>资料来源:作者计算。

表3 海上与陆上以及邻近与非邻近“一带一路”国家的差异分析

	增加值流出					
	海上与陆上差异			邻近与非邻近差异		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>maritime</i> × <i>post</i>	154.7690* (91.3998)					
<i>overland</i> × <i>post</i>		226.1605*** (81.9686)	55.7542* (33.0774)			
<i>contig</i> × <i>post</i>				231.5847** (101.3457)		62.2740*** (14.6664)
<i>noncontig</i> × <i>post</i>					240.1373*** (86.0711)	
$X_i, X_{it}, v_i, v_{it}, S_{it}$	是	是	是	是	是	是
样本数	949	1 195	1 282	696	1 448	1 282
R <sup>2</sup>	0.8505	0.8497	0.8541	0.8529	0.8486	0.8498
	增加值流入					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>maritime</i> × <i>post</i>	168.5688* (98.8409)					
<i>overland</i> × <i>post</i>		239.6930** (101.2195)	47.8912* (29.2346)			
<i>contig</i> × <i>post</i>				176.8372* (106.9048)		52.3765*** (11.5461)
<i>noncontig</i> × <i>post</i>					261.8555** (104.1320)	
$X_i, X_{it}, v_i, v_{it}, S_{it}$	是	是	是	是	是	是
样本数	949	1 195	1 282	696	1 448	1 282
R <sup>2</sup>	0.8336	0.8308	0.8485	0.8458	0.8292	0.8455

注：*maritime*为标记海上丝绸之路沿线国家的虚拟变量；*overland*为标记陆上丝绸之路沿线国家的虚拟变量；*contig*为标记邻近“一带一路”沿线国家的虚拟变量；*noncontig*为标记非邻近“一带一路”沿线国家的虚拟变量。

按照各国对应指标是否处于原始指标中位数以上<sup>①</sup>，设定低风险经济体和高风险经济体，并分组估计基准模型。回归结果如表4所示，第(1)、(3)、(5)、(7)列的样本国家为高风险经济体，第(2)、(4)、(6)、(8)列的样本国家为低风险经济体，结果表明：在增加值流出视角下，“一带一路”倡议的农业价值链关联效应并不存在于高风险经济体中；在增加值流入视角下，以上结论依旧成立。上述结果表明，开展“一带一路”农业价值链合作应加强风险管控，以保障合作成效。

#### (四) 进一步讨论：基于自由贸易协定的三重差分法分析

已有研究表明，2013年之前生效的“中国—东盟”自由贸易协定、“中国—新加坡”自由贸易协定、“中国—巴基斯坦”自由贸易协定有效扩大了签订国间的贸易规模，推动了签订国间的贸易分工自由化(余淼杰和高恺琳，2018)，而贸易分工自由化能够促进跨区域生产合作，进而提高国家间的产业融合度与价值链关联度(刘斌和顾聪，2019)。由图3可知，新加坡、马来西亚、泰国、印度尼西亚、菲律宾、越南六个东盟国家以及巴基斯坦既是中国的自由贸易伙伴国，又是“一带一路”沿线国家中与中国农业价值链关联度排名前10的国家，因此基准模型估计出的“一带一路”倡议实施效应可能会与自由贸易协定的农业价值链关联效应产生混淆。为此，本部分进一步利用三重差分法排除自由贸易协定的效应混淆，拓展基准模型为：

①中位数以上为低风险经济体，中位数以下为高风险经济体。

表 4 高低风险国家的差异分析

	增加值流出				
	政治风险(政府稳定性)		经济风险(投资风险性)		
	高风险	低风险	高风险	低风险	
	(1)	(2)	(3)	(4)	
<i>silkroad</i> × <i>post</i>	-18.6990(116.7971)	445.8295*** (106.5913)	56.6748(42.7970)	213.3492*(119.2734)	
$X_i, X_{it}, v_i, v_{it}, s_{it}$	是	是	是	是	
样本数	665	737	711	699	
R <sup>2</sup>	0.9002	0.8361	0.8755	0.8729	
	增加值流入				
	(5)	(6)	(7)	(8)	
	<i>silkroad</i> × <i>post</i>	-77.5405(116.7971)	522.3322*** (119.9817)	29.9250(54.2637)	207.1448*(114.8033)
	$X_i, X_{it}, v_i, v_{it}, s_{it}$	是	是	是	是
样本数	665	737	711	699	
R <sup>2</sup>	0.8984	0.8046	0.8720	0.8635	

$$bvc_{it} = \alpha + \eta_1 \textit{silkroad}_i \times \textit{post}_t \times \textit{ftabefore}_t + \beta \textit{silkroad}_i \times \textit{post}_t + \eta_2 \textit{silkroad}_i \times \textit{ftabefore}_t + \eta_3 \textit{post}_t \times \textit{ftabefore}_t + X_i \gamma + X_{it} \rho + \delta s_{it} + v_i + v_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, *ftabefore<sub>t</sub>*为标记中外自由贸易协定生效时间的虚拟变量,若*t*小于“一带一路”倡议提出年份2013,则取值为1;  $\eta_1$ 为“中国-沿线自由贸易伙伴国”额外具有的倡议实施效应;  $\beta$ 为“中国-所有沿线国家”对应的倡议实施效应;  $\eta_2$ 为“既处于沿线又是中国自由贸易伙伴国”这一特殊条件造成的农业价值链关联初始效应;  $\eta_3$ 为自由贸易协定的农业价值链关联效应;其他变量含义与基准模型一致。回归结果如表5所示,可以发现:无论基于增加值流出视角还是增加值流入视角,“一带一路”倡议均显著提升了沿线国家与中国之间的农业价值链关联,表明即使排除了自由贸易协定的效应干扰,“一带一路”倡议依然显著提升了中国与沿线国家之间的农业价值链关联。与此同时,对于2013年之前与中国签订自由贸易协定的“一带一路”沿线国家,倡议额外带来的农业价值链关联效应同样显著为正,意味着较其他“一带一路”沿线国家,那些同时是中国自由贸易伙伴的国家对应更高的倡议实施效应。

表 5 基于自由贸易协定的三重差分法分析

	增加值流出		增加值流入	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>silkroad</i> × <i>post</i> × <i>ftabefore</i>	252.3915*** (55.1597)	157.5286*** (52.1090)	226.2516*** (63.7934)	133.7054*** (47.3722)
<i>silkroad</i> × <i>post</i>	105.2317* (57.9888)	200.4303*** (84.4431)	144.9200** (67.0653)	228.1603** (103.5558)
其他交互项与虚拟变量	是	是	是	是
$X_i, X_{it}$	否	是	否	是
$v_i, v_{it}, s_{it}$	是	是	是	是
样本数	1 806	1 713	1 806	1 713
R <sup>2</sup>	0.7974	0.8433	0.7930	0.8262

### (五) 机制检验

1. 产业链长度的机制检验。产业链长度指一个国家某部门的最初投入进入另一国家某部门最终产品所经历的平均阶段数(Wang等, 2017),即原始中间产品投入与最终产品生产之间的“距离”,其刻画了一国某行业增加值在全球价值链中的运动距离(Fally, 2012a)。本文以Wang等(2017)的计算方法为基础,利用Eora26投入产出数据计算样本国家的农业产业链长度

指标, 计算公式如下:

$$pl_i = [\hat{V}BBY/\hat{V}BY]_{i\_agri} \quad (8)$$

其中,  $Y$ 为最终需求列向量;  $[\ ]_{i\_agri}$ 表示取列向量中*i*国农业部门对应的行元素;  $pl_i$ 为*i*国农业部门所处产业链的长度; 其他字母符号含义与上文一致。通过式(8)计算样本国家农业产业链长度  $pl_i$ , 并在基准模型中引入对数变换后的农业产业链长度进行中介效应检验, 得到的回归结果如表6所示。表6中第(1)、(2)列汇报了农业产业链长度对农业价值链关联的影响, 第(3)列汇报了“一带一路”倡议对农业产业链长度的政策效应。可以发现: 无论是基于增加值流出视角还是基于增加值流入视角, 农业产业链长度对中外农业价值链关联均具有显著的提升作用, 而“一带一路”倡议的实施又对农业产业链长度具有显著的正向影响, 因此“一带一路”倡议通过延伸产业链长度促进了中国与沿线国家的农业价值链关联。

表6 基于农业产业链长度的机制检验

	增加值流出	增加值流入	农业产业链长度
	(1)	(2)	(3)
$\ln pl$	270.8761*** (87.7991)	202.0569** (88.2561)	
$silkroad \times post$	231.6944*** (84.8625)	255.4442** (103.8632)	0.0268** (0.0104)
$X_i, X_{it}, v_i, v_{it}, s_{it}$	是	是	是
样本数	1 713	1 713	1 713
$R^2$	0.8439	0.8263	0.8985

2. 贸易成本的机制检验。贸易成本始终在全球价值链分工中发挥着重要作用(刘斌和顾聪, 2019)。由于信息成本、非关税壁垒等因素通常不可观测, 因此直接测量贸易成本存在诸多障碍, 大多数学者主要使用引力模型法对贸易成本进行间接测算。本文基于Eora26投入产出数据, 以刘斌和顾聪(2019)的测算方法为基础, 利用改进后的引力模型对农业贸易成本进行测量。与经典引力模型相比, 该方法考虑了贸易阻力问题, 具有更高的准确度, 测算公式如下:

$$trdc_{ci} = 1 - \left\{ \frac{EXP_{ci} EXP_{ic}}{(OUTPUT_c - EXP_c)(OUTPUT_i - EXP_i) d_c d_i} \right\}^{1/(2\omega - 2)} \quad (9)$$

其中,  $EXP_{ci}$ 和 $EXP_{ic}$ 分别为中国流向*i*国的农业出口价值和*i*国流向中国的农业出口价值;  $OUTPUT_c$ 、 $EXP_c$ 和 $OUTPUT_i$ 、 $EXP_i$ 分别为中国和*i*国的农业总产出和总出口价值;  $d_c$ 和 $d_i$ 分别代表中国和*i*国的农业可贸易份额, 使用农业总出口价值占总产出价值的比例来衡量;  $\omega$ 为替代弹性, 较低的替代弹性意味着进出口方对贸易成本缺乏敏感, 因而倾向于更大规模的贸易。本文分别设置 $\omega$ 为5和8代表低替代弹性和高替代弹性。通过式(9)计算中国与样本国家的农业贸易成本  $trdc$ , 并在基准模型中引入农业贸易成本进行中介效应检验, 得到回归结果如表7所示。第(1)、(2)、(3)、(4)列汇报了农业贸易成本对农业价值链关联的影响, 第(5)、(6)列汇报了“一带一路”倡议对农业贸易成本的政策效应。可以发现: 无论是基于增加值流出视角还是基于增加值流入视角, 无论是在低替代弹性还是高替代弹性的情况下, 贸易成本均对中外农业价值链关联均具有显著的抑制作用, 而“一带一路”倡议的实施又对农业贸易成本具有显著的削减作用, 因此“一带一路”倡议通过削减贸易成本促进了中国与沿线国家的农业价值链关联。

## 七、结论和政策含义

在后金融危机时代, 农业的基础性地位再次凸显, 且中外农业价值链关联处于走低的周期

表 7 基于贸易成本的机制检验

	增加值流出		增加值流入		贸易成本	
	低弹性	高弹性	低弹性	高弹性	低弹性	高弹性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Trdc</i>	-1 561.4200*** (324.9449)	-708.3418* (429.6946)	-839.8660** (355.4383)	-748.8507** (360.1091)		
<i>silkroad</i> × <i>post</i>	238.2082*** (52.9167)	238.0544*** (53.2591)	260.5737** (104.0056)	260.5164** (104.0895)	-0.0048** (0.0021)	-0.0038** (0.0016)
$X_i, X_{it}, v_i, v_{it}, s_{it}$	是	是	是	是	是	是
样本数	1 709	1 709	1 709	1 709	1 709	1 709
R <sup>2</sup>	0.8447	0.8427	0.8262	0.8261	0.9900	0.9902

阶段,在此背景下,农业价值链合作是各国共建利益共同体与命运共同体的最佳衔接点之一。2013年提出的“一带一路”倡议旨在形成东西双向开放、海陆内外联动的开放新格局,这为全球农业价值链重整、中外农业价值链合作跳出走低周期阶段提供了契机。本文使用目前所能获得的涵盖“一带一路”沿线国家最多、连续性最好、时滞性较小的Eora26跨国投入产出数据,视“一带一路”倡议为准自然实验,运用双重差分法对“一带一路”倡议的农业价值链关联效应进行了全方位的探析,得到以下主要结论:(1)从2013–2015的政策观察期来看,“一带一路”倡议的实施显著提升了中国与沿线国家的农业价值链关联,该实证结果通过了有效性检验。(2)“一带一路”倡议实施带来的农业价值链关联效应具有异质性,陆上丝绸之路沿线国家对应的倡议实施效应显著高于海上丝绸之路沿线国家,邻近“一带一路”沿线国家对应的倡议实施效应显著高于非邻近“一带一路”沿线国家。此外,倡议实施效应不存在于高风险经济体中。(3)即使排除了自由贸易协定的效应混淆,“一带一路”倡议依然具有显著的农业价值链关联效应,但那些同时是中国自由贸易伙伴的“一带一路”沿线国家对应更高的倡议实施效应。(4)“一带一路”倡议通过延伸农业产业链长度、削减农业贸易成本提升农业价值链关联。

本文结论具有以下政策启示:第一,无论是基于增加值流出还是基于增加值流入视角,“一带一路”倡议均具有显著的农业价值链关联效应,这契合了“和谐包容、互利共赢”的倡议原则,应坚持推进“一带一路”框架下的农业对外开放,落实农业政策对话平台的构建,强化农业交流的深度与频次,在既有的合作机制下,拟定层次更多、水平更高、范围更大的农业合作协定,建设普惠、包容、均衡的沿线农业价值链,充分发挥“一带一路”倡议在国际粮食安全与农业高质量发展领域的“准公共品”作用。第二,“一带一路”倡议的农业价值链关联效应具有异质性,中国可利用自身农业产能优势,细分海上与陆上市场、邻近与非邻近市场、高风险与低风险市场、自由贸易伙伴国与一般贸易伙伴国市场,区分不同市场在初级农产品、农业半成品、农业资本品合作方面的比较优势,并对不同市场的政治法律环境与营商环境进行风险评估,制定差异化且具有针对性的农业合作政策,促进中国与沿线国家在农业技术、资本、项目、园区等方面的深度对接。第三,农业贸易成本的削减、产业链的延伸是“一带一路”倡议发挥农业价值链关联效应的潜在机制,应进一步推进沿线国家间的跨境农产品电子商务平台建设 with 农产品检验检疫合作,以降低农业物流成本、信息搜寻匹配成本与通关成本。此外,应加强跨国农业产业园区的合作建设,推动产业集群,以实现农业生产、加工、储运、流通等全价值链的跨国延伸。

#### 主要参考文献:

- [1] 陈万灵,何传添.海上丝绸之路的各方博弈及其经贸定位[J].改革,2014,(3).
- [2] 洪银兴,郑江淮.反哺农业的产业组织与市场组织——基于农产品价值链的分析[J].管理世界,2009,(5).

- [3] 胡超. 中国-东盟自贸区进口通关时间的贸易效应及比较研究——基于不同时间密集型农产品的实证[J]. 国际贸易问题, 2014, (8).
- [4] 孔庆峰, 董虹蔚. “一带一路”国家的贸易便利化水平测算与贸易潜力研究[J]. 国际贸易问题, 2015, (12).
- [5] 李艳秀, 毛艳华. 区域贸易协定深度与价值链贸易关系研究[J]. 世界经济研究, 2018, (12).
- [6] 刘斌, 顾聪. 互联网是否驱动了双边价值链关联[J]. 中国工业经济, 2019, (11).
- [7] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005-2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019, (9).
- [8] 马述忠, 任婉婉, 吴国杰. 一国农产品贸易网络特征及其对全球价值链分工的影响——基于社会网络分析视角[J]. 管理世界, 2016, (3).
- [9] 倪红福. 全球价值链位置测度理论的回顾和展望[J]. 中南财经政法大学学报, 2019, (3).
- [10] 陶涛, 肖迎春. 双边跨境次数与双边贸易分解[J]. 经济科学, 2019, (5).
- [11] 肖宇, 夏杰长, 倪红福. 中国制造业全球价值链攀升路径[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, (11).
- [12] 余森杰, 高恺琳. 中国—东盟自由贸易区的经济影响和减贫效应[J]. 国际经济评论, 2018, (4).
- [13] 岳嵩, 李兵. 电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018, (8).
- [14] Bakos J Y. Reducing buyer search costs: Implications for electronic marketplaces[J]. *Management Science*, 1997, 43(12): 1676-1692.
- [15] Cai X Q, Lu Y, Wu M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 73-85.
- [16] Coase R H. The nature of the firm[J]. *Economica*, 1937, 4(16): 386-405.
- [17] Dietzenbacher E, Luna I R, Bosma N S. Using average propagation lengths to identify production chains in the andalusian economy[J]. *Estudios de Economía Aplicada*, 2005, 23(2): 405-422.
- [18] Fally T. On the fragmentation of production in the US[R]. Working Paper, 2012a.
- [19] Fally T. Production staging: Measurement and facts[R]. FREIT Working Paper, 2012b.
- [20] Koopman R, Powers W, Wang Z, et al. Give credit where credit is due: Tracing value added in global production[R]. NBER Working Paper No.16426, 2010.
- [21] Koopman R, Wang Z, Wei S J. Tracing value-added and double counting in gross exports[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(2): 459-494.
- [22] Li P, Lu Y, Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [23] Liu Q, Qiu L D. Intermediate input imports and innovations: Evidence from chinese firms' patent filings[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103: 166-183.
- [24] Miller R E, Temurshoev U. Output upstreamness and input downstreamness of industries/countries in world production[J]. *International Regional Science Review*, 2017, 40(5): 443-475.
- [25] Muradov K. Counting borders in global value chains[R]. SSRN Working Paper No.2808130, 2016.
- [26] Oosterhaven J, Bouwmeester M C. The average propagation length conflicting macro, intra-industry, and inter-industry conclusions[J]. *International Regional Science Review*, 2013, 36(4): 481-491.
- [27] Rauch J E. Trade and search: Social capital, Sogo Shosha, and spillovers[R]. NBER Working Paper No.w5618, 1996.
- [28] Wang Z, Wei S J, Yu X D, et al. Measures of participation in global value chains and global business cycles[R]. NBER Working Paper No.w23222, 2017.
- [29] Wang Z, Wei S J, Zhu K F. Quantifying international production sharing at the bilateral and sector levels[R]. NBER Working Paper No.w19677, 2013.

# Effect of the Belt and Road Initiative on Agricultural Value Chain Linkages: Evidence from Eora 26 Input-Output Data

Qin Guoqing, Zhu Yuchun

(College of Economics & Management, Northwest A&F University, Shanxi Yangling 712100, China)

**Summary:** The Belt and Road Initiative (BRI) aims to create a new paradigm of China's opening-up. Using the input-output data from Eora 26 database from 1995 to 2015, this paper measures the agricultural value chain linkages (AVCL) by fun-tuning the cross-border times indicator, examines the policy effect of the BRI on AVCL, and analyzes the potential mechanism and heterogeneity of the policy effect. We find that the implementation of the BRI has significantly promoted the AVCL between China and economies along the Belt and Road from the perspectives of both value-added outflow and inflow, which is confirmed by a series of effectiveness checks. The heterogeneous effect analysis suggests that economies along the overland Silk Road and in areas adjacent to China get stronger AVCL promotion, and the policy effect is significant for economies with low political and investment risks, but not in those with high political and investment risks. We also explore the potential interference effect of free trade agreements (FTA) using triple difference models, which indicates that the AVCL promotion effect of the BRI is robustly significant, but FTA partner countries get stronger AVCL promotion. Also, we find that the policy effect of the BRI on AVCL is mainly achieved by reducing agricultural trade costs and extending agricultural production lengths. The above results have important policy implications: First, under the existing cooperation mechanism, it is necessary to formulate advanced agricultural cooperation agreements, and the quasi-public goods role of BRI should be fully utilized in the field of international food security and high-quality agricultural development. Second, China can take advantage of its own agricultural production capacity, identify the heterogeneity of the target market, distinguish the comparative advantages of different markets in the cooperation of primary agricultural products, agricultural semi-finished products, and agricultural capital products, take into account the political environment and business operations of different markets, and formulate differentiated agricultural cooperation policies. Third, countries along the Belt and Road should promote cooperation in the fields of cross-border e-commerce, agricultural product inspection, and construction of agricultural industrial parks, so as to reduce the cost of cross-border agricultural trade and extend the cross-border agricultural value chains.

**Key words:** Belt and Road Initiative; agriculture; value chain linkages; value-added cross-border times

(责任编辑: 王西民)