

院情简报

GIIS NEWSLETTER

第4期

2017年5月·总第四期

 **GIIS** 广东国际战略研究院

外交部政策研究重点合作单位
教育部战略研究基地
中国-东盟思想库网络广东基地

“一带一路”智库联盟理事单位
金砖国家智库联盟中方理事单位
广东软科学重点研究基地

本期导读

- ◆ 新闻资讯
- ◆ 学术动态
- ◆ 对外交流
- ◆ 智库资讯



广东国际战略研究院成立于2009年11月13日，是经广东省人民政府批准成立、以广东外语外贸大学的科研与教学资源为基础的智库，专注于广东国际化战略理论、实践与政策等问题研究，为政府和企业提供战略咨询和决策支持，是“一带一路”智库联盟理事单位、外交部政策研究重点合作单位、外交部人才培养基地、教育部战略研究基地、金砖国家智库联盟理事单位、中国-东盟思想库网络广东基地、广东省委组织部人才培训基地、广东省软科学重点研究基地，目标是建设成具有世界影响力的高校特色新型智库。

广东国际战略研究院聚焦中国参与全球经济治理、21世纪海上丝绸之路、中国周边战略、全球价值链等国际战略问题，承担了教育部“创新团队发展计划”项目、国家自然科学基金重点项目、国家社会科学基金重大、重点项目以及省自科团队项目等省部级研究项目70余项；完成各类政府决策咨询研究报告近150份，获得各类批示90多份，其中被政治局委员批示10份；荣获教育部科技进步一等奖、全国高校哲学社会科学优秀成果奖、广东省社科联成立50周年优秀决策咨询成果奖、外交部“重大外交政策研究课题”优秀课题组年度课题奖、广东省工人先锋号等20余项各级别的奖励。在决策咨询、国际合作和高端人才培养等方面取得丰硕成果，为广东社会经济国际化发展提供了重要的智力支持。

目 录

Content

一、新闻资讯.....	1
二、学术动态.....	6
三、对外交流.....	44
四、智库资讯.....	50

一、新闻资讯

我院在美高校智库开展专项调研

5月2日至6日，广东国际战略研究院李青教授、曾楚宏教授、程永林副教授、韩永辉博士访问美国知名高校和智库。本次调研活动以拜访美国的高校智库、金融机构为主，同时拜会了中国驻纽约总领事馆程雷代总领事，就落实研究院与国际知名高校及研究机构的战略合作、筹办21世纪海丝国际智库论坛、中美经贸投资合作及双边关系等议题开展专项调研，双方相互交流了意见和看法。

5月2日下午，调研组来到哈佛大学，与来自复旦大学正在哈佛经济系担任富布莱特访问学者的王永钦教授，就美国国内政治经济发展形势、对华经贸投资政策与双边经济金融合作等问题进行了深入探讨。

5月3日上午，调研组来到波士顿大学，与国际事务学院的Phewsmith、叶敏教授等就一带一路与海外投资风险、中美双边政治经济关系发展形势及前景预判进行了交流和讨论。



与波士顿大学国际事务学院 Phewsmith、叶敏教授会谈

5月3日中午，调研组拜访了美联储波士顿总部。美国联邦储备系统由位于华盛顿特区的联邦储备委员会和12家分布全国主要城市的地区性联邦储备银行组成。作为美国的中央银行，美联储行使制定货币政策和对美国金融机构进行监管等职责。调研组与美联储波士顿总部研究部主管 Christina Wang 高级研究员，就中美金融市场发展态势、货币政策走势与金融监管合作等问题深入交换了意见。



与美联储波士顿总部研究部主管 Christina Wang 高级研究员交流

5月4日上午，调研组来到哥伦比亚大学可持续发展研究中心和地球研究所，拜访了中心主任杰弗里·萨克斯（Jeffrey Sachs）教授。杰弗里·萨克斯教授是著名的全球发展问题专家，哥伦比亚大学经济学教授，哈佛大学国际研究中心主任，前联合国秘书长安南的高级顾问，被誉为“休克疗法”之父，曾连续被《时代》杂志评为“世界百名最有影响的人物”之一，并被《纽约时报》称为“世界上最重要的经济学家”。调研组同杰弗里·萨克斯教授就美国国内经济政策、对华投资与贸易、一带一路建设等问题展开了深入交流。



与哥伦比亚大学可持续发展研究中心主任 Jeffrey Sachs 教授会谈

5月4日中午，调研组拜访了中国驻纽约总领事馆程雷代理总领事，并就落实广东国际战略研究院与美国知名高校及研究机构的战略合作、筹办21世纪海丝国际智库论坛等工作，双方进行了沟通与交流。



5月5日上午，调研组冒着大雨拜访了宾夕法尼亚大学当代中国研究中心，并就智库建设、国际论坛举办等事宜与中心副主任曾媛媛博士等进行了友好会谈。随后，调研团来到宾夕法尼亚大学经济系，拜访了著名华人经济学家方汉明教授，方汉明教授是美国经济学界在应用经济学领域的顶尖学者，现任著名刊物公共经济学、国际经济评论的共同主编，同时担任顶尖经济学期刊《美国经济评论》等多家期刊的编委。调研组成员与方汉明教授就中美经济、金融与贸易政策，以及如何从经济现实中提炼科学问题 and 研究选题、跟踪国际前沿研究等议题，展开了深入探讨与交流。

5月5日下午，调研组来到宾夕法尼亚大学沃顿商学院，同管理系韩煦博士进行了高效沟通与交流，双方就全球价值链、跨国公司、中资企业海外兼并收购等问题的理论与现实问题研究展开了深入探讨

二、学术动态



专家声音

周方银：特恩布尔与特朗普会面是否会调和澳美关系

Source: Global Times Published: 2017/5/4

Australian Prime Minister Malcolm Turnbull pays a visit to the US on Thursday for his first meeting with US President Donald Trump. At the top of the agenda of the two leaders' first face-to-face meeting is North Korea and the consolidation of the US-Australia alliance.

As tensions are simmering on the Korean Peninsula, how the two countries coordinate over the North Korean nuclear crisis has attracted wide attention.

The Trump administration wants to exert maximum pressure on Pyongyang, but doesn't want to pay any price.

This is an unrealistic strategy. It wants all its allies, including Australia, to be more consistent and demonstrate their opposition to North Korea.

However, the influence Australia has on North Korea is limited.

The only significance of Australia's support is that it can help strengthen the impression that the US and its allies have strong determination to solve the North Korean nuclear issue.

Being embroiled in the North Korean crisis will do no good to Australia. Late last month, North Korea has bluntly warned Australia of a possible nuclear strike if Canberra persists in "blindly and zealously toeing the US line."

The visit comes after the unpleasant January phone call between Turnbull and Trump.

After Trump assumed presidency, worries are rising in Australia over uncertainties in its alliance with the US. And the two countries have disagreements on issues such as the refugee deal and the TPP.

The visit shows that Trump is adjusting his foreign policies and making efforts to repair relations with Australia.

However, it's noticeable that Trump will by no means seek to patch things up between the pair at the cost of the US' interests.

The US and Australia need to further consolidate their bilateral relationship. A stable relationship with its allies can benefit the US, including its military. One of Trump's goals in this bilateral meeting is to promote military cooperation between the two sides.

Australia relies on the US for security and regards the US-Australia alliance as a cornerstone for realizing its security interests. Australia expects the US to increase its engagement in the Asia-Pacific region and this is thought to be in line with Australia's interests.

Turnbull said, "My meeting with President Trump will provide an opportunity to reaffirm our alliance and the United States' engagement with the Asia-Pacific."

However, this visit does not mean the Trump administration will resume the pivot to the Asia-Pacific effort, which has been officially pronounced dead.

Trump's priority is not consolidating the status of the US in the Asia-Pacific, but getting more benefits for his country.

Some observers noted that the US-Australia relations have undergone subtle changes under the Trump administration, with China increasing its influence on Australia due to closer economic cooperation. There are increasing voices in Australia calling the country to strengthen its ties with China.

Noticeably, even if there are frictions between the US and Australia, their bilateral relationship remains solid. The two countries are accustomed to developing ties under the framework of alliance and the US-Australia alliance is not likely to be undone.

In the future, the Sino-US-Australian trilateral relationship will depend on the evolution of the three countries' interests, including the Sino-US relations. For its economic interests, Australia needs to strengthen cooperation with China. On security, it needs certain support from the US.

But it's advised not to blindly rely on the US for security as Australia is now in a relatively safe environment and its cooperation with China does not pose any security threats to it.

(The author is a professor at the Guangdong Research Institute for International Strategies.)

中国投资推动“一带一路”沿线国家发展

——基于面板 VAR 模型的分析

黄亮雄，钱馨蓓

原文发表于《国际经贸探索》2016年第8期

摘要：共建“一带一路”是中国深化区域合作，推动全球和平发展的重要战略。对外直接投资是中国影响世界，对世界做出贡献的重要手段。本文采用“一带一路”沿线55个国家2003-2013年的面板数据，构建面板VAR模型，验证中国向沿线国家的直接投资与沿线国家经济增长的互动关系。结果表明，中国向沿线国家的直接投资在统计上显著提高了沿线国家的人均实际GDP，该影响效应能持续7年左右，并在2-3年后达到峰值。自2003年以来，在控制其他因素不变的情况下，中国向沿线国家的直接投资合共促进沿线国家人均实际GDP增长仅约为2%，对沿线国家的经济增长贡献率不足8%，中国的推动作用有待加强。同时，沿线国家的经济发展情况越好，越能吸引中国的投资，中国企业决定是否向沿线国家投资及投资额的大小，一般会考虑沿线国家最近10年左右的经济发展情况。

关键词：中国对外直接投资；“一带一路”；全球经济治理；面板VAR；脉冲响应函数

一、引言

目前，由中国倡议的共建“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”（以下简称“一带一路”）已进入实质性的务实阶段。党和国家高度重视“一带一路”建设，十八届三中和五中全

会报告均强调推进“一带一路”建设。“一带一路”贯穿欧亚大陆，东边连接亚太经济圈，西边进入欧洲经济圈，共建“一带一路”是我国全面深化改革，构建全方位开放新格局的重大战略。同时，共建“一带一路”也是中国积极参与全球经济治理，深化区域合作，推动国际秩序和国际体系朝着公正合理的方向发展的重要模式。

共建“一带一路”在理论和实践上均具有不可比拟的重要性，由此，引起了国内外媒体和学者的高度关注，但目前的文献大多为定性分析，观点多缺乏严谨的数理分析与实证支撑。例如，从大战略的宏观角度为“一带一路”建设提供建设思路、基本架构，探索具体策略和路径（陈万灵和何传添，2014；等等）；从贸易、投资、金融、产业等方面阐述中国与沿线国家的合作情况与路径（韩永辉和邹建华，2014；等等）。另一方面，以往文献探讨也有采用到数理和实证方法分析中国与沿线国家的关系（于津平，2003；等等），但由于共建“一带一路”提出的时间较短，这些分析大多没有切合共建“一带一路”背景。上述两类文献，无论是对共建“一带一路”建设的政策分析，还是探讨中国与沿线国家的合作，更多地站在中国利益诉求的角度，强调世界对中国的影响。而事实上，共建“一带一路”是互惠共赢的，更进一步，中国积极参与全球经济治理，需有大国担当，更好地让中国的发展成果惠及全球，让各国搭乘中国发展的列车^①，此时，则应更强调中国对世界的影响与贡献。

强调中国对世界贡献，可概括为“中国贡献论”^②，以往更多强调中国对世界经济的积极贡献（中国发展对世界经济的影响

课题组, 2014)。本文聚焦于中国通过对外直接投资影响世界各国经济这一最直接方式, 构建较为严谨的计量模型, 紧扣共建“一带一路”背景, 分析中国的对外直接投资对沿线国家经济增长的推动作用。

对外直接投资对东道国经济增长, 即吸引外商直接投资对东道国经济增长的作用在以往文献中得到了广泛的研究。Campos and Kinoshita (2002) 利用发达国家对 25 个转型中的前苏东国家的数据进行实证分析, 显示外商直接投资有效地促进了东道国的经济增长。Ghatak (2007)、Mottaleb (2007) 等也支持该观点。从具体的作用机制上说, 外商直接投资至少从三个方面促进东道国的经济增长: 一是增加东道国的资本积累、提高资本的形成率; 二是引进新技术, 或者通过技术外溢效应, 提高东道国的技术水平; 三是外商直接投资本身所具有的所有权优势会诱导和敦促东道国对经济制度进行改进, 以提高资源配置的效率 (Xu, 2000; Kneller and Pisu, 2007)。然而, 也有很多学者的研究指出外商直接投资与经济增长之间的关系并不一定是正向的。Kawai

(1994) 认为在大部分的亚洲和拉美国家中, 外商直接投资的增加不利于经济的增长。Djankov and Hoekman (1999) 也指出在东欧和中欧的国家中, 外商直接投资对经济增长的作用是负向的。该观点一般认为外商直接投资对国内投资产生挤出效应

(Easterly, 1993; 李艳丽, 2010), 或是很多外商投资者并非技术的真正拥有者 (Young and Lan, 1997; 刘辉煌等, 2009)。同时有些学者认为只有在一定的条件下外商直接投资才能促进东道国的经济增长。Balasubramanyam et al. (1996) 认为贸易的开放

程度是外商直接投资对经济增长影响的决定因素。Borensztein et al. (1998) 发现只有在东道国具有足够吸收能力的条件下，外商直接投资才能够促进经济增长。Alfaro et al. (2004) 研究发现金融市场的开放度才是外商直接投资与经济增长关系的重要前提条件。另一方面，针对中国的研究，学者们的研究结果基本上都支持外商直接投资有利于中国经济增长（姚树洁等，2006；郭熙保和罗知，2009；等等）。上述文献虽深刻地揭示了外商直接投资与东道国经济增长的关系，但在两个方面仍有待拓展，这也是本文尝试的方向。一是，以往文献大多论述发达国家的投资对发展中国家的影响，而本文分析中国投资对“一带一路”沿线国家经济增长的作用，展现的正是发展中国家对发展中国家的影响，是不断崛起的发展中大国对世界的影响。二是，以往文献更多站在中国利益诉求的角度，分析中国如何在吸引外商直接投资中得到发展，本文更强调中国承担大国责任，通过对外直接投资促进沿线国家的经济增长，对世界作出贡献。

就中国的对外直接投资而言，目前的文献较多分析中国对外直接投资的区域选择问题，即什么因素吸引中国企业“走出去”（李磊和郑昭阳，2012；王永钦等，2014；等等）。这类文献大多认为东道国的经济增长、产业结构等是吸引中国对外直接投资的重要因素。本文有效融合该视角，分析更进一步，认为中国向沿线国家的直接投资与沿线国家的经济增长、产业结构等情况相互影响，存在互动关系。另一方面，中国正同时以东道国和投资国双重身份在国际分工中扮演越发重要的角色，越来越多学者在同一框架下探讨中国双向直接投资的问题（贾妮莎等，2014；姜

巍和傅玉玢，2014；等等）。本文的分析也遵循这一机理，除设定中国向沿线国家的直接投资与吸收沿线国家的直接投资相互影响外，还认为二者与沿线国家的人均 GDP 和产业结构也是相互影响的。为此，本文以“一带一路”沿线国家为研究样本，构建面板自回归模型（面板 VAR），分析上述四大变量的互动关系，重点谈论中国投资对沿线国家发展的影响。

本文余下的部分如下：第二部分是模型、方法和数据；第三部分是实证的初步结果；第四部分是进一步检验，第五部分是结论与政策建议。

二、模型、方法和数据

（一）实证模型

本文以中国影响世界的视角，重点验证中国的对外直接投资能否显著推动“一带一路”沿线国家的经济增长，是否显著提高沿线国家的人均实际 GDP 水平。正如上文所论述，中国向沿线国家的直接投资总额往往与沿线国家的经济增长情况存在互动关系，即相互影响，而二者又往往与沿线国家向中国的投资以及沿线国家的产业结构相互关联，导致进行实证检验时，不能仅通过构建单方程回归模型进行分析。向量自回归模型（VAR）通过建立系统的多方程回归模型，不再需要区分内生变量和外生变量，而是把所有变量均视作内生，可以真实反映出各变量之间的相互影响关系，从而克服了上述单方程模型的缺点。VAR 模型在时间序列分析中已经得到了非常广泛的应用，但该模型在应用过程中往往要求时间序列资料具有较长的时间跨度^③。Holtz-Eakin et al. (1988) 最先将该方法扩展到面板数据模型中，随后经 Arellano

and Bond (1991)、Arellano and Bover (1995)、Blundell and Bond (1998) 等人的发展, 目前已在宏观经济学、国际经济学等诸多领域中得到了应用, 也就是面板 VAR 模型 (以下简称 PVAR)。为此, 本文采用沿线国家人均实际 GDP 对数 (lpgdp)、中国向沿线国家的直接投资对数 (lcofdi)、沿线国家向中国的直接投资对数 (lcfdi) 以及沿线国家工业比重与服务业比重之比 (rr) 四大变量的构建 PVAR 模型, 具体方程如下④:

$$\begin{cases}
 lpgdp_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} lpgdp_{it-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} lcofdi_{it-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{3j} lcfdi_{it-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{4j} rr_{it-j} + \varepsilon_{1it} \\
 lcofdi_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} lpgdp_{it-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} lcofdi_{it-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{3j} lcfdi_{it-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{4j} rr_{it-j} + \varepsilon_{2it} \\
 lcfdi_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} lpgdp_{it-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{2j} lcofdi_{it-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{3j} lcfdi_{it-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{4j} rr_{it-j} + \varepsilon_{3it} \\
 rr_{it} = \lambda_0 + \sum_{j=1}^n \lambda_{1j} lpgdp_{it-j} + \sum_{j=1}^n \lambda_{2j} lcofdi_{it-j} + \sum_{j=1}^n \lambda_{3j} lcfdi_{it-j} + \sum_{j=1}^n \lambda_{4j} rr_{it-j} + \varepsilon_{4it}
 \end{cases}
 \quad (1)$$

其中, i 表示沿线国家; t 表示时间, 具体为年份; j 为时间滞后阶数。系数 α_{2j} 反映的是中国向沿线国家的直接投资对沿线国家的人均实际 GDP 的影响, 若 α_{2j} 显著大于零, 说明中国向沿线国家的投资显著促进该国的经济增长; 若 α_{2j} 显著小于零, 说明中国向沿线国家的投资阻碍了沿线国家的经济增长; 若 α_{2j} 等于零, 说明中国向沿线国家的投资对沿线国家的经济增长没有影响; 系数 β_{1j} 反映的是沿线国家人均实际 GDP 对中国向沿线国家的直接投资的影响, 若 β_{1j} 显著大于零, 说明沿线国家的经济增长显著吸引中国对该国的投资; 若 β_{1j} 显著小于零, 说明沿线国家的经济增长反而降低了中国对该国的投资; 若 β_{1j} 等于零, 说明沿线国家的经济增长对中国向该国的投资没有影响。

（二）实证方法

在 PVAR 模型的过程中，鉴于多数面板都具有“大截面、短时序”（即大 N，小 T）的特征，对以下两个问题的处理就显得至关重要：首先，面板的时间跨度往往都比较短（通常只有十几年甚至几年的数据），使得用于估计 VAR 模型的方法通常无法直接应用到 PVAR 模型中；其次，面板数据模型中往往包含了许多个体，因此，个体间的异质性就成为一个必须考虑的问题，而这在采用 VAR 模型的时间序列分析中往往是被忽略的^⑤。得益于计量经济学在动态面板数据模型方面的发展，以上两个问题都在很大程度上得到了解决。

针对（1）式，令 $y_{it} = [lpgdp_{it}, lcofdi_{it}, lcfdi_{it}, rr_{it}]'$ 为 4×1 维向量，模型中包含了 4 个内生变量， i 和 t 分别表示国家和观察年份。PVAR (p) 模型的第 m 个方程可以表示为：

$$y_{it}^m = x_{it}' b^m + \eta_i^m + \xi_t^m + \varepsilon_{it}^m \quad (2)$$

其中， $x_{it} = [y_{it-1}', y_{it-2}', \dots, y_{it-p}']'$ 是一个 $M \cdot p \times 1$ 维向量，包含了所有内生变量时滞项， b^m 是一个 $M \cdot p \times 1$ 维的系数向量， η_i^m 和 ξ_t^m 分别表示个体效应和时间效应， ε_{it}^m 为干扰项。可见，模型中存在不随时间改变的个体固定效应 η_i^m 、不随个体变化的时间固定效应 ξ_t^m ，而解释变量 x_{it} 中又包含了被解释变量 y_{it}^m 的滞后项，所有是一个包含固定效应的动态面板数据模型。

采用 Love and Zicchino (2006)、连玉君 (2009) 提出的方法，我们首先采用“组内均值差分法”去除时间效应，继而采用 Arellano and Bover (1995) 所建议的“前向均值差分法”去除个

体效应，随后采用广义矩估计方法（GMM）获得 b^m 的一致估计量⑥。

（三）数据说明

本文采用的是 2003-2013 年“一带一路”沿线 55 个国家的面板数据⑦。在实证分析中，以沿线国家人均实际 GDP 对数 ($lpgdp$) 表征沿线国家的经济发展状况；以中国向沿线国家的直接投资对数 ($lcofdi$) 反映中国向沿线国家的投资状况；以沿线国家向中国的直接投资对数 ($lcfdi$) 反映中国吸收沿线国家投资的状况；以沿线国家工业比重与服务业比重之比 (rr) 表征沿线各国的产业结构状况⑧。

其中， $lpgdp$ 来源于世界银行数据库各国实际人均 GDP，以 2005 年不变价美元计价；中国向沿线国家的直接投资对数 ($lcofdi$) 来源于历年的《中国对外直接投资统计公报》；沿线国家向中国的直接投资对数 ($lcfdi$) 来源于历年《中国统计年鉴》的中国吸收该国外商直接投资总额；沿线国家工业比重与服务业比重之比 (rr) 的数据来源于世界银行数据库的工业占 GDP 比重与服务业占 GDP 比重⑨。

为了行文的方便，表 1 给出计量分析时需要使用的变量、符号及其简单统计量。

表 1 变量符号及其简单统计

符号	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$lpgdp$	沿线国家人均实际 GDP 对数	652	8.063	1.307	5.460	11.017
$lcofdi$	中国向沿线国家的直接投资对数	451	7.155	2.660	0.000	12.697
$lcfdi$	沿线国家向中国的直接投资对数	486	6.306	2.406	0.000	13.491
rr	沿线国家工业与服务业比重之比	589	0.197	0.884	0.002	7.409

三、实证分析：初步结果

(一) 基本结论

围绕沿线国家人均实际 GDP 对数 (lpgdp)、中国向沿线国家的直接投资对数 (lcofdi)、沿线国家向中国的直接投资对数 (lcfdi) 以及沿线国家工业比重与服务业比重之比 (rr) 四大变量构建 PVAR 模型, 本部分将采用上节的估计方法分析四者的相互影响, 重点考察中国向沿线国家的直接投资与沿线国家人均实际 GDP 的互动关系。

表 2 PVAR 滞后阶数检验结果

	PVAR(1)	PVAR(2)	PVAR(3)	PVAR(4)	PVAR(5)
AIC	1.001*	1.038	1.948	5.890	7.083
BIC	3.715*	4.479	6.338	11.450	14.059
HQIC	2.098*	2.434	3.732	8.143	9.882

在正式估计 PVAR 模型之前, 必须确定 PVAR(p)模型的滞后阶数 p。文献中广泛使用 Akaike 信息准则 (AIC)、Baysian 信息准则 (BIC), 以及 Hannan 和 Quinn 信息准则 (HQIC) 三种, 一般是依据信息量取值最小的准则确定模型的阶数。表 2 显示了 3 种信息准则的选取结果, 3 种准则的结果一致地表明滞后阶数应选取为 1。

表 3 呈现了滞后阶数为 1 的 PVAR 模型估计结果。关注第(1)列沿线国家人均实际 GDP 对数 (lpgdp) 方程, 中国向沿线国家直接投资总额对数的滞后项 (L.lcofdi) 系数在统计上显著为正, 表明中国向沿线国家投资促进了东道国的经济增长, 具体为中国向沿线国家直接投资增长 1%, 平均能促进沿线国家人均实际 GDP 增长 0.004%。从这个角度分析, 自 2003 年以来, 中国向沿

线国家的直接投资共增长了 419.61%，合共促进沿线国家人均实际 GDP 增长 1.68%，与此同时，沿线国家的人均实际 GDP 共增长 32.41%。那么，在控制其他因素不变的情况下，中国向沿线国家的直接投资对促进沿线国家的经济增长贡献率为 5.18%

($1.68/32.41=5.18$)。过去 30 多年，在不断融于全球化进程中，得益于外国投资，中国获得高速经济增长（傅元海等，2010；刘宏和李述晟，2013）。随着中国的综合国力的不断提高，中国的对外投资不断加大，中国的对外直接投资虽能推动沿线国家的经济增长，但中国要承担大国责任，提高参与全球经济治理的制度性话语权，该效果有待加强。当前，中国正不断探索中，中国正加快了“走出去”步伐，而“一带一路”沿线国家正是中国对外投资的重要区域。可以预期，随着“一带一路”建设的不断深入，中国的投资将愈发拉动沿线国家的经济增长，从而推动全球的经济增长，实现中国的发展成果惠及全球。此外，沿线国家人均实际 GDP 对数滞后项 (L.lpgdp) 系数为 0.747，统计上显著为正，表明沿线国家人均实际 GDP 存在显著的时间效应，以往经济运行情况正向影响当前的经济状况，具体为，上一年度人均实际 GDP 增长 1%，当年人均实际 GDP 增长 0.75%，远大于中国向沿线国家直接投资对沿线国家经济增长的促进作用。由此，相比于中国对外直接投资的外部因素，自身经济发展状况的内部因素更能影响沿线国家经济增长状况。

表 3 PVAR 模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lpgdp</i> 方程	<i>lcofdi</i> 方程	<i>lcfdi</i> 方程	<i>rr</i> 方程
<i>L.lpgdp</i>	0.747*** (0.030)	3.649*** (0.950)	-0.799 (0.792)	-0.027 (0.037)
<i>L.lcofdi</i>	0.004* (0.002)	0.493*** (0.103)	-0.018 (0.071)	0.001 (0.005)
<i>L.lcfdi</i>	0.000 (0.004)	0.055 (0.201)	0.165 (0.159)	-0.003 (0.003)
<i>L.rr</i>	-0.005 (0.026)	-0.066 (0.515)	0.550*** (0.200)	0.816*** (0.172)

注：L 代表一阶滞后；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；小括号中为标准误。

在第 (2) 列中国向沿线国家直接投资 (*lcofdi*) 方程中，沿线国家人均实际 GDP 对数的滞后项 (*L.lpgdp*) 系数在统计上显著为正，说明沿线国家的经济发展情况是中国向沿线国家投资的重要考量因素，沿线国家经济运行情况越好，越会吸引中国来投资，具体为，沿线国家的人均实际 GDP 增长 1%，中国向沿线国家的直接投资将提高 3.65%。这与李磊和郑昭阳 (2012)、王永钦等 (2014) 等发现一致。此外，中国向沿线国家直接投资总额对数的滞后项 (*L.lcofdi*) 系数也显著为正，中国向沿线国家的直接投资也存在显著的时间效应，上一年的直接投资增长 1%，当年的直接投资增长 0.49%。

最后关注沿线国家向中国直接投资 (*lcfdi*) 方程及沿线国家产业结构 (*rr*) 方程，即第 (3) - (4) 列，两大方程中的沿线国家人均实际 GDP 对数的滞后项系数 (*L.lpgdp*)、中国向沿线国家直接投资总额对数的滞后项 (*L.lcofdi*) 系数及沿线国家向中国直接投资滞后项 (*L.lcfdi*) 系数均不显著，三大因素对沿线国家

向中国直接投资及沿线国家产业结构没有显著影响。但产业结构滞后项 (L.rr) 系数均显著为正, 说明沿线国家的产业结构在统计上显著影响其对中国的投资, 且产业结构具有显著的时间效应。同时结合第 (1) 列 *lpgdp* 方程和第 (2) 列 *lcofdi* 方程中, *L.lcofdi* 及 *L.rr* 系数均不显著, 反映出 *lpgdp* 与 *lcofdi*、*lpgdp* 与 *rr*、*lcofdi* 与 *lcofdi*、*lcofdi* 与 *rr* 并不存在显著的互动关系。

(二) 稳健性检验

表 3 主要验证了中国向沿线国家的直接投资与沿线国家人均实际 GDP 的互动关系, 具体为中国向沿线国家的直接投资显著提高了沿线国家的人均实际 GDP, 而沿线国家的人均实际 GDP 的提高也能显著提高中国向沿线国家的直接投资。为了呈现该结论的稳健性, 本小节进行了两种稳健性检验。表 4 与 5 同样进行 PVAR 模型回归, 只是减少或增加了变量个数; 表 6 与 7 则采用单方程的固定效应回归方法。

表 4 稳健性检验: 减少变量的 PVAR 模型分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lpgdp</i> 方程	<i>lcofdi</i> 方程	<i>lpgdp</i> 方程	<i>lcofdi</i> 方程	<i>lcofdi</i> 方程
<i>L.lpgdp</i>	0.726*** (0.030)	3.883*** (0.971)	0.720*** (0.035)	3.917*** (1.060)	-0.766 (0.813)
<i>L.lcofdi</i>	0.005** (0.003)	0.470*** (0.092)	0.006** (0.003)	0.492*** (0.099)	0.001 (0.067)
<i>L.lcofdi</i>			0.002 (0.004)	0.105 (0.188)	0.196 (0.156)

注: L 代表一阶滞后; ***, **、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著; 小括号中为标准误。

在表 3 的分析中, 沿线国家向中国直接投资 (*lcofdi*) 及沿线国家产业结构 (*rr*) 与沿线国家人均实际 GDP 对数 (*lpgdp*)、中国向沿线国家直接投资总额对数 (*lcofdi*) 的关系在统计上不显著,

表4剔除沿线国家向中国直接投资及产业结构变量,再进行PVAR模型回归。第(1)-(2)是剔除了lcofdi和rr两大变量的结果;而第(3)-(4)是仅剔除了rr变量的结果。两个PVAR分析中,在lpgdp方程,即第(1)和(3)列,中国向沿线国家直接投资总额对数的滞后项(L.lcofdi)系数均显著为正,大小在0.005-0.006,表明中国向沿线国家的直接投资在统计上显著促进沿线国家的经济增长,中国向沿线国家的直接投资提高1%,在控制其他因素不变的情况下,约能促进沿线国家人均实际GDP增长0.005%-0.006%,自2003年以来,合共促进沿线国家人均实际GDP增长2.10%-2.52%,对促进沿线国家的经济增长贡献率为6.47%-7.77%。在lcofdi方程,即第(2)和(4)列,沿线国家人均实际GDP对数的滞后项(L.lpgdp)系数显著为正,反映着沿线国家的经济增长也能显著促进中国对该国的直接投资,具体为,在其他因素不变的情况下,沿线国家的人均实际GDP增长1%,中国向沿线国家的直接投资将提高3.88%-3.92%。表4的结论与表3一致。

表5 稳健性检验: 增加变量的PVAR模型分析

	(1)	(2)	(3)
	<i>lpgdp</i> 方程	<i>lpgdp</i> 方程	<i>lpgdp</i> 方程
<i>L.lpgdp</i>	0.769*** (0.056)	0.777*** (0.057)	0.782*** (0.063)
<i>L.lcofdi</i>	0.005** (0.002)	0.005** (0.003)	0.005** (0.003)
<i>L.lcofdi</i>	0.001 (0.003)	0.000 (0.004)	0.001 (0.004)
<i>L.rr</i>	-0.008 (0.027)	-0.006 (0.026)	-0.008 (0.027)
<i>L.lcim</i>	-0.005 (0.009)		-0.003 (0.010)
<i>L.lcex</i>		-0.007 (0.012)	-0.004 (0.011)

注：L 代表一阶滞后；***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著；小括号中为标准误。

特别地，考虑到除双向直接投资外中国与沿线国家的进出口贸易也有可能作用于沿线国家的经济增长，表 5 在表 2 的基础上，加进中国与沿线国家的进口总额对数（*lcim*）和出口总额对数

（*lcex*）两个变量，重新构建 PVAR 模型。表 5 关注于中国直接投资影响沿线国家经济增长方程，三个 PVAR 模型结果一致，尤其是中国向沿线国家直接投资总额对数的滞后项（*L.lcofdi*）系数均显著为正，大小均为在 0.005，再次表明中国向沿线国家的直接投资在统计上显著促进沿线国家的经济增长，中国向沿线国家的直接投资提高 1%，在控制其他因素不变的情况下，约能促进沿线国家人均实际 GDP 增长 0.005%，自 2003 年以来，合共促进沿线国家人均实际 GDP 增长 2.10%，贡献率为 6.47%，这跟表 3 与 4 的结果一致。

表 6 稳健性检验：固定效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lpgdp</i> 方程	<i>lcofdi</i> 方程	<i>lcofdi</i> 方程	<i>rr</i> 方程
<i>L.lpgdp</i>	0.888*** (0.022)	7.512*** (0.996)	-0.048 (0.697)	-0.017 (0.051)
<i>L.lcofdi</i>	0.003** (0.001)	0.209*** (0.066)	0.026 (0.046)	0.002 (0.003)
<i>L.lcofdi</i>	0.003 (0.002)	0.014 (0.096)	0.177*** (0.068)	0.001 (0.005)
<i>L.rr</i>	-0.008 (0.017)	0.333 (0.736)	0.493 (0.513)	0.798*** (0.039)
Constant	0.887*** (0.170)	-53.036*** (7.510)	5.873 (5.290)	0.184 (0.389)
ll	610.45	-418.70	-330.78	369.53
R ²	0.941	0.499	0.043	0.656
N	280	261	264	278

注：L 代表一阶滞后；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；小括号中为标准误；ll 表示最大似然值；R² 表示拟合优度；N 代表样本容量。

PVAR 模型采用联立方程回归模式，不区分内生变量与外生变量，认为变量间存在相互影响关系。表 6 则基于单方程回归，采用面板数据的固定效应进行分析。同样地，在 *lpgdp* 方程中，中国向沿线国家直接投资总额对数的滞后项 (*L.lcofdi*) 系数在统计上显著为正，中国向沿线国家直接投资总额提高 1%，在控制其他条件不变的情况下能促进沿线国家人均实际 GDP 增长 0.003%，自 2003 年以来，合共促进沿线国家人均实际 GDP 增长 1.26%，对促进沿线国家的经济增长贡献率为 3.88%。在 *lcofdi* 方程中的沿线国家人均实际 GDP 对数的滞后项 (*L.lpgdp*) 系数在统计上显著为正，具体为，在其他因素不变的情况下，沿线国家的人均实际 GDP 增长 1%，中国向沿线国家的直接投资将提高 7.51%，结果仍与表 3 一致。

表 7 稳健性检验：更多控制变量的固定效应模型分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lpgdp</i> 方程	<i>lpgdp</i> 方程	<i>lpgdp</i> 方程	<i>lpgdp</i> 方程
<i>L.lpgdp</i>	0.951*** (0.007)	0.914*** (0.016)	0.902*** (0.017)	0.797*** (0.022)
<i>L.lcofdi</i>	0.002* (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)
<i>L.lcofdi</i>	0.002 (0.001)	0.003** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)
<i>L.rr</i>	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.010*** (0.002)
<i>lpcap</i>	0.043*** (0.007)	0.046*** (0.007)	0.043*** (0.007)	0.063*** (0.007)
<i>lpconsu</i>		0.037** (0.015)	0.042*** (0.015)	0.132*** (0.019)
<i>lpex</i>			0.009** (0.004)	0.075*** (0.010)
<i>lpim</i>				-0.074*** (0.011)
Constant	0.069*** (0.021)	0.047** (0.022)	0.069*** (0.024)	0.172*** (0.027)
ll	535.35	514.15	515.41	519.74
R ²	0.999	0.999	0.999	0.999
N	257	246	246	246

注：L 代表一阶滞后；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；小括号中为标准误；ll 表示最大似然值；R² 表示拟合优度；N 代表样本容量。

一般地，一国的经济增长会受到其消费、投资、进出口的影响，控制住这些因素，才能分解出中国对外直接投资对沿线国家经济增长的净影响。由此，表 7 的单方程固定效应模型中，加进了沿线国家的人均资本形成总额对数（lpcap）、人均最终消费支出对数（lpconsu）、人均出口总额对数（lpex）以及人均进口总额对数（lpim）作为控制变量。表 7 的四个回归方程的中国向沿线国家直接投资总额对数的滞后项（L.lcofdi）系数在统计上显著为正，具体为，中国向沿线国家直接投资总额提高 1%，在控制其他条件不变的情况下能促进沿线国家人均实际 GDP 增长 0.002%，自 2003 年以来，合共促进沿线国家人均实际 GDP 增长 0.84%，对促进沿线国家的经济增长贡献率达到 2.59%。由此，中国对外直接投资促进沿线国家经济增长的结论较为稳健。

四、进一步检验

上一部分采用 PVAR 模型验证了中国向沿线国家的直接投资与沿线国家人均实际 GDP 互动关系，尤其指出中国对外直接投资在统计上显著促进沿线国家经济增长。本部分做进一步检验，分别进行方差分析以及脉冲响应分析。方差分析重在分析中国向沿线国家的直接投资变动对沿线国家人均实际 GDP 变动，以及沿线国家人均实际 GDP 变动对中国向沿线国家的直接投资变动的影响程度；脉冲响应分析重要描绘中国向沿线国家的直接投资与沿线国家人均实际 GDP 相互影响的时间路径。

（一）方差分析

表 8 各变量预测误差的方差分解

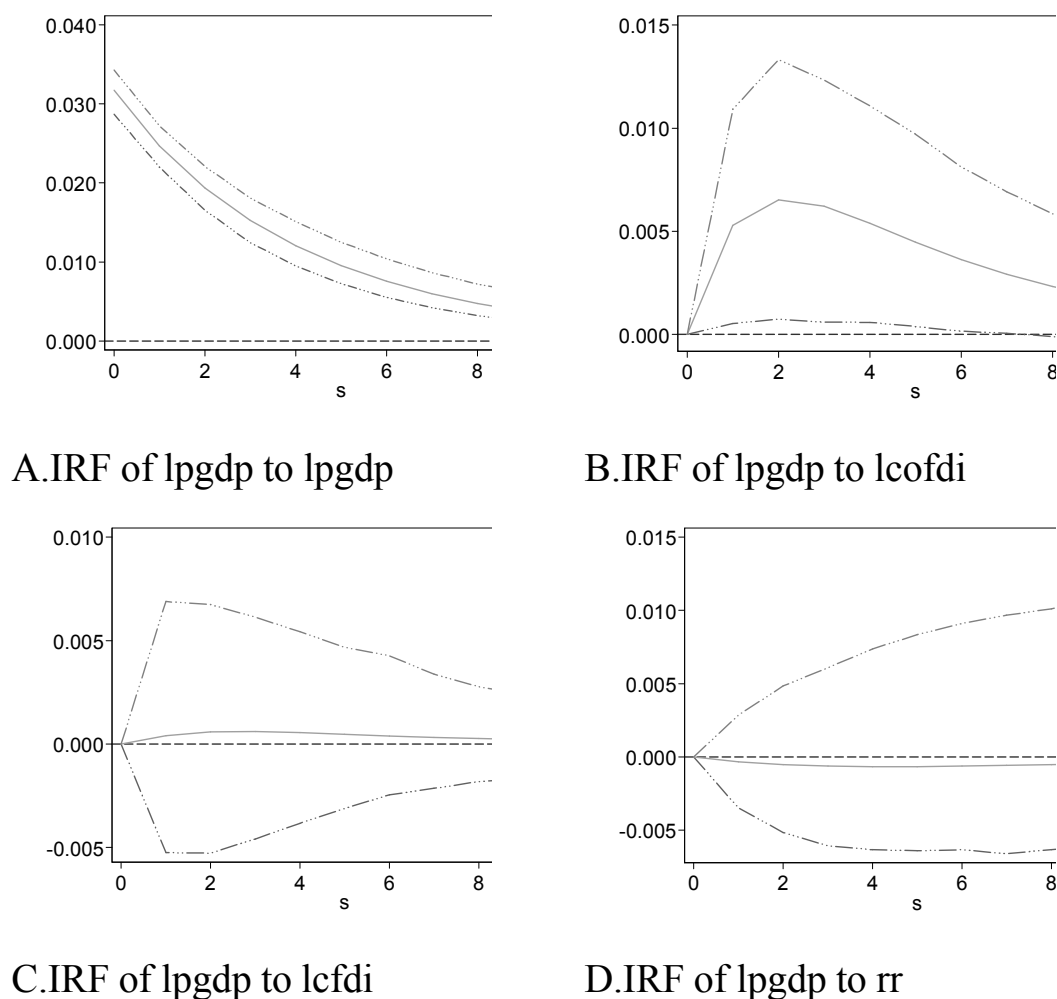
<i>lpgdp</i> 的方差分解 (%)				
年度	<i>lpgdp</i>	<i>lcofdi</i>	<i>lcfdi</i>	<i>rr</i>
1	100.000	0.000	0.000	0.000
5	94.400	5.500	0.000	0.100
10	93.100	6.800	0.100	0.100
<i>lcofdi</i> 的方差分解 (%)				
年度	<i>lpgdp</i>	<i>lcofdi</i>	<i>lcfdi</i>	<i>rr</i>
1	3.400	96.600	0.000	0.000
5	8.500	91.400	0.200	0.000
10	9.500	90.300	0.200	0.000
<i>lfdi</i> 的方差分解 (%)				
年度	<i>lpgdp</i>	<i>lcofdi</i>	<i>lcfdi</i>	<i>rr</i>
1	1.900	0.000	98.100	0.000
5	2.000	0.100	97.400	0.500
10	2.000	0.100	97.200	0.600

采用方差分解分析各种冲击对各变量的影响。表 8 的结果显示，（1）在 *lpgdp* 分析中，本国内部的自身经济状况的变动是其经济发展变动的最重要因素。例如，在第 1 期，*lpgdp* 的变动能解释 100% 沿线国家人均实际 GDP 对数的变动；在第 10 期，其解释力也达到 93.1%。（2）在 *lpgdp* 分析中，来自沿线国家外部因素 *lcofdi* 的变动对 *lpgdp* 变动也产生显著的影响，也是 *lpgdp* 变动的重要因素。虽然 *lcofdi* 的变动对 *lpgdp* 变动的解释力度为 0%，到第 5 期为 5.50%，第 10 期为 6.80%。该解释力度与上文表 2 与表 3 所指出的中国向沿线国家的直接投资对促进沿线国家的经济增长贡献率为 5-8% 的结论接近。（3）在 *lcofdi* 分析中，中国对沿线国家的直接投资变动是其自身变动的最重要因素。例如，在第 1 期，*lcofdi* 的变动能解释 96.6% 中国向沿线国家直接投资总额对数的变动；在第 10 期，其解释力也达到 90.3%。（4）在 *lcofdi* 分析中，*lpgdp* 的变动也是 *lcofdi* 变动的重要解释因素。在第 1 期，*lpgdp* 的变动能解释 *lcofdi* 变动的 3.4%，在第 5 期该解释力度为

8.5%，第 10 期为 9.5%。

(二) 脉冲效应

为具体分析各因素冲击对其他因素的影响，尤其是获得在其他因素保持不变的情况，研究一个因素冲击对其中一个因素的动态影响，我们需要分析 PVAR 模型的脉冲响应函数。

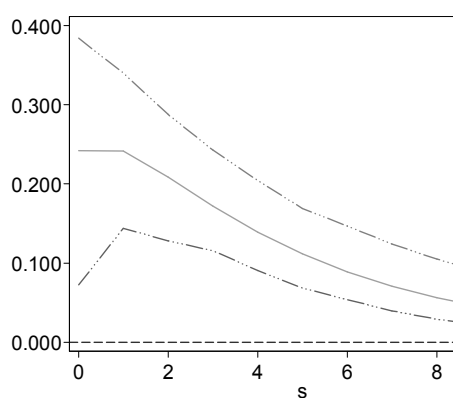


注：横轴表示冲击的滞后期数（年），中间曲线为脉冲响应函数曲线，两侧为 95% 置信区间。

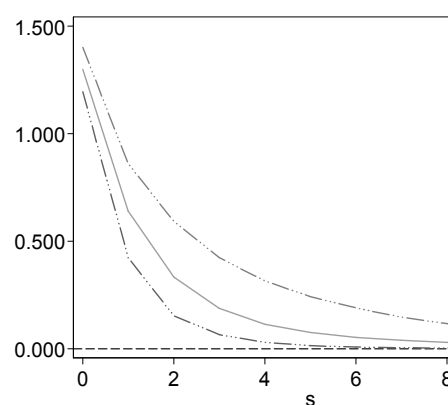
图 1 lpgdp 对各种冲击的累积响应

图 1 反映了 lpgdp 对各因素冲击的累积响应。沿线国家人均实际 GDP 对数 (lpgdp) 仅对自身 (lpgdp, 图 1-A 所示) 及中国

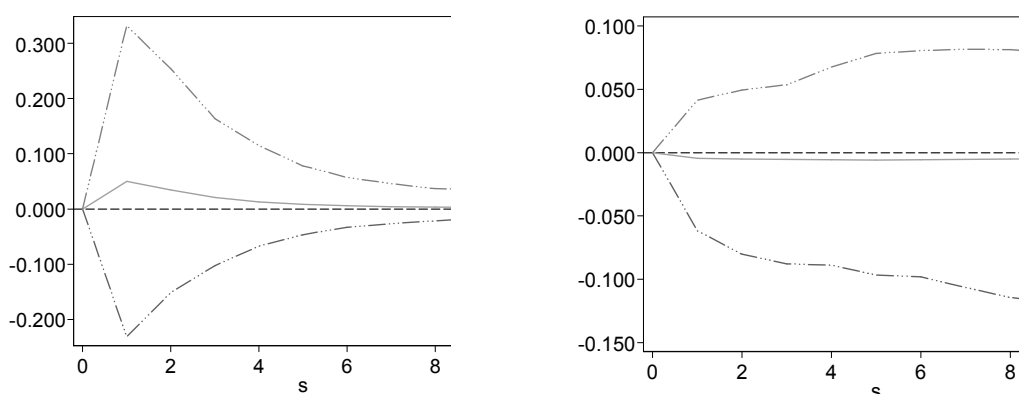
向沿线国家直接投资总额对数 (lcofdi, 如图 1-B 所示) 的冲击作出显著反应, 而对沿线国家向中国直接投资 (lcfdi) 及沿线国家产业结构 (rr) 的反应不显著。进一步地, lpgdp 冲击对自身总体来看存在正向影响, 这种累积影响是逐年递减的。具体来说, 面对 lpgdp 一个单位变动的冲击, 到第 0 期的反应为 0.0317, 到第 5 期的反应为 0.0096, 到第 10 期的反应为 0.0030, 因为 lpgdp 的标准差为 1.3286, 换算成标准差的变动则分别为 0.0239、0.0072、0.0023 个标准差。另一方面, lcofdi 冲击对 lpgdp 总体上存在正向影响, 这种影响呈现“倒 U 型”。针对 lcofdi 一单位的变动, lcofdi 对 lpgdp 在第 0 期的影响为 0, 到第 3 期的影响增大为 0.0062, 相当于 0.0047 个标准差, 达至峰值, 其后不断下降, 到第 7 期以后随之减弱为不显著。也就是说, lcofdi 冲击对 lpgdp 的影响具有一定的持续性, 能持续 7 年左右的时间。从这个角度分析, 中国向沿线国家的直接投资推动沿线国家经济增长效应具有持续性, 能显著影响未来 7 年该国的经济增长。



A.IRF of lcofdi to lpgdp



B.IRF of lcofdi to lcofdi



C.IRF of lcofdi to lcofdi

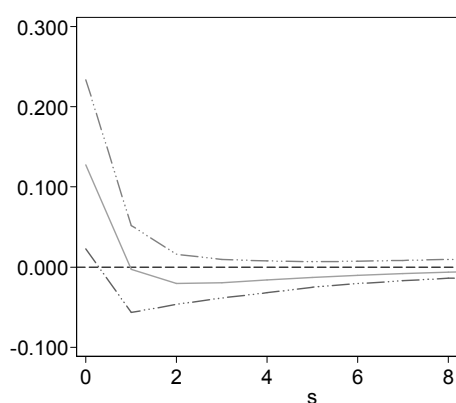
D.IRF of lcofdi to rr

注：横轴表示冲击的滞后期数（年），中间曲线为脉冲响应函数曲线，两侧为 95%置信区间。

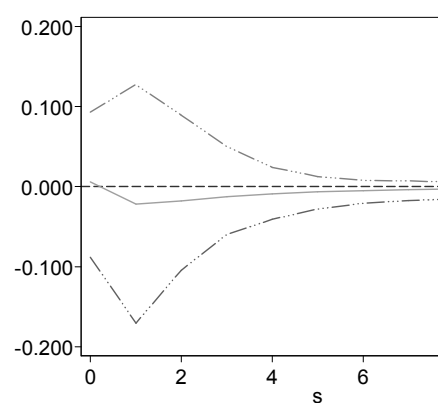
图 2 lcofdi 对各种冲击的累积响应

图 2 呈现了 lcofdi 对各因素冲击的累积响应。中国向沿线国家直接投资总额对数（lcofdi）对沿线国家人均实际 GDP 对数（lpgdp，如图 2-A 所示）及其自身（lcofdi，如图 2-B 所示）的冲击作出显著反应，而对沿线国家向中国直接投资（lcofdi）及沿线国家产业结构（rr）的反应并不显著。lpgdp 冲击对 lcofdi 存在正向影响，这种累积影响也具有一定的持续性，且逐年递减。具体来说，面对 lpgdp 一个单位变动的冲击，在 10 年内仍对 lcofdi 变动产生显著的影响，lcofdi 在第 0 期的反应为 0.2421，到第 5 期的反应为 0.1115，到第 10 期的反应为 0.0354，由于 lcofdi 的标准差为 2.6596，换算成标准差的变动则分别为 0.0910、0.0419、0.0133 个标准差。从这个角度分析，对外直接投资以企业为主体，在考虑是否在沿线国家投资，中国企业会以东道国十多年的经济发展情况作为重要的参考因素。另一方面，lcofdi 冲击对 lcofdi 总体上也存在正向影响，这种影响也逐年递减。针对 lcofdi 一单

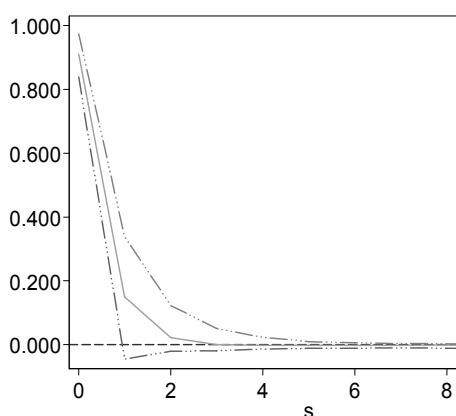
位变动的冲击, $lcofdi$ 冲击在第 0 期的影响为 1.2998, 到第 5 期的影响为 0.0752, 到第 10 期的影响为 0.0178, 相当于 0.4887、0.0283 和 0.0067 个标准差。相比于 $lpgdp$ 冲击的影响, $lcofdi$ 冲击的影响的递减速度更快。



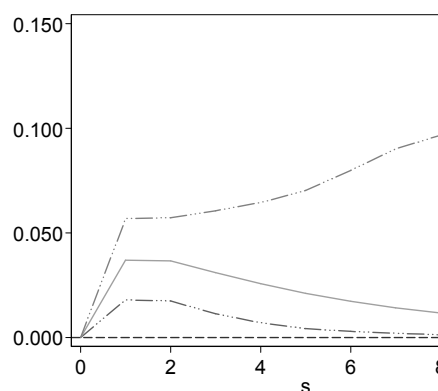
A.IRF of lcfdi to lpgdp



B.IRF of lcfdi to lcofdi



C.IRF of lcfdi to lcfdi



D.IRF of lcfdi to rr

注：横轴表示冲击的滞后期数（年），中间曲线为脉冲响应函数曲线，两侧为 95% 置信区间。

图 3 $lcofdi$ 对各种冲击的累积响应

最后分析 $lcofdi$ 对各因素冲击的累积响应。如图 3 所示, $lcofdi$ 仅对沿线国家产业结构 (rr) 的冲击存在持续的显著反应, 而对沿线国家人均实际 GDP 对数的冲击, $lcofdi$ 仅在第 0 期作出显著的

正向反应（如图 3-A 所示）；对自身的冲击， $lcfdi$ 仅在第 0 和 1 期作出显著的正向反应（如图 3-C 所示）。

五、结论与政策建议

“走出去”进行对外直接投资是中国积极参与全球经济治理，让中国的发展成果惠及全球的重要途径。“一带一路”沿线国家是中国对外直接投资重要区域，同时，共建“一带一路”是中国主动引领全球经济合作和参与全球经济治理的重要平台和试验模式。以“一带一路”沿线国家为研究对象，本文构建 PVAR 模型，重点分析中国向沿线国家对外直接投资与沿线国家人均实际 GDP 的互动关系，结果表明：

中国向沿线国家的直接投资在统计上显著促进了沿线国家的经济增长，具体为中国向沿线国家直接投资增长 1%，平均约能促进沿线国家人均实际 GDP 增长 0.002%-0.005%。自 2003 年以来，在控制其他因素不变的情况下，中国向沿线国家的直接投资合共促进沿线国家人均实际 GDP 增长约为 2%，对沿线国家的经济增长贡献率也不足 8%。沿线国家自身的经济状况是其经济增长的重要源泉，中国对外直接投资推动沿线国家经济发展的效应有待加强。中国向沿线国家的直接投资对沿线国家经济增长的推动作用具有一定的持续效应，一旦中国向沿线国家进行直接投资，能影响到该国未来 7 年左右的经济增长，该影响在 2-3 年后达到峰值。沿线国家的经济发展情况是中国向沿线国家进行直接投资的重要考虑因素，沿线国家经济运行情况越好，越吸引中国的投资，具体为，沿线国家的人均实际 GDP 增长 1%，中国向沿线国家的直接投资将提高 3.65%。这种影响效应同样具有持续性，能

存在 10 年左右,即中国企业决定是否向沿线国家投资及投资额的大小,一般会考虑沿线国家最近 10 年左右的经济发展情况。基于此,本文衍生出以下政策启示:

中国积极参与全球经济治理,需有大国担当,更强调中国对世界影响与贡献。本文的实证指出,中国向沿线国家的直接投资能在统计上显著拉动沿线国家的经济增长,这是中国对世界的影响与贡献的验证。中国未来积极影响、引领与推动建立更加公正合理的国际新秩序,首要树立负责任发展中大国形象,更多地提供全球公共品。共建“一带一路”是中国与世界深度互动的新型链接范式,是中国展现良好国际形象的重要平台。在积极推动“一带一路”建设过程中,通过外交、经济建设等途径,宣示中国式“共生、共济、共荣”的治理理念,强调共建“一带一路”是平等互利、合作共赢的“利益共同体型”新型经济关系,充分体现经济合作的包容性和开放性,从而避免大国对抗和零和博弈的历史覆辙。

制定“走出去”规划,积极推动企业“走出去”。中国对世界的贡献,首先是经济发展的贡献。对外直接投资是中国让世界各国搭乘中国发展的“快车”,积极推动和谐世界建设的重要手段。然而,本文的实证同时指出,中国的直接投资虽然能推动沿线国家经济增长,但贡献率不足 8%,总体贡献仍有待提高。在未来的发展中,中国需借助于共建“一带一路”平台,鼓励企业到沿线国家投资。虽然中国对外直接投资正进入快速增长阶段,但中国仍需进一步完善海外投资法律、改进政策支持措施、改善金融支持环境、简化审批手续等。企业应紧跟政策导向,积极开

拓海外市场。要把握各国大力发展基础设施建设急需资金和技术支持的时机，充分发挥经验技术优势，以“一带一路”建设为先导，以亚洲基础设施投资银行、丝路基金为后盾，大力推进区域互联互通等战略项目。

政府与企业共建风险评估体系与风险防控机制。虽然本文的实证指出，企业在考虑是否进行对外投资时，会综合考虑东道国最近十多年的经济发展情况，但随着中国企业“走出去”的热潮，境外投资面临的风险也在累积，企业“走出去”正步入风险高发期。在政府层面，要按照市场导向和自主决策原则，切实加强对境外投资的宏观指导，加强基础工作，建立预警制度，强化监管措施，引导企业有序到境外开展投资合作；在社会层面，要努力培育中国本土的风险评估机构，为企业“走出去”提供风险评估服务；在企业层面，中国企业应总结经验教训，加大吸引海外高端人才的力度，切实遵守所在国的法律法规，尊重当地的文化、宗教和习俗，保护生态环境，积极履行社会责任。同时，共建“一带一路”也并不是对外援助，除利益共享外，还要风险共担。加强对潜在风险和防范风险措施的研究，将是共建“一带一路”亟待解决与深究的话题。

注释：

①参见习近平：守望相助，共创中蒙关系发展新时代——在蒙古国国家大呼拉尔的演讲，
http://news.xinhuanet.com/world/2014-08/22/c_1112195359.htm（访问时间 2015-06-01）

②2006年4月，新加坡著名经济学家陈光炎在《联合早报》

撰文指出，中国的发展对世界不是威胁，而是机遇与贡献。详见《新加坡经济学家提出“中国贡献论”》，搜狐新闻网，<http://news.sohu.com/20060405/n242649621.shtml>（访问时间 2015-05-25）

③时间序列的 VAR 模型的应用可谓汗牛充栋，例如，林江等（2011）利用 1998 年第一季度到 2008 年第四季度数据，验证了经济增长率、吸引 FDI 量和外贸依存度三者的相互影响关系。

④事实上，不少文献（傅元海等，2010；刘宏和李述晟，2013）均验证了外国对中国的直接投资，即中国吸收的外国直接投资与中国的经济状况因素存在相互促进的影响，但本文 PVAR 的模型设定并没有加入有关中国国内经济状况的变量（例如，中国的人均实际 GDP、中国的产业结构）。这是因为，中国国内经济状况的变量对于沿线国家而言，只随时间变化，不随国家变化的，在 PVAR 模型中通过剔除个体固定效应，中国经济增长的变量就会被去除。

⑤由于时间序列分析多以个体加总后的宏观资料为基础，因此其背后隐含了一个很强的条件，即所有个体具有同质性，这也是 PVAR 模型区别于单纯的 VAR 模型的主要特征所在。

⑥具体的方法与步骤，请参看 Love and Zicchino（2006）和连玉君（2009）。

⑦这 55 个国家包括：蒙古、俄罗斯、印度尼西亚、泰国、马来西亚、越南、新加坡、菲律宾、缅甸、柬埔寨、老挝、文莱、乌克兰、白俄罗斯、格鲁吉亚、阿塞拜疆、印度、巴基斯坦、孟加拉国、斯里兰卡、阿富汗、尼泊尔、沙特阿拉伯、阿联酋、阿

曼、伊朗、土耳其、以色列、埃及、科威特、伊拉克、卡塔尔、约旦、黎巴嫩、巴林、也门、叙利亚、巴勒斯坦、波兰、罗马尼亚、捷克、斯洛伐克、保加利亚、匈牙利、拉脱维亚、立陶宛、克罗地亚、阿尔巴尼亚、塞尔维亚、马其顿、哈萨克斯坦、乌兹别克斯坦、土库曼斯坦、吉尔吉斯斯坦、塔吉克斯坦。

⑧事实上,可以在本文构建的 PVAR 模型上加进更多的变量,即认为更多的变量间存在相互影响,然而,这样做会损失大量的自由度,并不能很好地突出本文关注的中国对外直接投资与沿线国家经济增长的关系。另一方面,本文的 PVAR 模型同时控制了个体和时间固定效应,即同时捕捉了只随个体变化,不随时间变化的因素,以及只随时间变化,不随个体变化的因素,也在一定程度上控制住了其他因素的影响。

⑨由于部分国家在部分年份的上述四个变量中数据有缺失,故本文采用的数据 55 个国家在 2003-2013 年的是非平衡面板数据。

参考文献

傅元海,唐未兵,王展祥.2010.FDI 溢出机制、技术进步路径与经济增长绩效[J].经济研究(6).

广东国际战略研究院课题组.2014. 中国参与全球经济治理的战略:未来 10~15 年[J].改革(5).

贾妮莎,韩永辉,邹建华.2014.中国双向 FDI 的产业结构升级效应:理论机制与实证检验[J].国际贸易问题(11).

姜巍,傅玉玢.2014.中国双向 FDI 的进出口贸易效应:影响机制与实证检验[J].国际经贸探索(6).

李磊,郑昭阳.2012.论中国对外直接投资是否为资源寻求型[J].国际贸易问题(2).

李青,黄亮雄.2015.中国的产业结构调整与全球经济失衡治理[J].国际经贸探索(1).

李艳丽,2010.FDI 对国内投资的挤入挤出效应——基于地区差异及资金来源结构视角的分析[J].经济学动态(10).

连玉君.2009.中国上市公司投资效率研究[M].北京:经济管理出版社.

林江,孙辉,黄亮雄.2011.中国经济有外向路径依赖吗?——对 Gao 假说的检验及解释[J].广东社会科学(4).

刘宏,李述晟.2013.FDI 对我国经济增长、就业影响研究——基于 VAR 模型[J].国际贸易问题(4).

刘辉煌,余昌龙,马添冀,江航翔.2009.FDI 技术外溢、技术差距与经济增长的非线性关系[J].金融研究(9).

郭熙保,罗知.2009.外资特征对中国经济增长的影响[J].经济研究(5).

裴长洪.2014.全球经济治理、公共品与中国扩大开放[J].经济研究(3).

曲博.2010.金融危机背景下的中国与全球经济治理[J].外交评论(6).

王永钦,杜巨澜,王凯.2014.中国对外直接投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋[J].经济研究(12).

姚树洁,冯根福,韦开蕾.2006.外商直接投资和经济增长的关系研究[J].经济研究(12).

“中国 2020”课题组.2013.2020:中国在世界定位[J].国际经济评论(3).

Alfaro, L., A.Chanda, S. Kalemli-Ozcan and S. Sayek.2004. FDI and Economic Growth: the Role of Local Financial Markets[J].Journal of International Economic Amsterdam, 64(1):89-112.

Arellano,M., O.Bover,1995. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models[J]. Journal of Econometrics 68: 29-51.

Arellano, M. , S. Bond,1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J]. The Review of Economic Studies 58:277-297.

Balasubramanyam,V. N., M.Salisu, D.Sapsford,1996.Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries[J].Economic Journal 106:92-105.

Blundell, R. , S. Bond,1998.Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel-data Models[J]. Journal of Econometrics 87:115-143.

Borensztein, E.J. De Gregorie, J.and Jong -Wang, L., 1998. How Does FDI Affect Economic Growth?[J]. Journal of International Economics, 45(1):115-135.

Djankov, S. and Hoekman, B. 1999. Foreign Direct Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises[J]. World Bank Economic Review, 14(1):49-64.

Easterly W. 1993.How Much Do Distortions Affect Growth?[J]. Journal of Monetary Economics,32(2):187-212.

- Ghatak, A. 2007. Foreign Direct Investment and Economic Growth: Some Evidence from Across the World[J]. *Global Business & Economics Review*, 9(9):381-394.
- Gilchrist, S., C.Himmelberg,1998.Investment, Fundamentals and Finance[J].,NBER Macroeconomics Annual 13:223-262.
- Holtz-Eakin, D., D. Joulfaian, H. Rosen, 1994.Sticking it Out: Entrepreneurial Survival and Liquidity Constraints[J].*Journal of Political Economy* 102:53-75.
- Kawai, H., 1994.International Comparative Analysis of Economic Growth: Trade Liberalisation and Productivity[J].*Developing Economies*,17(4):373-397.
- Kneller, Richard, and M. Pisu.2007. Industrial Linkages and Export Spillovers from FDI[J]. *World Economy* 30:105-134.
- Love, Inessa, Lea Zicchino, 2006. “Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR[J].*The Quarterly Review of Economics and Finance* 46:190-210.
- Mottaleb, K. A. 2007. Determinants of Foreign Direct Investment and its Impact on Economic Growth in Developing Countries[J].*Mpra Paper*, 4: 369-404.
- Xu, Bin.2000. Multinational Enterprises, Technology Diffusion, and Host Country Productivity Growth [J].*Journal of Development Economics*,62(2):477-493.
- Young S.and Lan P.1997.Technology Transfer to China through Foreign Direct Investment[J].*Regional Studies*,31(7):669~679.

云山沙龙

云山学术沙龙第 170 期、欧洲论坛第 51 期 欧盟的外交政策

2017 年 5 月 9 日，比利时鲁汶大学“让·莫内”教授斯蒂芬·柯克莱勒（Stephan Keukeleire）在广东战略研究院 304 会议室做了“欧盟的外交政策”主题讲座，就当今欧洲及欧洲一体化的危机和挑战问题展开讨论。讲座由欧洲研究中心研究员凯撒博士主持。



柯克莱勒教授首先阐述了欧盟的外交政策，他指出，欧盟的外交政策既不具有排外特性又不包含所有方面，而是每个成员国拥有自己特定的外交政策。但是最重要的是，成员国必须加强在

外交政策方面的系统性合作从而形成统一的欧盟外交政策。在英国脱欧的背景下，欧盟在实行自己的外交政策时可能遭到成员国意见不统一以及多种外交价值观的竞争。最后，柯克莱勒教授和同学们探讨了“一带一路”背景下的欧中关系、欧盟对“一带一路”的态度以及“一带一路”对欧盟的影响。



欧洲的移民和认同

2017年5月10日,比利时鲁汶大学彭静莲教授在广东外语外贸大学北校区第六教学楼B415做了“欧洲的移民和认同”的主题讲座,就当今全球化和移民化时代下欧洲民族主义崛起问题展开讨论。讲座由欧洲研究中心研究员凯撒博士主持。



彭静莲教授首先阐述了各个时期的移民情况以及移民所带来的挑战,详细讲解了移民对文化、社会、经济、政治和安全的影响。她指出移民存在的问题,移民现象会弱化原有的规范和价值观,会挑战以往的惯例;移民会对国家的教育、健康保障、交

通和公共安全带来负担；移民究竟是财富还是负担尚需观察；政府精英面对移民缺乏自信；犯罪及恐怖主义往往和移民联系在一起。然后，彭静莲教授谈到地方、地域、国家和超国家的不同层次的身份认同，并提出欧洲当下的挑战是：在一体化和全球化不断的深化的时代，欧洲如何走出民族主义崛起的困境。最后彭静莲教授同在场人员就加拿大的移民政策及措施、欧洲老龄化问题、法国新政府是否能够振兴法国经济和欧洲移民下一代的身份认同问题进行了交流。



尼泊尔专家谈“一带一路”中的尼泊尔与中印关系

2017年5月17日，云山学术沙龙第172期在广东国际战略研究院304会议室举行。此次沙龙的主题是：尼泊尔与中印关系：一带一路视角，主讲嘉宾是尼泊尔国际问题研究所所长、尼泊尔国家议会国际关系办公室执行委员 Chauyen Lai Shrestha。沙龙由周方银教授主持。



Chauyen Lai Shrestha 所长介绍了中国和尼泊尔的关系演变，深入地讲解了中国一带一路倡议对周边国家的影响。他结合参加近日在北京举行的“一带一路”国际合作高峰论坛的见闻，对尼泊尔与中印关系进行了解读。

与会人员与 Chauyen Lai Shrestha 所长围绕中国企业在尼泊尔投资需要注意的风险、机遇和挑战，尼泊尔与中印关系、学术交流，民间交往、教育合作等进行了充分的交流。

中国企业走向印度市场的前景

2017年5月24日，云山学术沙龙第173期在我院304举行。本期沙龙主题为“中资企业投资印度：机遇与挑战”，主讲嘉宾是广州茂沃挂车实业有限公司总经理李森磊。沙龙由周方银教授主持。



李森磊首先介绍了个人就职经历，接着他从政治、经济角度分析了印度的宏观经济背景以及中资企业在印投资前景。

他以中联重科为例详谈其进入印度市场的历程，介绍了中联重科海外市场的运营模式和本地化进程。针对企业可能遇到的挑战，他指出主要包括市场、资金、法律和文化等内容。例如印度在电力、交通等基础设施方面薄弱、外汇波动大、税务体系繁杂和人员流动大等。他指出中国企业在印度投资机遇主要有三项：人口红利、经济好转、莫迪新政下较大的市场空间。

交流提问环节，李森磊就印度教派冲突是否会对经济造成影响、在印中资企业是否存在同质化、IT行业知识产权法律是否完备、印度本土对中国商品隐性抵制问题等与参与人员进行了交流。

三、对外交流

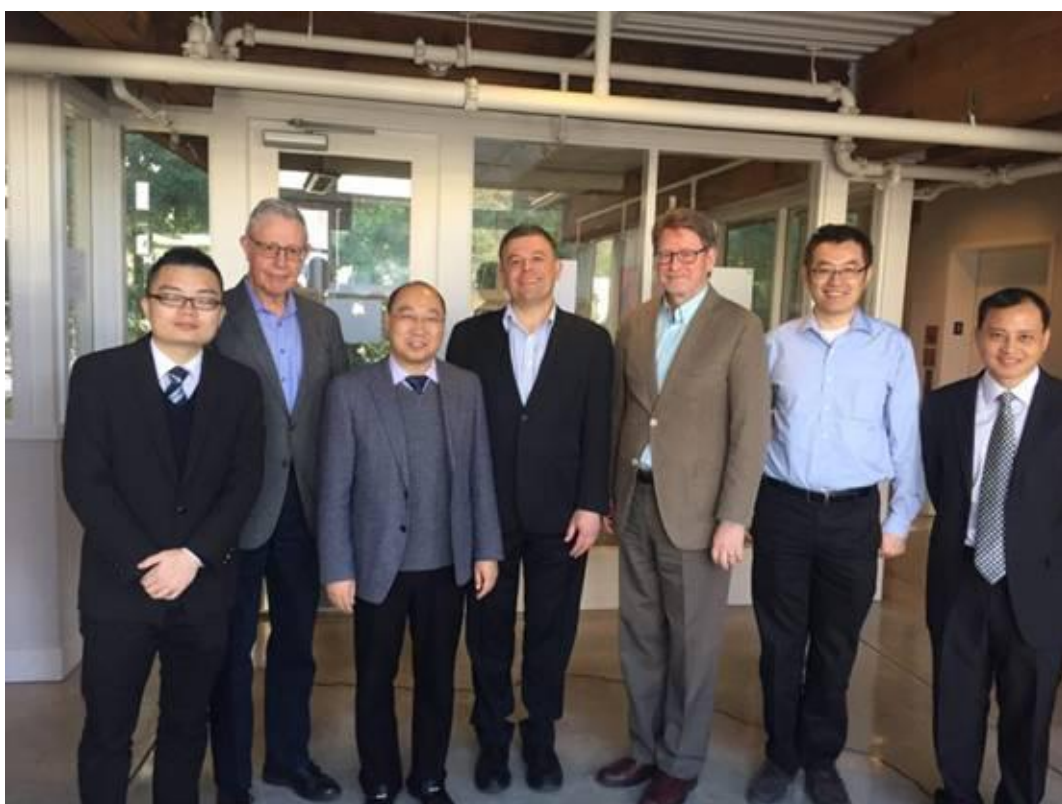
国际战略研究院一行赴加拿大开展专项调研

为落实广东国际战略研究院与国际知名高校及研究机构的战略合作、筹办 21 世纪海丝国际智库论坛，4 月 28 日至 5 月 1 日，战略研究院副秘书长曾楚宏教授、副教授程永林、研究员韩永辉一行赴加拿大顶尖高校英属哥伦比亚大学、多伦多大学进行专项调研。



调研组先后与英属哥伦比亚大学亚洲研究院院长 Yves Tiberghien 教授、副院长 Brian Job 教授，中国研究中心主任 Tim

Cheek 教授和副主任李晓隽教授、中加事务委员会秘书长李浩忱博士，多伦多大学 G20 研究中心主任 John Kirton 教授、执行主任 Madeline Koach 博士、G20 研究中心部分成员，就中加自贸区谈判与双边省区经贸合作、加拿大对华政策与战略、亚太地区安全与经济合作、全球贸易与金融治理等议题，展开了深入交流与精彩讨论。



刘继森出席2017年中国-东盟思想库网络基地联席会议

2017年5月16-17日,我院副秘书长刘继森教授代表广东基地,出席了由外交学院主办、贵州大学东盟研究院和贵州大学中国-东盟教育培训中心承办、在贵州大学中国文化书院举行的2017年中国-东盟思想库网络基地联席会议。



与会人员合影

本次會議的主題為“全球化背景下東盟一體化：東盟成立50周年回顧與展望”。來自中國社會科學院亞太與全球戰略研究院、中國現代國際關係研究院、中國國際問題研究院亞太研究所、外交學院亞洲研究所、廣州航海學院、廣西大學中國-東盟研究院、廈門大學南洋研究院、廣東外語外貿大學廣東國際戰略研究院、雲南大學國際關係研究院、貴州大學東盟研究院、貴州大學中國-東盟教育培訓中心等單位的30多位專家學者參加了會議。

外交学院副院长江瑞平代表主办方、贵州大学东盟研究院院长任钢建代表承办方在开幕式上致辞。江瑞平在致辞中从国际层面、东盟自身层面和中国层面三个维度分析了可能对中国-东盟关系尤其是经济关系可能带来影响的因素，并对未来中国-东盟关系的发展趋势和变化作了展望。任钢建分析了在“一带一路”背景下中国与东盟关系发展的机遇和挑战。

在形势与政策研讨环节，每个基地代表围绕主题作了发言，刘继森代表广东基地作了题为“中国-东盟产能合作展望”的发言。

在基地工作交流环节，各基地代表介绍基地发展情况，探讨基地间合作的路径。刘继森向与会代表汇报了广东基地过去三年所做的工作，并提出利用互联网+基地模式经营好中国-东盟思想库网络的建议。

江瑞平在会议总结时指出：本次会议取得若干共识，包括信息平台建设、项目成果认定机制、比较通畅的成果上报渠道、课题申报、形势通报会、年度基地联席会议和成立基地联盟并以联盟的名义赴海外调研。

下届基地联席会议将由广州航海大学承办。

赵卫华出席上海论坛



应复旦大学中国与周边关系研究中心邀请，广东国际战略研究院副教授赵卫华5月27日至29日参加了在复旦大学举办的上海论坛，并在中国—东盟关系分论坛上作了题为《中国—东盟在“一带一路”倡议过程中的经贸问题：以中越经贸关系为例》的学术演讲。此次分论坛的主题为《转型中的中国与东盟关系：分歧管控与合作共赢》，邀请了二十余名中国和东盟学者的参会。

◆ 外交部双月务虚会

2017年5月7-8日,《战略决策研究》执行主编周方银教授参加外交部双月务虚会

◆ 《编印山西省重点行业国际产能合作规划》项目投标

2017年5月8-9日,广东国际战略研究院科研秘书张健参加《编印山西省重点行业国际产能合作规划》项目投标

◆ 2017 第八届中国数据库技术大会

2017年5月10-13日,广东国际战略研究院研究员胡仁杰博士参加2017第八届中国数据库技术大会

◆ 全国高校国际贸易学科协作组论坛

2017年5月19-21日,广东国际战略研究院研究员程永林副教授参加全国高校国际贸易学科协作组论坛

◆ 《中国工业经济》高端前沿论坛(2017春季)

2017年5月26-30日,广东国际战略研究院研究员黄亮雄副教授参加《中国工业经济》高端前沿论坛(2017.春季)

四、智库资讯

（来源：《光明日报 智库版》大事记（2月-4月））

- 2月3—5日，由中国社会科学院经济学部、科研局、智库建设协调办公室主办的“2017年经济形势座谈会”在京举行。
- 2月6日，中央全面深化改革领导小组第三十二次会议审议通过《关于社会智库健康发展的若干意见》。
- 2月16日，中国社科院国家高端智库建设工作会议在京举行。
- 2月17日，由中国社会科学院国际研究学部、中国社会科学院科研局主办的“国际研究领域的重大理论与现实问题”学术研讨会在京举行。
- 2月17日，江苏青年智库学者培训班暨“两聚一高”智库沙龙在南京举行。
- 2月18日，《国家智库》编辑部、上海大学智库产业研究中心联合发布2016年中国智库十大事件。
- 2月20日，上海社会科学院智库研究中心发布《2016年中国智库报告》。
- 2月22日，中国与全球化智库发布《抓住美国移民收紧机遇 更加开放国际人才政策》报告。
- 2月23日，中国科协调宣部与中国科协创新战略研究院联合召开2017年度智库建设工作研讨会。
- 2月23—24日，由国务院发展研究中心主办的2017年全国政策咨询工作会议在深圳召开。
- 2月23—24日，“一带一路”智库合作联盟理事会第三次会议暨专题研讨会在京举行。

- 2月25日，由中国行政体制改革研究会编写、商务印书馆出版发行的《中国改革与发展热点问题研究（2017）》在京发布。全书分为全面建成小康社会、供给侧结构性改革、行政体制改革、社会建设四大板块，力求服务“十三五”规划目标实现。该书认为，全面建成小康社会之时，中国社会治理及其社会状态将在“和谐社会”“平安社会”“信用社会”“法治社会”“健康社会”“幸福社会”以及“社会治理现代”等七个方面呈现更加显著的建设成效。
- 2月26日，由中国区域科学协会、中国区域经济学会、国家发展改革委国际合作中心共同发起举办的“中国区域经济50人论坛”成立大会暨第一次研讨会在京举行。
- 2月27日，全国党建研究会第六届理事会召开第二次全体会议，会议强调充分发挥党建高端智库作用，努力推进党建理论和实践创新。
- 2月27日，中国（海南）改革发展研究院在京举办“建立城乡一体化土地市场”专家座谈会。
- 2月28日，中国国际经济交流中心与新华社高端智库联合主办的“国际经济形势跟踪研究”专题研讨会在京举行。
- 2月28日，《智库理论与实践》第一届编委会第二次会议暨《智库理论与实践》创刊一周年学术座谈会在京举办。
- 2月28日，中国人民大学国家发展与战略研究院发布《“一带一路”沿线重要节点国家的定位》报告。
- 2月28日，“福建省高校特色新型智库”揭牌仪式暨华侨大学智库建设工作研讨会在厦门召开。
- 3月1日，由中国社会科学院世界社会主义研究中心、社会科

学文献出版社共同举办的《2016—2017 世界社会主义黄皮书》发布暨“准备进行具有许多新的历史特点的伟大斗争与世界格局”学术研讨会在京举行。

- 3月1日，中国社会科学院中俄战略协作高端合作智库揭牌仪式暨第一届理事会会议在京举行。
- 3月1日，由同济大学国家创新发展研究院、上海市高校智库研究和管理中心主办的上海高校智库第16期战略思想沙龙“一带一路”议题研讨会在上海举行。
- 3月3日，中国科学院科技战略咨询研究院召开主题为“反思、总结、前瞻”的中长期规划研讨会。
- 3月3日，由同济大学市场经济研究所义乌研究中心和义乌市归国华侨联合会共同主办的“同心智库”世界“小商品之都”建设专题研讨会在义乌举行。
- 3月9日，支持中国人民大学智库建设捐赠仪式暨“全球治理与中国智库建设”研讨会在京举行。
- 当地时间3月10日，由中国社会科学院与肯尼亚非洲政策研究所联合主办的“投资软实力：中非智库合作”研讨会在肯尼亚首都内罗毕开幕。
- 3月11日，第二届“智库发展与舆论传播”研讨会暨中国人民大学国家发展与战略研究院英文网站上线仪式在京举办。
- 3月11日，上海社会科学院联合社科文献出版社在京发布《国际城市蓝皮书：国际城市发展报告（2017）》。该书以“丝路城市走廊”为年度主题，提出随着“一带一路”由倡议变为行动，沿线地区迫切需要确定战略支点，走“选点”“串轴”“结网”进而“拓面”拉动全局的路径。

- 3月17日，上海社会科学院软实力研究中心成立仪式暨“一带一路”软实力研究论坛在上海举行。
- 3月18日，北京大学城市治理研究院在京成立。
- 3月22日，由金砖国家智库合作中方理事会和中国人民大学联合主办的“深化金融合作共促金砖发展”金砖国家智库研讨会在京举行。
- 3月22日，中国人民大学国家发展与战略研究院在京发布《北京市城市生活垃圾焚烧社会成本评估报告》，对北京市目前运营的三座焚烧厂和规划中的八座焚烧厂生活垃圾焚烧的社会成本进行评估。
- 3月22-24日，“一带一路”外交部南亚宣讲团访问尼泊尔，多名中方智库专家就“一带一路”倡议及南亚地区合作等问题与尼泊尔各界代表进行了交流。
- 3月24日，由中国浦东干部学院、光明日报社、上海社会科学院联合主办的“中国特色新型智库建设高层论坛2017”在上海举行。
- 3月25日，国研智库大讲堂2017年首讲暨国研智库数字广播平台——国研智库之声启播仪式在国研智库创新科学园举行。
- 3月26日，中国与全球化智库（CCG）在博鳌亚洲论坛2017年年会上主持了“华商领袖与华人智库圆桌会议”。
- 3月28日，由“一带一路”百人论坛研究院编写的《“一带一路”年度报告：行者智见（2017）》在京发布。
- 3月30日，国家新闻出版广电总局首批新闻出版业科技与标准重点实验室“新闻出版大数据用户行为跟踪与分析实验室”及“国家新闻出版广电总局新闻出版大数据应用重点实验室合作联盟”签约仪式在京举行。实验室定位于针对新闻出版用户

行为跟踪大数据进行学术研究和技术研发应用,建立出版物传播与营销领域数据分析与应用标准体系,为政府文化决策及行业发展提供智库服务。

- 3月30日,电力规划设计总院在京发布《中国能源发展报告2016》,该报告是电规总院作为能源专业型智库出版的首部能源发展报告,也是国内首份以大能源观视角完成的年度报告。
- 4月7日,由光明日报智库研究与发布中心、上海社会科学院、南通大学共同主办的第三届长江经济带发展论坛暨长江经济带绿色发展学术研讨会在江苏南通举行。
- 4月7日,福州市决定建立法律顾问智库,旨在为规范政府法律顾问工作提供智力支撑。
- 4月8—9日,以“文化自信与大学之道”为主题的中国高等教育学会大学文化研究分会成立大会暨大学文化高层论坛在京召开,该分会旨在成为我国大学文化研究与建设的高端智库。
- 4月9日,由国家战略研究院承办的“加快建立军民融合创新体系”研讨会在京举行,研讨会倡议成立“中国军民融合智库联盟”,建设公益性、开放性、共享性的国家级智库合作平台。
- 4月9日,中国与全球化智库在京主办第三届中国与全球化圆桌论坛。
- 4月11日,由重庆日报报业集团主办、重庆商报社等机构联合运营的重庆新媒体智库成立。
- 4月12—13日,以“聚全球人才智力提升城市生长力”为主题的“2017国际城市管理青岛年会”在青岛召开。新型智库“中国政法大学—国际城市管理协会青岛研究院”同期正式启动。

- 4月14日，由中国作协、浙江省作协和杭州市文联合作建立的“中国作协网络文学研究院”在杭州成立。研究院旨在聚集网络文学界权威专家，建设网络文学业态和产业智库。
- 4月18日，光明日报社宣布启动思想理论融媒体传播工程，光明智库同时揭牌。国务院研究室原党组书记、主任魏礼群，中共中央党史研究室副主任冯俊等46位专家受聘组成光明智库学术委员会。
- 4月22日，教育智库与教育治理研究评估中心成立大会在武汉召开，该中心由华中师范大学与长江教育研究院共建，旨在开展教育智库指数研究、教育智库评价研究、教育调查及教育政策研究，并定期公布全国教育智库排名情况。
- 4月23日，山东青岛西海岸新区成立新型智库“国家新区研究院”，旨在探索研究全国国家级新区的发展规律、方向、途径等重大战略问题，为国家级新区创新发展提供决策咨询。
- 4月23日，第六期钱学森论坛“钱学森智库助推雄安发展”在京举行。
- 4月24日，中国首家在欧洲独立注册的智库“中国—中东欧研究院在匈牙利科学院”揭牌成立。
- 4月24日，“2017高校新型智库建设与创新”学术研讨会暨福建省社会科学界学术年会在福州举行。
- 4月26日，国家发展改革委产业经济与技术经济研究所发布《中国产业发展报告：2017》。报告认为，我国产业已经具备迈向中高端水平、实现由大变强的基础条件和战略机遇。
- 4月27日，由中国社会科学院国家全球战略智库、光明智库、北京语言大学联合主办的“‘一带一路’沿线国家智库论坛：深化沟通与务实推进”国际研讨会在京举行。