

# 新兴经济体论坛

# 工作论文

(2016) 第 25 篇 (总第 62 篇)

2016 年 12 月 25 日

广东省新兴经济体研究会 朱基林 

---

## 中国对“一带一路”国家直接投资的共赢溢出效应实证分析

林乐芬 陈 燕

(南京农业大学金融学院财政金融研究中心, 210095)

**摘要:** 文章首先分析中国对外直接投资 (OFDI) 对中国与“一带一路”东道国共赢溢出效应的传导机制, 然后以 2003-2014 年“一带一路”33 个东道国 5 区域的数据为样本, 考察了中国的已有 OFDI 对“一带一路”国家经济增长影响。本文的实证结果发现, 中国已有 OFDI 对东道国经济产生正的溢出效应, Granger 检验验证了中国与东道国经济存在共赢溢出效应。同时, 本文在权衡潜在风险基础上计算比较中国未来 OFDI 对 33 个东道国 5 区域和中国预期收益率, 结果表明, 对中亚 5 国预期投资溢出效应最好, 对东南亚 11 国逆溢出效应最大。

**关键词:** 对外直接投资 (OFDI); “一带一路”; 共赢溢出效应; 逆溢出效应

## 一、引言

2015年习近平在亚太经合组织工商领导人峰会演讲中指出“两年来，‘一带一路’得到60多个国家和国际组织积极响应和参与，势头已起，效应初显。通过‘一带一路’建设，我们将开展更大范围、更高水平、更深层次的区域合作，共同打造开放、包容、均衡、普惠的区域合作架构”。2014年，中国共对全球156个国家和地区的6128家境外企业进行直接投资（OFDI），达1160亿美元，同比增长15.5%。其中金融类131.1亿美元，同比增长27.5%，非金融类1028.9亿美元，同比增长14.1%，与同期中国FDI仅差35.6亿美元，双向投资首次接近平衡，连续三年居世界第三位。2015年1-6月，中国境内投资者共对全球147个国家和地区的4018家境外企业进行了直接投资，累计实现非金融类对外直接投资560亿美元，同比增长29.2%。中国企业共对一带一路沿线的48个国家进行了直接投资，投资额合计70.5亿美元，同比增长22.2%，投资主要流向新加坡、印尼、老挝、俄罗斯、哈萨克斯坦、泰国等，“一带一路”战略的实施必将带来中国新一轮的对外投资热潮。

“一带一路”旨在实现互惠互利、互联互通的战略目的。一方面，中国通过“一带一路”战略进行基础设施投资，不仅满足东道国基础设施发展需求，而且有利于资本形成，补充资本供给用于增加出口贸易，拉动对东道国人力资源和自然资源的需求，在提高资源利用率的基础上提高生产能力，从而实现国民收入增长。另一方面，“一带一路”为中国原本闲置的产能和资金完成从低效益向高效益转变和解决能源需求提供了平台。同时东道国国民收入的提高带动进口增加，在“一带一路”背景下，中国与东道国贸易合作更紧密，意味着中国的出口将会扩大，在乘数机制作用下，中国国民收入水平可能进一步提高。

新兴发展中国家随着经济全球化也积极参与到国际直接投资的行列中，现实的需要推动了发展中国家对外直接投资理论的发展。Wells(1983)小规模技术理论认为发展中国家具有小规模生产技术、移民同源文化、低价产品营销等三方面的比较优势。Lall(1983)的技术地方化理论认为发展中国家企业国际竞争优势为适合东道国供求条件的营销管理技术、产品差异、低成本投入等，同时指出企业创新活动为竞争优势。Cantwell和Tolentino(1990)提出了发展中国家技术积累——技术改变演进理论，认为发展中国家企业通过学习吸收国外先进技术水平，推动产业结构与对外投资结构促动升级。Ozawa(1979)提出发展中国家从纯吸收外资国家演变成向海外投资的国家动机是保持本国经济竞争力不断增强的动态优势比较理论。关于中国对“一带一路”国家直接投资选择，葛玉柯(2009)认为中国对新加坡、印度尼西亚、马来西亚等东盟老成员国的投资存量更大。李东阳等(2013)认为中国与中亚5国具有一定相似性或较强互补性，中国对中亚5国直接投资，会更多地促进与其相关的地质勘查业等服务业的发展。胡颖等(2014)实证分析得出中国对塔吉克斯坦和吉尔吉斯斯坦的直接投资具有巨大的资本密集型产品出口促进作用，确保对资源领域的投资同时扩大对非资源领域的直接投资。

关于 OFDI 对东道国溢出效应,潘文卿(2003)对 1995-2000 年外商投资对中国工业部门外溢效应进行了初步分析,指出总体上外商投资对内资部门产出增长产生正向效应。杨林燕(2009)就中国企业对非洲主要国家的直接投资的动因、模式及其效应进行了研究,得出对中非双方经济与贸易发展产生了正效应影响的结论。关于 OFDI 对母国逆向溢出效应, Van Pottelsberghe 与 Lichtenberg (2001)在对 OECD 多国实证研究中得出,国外资本流入不产生溢出效应,反而国内资本流出存在反向溢出效应。Nigel 和 James(2003)运用 GMM 法对 1984~1992 年间英国制造业部门产业层面的数据实证分析,结果显示反向技术外溢。李梅(2010)计算出我国对外直接投资的国外研发资本溢出存量并进行实证分析,得出对外直接投资的逆向技术溢出效应可以促进中国全要素生产率的提高。

大多数国际直接投资互动效应理论是基于发达国家对外投资研究,对于广大发展中国家尤其像中国这样的新兴国家的理论和实证研究还比较少,在中国 OFDI 对中国及周边国家溢出效应及逆溢出效应方面的研究更少。2015 年实施的“一带一路”战略是中国今后的长期发展规划,那么,中国已有的 OFDI 对“一带一路”国家是否已经产生共赢的溢出效应?产生怎样的溢出效应与逆溢出效应?预期为中国未来带来多少经济收益?如何在潜在风险的考量下选择投资国使投资价值最大化?这些问题研究的紧迫性,将有助于下一阶段中国“一带一路”发展战略的顺利高效推进。

“一带一路”长期发展战略涉及沿线 60 多个国家,目前处于规划初期,最先涉及中国周边亚洲国家,基于预期规划实施,本文将重点分析中国周边基础设施亟待发展的北亚 2 国、东南亚 11 国、南亚 8 国、中东 7 国及中亚 5 国共 33 国与中国已有的直接投资贸易情况。

本文基于发展中国家对外直接投资理论和经济增长互动效应理论,根据 OFDI 双向溢出传导机制,通过广义矩估计实证分析中国的已有 OFDI 对“一带一路”国家经济增长影响,计算中国已有 OFDI 对东道国的投资乘数效应,预测中国未来投资对东道国及中国带来的经济互动收益,权衡潜在风险选择东道国及区域使其投资价值最大化,最后得出结论并提出相关建议。

## 二、传导机制与模型设定

### (一) 开放经济下的相互依存性分析

开放经济下,对一国产品的总需求是由私人消费、私人投资、政府支出、商品净出口构成,即  $Y_D = C + I + G + X - M$ ,其中贸易账户余额  $T = X - M$ ,国内吸收  $A = C + I + G$ 。

简单商品市场平衡条件为:国民收入等于对本国产品的总需求,即  $Y = Y_D = A + T$ ,  $Y_0 = [1/(s+m)](\bar{A} + \bar{T}) = \alpha(\bar{A} + \bar{T})$ ,其中  $\bar{A}$  为自主性吸收。 $\alpha$  为开放经济的投资乘数,  $s$  (边际储蓄倾向)  $= 1 - c$  (边际消费倾向),  $m$  为边际进口倾向,自主性吸收或自主性贸易余额的变动,将会以这一比例引起国民收入的相应倍数的变动。根据凯

恩斯的投资乘数理论，在一定的边际消费倾向下，新增加的一定量的投资经过一定时间后，可导致收入与就业量数倍的增加，或导致数倍于投资量的 GDP，即  $\Delta Y = \alpha * \Delta I$ 。

开放条件下各国经济存在密切联系，中国与东道国之间存在相互依存性。见图 1。

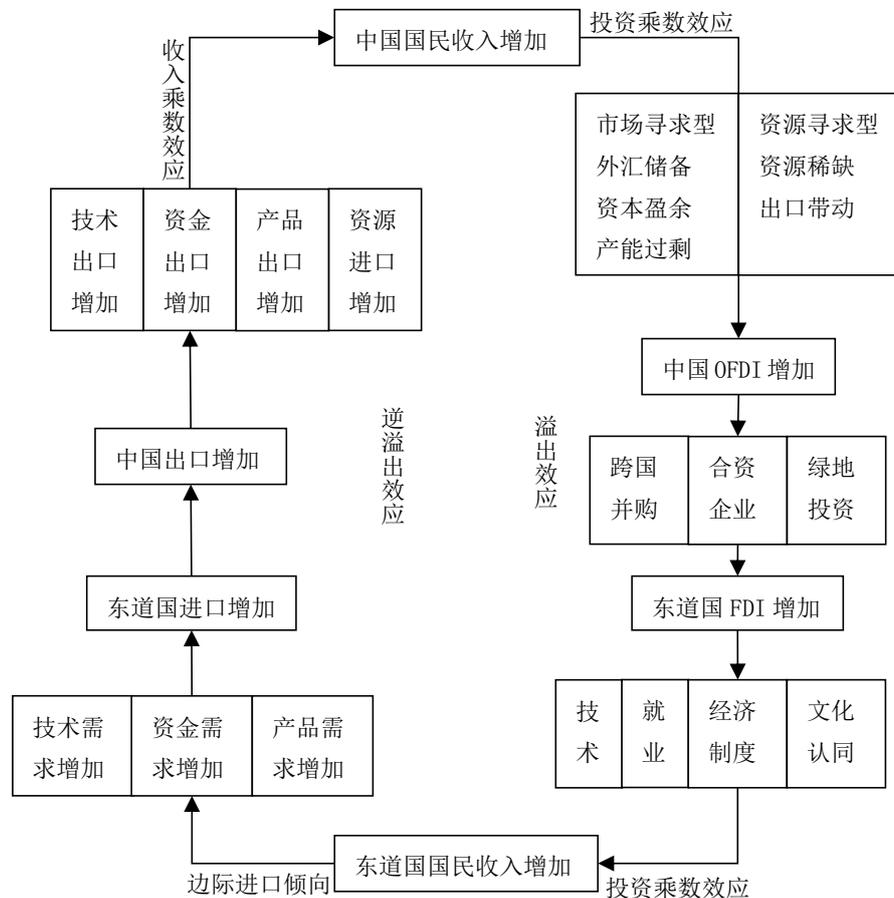


图 1 中国对“一带一路”国家直接投资的双向溢出效应

### 1. 开放经济的溢出效应

一国国民收入的变动，会通过直接投资渠道引起另一国收入的相应变动。即其他条件不变，溢出效应传导机制为：中国国民收入增加 ( $Y_{\text{中国}} \uparrow$ )  $\rightarrow$  中国对外直接投资增加 ( $\text{OFDI}_{\text{中国}} \uparrow$ )  $\rightarrow$  东道国外商直接投资增加 ( $\text{FDI}_{\text{东道国}} \uparrow$ )  $\rightarrow$  会因此带来东道国就业增加 ( $\text{就业}_{\text{东道国}} \uparrow$ ) 技术水平提高 ( $\text{技术水平}_{\text{东道国}} \uparrow$ ) 文化认同感提高 ( $\text{文化认同感}_{\text{东道国}} \uparrow$ ) 东道国国内投资增加 ( $I_{\text{东道国}} \uparrow$ ) 通过投资乘数效应 ( $\alpha_{\text{东道国}}$ )  $\rightarrow$  东道国国民收入数倍增加 ( $Y_{\text{东道国}} \uparrow \uparrow$ )，进而对东道国产生经济的溢出效应。

William(2010) 认为中国 OFDI 最初都是基于关键自然资源取得、外汇收入增加、东道国贸易壁垒规避、新兴市场及先进技术获得以及战略资产寻求的动因。Cheung 等(2011) 利用中国对非洲国家的 OFDI 数据研究认为，中国 OFDI 具有市场动机，资源寻求动机是最近趋势。中国面对发展中国家对外直接投资选择主要有两种，一种是由于外汇储备巨大、资本盈余、产能过剩对东南亚、南亚的市场寻求型，赵春明、吕洋(2011)认为中国

对东盟直接投资是以市场导向型为主，市场规模及基础设施建设水平是决定中国对其投资的显著因素。另一种是由于资源稀缺、出口拉动产出的资源寻求型，中国通过投资东道国转移过剩生产能力及进口资源，中国 OFDI 增加。Ken Davies (2010) 认为中国国内快速发展行业多数为能源项目，基于资源寻求动因，海外投资主要集中于能源、原材料等行业。FDI 的进入方式主要有三种，跨国并购、合资企业和绿地投资，中国 OFDI 进入东道国主要通过绿地投资，即跨国公司等投资主体在东道国境内依照东道国的法律设置的部分或全部资产所有权归东道国投资者所有的企业。

绿地投资会直接导致东道国生产能力、产出和就业的增长。绿地投资方式的 FDI 为东道国带来东道国金融资源及技术资源，增加生产资本存量，不直接减少东道国经济的技术资产和能力，增加现有企业的数量，为当地创造新的就业，税收增加。绿地投资能带来东道国缺少的新的技术管理、生产和营销等重要的互补性资源，在新领域中带来资本，有助于当地经济的多样化，加强东道国人民对中国文化认同感。

## 2. 开放经济的逆溢出效应

逆溢出效应传导机制为：东道国国民收入增加 ( $Y_{\text{东道国}} \uparrow$ ) → 东道国对中国产品需求增加 ( $M_{\text{东道国产品}} \uparrow$ ) 技术需求增加 ( $M_{\text{东道国技术}} \uparrow$ ) 资金需求增加 ( $M_{\text{东道国资金}} \uparrow$ ) → 中国产品出口增加 ( $X_{\text{中国产品}} \uparrow$ ) 技术出口增加 ( $X_{\text{中国技术}} \uparrow$ ) 资金出口增加 ( $X_{\text{中国资金}} \uparrow$ ) 资源进口增加 ( $X_{\text{中国}} \uparrow$ ) → 中国国民收入增加 ( $Y_{\text{中国}} \uparrow \uparrow$ ) 通过边际进口倾向产生乘数效应 ( $\alpha_{\text{东道国}}$ ) → 进而对中国产生经济的逆向溢出效应。

Zhao et al. (2010) 认为中国对发展中国家的资源寻求型和市场寻求型 OFDI 均能产生较显著的反向技术溢出，其中资源寻求型 OFDI 生产规模经济和出口中间产品提升中国生产效率，而市场寻求型 OFDI 创新产品和革新生产链间接促进中国 R&D 活动，提升自身技术水平。东道国国民收入增加，与中国互联互通合作加强，对中国产生技术、产品、资金寻求，对中国进口需求增加，一方面，中国对东道国出口技术、产品、资金出口增加，满足东道国需求，另一方面，中国进口东道国资源增加缓解国内资源短缺困境。

## (二) 模型设定及数据说明

### 1. 溢出效应

#### (1) 模型设定

本文在现代经济理论的指导和目前现有文献研究的基础上根据传导机制构建经济增长模型。巴罗 (1995) 曾经描述过一个对物资资本和人力资本呈现出不变规模报酬的 C-D 生产函数：

$$Y_t = AH_t^\alpha K_t^{1-\alpha}$$

上式中 A 表示制度、政策、技术等因素；H 表示人力资本存量；K 表示多种中间产品，可以理解为资本品。

左右两边取对数，进行公式变换，得式 (1)

$$\ln y = \ln A + r \ln H_t + (1-r) \ln K_t \quad (1)$$

中国的 OFDI 如何促进“一带一路”东道国经济增长需要考察相关的传导变量，根据“双缺口”理论和内生增长理论等相关理论，理论模型说明，东道国经济的均衡增长取决于东道国人力资本、技术和制度决策因素、东道国吸引技术所需的技术支持和基础设施的成本。对“一带一路”东道国而言，中国通过 OFDI 传导一方面经汇率使东道国国内投资增加，另一方面对东道国技术、文化认同、经济制度、就业、通胀产生影响，东道国国内收入增加。

Omran 和 Bbolbol (2003) 认为 FDI 技术外溢效应对东道国经济增长的促进作用，主要取决于该国的宏观经济管理水平、经济发展水平、人力资本水平和金融发展水平等吸收能力。对于转型国家及发展中国家而言，其对外直接投资对东道国影响的经济效应不仅受东道国市场状况、贸易状况、汇率水平状况等因素的影响，还受其自身特殊因素如中国经济发展水平的影响。中国经济发展水平、人力资本、技术进步、制度因素、通胀、就业、汇率以及外商直接投资是“一带一路”东道国经济增长的重要促进因素，拟构建的关于经济增长的计量模型中应考虑上述各变量。

本文中解释变量及被解释变量均经过自然对数处理，消除数据中可能存在的异方差问题，使数据更平稳更有意义。

经上述理论分析，模型设定为：

$$\begin{aligned} \ln GDP_{i,t} = & \alpha \ln cgd p_{i,t} + \beta \ln OFDI_{i,t} + \mu \ln \pi_{i,t} + \lambda \ln ex_{i,t} \\ & + \chi \ln labor_{i,t} + \delta \ln EF_{i,t} + \eta \ln trade_{i,t} + \gamma \ln tech_{i,t} + \nu_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中， $\nu_{i,t}$  为随机扰动项。

## (2) 变量说明与数据来源

$\ln GDP$  (东道国市场状况)：东道国的市场规模和特性是最重要的东道国特定优势，用于吸引外部投资。东道国环境直接影响着我国对外直接投资经济效益的发挥，多用东道国的 GDP 水平作为替代变量。本文采用外国人均 GDP (人均国内生产总值，以 2005 年不变价美元表示) 作为“一带一路”东道国经济增长的度量指标，数据来自世界银行数据库。

$\ln cgd p$  (中国经济发展水平)：Wladimir (2002) 在对转型国家的跨国公司的研究中得出结论，中国经济发展水平、国内市场规模是母国 FDI 流出的主要决定因素。母国若出现资本富裕，投资国内可能造成产能过剩，从而投向国外进行再生产，即中国收入  $\uparrow \rightarrow$  中国 OFDI  $\uparrow$ 。本文采用中国人均 GDP (人均国内生产总值，以 2005 年不变价美元表示) 作为母国经济发展水平的度量指标，数据来自世界银行数据库。

$\ln ofdi$  (资本投资)：资本投入的增加使生产要素增加，从而提高社会生产率，促使经济增长。对“一带一路”东道国而言，除国内投资外，中国的 OFDI 是本国投资的重要组成部分，中国的 OFDI 也是其经济增长的重要促进因素。本文研究中国的对外直

接投资影响, 选取中国对“一带一路”东道国 OFDI 来衡量资本的投入, 数据来自《中国对外直接投资统计公报》。

$\ln \pi$  (东道国通货膨胀率): 理想的经济运行状态是期望高的经济增长与低的通货膨胀。Azariadis 和 Smith(1996), Huybens 和 Smith(1999)指出在低通货膨胀率的情况下, 金融发展与经济增长呈现较容易成立的正向关系, 投资受通货膨胀影响, 影响东道国投资(I)→东道国收入。本文采用以 GDP 平价指数计算的通货膨胀率率作为度量指标, 数据来自世界银行数据库。

$\ln ex$ (东道国汇率水平): 如果东道国货币相对于人民币价值越低, 那么人民币在东道国的购买力就越强, 从而我国对其直接投资的规模和收益就会增加, 对东道国经济拉动效应更明显。而在投资的过程中, 该国货币如果出现贬值现象, 汇率的变化使人民币购买力进一步提高, 对外直接投资收益进一步增加, 即中国 OFDI ↑→东道国 FDI ↑, 东道国相对于中国汇率水平越高, 国内 FDI 增加越多。本文采用换算为以人民币计价的汇率作为度量指标, 数据来自世界银行数据库。

$\ln labor$ (东道国就业水平): 在其他条件一定的前提下, 一个经济社会投入的资本和劳动力的数量在一定程度上决定了这个经济社会的产出经济增长。威廉·佩蒂认为从事生产性的劳动是一国财富增加的源动力, 即东道国就业 ↑→东道国收入 ↑。本文使用劳动参与率来表示东道国就业水平的指标, 数据来自世界银行数据库。

$\ln EF$  (经济制度): 新制度学派认为经济增长的根本原因在于制度因素, 制度是经济发展的决定性因素。近几年越来越多的研究者经济自由化指数来实证分析制度和经济增长的关系。Ali (1997)发现经济自由比政治自由和民主体权力更能影响经济增长。Easton 和 Walker (1997)发现在新古典增长模型里加入经济自由变量将会增加模型的解释力, 即东道国经济制度 ↑→东道国收入 ↑。本文使用东道国与母国双边贸易额来表示文化认同的指标, 数据来自《华尔街日报》和美国传统基金会发布的年度报告。

$\ln trade$  (文化认同): 绿地投资会直接导致东道国生产能力、产出和就业的增长。加强东道国人民对中国文化认同感, 体现在东道国人民对中国产品的认可及购买上, 促进东道国人民消费, 即东道国对中国文化认同 ↑→双边贸易额 ↑→东道国收入 ↑。本文使用东道国与母国双边贸易额来表示文化认同的指标, 数据来自 UNTCAD 数据库。

$\ln tech$  (东道国技术发展): Kathuria (2000)研究认为东道国企业的研发支出将提高企业对外资企业溢出效应的吸收能力。技术进步与资本积累相互促进、关系密切。绿地投资带来的投资增加及技术引进引起东道国技术的进步, 加强东道国技术研发, 技术的进步又引起资本积累增加, 即东道国技术水平 ↑→东道国收入 ↑。本文使用东道国年研发支出来表示技术发展的指标, 数据来自世界银行数据库。

## 2. 逆溢出效应

### (1) 模型设定

传统的格兰杰因果检验直接针对单个经济体经济变量的时间序列数据, 对于面板数据则显得无力, 但格兰杰(Granger)指出的“如果非平稳的两个时间变量之间是协整的,

那么至少存在一个方向上的格兰杰因果关系”，对于面板数据也同样适用。近期研究中，学者 Hurlin 和 Venet (2001) 系统研究了面板数据的向量自回归 (VAR) 过程，提出了固定系数面板数据的 Granger 检验方法，本文应用此检验方法来检验外国国民收入增加和中国国民收入增加的面板格兰杰因果关系以证明逆溢出效应及溢出效应双向过程。

进行格兰杰因果关系检验的一个前提条件是时间序列必须具有平稳性，否则可能会出现虚假回归问题。因此在进行格兰杰因果关系检验之前一般对各指标运用 ADF 进行单位根平稳性检验。在假定  $X_{i,t}$  和  $Y_{i,t}$  的滞后阶数都为  $K$  的条件下，提出两个回归模型， $X$ 、 $Y$  两个变量正向 ( $X$  是  $Y$  的格兰杰原因) 和反向 ( $Y$  是  $X$  的格兰杰原因) 的检验模型。

$$Y_{i,t} = \sum_{i=1}^p \alpha^{(k)} Y_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + V_{i,t} \quad (3)$$

$$X_{i,t} = \sum_{i=1}^p \alpha^{(k)} X_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{(k)} Y_{i,t-k} + V_{i,t} \quad (4)$$

其中  $V_{i,t}$  为个体效应误差、时间效应误差及特异误差之和，假定为不相关的。

在式 (3) 中，假设变量  $Y$  与其自身以及变量  $X$  的滞后值有关，且估计结果表明滞后的  $X$  的系数和在统计上显著不为零，即证明变量  $X$  是  $Y$  的格兰杰因果。式 (4) 同理可得  $Y$  是  $X$  的格兰杰因果。变量  $X$  与  $Y$  的格兰杰因果检验共有四种结果： $X$  是  $Y$  的格兰杰原因、 $Y$  是  $X$  的格兰杰原因、 $X$  和  $Y$  是互为因果的双向格兰杰因果关系、 $X$  和  $Y$  是独立的。

用选取的代理变量  $\ln GDP$  与  $\ln cgdP$  分别代替式 (3) 和式 (4) 中的变量  $X$  和  $Y$ ，得到东道国经济发展水平与中国经济发展水平的格兰杰因果关系面板数据检验模型：

$$\ln GDP_{i,t} = \sum_{i=1}^p \alpha^{(k)} \ln GDP_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{(k)} \ln cgdP_{i,t-k} + V_{i,t} \quad (5)$$

$$\ln cgdP_{i,t} = \sum_{i=1}^p \alpha^{(k)} \ln cgdP_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{(k)} \ln GDP_{i,t-k} + V_{i,t} \quad (6)$$

### 3. 未来经济效应

#### (1) 中国及东道国各国预期收益

基于溢出效应传导机制，中国 OFDI 增加对东道国经济产生影响。中国对“一带一路”各个东道国未来投资  $\Delta OFDI_{\text{中国}}$ ，各个东道国收入产生预期收益为， $\Delta Y_{\text{东道国}} = \alpha_{\text{东道国}} \cdot (\Delta OFDI_{\text{中国}} / \alpha_{\text{中国}})$ 。

基于逆溢出效应传导机制，东道国国民收入增加通过边际进口倾向及投资乘数效应反向对中国国民收入产生影响，东道国收入增加  $\Delta Y_{\text{东道国}}$ ，中国国民收入产生预期收益为

$$\Delta Y_{\text{中国}} = (m_{\text{东道国}} \cdot \Delta Y_{\text{东道国}}) \cdot \alpha_{\text{中国}}。$$

#### (2) 中国及东道国各区域预期收益

基于溢出效应传导机制，中国 OFDI 增加对东道国各区域经济产生影响。中国对“一带一路”东道国各区域未来投资  $n\Delta OFDI_{\text{中国}}$ ， $n$  为区域内东道国国家个数，通过式（2）影响，中国 ofdi 对东道国各区域经济影响系数为  $\beta_{\text{东道国区域}}$ ，东道国各区域收入产生预期收益为  $\Delta Y_{\text{东道国区域}} = \beta_{\text{东道国区域}} \cdot n \cdot \Delta OFDI_{\text{中国}}$ 。

基于逆溢出效应传导机制，东道国区域国民收入增加通过边际进口倾向及投资乘数效应反向对中国国民收入产生影响，东道国区域收入增加  $\Delta Y_{\text{东道国区域}}$ ，中国国民收入产生预期收益为  $\Delta Y_{\text{中国}} = (m_{\text{东道国区域}} \cdot \Delta Y_{\text{东道国区域}}) \cdot \alpha_{\text{中国}}$ 。

### 三、中国对“一带一路”国家直接投资溢出效应及逆溢出效应

“一带一路”战略涉及沿线多个国家，目前处于规划初期，最先涉及中国周边亚洲国家，本文通过广义矩估计重点分析中国周边基础设施亟待发展的北亚 2 国、东南亚 11 国、南亚 8 国、中东 7 国及中亚 5 国共 33 国，分析中国的已有 OFDI 对“一带一路”国家经济增长影响，利用 Granger 检验验证东道国与中国双向溢出效应。

#### （一）中国 OFDI 对“一带一路”国家经济增长溢出效应及逆溢出效应实证分析

##### 1. 模型及数据说明

2003 年统计方法调整之后，我国商务部的对外投资统计与 UNCTAD 基本保持一致，因此实证数据选择起始年份为 2003 年。本文选择中国周边经济不发达或基础设施亟待建设发展的北亚 2 国、东南亚 11 国、南亚 8 国、中东 7 国及中亚 5 国 5 大区域共 33 个国家人均 GDP 数据作为被解释变量与中国的人均 GDP 数据（cgdp）、中国对这 34 个国家的直接投资存量（OFDI）、通货膨胀率（ $\pi$ ）、汇率水平（ex）、劳动参与率（labor）、经济自由度指数（EF）、双边贸易额（trade）、研发支出（tech）作为解释变量，同时为消除异方差进行对数化，模型为

$$\ln GDP_{i,t} = \alpha \ln cgdp_{i,t} + \beta \ln OFDI_{i,t} + \mu \ln \pi_{i,t} + \lambda \ln ex_{i,t} + \chi \ln labor_{i,t} + \delta \ln EF_{i,t} + \eta \ln trade_{i,t} + \gamma \ln tech_{i,t} + v_{i,t}$$

##### 2. 单位根检验

对模型进行估计之前，首先需要对各变量进行平稳性检验。北亚 2 国原始面板数据在 5% 显著性水平下平稳，东南亚 11 国一阶差分面板数据在 10% 显著性水平下平稳，南亚 8 国原始面板数据在 5% 显著性水平下平稳，中东 7 国原始面板数据在 1% 显著性水平下平稳，中亚 5 国原始面板数据在 5% 显著性水平下平稳。见表 1。

表 1 “一带一路”国家各变量面板的单位根检验结果

北亚	ADF	东南亚	ADF	南亚	ADF	中东	ADF	中亚	ADF
lngdp	-1.63**	lngdp	-2.05	lngdp	-28.92*	lngdp	-3.63*	lngdp	-2.29**

*									
Lncgdp	-3.69**	DLncgdp	-3.14***	Lncgdp	-7.39**	Lncgdp	-6.92*	Lncgdp	-5.84**
LnOFDI	-6.78**	Lncgdp	-0.02	LnOFDI	-3.28**	LnOFDI	-3.02*	LnOFDI	-2.53**
ln π	-4.56**	DLncgdp	-5.36***	ln π	-5.63**	ln π	-6.58*	ln π	-4.79**
		p							
Lnex	-1.60**	LnOFDI	-1.21	Lnex	-1.93**	Lnex	-3.92*	Lnex	-2.63**
Lnlabo	-4.48**	DLnOFD	-1.96***	Lnlabo	-2.73**	Lnlabo	-4.71*	Lnlabo	-3.15**
r		I		r		r		r	
lnEF	-2.87**	ln π	0.48	lnEF	-3.28**	lnEF	-5.74*	lnEF	-4.21**
Lntrad	-5.1**	Dln π	-1.73***	Lntrad	-8.63**	Lntrad	-8.81*	Lntrad	-4.04**
e		e		e		e		e	
Lntech	-3.67**	Lnex	0.18	Lntech	-2.65**	Lntech	-4.46*	Lntech	-1.88**
		DLnex	-1.37***						
		Lnlabo	0.77						
		r							
		DLnlab	-4.61***						
		or							
		lnEF	1.31						
		DlnEF	-1.97***						
		Lntrad	-0.37						
		e							
		DLntra	-2.86***						
		de							
		Lntech	-1.04						
		DLntec	-2.89***						
		h							

注：D 代表一阶差分；\*表示 1%水平下平稳，\*\*表示 5%水平下平稳，\*\*\*表示 10%水平下平稳。

## 2. 协整检验

利用 Stata 11.0 软件对北亚、东南亚、南亚、中东、中亚 5 个区域面板数据分别进行估计 xtreg 命令，模型回归结果如表 2 所示。

表 2

模型回归结果

北亚 2 国	东南亚 11 国	南亚 8 国	中东 7 国	中亚 5 国
--------	----------	--------	--------	--------

	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
lnGDP	0.4868*	3.73	0.4032*	2.08	1.7932*	13.69	2.3823*	14.48	0.6619**	1.71
lnOFDI	0.1630*	3.47	0.3517*	3.76	0.0766*	5.30	0.2092*	2.26	0.7889*	3.36
ln $\pi$	0.0893*	2.76	0.0248	1.07	0.0426*	1.73	0.0921*	2.45	0.4982**	1.69
lnex	-0.4964*	-8.76	-0.0159*	4.61	-0.7309*	-6.74	-0.3514**	-2.37	-0.4276*	-2.68
lnlabor	2.8561**	1.86	0.3439	0.44	3.7658*	9.72	2.8561*	2.96	3.1769*	5.84
lnEF	0.9045	1.04	3.5298*	8.23	2.0689*	2.40	2.2930	1.33	3.0382	0.88
lntrade	0.5455*	3.26	0.4100*	2.72	0.0690	0.52	0.5974*	3.51	0.3472**	1.95
lntech	0.0078	0.67	0.4856*	3.75	0.0666*	2.02	-0.2806*	-1.82	0.1364*	4.86
调整 R <sup>2</sup>	0.9993		0.9984		0.9695		0.9857		0.9953	

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示参数在 1%、5%、10%的显著水平下显著。

北亚 2 国的模型为：

$$\ln GDP = 0.4868 \ln \text{cgdp} + 0.1630 \ln \text{OFDI} + 0.0893 \ln \pi - 0.4964 \ln \text{ex} \\ + 2.8561 \ln \text{labor} + 0.9045 \ln \text{EF} + 0.5455 \ln \text{trade} + 0.0078 \ln \text{tech}$$

东南亚 11 国的模型为：

$$\ln GDP = 0.4032 \ln \text{cgdp} + 0.3517 \ln \text{OFDI} + 0.0248 \ln \pi - 0.0159 \ln \text{ex} \\ - 0.3439 \ln \text{labor} + 3.5298 \ln \text{EF} + 0.4100 \ln \text{trade} + 0.4856 \ln \text{tech}$$

南亚 8 国的模型为：

$$\ln GDP = 1.7932 \ln \text{cgdp} + 0.0766 \ln \text{OFDI} + 0.0426 \ln \pi - 0.7309 \ln \text{ex} \\ - 3.7658 \ln \text{labor} + 2.0689 \ln \text{EF} + 0.0690 \ln \text{trade} + 0.0666 \ln \text{tech}$$

中东 7 国的模型为：

$$\ln GDP = 2.3823 \ln \text{cgdp} + 0.2092 \ln \text{OFDI} + 0.0921 \ln \pi - 0.3514 \ln \text{ex} \\ + 2.8561 \ln \text{labor} + 2.2930 \ln \text{EF} + 0.5974 \ln \text{trade} - 0.2806 \ln \text{tech}$$

中亚 5 国的模型为：

$$\ln GDP = 0.6619 \ln cgd p + 0.7889 \ln OFDI + 0.4982 \ln \pi - 0.4276 \ln e x \\ + 3.1769 \ln l a b o r + 3.0382 \ln E F + 0.3472 \ln t r a d e + 0.1364 \ln t e c h$$

通过残差序列的平稳性检验可以看到“一带一路”国家五区域残差原始面板数据都在 5% 的置信水平上通过平稳性检验，说明各区域回归方程的残差都不存在单位根，各变量之间存在显著的协整关系，回归方程设定合理，方程中的被解释变量和解释变量之间存在长期稳定的均衡关系。

表 3 “一带一路”国家五区域残差 ADF (t 值)

	北亚 2 国	东南亚 11 国	南亚 8 国	中东 7 国	中亚 5 国
e	-2.536*	-5.8492*	-1.6855**	-1.8277**	-2.7657*

注：e 代表残差；\*表示 1%水平下平稳，\*\*表示 5%水平下平稳。

### 3. Granger 因果关系检验溢出效应

由于模型是协整的，可以对  $\ln GDP$  与  $\ln cgd p$  进行 Granger 因果关系检验，验证中国 GDP 增加是否与外国 GDP 增加有关。见表 4。

表 4 “一带一路”国家 GDP 与中国 GDP 变动的 Granger 检验

	$\ln cgd p$ 不是 $\ln gdp$ 变化的原因	$\ln gdp$ 不是 $\ln cgd p$ 变化的原因
北亚 2 国	4.8589**	2.73493**
东南亚 11 国	2.53064***	2.35575**
南亚 8 国	3.29704**	3.9733***
中东 7 国	4.67511**	7.03124*
中亚 5 国	3.11576***	5.88026**

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示参数在 1%、5%、10%的显著水平下显著。

## (二) “一带一路”国家 5 区域溢出效应及逆溢出效应结果分析

### 1. 北亚 2 国

北亚 2 国的经济增长与中国对其直接投资存量成正相关关系，存在正的溢出效应，中国的 OFDI 每增加 1%，北亚 2 国人均 GDP 将分别增加 0.1630%，对北亚 2 国国内的经济有一定的驱动作用并且作用显著。

Granger 因果检验表明，北亚 2 国在 5% 的显著性水平下，“中国 GDP 变化是北亚 2 国 GDP 变化的原因”及“北亚 2 国 GDP 变化是中国 GDP 变化的原因”均通过显著性检验，中国 GDP 通过 OFDI 对东道国 GDP 产生溢出效应，东道国 GDP 进一步对中国 GDP 产生逆溢出效应。

### 2. 东南亚 11 国

东南亚 11 国的经济增长与中国对其直接投资存量成正相关关系，存在正的溢出效

应，中国的 OFDI 每增加 1%，东南亚 11 国人均 GDP 将分别增加 0.3517%，对东南亚 11 国国内的经济有驱动作用。

Granger 因果检验表明，东南亚 11 国在 10% 的显著性水平下，“中国 GDP 变化是东南亚 11 国 GDP 变化的原因”及在 5% 显著性水平下“东南亚 11 国 GDP 变化是中国 GDP 变化的原因”均通过显著性检验，中国 GDP 通过 OFDI 对东道国 GDP 产生溢出效应，东道国 GDP 进一步对中国 GDP 产生逆溢出效应。

### 3. 南亚 8 国

南亚 8 国的经济增长与中国对其直接投资存量成正相关关系，存在正的溢出效应，中国的 OFDI 每增加 1%，南亚 8 国人均 GDP 将分别增加 0.0766%，对东南亚 11 国国内的经济有驱动作用。

Granger 因果检验表明，南亚 8 国在 5% 的显著性水平下，“中国 GDP 变化是南亚 8 国 GDP 变化的原因”及在 10% 显著性水平下“南亚 8 国 GDP 变化是中国 GDP 变化的原因”均通过显著性检验，中国 GDP 通过 OFDI 对东道国 GDP 产生溢出效应，东道国 GDP 进一步对中国 GDP 产生逆溢出效应。

### 4. 中东 7 国

中东 7 国的经济增长与中国对其直接投资存量成正相关关系，存在正的溢出效应，中国的 OFDI 每增加 1%，中东 7 国人均 GDP 将分别增加 0.2092%，对国内的经济有驱动作用。

Granger 因果检验表明，中东 7 国在 5% 的显著性水平下，“中国 GDP 变化是中东 7 国 GDP 变化的原因”及在 1% 显著性水平下“中东 7 国 GDP 变化是中国 GDP 变化的原因”均通过显著性检验，中国 GDP 通过 OFDI 对东道国 GDP 产生溢出效应，东道国 GDP 进一步对中国 GDP 产生逆溢出效应。

### 5. 中亚 5 国

中亚 5 国的经济增长与中国对其直接投资存量成正相关关系，存在正的溢出效应，中国的 OFDI 每增加 1%，中亚 5 国人均 GDP 将分别增加 0.7889%，对东南亚 11 国国内的经济有驱动作用。

Granger 因果检验表明，中亚 5 国在 10% 的显著性水平下，“中国 GDP 变化是中亚 5 国 GDP 变化的原因”及在 5% 显著性水平下“中亚 5 国 GDP 变化是中国 GDP 变化的原因”均通过显著性检验，中国 GDP 通过 OFDI 对东道国 GDP 产生溢出效应，东道国 GDP 进一步对中国 GDP 产生逆溢出效应。

根据 Granger 因果检验中国与东道国各区域双向溢出效应均成立，根据表的估计结果可知：“一带一路”东道国的经济增长与中国对这 34 个国家 5 个区域的直接投资存量的数据（OFDI）成正相关关系，由大到小依次是中国的 OFDI 每增加 1%，中亚 5 国、东南亚 11 国、中东 7 国、北亚 2 国、南亚 8 国区域的人均 GDP 将分别增加 0.7889%、0.3517%、0.2092%、0.1630% 和 0.0766%。其中，中国的 OFDI 对中亚 5 国和东南亚 11 国的经济促进作用较大并且显著，对中东 7 国、北亚 2 国、南亚 8 国的经济有一定的驱动作用并且

作用显著。总体来说，中国的 OFDI 对“一带一路”东道国具有明显的经济增长效应，但影响程度存在较大的差异。同时，“一带一路”东道国的经济增长与东道国汇率在 5 区域均通过显著性检验，说明东道国经济增长与中国及东道国双边汇率存在相关关系，表明东道国现阶段的经济增长充分关注到汇率这一重要因素的影响。

基础设施互联互通是“一带一路”战略的前提，2015 年国内“一带一路”投资金额或在 3000 至 4000 亿元左右。由中央层面推动的“一带一路”海外投资项目目前累计拟建、在建投资规模达到 524.7 亿美元，投资的方向更多以能源、铁路、公路等基础设施为主。中国对“一带一路”投资进入快速增长通道，但与“一带一路”沿线国吸收外资的总量相比，规模仍然相对较小。

#### 四、中国与“一带一路”国家未来投资效应预测

##### (一) 投资乘数效应

###### 1. 分析对象及模型方法

本文分析对象划定为中国及“一带一路”最先涉及到的北亚 2 国、东南亚 11 国、南亚 8 国、中东 7 国及中亚 5 国共 34 个国家；考虑到数据的可获性、全面性，时间的下限定在 2003 年，测量时间的上限定在 2012 年，计算 2003-2014 年 34 个国家及 5 个区域的乘数。

本文基于计量方程计算，居民最终消费和进口与国民收入之间都有正相关关系，即  $C=C_0+cY$  和  $M=M_0+mY$ 。可用 2003-2012 年的数据来对  $C$  与  $Y$ ， $M$  与  $Y$  做回归，求出边际消费倾向  $c$  和边际进口倾向  $m$ ，将求得的数据带入  $\alpha = 1/(1-c+m)$ ，即可得到乘数  $\alpha$  的大小。

###### 2. 计算投资乘数

用 stata 统计软件计算出边际消费倾向  $c$ 、边际进口倾向  $m$ ，代入公式得出 34 个国家的  $\alpha$  值，见表 5。

表 5 基于计量方程的  $\alpha$  值

	c	m	$\alpha$	地域
新加坡	0.0973	0.9889	0.5287	东南亚
不丹	0.0184	0.4447	0.7011	南亚
东帝汶	0.1259	0.4591	0.7501	东南亚
蒙古	0.2599	0.5141	0.7973	北亚
越南	0.1951	0.4482	0.7980	东南亚
泰国	0.1487	0.3072	0.8632	东南亚
柬埔寨	0.3866	0.4980	0.8997	东南亚
沙特阿拉伯	0.1576	0.2431	0.9213	中东
马来西亚	0.2535	0.3377	0.9224	东南亚

科威特	0.1603	0.2176	0.9458	中东
中国	0.1054	0.1594	0.9488	
吉尔吉斯斯坦	0.2414	0.2863	0.9570	中亚
马尔代夫	0.8748	0.9128	0.9634	南亚
老挝	0.1530	0.1489	1.0041	东南亚
印度尼西亚	0.1391	0.1033	1.0372	东南亚
文莱	0.1897	0.1510	1.0403	东南亚
印度	0.2865	0.2371	1.0520	南亚
伊朗	0.2129	0.1577	1.0585	中东
哈萨克斯坦	0.1244	0.0676	1.0602	中亚
尼泊尔	0.2268	0.1633	1.0678	南亚
叙利亚	0.3582	0.2870	1.0767	中东
约旦	0.2601	0.1708	1.0980	中东
菲律宾	0.2196	0.1206	1.1098	东南亚
孟加拉国	0.2655	0.1565	1.1222	南亚
俄罗斯	0.2548	0.1396	1.1302	北亚
斯里兰卡	0.2388	0.1228	1.1312	南亚
土库曼斯坦	0.3428	0.2142	1.1476	中亚
土耳其	0.2853	0.1501	1.1563	中东
塔吉克斯坦	0.3168	0.1669	1.1764	中亚
巴基斯坦	0.2351	0.0539	1.2214	南亚
伊拉克	0.5139	0.2416	1.3742	中东
乌兹别克斯坦	0.6111	0.3274	1.3961	中亚
缅甸	0.4740	0.1290	1.5267	东南亚
阿富汗	1.0361	0.5129	2.0972	南亚

表 6

区域投资乘数  $\alpha$  值

区域	c	m	$\alpha$
北亚 2 国	0.3568	0.1654	1.2366
东南亚 11 国	0.3437	0.2850	1.0623
南亚 8 国	0.4513	0.2188	1.3030
中东 7 国	0.4600	0.2122	1.3295
中亚 5 国	0.2464	0.1959	1.0532

将三十四个国家的乘数按升序排序，乘数效应从小到大，以中国的乘数为基础作划分，再分成两个类别：

第一个类别是乘数小于中国的国家，共 10 个国家；其中新加坡乘数最小，仅为 0.5287，可能原因是进口占比巨大，边际进口倾向高达 0.9889。其二为不丹，由于边际消费倾向过小所致，仅为 0.0184。

第二个类别是乘数大于中国的国家，共 23 个国家。其中阿富汗乘数最大，达 2.0972，主要是其边际消费倾向巨大，达到 1.0360，阿富汗历经战乱，经济破坏殆尽，基础设施遭到严重破坏，生产生活物资短缺，整个国家靠借款消费。缅甸的乘数为 1.5267，主要是因为边际进口倾向较小，为 0.1289，受到美等西方国家的长期制裁及本身经济结构的封闭性和脆弱性影响。

## （二）中国对“一带一路”国家未来投资预测

### 1. 未来投资方向

中国通过丝路基金及亚投行对“一带一路”区域国家进行基础设施投资，提供更多公共产品服务，开展本国和区域间交通、电力、通信、能源等基础设施规划，核心在于建筑工程、交运、高端机械、原材料等基建先导产业，价值 400 亿美元的丝路基金首单将用于中巴经济走廊建设，同时积极推进双边贸易发展，简化通关、检验检疫等手续，降低关税，推进投资和贸易便利化，促进“软件基础设施”建设。

### 2. 未来投资收益

2014 年，习近平宣布中国将出资 400 亿成立丝路基金，亚洲基础设施投资银行将在 2015 年底正式运营，法定资金规模为 1000 亿美元，初步已缴纳资金 500 亿美元，中国占 50%。目前，中国已为“一带一路”国家基础设施建设募集到 900 亿美元。

假定将这 900 亿美元等额投资于这“一带一路”相关 33 个国家 5 个区域，则每个国家平均受益约 27 亿美元，区域受益为北亚 2 国约 54 亿美元，东南亚 11 国约 297 亿美元，南亚 8 国约 216 亿美元，中东 7 国约 189 亿美元，中亚 5 国约 135 亿美元。

### 3. 中国及东道国预期收益

#### （1）预期收益

中国对“一带一路”国家进行基础设施投资建设，将通过溢出效应和逆溢出效应对东道国和中国的国民收入均产生影响。

**表 7 东道国与中国投资预期收益（亿美元）**

东道国	$\Delta ofdi$	溢出效应		逆溢出效应	
		$\Delta$ 外国国民收入	收益率(%)	$\Delta$ 中国国民收入	收益率(%)
阿富汗	27	59.6801	221.04	29.0429	48.66
缅甸	27	43.4445	160.91	5.3160	12.24

乌兹别克斯坦	27	39.7294	147.15	12.3402	31.06
伊拉克	27	39.1049	144.83	8.9625	22.92
巴基斯坦	27	34.7566	128.73	1.7772	5.11
塔吉克斯坦	27	33.4757	123.98	5.3013	15.84
土耳其	27	32.9053	121.87	4.6872	14.24
土库曼斯坦	27	32.6571	120.95	6.6377	20.33
斯里兰卡	27	32.1901	119.22	3.7518	11.66
俄罗斯	27	32.1622	119.12	4.2588	13.24
孟加拉国	27	31.9350	118.28	4.7431	14.85
菲律宾	27	31.5822	116.97	3.6148	11.45
约旦	27	31.2464	115.73	5.0645	16.21
叙利亚	27	30.6398	113.48	8.3432	27.23
尼泊尔	27	30.3865	112.54	4.7070	15.49
哈萨克斯坦	27	30.1712	111.75	1.9348	6.41
伊朗	27	30.1209	111.56	4.5063	14.96
印度	27	29.9353	110.87	6.7347	22.50
文莱	27	29.6027	109.64	4.2401	14.32
印度尼西亚	27	29.5160	109.32	2.8918	9.80
老挝	27	28.5744	105.83	4.0375	14.13
马尔代夫	27	27.4145	101.54	23.7423	86.60
吉尔吉斯斯坦	27	27.2327	100.86	7.3989	27.17
科威特	27	26.9137	99.68	5.5568	20.65
马来西亚	27	26.2474	97.21	8.4104	32.04
沙特阿拉伯	27	26.2159	97.10	6.0457	23.06
柬埔寨	27	25.6035	94.83	12.0989	47.26
泰国	27	24.5650	90.98	7.1594	29.14
越南	27	22.7084	84.11	9.6579	42.53
蒙古	27	22.6892	84.03	11.0681	48.78
东帝汶	27	21.3443	79.05	9.2979	43.56
不丹	27	19.9510	73.89	8.4186	42.20
新加坡	27	15.0438	55.72	14.1156	93.83

(2) 溢出效应及逆溢出效应效果比较

将中国对这 33 个国家进行未来基础设施投资带来的溢出效应以降序排列,其中对阿富汗投资 27 亿美元,通过溢出效应预计将对阿富汗国内带来 59.6801 亿美元的国民收入增加,收益率达 221.04%,通过逆溢出效应预计将对中国带来 29.0429 亿美元的国民收入增加,收益率达 48.66%。阿富汗国土的五分之三交通不便,矿藏资源丰富,仅少量得到开采。中国对其进行基础设施投资不仅拉动阿富汗产出,更能促进阿富汗矿藏的开发,必能加大阿富汗对中国能源的出口,满足中国的能源需求。

将中国对这 33 个国家进行未来基础设施投资带来的逆溢出效应以降序排列,其中对新加坡投资 27 亿美元,通过溢出效应预计将对新加坡国内带来 15.0438 亿美元的国民收入增加,收益率仅达 15.0438%,对东道国预期收益最小,但通过逆溢出效应预计将对中国带来 29.0429 亿美元的国民收入增加,收益率达 93.83%,对中国逆溢出效应最大。外贸是新加坡国民经济重要支柱,中国能够与新加坡进一步发展贸易关系,建立良好的贸易合作关系,全面打造东盟自贸区、中新自贸区。

中国未来 OFDI 对外国国民收入带来不同的预期收益,预期收益因国家而异,而溢出效应的效果比逆溢出效应效果好,溢出效应中多数国家收益率均超过 100%,而逆溢出效应收益率最高为 93.83%,多数收益率低于 50%,对中国逆溢出效应效果不如溢出效应。

#### 4. 中国及东道国区域预期收益及潜在风险

中国对这些国家进行基础设施投资建设,将通过东道国市场状况、贸易状况、汇率水平状况、母国经济发展水平等因素对东道国和中国的国民收入均产生影响。

表 8 东道国区域与中国投资预期收益 (亿美元)

区域	ofdi	溢出效应		逆溢出效应	
		Δ外国经济增长	收益 (%)	Δ中国经济增长	收益率 (%)
北亚 2 国	54	8.802	16.3	1.3813	15.69
东南亚 11 国	297	104.4549	35.17	28.2454	27.04
南亚 8 国	216	16.5456	7.66	3.4348	20.76
中东 7 国	189	39.5388	20.92	7.9606	20.13
中亚 5 国	135	106.5015	78.89	19.7954	18.59

##### (1) 北亚 2 国

中国对北亚 2 国进行未来基础设施投资 54 亿美元,根据溢出效应模型,北亚 2 国经济增长 8.802 亿美元,收益率达 16.3%,通过逆溢出效应对中国仅产生 1.3813 亿美元的收益,收益率为 15.69%,双向溢出效应收益率均较低。

虽然中国对北亚 2 国投资带来的经济预期收益较低,中国对北亚 2 国贸易中以燃料寻求为主,有助于油料等进口满足国内匮乏资源,同时北亚 2 国为丝绸之路经济带重要

前端。中国与北亚 2 国顺利进行“一带一路”建设，关键在于如何正确把握角色定位。首先，俄罗斯提出的欧亚经济联盟与中国的“一带一路”建设存在许多重叠之处，未来开展可能存在利益冲突。再次，虽然中国在“一带一路”建设中不谋求地区主导权，不经营势力范围，但俄罗斯传统上把中亚地区视为自己的势力范围，不愿意接纳其他国家在这里扩张影响力。因此，如何发展好中俄全面战略伙伴关系，寻找欧亚经济联盟与“一带一路”建设之间可行的契合点，这是摆在中俄面前亟待破解的难题。

#### （2）东南亚 11 国

中国对东南亚 11 国进行未来基础设施投资 297 亿美元，根据溢出效应模型，东南亚 11 国经济增长 104.4549 亿美元，收益率达 35.17%，通过逆溢出效应对中国仅产生 28.2454 亿美元的收益，收益率为 27.04%，双向溢出效应收益率均较高。

中国对东南亚的直接投资偏重于电力、煤气及水的生产和供应、采矿业和制造业等劳动密集型产业，在一定程度上说明中国对东南亚各国的直接投资存在资源寻求及市场寻求并存的特征。虽然投资规模不断扩大，但是中国对东盟的直接投资总量占中国对外直接投资总额的比重较低，且东南亚分国别直接投资分布十分不均衡，如何合理分配对东南亚国家的直接投资，最大优化双边的产业结构，达到区域经济合作双赢成为中国未来投资东南亚的思考方向。

#### （3）南亚 8 国

中国对南亚 8 国进行未来基础设施投资 216 亿美元，根据溢出效应模型，南亚 8 国经济增长仅 16.5456 亿美元，收益率仅 7.66%，通过逆溢出效应对中国仅产生 3.4348 亿美元的收益，收益率为 20.76%，溢出效应收益率偏低。

印度和巴基斯坦为中国在南亚主要投资贸易国，中国与南亚国家如巴基斯坦、孟加拉国等合作密切。南亚人口众多，尤其印度有着大量廉价劳动力正好可以通过“一带一路”平台承接中国的低附加值产业，有利于我国的产业转移。但南亚地区在政治方面存在内外部争端隐患，主要集中在中国与印度、印度与巴基斯坦之间。同样作为世界发展中的大国，印度一直将中国视为竞争对手，如何处理好两国关系将至关重要。

#### （4）中东 7 国

中国对中东 7 国进行未来基础设施投资 189 亿美元，根据溢出效应模型，中东 7 国经济增长仅 39.5388 亿美元，收益率为 20.92%，通过逆溢出效应对中国产生 7.9606 亿美元的收益，收益率为 20.13%，双向溢出效应收益率均衡。

中国对中东地区存在巨大资源寻求，中国与阿拉伯国家之间通过中阿论坛合作基础坚实。中国对中东地区直接投资主要面临的是文化上的差距和战争等冲突。由于石油产量丰富，中东是世界各国必须争取到的区域，常年的战争使得其在基础设施建设方面相对落后，而文化差异则会成为“一带一路”交流过程中的障碍，但由于石油的存在，中东各国普遍富有但是贸易结构单一，工业尤其是石油冶炼等产业势力强劲。中国需要与其加强能源方面的合作，增加对基础设施方面的投资，而在政治上保持和平中立的态度，将强国与国之间的友好互动。

### (5) 中亚 5 国

中国对中亚 5 国进行未来基础设施投资 135 亿美元，根据溢出效应模型，中亚 5 国经济增长仅 106.5015 亿美元，收益率为 78.89%，通过逆溢出效应对中国产生 19.7954 亿美元的收益，收益率为 18.59%，溢出效应收益率较高。

中亚五国资源丰富，矿产资源储量较大，中国向中亚五国进口最多的是燃料和矿物金属，中亚五国在铁路建设、电力建设方面具有较大发展空间，随着经济发展，基础设施建设落后问题将逐步凸显，故我国与中亚五国的经济来往中应聚焦于基础建设投资。而从政治方面考虑，中亚五国普遍为强势的政府，政策意愿很大程度上取决于政府的导向，一旦政权更迭，政策方面很容易出现变更，一带一路是一项长期的战略规划，其需要以稳定的政治环境为前提，因此中国面对中亚五国需进行政治考量。

综上，将中国对“一带一路”东道国 5 区域进行未来基础设施投资带来国民收入增加，其中对中亚 5 国预期投资带来 78.89%收益率，溢出效应效果最好，对东南亚 11 国进行预期投资 297 亿美元，通过逆溢出效应将对中国带来 28.2454 亿美元的国民收入增加，收益率达 27.04%，对中国经济的逆溢出作用最大。从地域上看，中亚与东南亚是“一带一路”的关键枢纽。从经济联系上看，中亚与东南亚是中国建设“一带一路”中经贸与投资总量绝对不容忽视的一部分。然而，“一带一路”建设仍需在预期收益基础上权衡潜在风险进行谨慎投资。

## 五、结论及政策建议

本文分析了中国 OFDI 对中国与“一带一路”东道国共赢溢出效应的传导机制，运用 2003-2014 年“一带一路”33 个东道国 5 区域数据，通过广义矩估计分析中国的 OFDI 对“一带一路”国家 5 个区域影响的经济效应，分区域比较溢出效应及逆溢出效应，实证结果表明：

1. Granger 因果检验结果验证双向溢出效应存在。中国已有的 OFDI 对“一带一路”国家的经济增长具有积极的溢出效应，同时对中国自身经济增长也带来逆向溢出效应，但是溢出效应大于逆向溢出效应。由大到小为中国的 OFDI 每增加 1%，中亚 5 国、东南亚 11 国、中东 7 国、北亚 2 国、南亚 8 国区域的人均 GDP 将分别增加 0.7889%、0.3517%、0.2092%、0.1630%和 0.0766%。

2. 中国对“一带一路”东道国五大区域国家进行的直接投资呈现出区域互动效应差异性特征。由大到小排序，溢出收益率为中亚 5 国、东南亚 11 国、中东 7 国、北亚 2 国、南亚 8 国；逆向溢出收益率为东南亚 11 国、南亚 8 国、中东 7 国、中亚 5 国、北亚 2 国。

3. 中国对“一带一路”33 个东道国进行的直接投资呈现出国别互动效应差异性特征。由大到小排序前十的国家，溢出收益率为阿富汗、缅甸、乌兹别克斯坦、伊拉克、巴基斯坦、塔吉克斯坦、土耳其、土库曼斯坦、斯里兰卡、俄罗斯；逆向向溢出收益率为新

加坡、蒙古、阿富汗、柬埔寨、东帝汶、越南、马来西亚、乌兹别克斯坦、泰国、叙利亚。

4. 假定中国未来将亚投行、丝路基金资金等额投资于“一带一路”东道国，在权衡潜在风险基础上比较中国未来 OFDI 对 33 个东道国 5 区域和中国预期收益率。结果表明，以区域为基础，未来基建投资中亚 5 国溢出效应最明显，投资东南亚 11 国对中国逆溢出效应最明显。然而各区域存在不同潜在风险，“一带一路”建设仍需在预期收益基础上权衡潜在风险谨慎投资。

基于以上实证检验结果，结合中国目前对外直接投资情况，本文提出以下几点建议。

第一，结合潜在风险谨慎投资中国基建投资价值最大化的“一带一路”区域及国家。国际投资市场十分复杂，“一带一路”东道国存在不同的潜在风险，北亚俄罗斯与中国的潜在战略冲突，东南亚国别直接投资分布的不均衡，南亚地区政治方面的中印、中巴内外部争端隐患，中东地区的战争风险及文化差异，中亚 5 国潜在政权更迭风险。目前中国对外投资决策体系尚待完善，中国进行“一带一路”建设需对投资市场环境、国别情况、投资策略、投资效果需进行更深入的研究与预测，健全市场信息情报体系。中国应该细致分析对“一带一路”相关国家投资的重点产业和区位，斟酌潜在风险，安全选择对中国带来最大收益的区域及国家优先进行投资，时刻跟踪国际投资市场的各种变化。

第二，加强政治友好合作关系，推进经济自贸区建设。中国与“一带一路”东道国均建立了良好的政治经济合作关系，应在目前的基础上继续加强政治友好合作关系，正确把握自身定位，进一步完善自贸区的建设。“一带一路”国家以发展中国家为主，市场运行机制不健全，通过双边政府的沟通，以国家信誉作担保，可以保证投资项目的正常实施，促进投资与贸易的自由化。此外，政府应积极参与自由贸易区的建设，全面打造包括东盟自贸区、南亚区域合作联盟、海湾合作委员会、南部非洲关税同盟、欧洲经济与货币联盟、以及俄罗斯欧亚联盟在内的六大战略联盟支点，有效促进区域内各项政策措施的落实。

第三，加快推进人民币区域化建设，有序实现人民币国际化目标。根据实证结果，东道国经济增长受到中国及东道国双边汇率这一重要因素的影响。首先中国应稳定人民币币值，保持审慎态度，规避升值过快、过度而导致 OFDI 过快流入东道国引起投机套利活动而带来的风险。其次，我国的产能和技术能力早已具备了实施“一带一路”规划的能力，但只有人民币逐渐具备区域货币的性质，我国资本与产能的输出才能找到合适的载体，加快与“一带一路”东道国进出口建设。我国资本账户尚未完全开放，尚不具备货币全面国际化所需的国内金融市场条件，下一步需要有序开放资本市场，进一步利率市场化。

## 参考文献

- [1]Wells.L.T..Third World Multinationals, Cambridge[M]. Massachusetts: MIT PRESS, 1983.
- [2]Lall S..The New Multinationals[M]. New York: Chichester and New York, John Wiley, 1983.
- [3]Cantwell. J. A, Tolentino. P. E.. Technological Accumulation and Third World Multinationals[C]. Discussion Paper in International Investment and Business Studies, 1990 , 139.
- [4]Ozawa T..International Investment and Industrial structures: New Theoretical Implications from the Japanese Experience[D]. Oxford Economic Papers, 1979.
- [5]李东阳, 刘亚娟, 杨殿中. 对外直接投资对投资国产业结构优化效应研究——以中国对中亚五国直接投资为例[J]. 东北财经大学学报, 2013, 02:60-63.
- [6]胡颖, 董莉. 中国对俄罗斯及中亚国家直接投资的贸易效应研究——基于面板数据的实证分析[J]. 新疆财经, 2014, 01:57-63.
- [7]潘文卿. 外商投资对中国工业部门的外溢效应:基于面板数据的分析[J]. 世界经济, 2003, 06:3-7+80.
- [8]杨林燕. 中国企业对非洲投资研究:动因、模式及其效应[D]. 厦门大学, 2009:55-62.
- [9]Dominique G, Bruno. P. P.. The internationalisation of technology analysed with patent data[J]. Research Policy, 2001, 30 (8):1253-1266.
- [10]Nigel D, Love, James H.. Technology Sourcing Versus Technology Exploitation: an Analysis of US Foreign Direct Investment Flows[J]. Applied Economics, 2003, 35(15):1667-1678.
- [11]李梅, 金照林. 国际 R&D、吸收能力与对外直接投资逆向技术溢出——基于我国省际面板数据的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2011, 10:124-13
- [12]William X. W.. chinese outward direct investment: a study on macroeconomic determinants[J]. international journal of business and emerging markets, 2010, 2(4):353-365.
- [13]Cheung, Y. M., Haan, J. D., Xing W, Q. S, Y.. China's Outward Investment in Africa[J] HKIMR Working Paper , 2011, 13.
- [14]赵春明、吕洋, 中国对东盟直接投资影响因素的实证分析, 亚太经济[J]. 2011(1):111-116
- [15]Ken D.. Outward FDI from China and its policy context[R]. Columbia FDI Profiles, 2010.
- [16]Zhao W., Liu L., Zhao T.. The Contribution of Outward Direct Investment to Productivity [17]Changes within China, 1991-2007[J]. Journal of International Management, 2010, 16(4):121-130.
- [18]Andreff W.. The new multinational corporations from transition

- countries[J]. *Economic Systems*, 2002, 26:371–379.
- [19] Azariadis, C., B. D. Smith. . Private Information, Money, and Growth: Indeterminacy, Fluctuations, and the Mundell–Tobin Effect[J]. *Journal of Economic Growth*, 1996, 1(3):309–332.
- [20] Huybens, E., B. D. Smith. Inflation, Financial Markets and Long-Run Real Activity[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1999, 43(2):283~315.
- [21] Hurlin C, Vernet B. Granger causality tests in panel data with fixed coefficients[R]. Paris:IX Dauphine, 2001.

## **An Empirical Analysis of the Win-Win Spillover Effects of Chinese OFDI on “The Belt and Road” Countries**

*Lifen Lin Yan Chen*

*(Financial Research Center, School of finance, Nanjing Agricultural University 210095)*

**Abstract:** This article first analyzes the transmission mechanism to the win-win spillover effects of Chinese OFDI on “The Belt and Road” countries and China itself, then observes and studies the influence of Chinese OFDI on the economy growth of “The Belt and Road” countries with samples of the data of 33 “The Belt and Road” host countries in 5 regions. The empirical results of this paper show that OFDI has positive spillover effect on the host country’s economy, and the Granger test verifies that there exists a win-win spillover effect between economy of host country and Chinese economy. At the same time, based on the weighing of potential risks, the article calculates and compares Chinese OFDI on the 33 host countries in 5 regions in the future and the expected rate of return of China. The results show that win-win spillover effect of expected investment on the 5 Central Asian countries is the best, reverse spillover effect of 11 Southeast Asian countries the biggest.

**Key words:** Outward Foreign Direct Investment (OFDI); The Belt and Road; The Win-Win Spillover Effects; Reverse Spillover Effect



信息来源：广东省新兴经济体研究会  
联系人：蔡春林  
联系电话：13928821278

---

**主送：**中共广东省委宣传部、广东省社会组织管理局、广东省社会科学界联合会、中国新兴经济体研究会、中国社会科学院世界经济与政治研究所、中国国际文化交流中心、广东工业大学

**抄送：**省委办公厅、省人大办公厅、省政府办公厅、省政协办公厅

**发：**中大、华工、暨大、华师、华农、广外、广财、广金、省社科院、省国际经贸发展中心、广东国际战略研究院、致公党广东省委经济委员会、广东省对外经济贸易大学校友会、各理事及会员

**内部发：**相关处室，广工主要领导及相关处室、院系（部、中心）

---

编审：李景睿

复审：蔡春林