文章编号:2095－0365(2020)03－0017－10

FDI、碳排放与经济增长

——基于“一带一路”沿线国家的面板 ARDL 模型实证分析

王　政

(上海大学 马克思主义学院经济研究中心,上海　200444)

摘　要:为了更好地融入全球经济,让世界搭上中国经济发展的“便车”,“一带一路”倡议的提出无疑给沿线国家带来了深远的影响。本文根据“一带一路”沿线 43 个国家 1995—2014 年的面板数据,就 FDI、碳排放与经济增长构建面板自回归分布滞后模型。实证结果显示:(1)FDI 与碳排放都促进了沿线国家的经济增长,并且具有长期的双向因果关系;(2)经济增长与能源使用效率在短期具有双向因果关系,经济增长带来的能源使用效率提高也因此抑制了一国的碳排放水平;(3)能源使用效率与碳排放之间存在长期双向因果关系,值得注意的是 FDI 与碳排放之间并不存在因果关系。以上结论也意味着,“一带一路”倡议并没有使沿线国家成为“污染避难地”,反而有助于沿线国家走上可持续发展道路。

关键词:FDI;碳排放;经济增长;面板 ARDL;因果关系

中图分类号:F224　**文献标识码**:A　**DOI**:10.13319/j.cnki.sjztddxxbskb.2020.03.03

一、引言

在全球经济低迷、复苏乏力的大背景下,2013 年中国提出了“一带一路”倡议,为广大沿线发展中国家提供了一个除 WTO 以外的进行贸易投资的新型合作模式。2017 年党的十九大更是将“一带一路”倡议写进党章,尽管该倡议自发起以来饱受西方国家的抵触,他们认为这将使得沿线国家成为中国的“污染避难地”,Hanif[1]在其最新的研究中也证实一些亚洲新兴国家已经成为了“污染避难地”。但“一带一路”倡议取得的成绩也开始逐渐让一些西方国家改变自己的看法。截至 2018 年底,中国企业对沿线国家直接投资超过 900 亿美元,在沿线国家完成对外承包工程营业额超过 4 000 亿美元。《“一带一路”贸易投资指数(BRTII)》报告指出“一带一路”贸易投资指数(见图 1)从 2015 年的 89.39 增长到了 2018 年的 121.77,“一带一路”货运量指数也逐渐增长到了 130.06,除此以外,“一带一路”沿线国家的外资流动规模占全球比重也在不断上升。可以看到,“一带一路”沿线国家在推动全球贸易的过程中,逐渐成为了推动全球经济增长的新亮点。

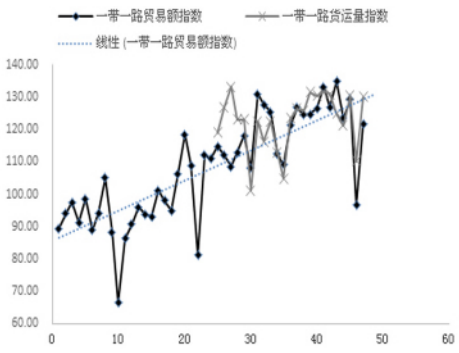


图 1　2015—2018 年“一带一路”贸易指数

收稿日期:2019－12－16

作者简介:王政(1996－),男,硕士研究生,研究方向:政治经济学。

本文信息:王政. FDI、碳排放与经济增长:基于“一带一路”国家的面板 ARDL 模型实证分析[J]. 石家庄铁道大学学报:社会科学版,2020,14(3):17-26.

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

"一带一路"倡议提出要让沿线国家摆脱先污染后治理的"老路",走上一条绿色发展的可持续发展道路。然而据德国商业银行的报告显示:预计到2020年中国对"一带一路"沿线国家的对外直接投资(FDI)将达到250亿美元,为2014年的2倍,这些投资也主要集中在能源和基础设施领域。这些高消耗、高排放领域所将要带来的碳排放问题似乎也是不可避免的。然而,FDI在带动"一带一路"沿线国家经济增长的同时,真的会带来更高的碳排放吗?这个问题的回答不仅是对于西方国家质疑的回应,也是对于"一带一路"倡议未来发展的重要论证补充。因此,FDI、碳排放与经济增长三者之间的因果关系研究对于坚定不移推广"一带一路"倡议具有重要的现实意义和理论价值。因此笔者将就FDI、碳排放与经济增长这三者的关系,对"一带一路"沿线的43个国家1995—2014年的面板数据构建面板自回归分布滞后模型,并对其进行了实证检验。

二、文献述评

FDI对经济增长的影响一直都是国内外学者们研究的热点。Makki et al[2]将内生增长理论应用到发展中国家,发现FDI能够促进发展中国家的经济增长,并且FDI还能够促进这些国家的国内投资。Panagiotis[3]则是将注意力放到欧元区国家,通过对2002—2012年欧元区国家构建FMOLS和DOLS模型对FDI与经济增长之间的关系进行了检验,发现FDI对于经济增长有十分显著的影响,符合经济理论的预测。Abbes et al[4]则通过对63个国家通过协整和面板格兰杰因果检验也验证了这一点。就国内学者的相关研究来看,FDI也并不总是能促进经济的增长。潘海峰与魏宏杰[5]以2000—2017年31个省份的面板数据为样本发现FDI对于经济增长的效能要取决于该地区的金融发展水平。近年来,随着"一带一路"倡议被越来越多的国家接受,也有部分学者以"一带一路"为切入点进行了相关研究。黄亮雄和钱馨蓓[6]对"一带一路"沿线55个国家构建面板VAR模型发现,中国对沿线国家的直接投资显著提高了沿线国家的人均GDP,但在控制其他因素的情况下,中国对外直接投资对沿线国家人均GDP的贡献仅为2%,对其经济增长的贡献率不足8%,并认为中国的推动作用还有待继续加强。黄旭东和石蓉荣[7]通过构建全球向量自回归模型(GVAR)发现中国的对外直接投资对"一带一路"国家的经济增长具有正向的促进作用,其当期的直接效应和累积效应均要大于进出口。

无独有偶,碳排放对于经济增长的影响也始终受到学者们的关注,Grossman和Krueger[8]最早注意到碳排放与经济增长之间存在"倒U型"关系,并因此提出了"环境库兹涅茨曲线(EKC)",后来的学者们通过利用不同的方法对不同国家的情况进行了检验。Omri et al[9]对欧洲、中亚、拉丁美洲等不同地区的54个国家1990—2011年的国别面板数据进行面板GMM估计,发现不同地区的国家之间碳排放对经济增长的影响程度是不一样的,但总体上来说,碳排放都对经济增长有消极的影响。Zhu et al[10]对东南亚五国运用面板分位数回归模型发现碳排放与经济增长之间不存在"倒U型"关系,反倒是在那些高排放国家,高经济增长能反过来减少碳排放。Acheampong[11]选取了116个包含北非、拉丁美洲等各个地区的国家1990—2014年间的面板数据,运用面板自回归和系统GMM模型对经济增长与碳排放之间的动态因果关系进行了实证检验,发现各个地区除了加勒比地区以外,经济增长并不是导致碳排放的原因,相反碳排放显著地促进了经济的增长。Liu and Hao[12]从能源消费的角度研究了过去40年"一带一路"沿线国家的能源消耗与GDP增长的情况,发现碳排放与人均GDP之间存在长期的双向因果关系。

从过去的文献中可以看到,以往的研究中并不乏对FDI对经济增长的影响和碳排放对经济增长影响的研究,甚至将FDI、碳排放与经济增长三者同时纳入分析框架,但在此框架内研究"一带一路"沿线国家的文献还不是很多。而"一带一路"作为我国的一个重要倡议,是我国深入融入世界经济的表现,同时也是中国向世界分享改革开放成果的机遇,这也就使得扩充对于"一带一路"的相关研究是很有必要的。基于此,就"一带一路"沿线的43个国家1995—2014年的面板数据构建面板自回归分布滞后模型对FDI、碳排放与经济增长之间可能存在的因果关系进行了实证检验。本文贡献有:首先,同时将"一带一路"相关国家的FDI、碳排放与经济

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

增长纳入分析框架，为后来的学者们研究“一带一路”沿线国家提供了文献补充；其次，区别于以往传统的协整方法，采用面板分布滞后模型对 FDI、碳排放与经济增长之间的关系进行检验，该方法能很好地克服小样本带来的缺陷对变量之间的长期与短期关系进行估计，为后来的研究提供了一种方法补充。

三、理论基础

（一）FDI 与经济增长

1. FDI 的溢出效应

FDI 对一国经济带来影响的渠道之一就是其技术溢出效应。溢出效应在古典微观经济学中也被称为“外部性”。而 FDI 的外部性主要体现在生产力的溢出效应。外资企业进入东道国通常会促进东道国本土企业的技术进步和生产率的提高。主要是因为当外资企业进入东道国时，会存在技术转移的现象，东道国企业可以通过对外资企业的产品进行模仿和逆向开发来快速学习和获取先进的技术、管理方式和经验，还可以通过加入其生产链来获取更高的技术标准和技术水平，最重要的是可以通过人力资本的流动，吸引外资企业的人才来提高自身人力资本质量。对此，可以通过对 C-D 生产函数进行扩展来对其进行解释说明。

一个标准的柯布—道格拉斯生产函数可以表示为

$$Y=AL^{\alpha}K^{\beta}(0<\alpha,\beta<1) \tag{1}$$

根据 Romer[13] 的内生增长理论，技术进步表现为生产函数中 A 的变化率增加，即

$$\frac{dA}{dK_f}=A_f>0 \tag{2}$$

$$A=A\left(\sum FDI\right)=A(K_f)$$

由(1)(2)两个式子可以得到

$$Y=AL^{\alpha}K^{\beta}=A(K_f)L^{\alpha}(K_d+K_f)^{\beta} \tag{3}$$

式中，K_d 为国内资本存量；K_f 为国外直接投资的资本存量，其中 $dK=I$，即资本存量的变化为实际投资额。

对式(3)进行全微分可以得到

$$\frac{dY}{Y}=A_f\frac{dK_f}{A}+\alpha\frac{dL}{L}+\beta\frac{dK}{K} \tag{4}$$

其中

$$A_f\frac{dK_f}{A}=A_f\times\frac{Y}{A}\times\frac{dK_f}{Y}=\varepsilon\frac{dK_f}{Y}\left(\varepsilon=A_f\times\frac{Y}{A}\right) \tag{5}$$

而对于 $\beta\frac{dK}{K}$，可以将其化为

$$\beta\frac{dK}{K}=\beta\times\frac{Y}{K}\times\frac{dK}{Y} \tag{6}$$

$$\beta\times\frac{Y}{K}=\beta\times\frac{AL^{\alpha}K^{\beta}}{K}=\beta AL^{\alpha}K^{\beta-1}=MP_K \tag{7}$$

因此将式(7)代入式(6)可以得到

$$\beta\frac{dK}{K}=MP_K\frac{I}{Y} \tag{8}$$

将式(5)(8)代入到式(4)中可以得到一个关于产出增长的函数式：

$$\frac{dY}{Y}=\varepsilon\frac{I_f}{Y}+\alpha\frac{dL}{L}+MP_K\frac{I}{Y} \tag{9}$$

式中，ε 为外国直接投资所带来的技术溢出效应；$\frac{dL}{L}$ 为就业增长率。

值得注意的是，国外直接投资由于其技术优势，因此国外直接投资的资本边际产出要大于该国总体的资本边际产出，即

$$MP_{K_f}>MP_K \tag{10}$$

对式(10)进行展开可以得到：

$$MP_{K_f}=\frac{dY}{dK_f}>MP_K=\frac{dY}{dK}$$

$$\Rightarrow\frac{dA(K_f)}{dK_f}L^{\alpha}(K_d+K_f)^{\beta}+\beta A(K_f)L^{\alpha}(K_d+K_f)^{\beta-1}>\beta A(K_f)L^{\alpha}(K_d+K_f)^{\beta-1} \tag{11}$$

上式显然成立，于是就有

$$\frac{dA(K_f)}{dK_f}L^{\alpha}(K_d+K_f)^{\beta}>0\Rightarrow\varepsilon\frac{I_f}{Y}>0\Rightarrow\varepsilon>0 \tag{12}$$

可以看到，外国直接投资所带来的技术溢出效应是为正的，说明存在技术优势的外国直接投资能够给东道国带来正的技术外部性，促进东道国的技术进步，从而带来经济增长。

2. FDI 的竞争效应

对于经济发展比较落后的东道国来说，主要通过 FDI 的技术溢出效应来实现本国的技术进步，从而实现生产率的提高，经济的增长。然而，在现实中，外国直接投资并不总是发生在经济发展水平比较落后的国家，而是某些方面与之相当的国家。其原因可能有东道国某些资源上具有优势，可以大大降低外资企业的生产成本，又或是被东道国极具潜力的市场所吸引，譬如一些外资企

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

业在中国的直接投资。当外国直接投资进入东道国时,东道国的相关企业会因为竞争者的进入而改变自身的策略行为。可以借助博弈论来对此进行一个直观的说明,见图 2。

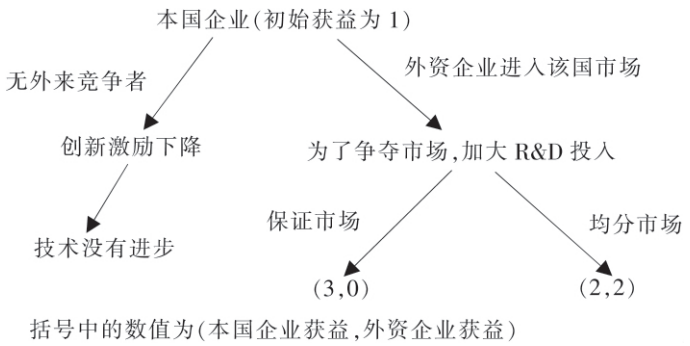


图 2 外资企业进入东道国带来的竞争效应

从图 2 中可以看到,当没有外资企业进入时,东道国的本土企业会因为缺乏竞争者而减少对于技术创新的投入,从而没有带来技术进步;而当外资企业进入时,由于担心失去本国市场,本土企业会与外资企业在创新投入上进行竞争,由于东道国政府或多或少都会对本土企业进行一定的保护,因而本土企业不大可能会因为外资企业的进入而丢掉市场,从而最终结果只有两种可能,即保住市场和与外资企业均分市场,不论是哪种结果,最终都会因为竞争而使得本土企业技术进步,生产率提高,从而实现该国长久的经济增长。见图 3。

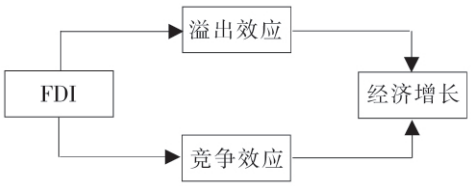


图 3 FDI 影响经济增长的机制

(二)碳排放与经济增长

碳排放的背后是化石能源的消耗。能源作为重要的物质基础,在经济体系中扮演着重要的角色,其主要体现在作为重要的投入要素,贯穿于经济运行的诸多环节,譬如开采、运输、加工和销售等,同时作为消费品,其制成品也在人们日常生活中皆有体现,比如照明、取暖等。能源消费量与一个国家的生产规模存在着密切的关系,即生产规模越大,能源消费量越大;而随着生产规模扩大,人们收入水平提高,其对于能源的需求也越大。因此,可以借助 CD 函数来对一个国家的产出水平进行阐述。

一个经过扩展的柯布道格拉斯生产函数可以表示为

$$Y=AL^{\alpha}K^{\beta}E^{\gamma}(0<\alpha,\beta,\gamma<1) \tag{13}$$

Pereira 和 Pereira[14]认为在技术水平给定的情况下,能源消耗与碳排放之间存在线性关系,即

$$E=\eta CO^2 \tag{14}$$

将式(14)代入式(13)可以得到一个包含碳排放的生产函数

$$Y=\eta^{\gamma}AL^{\alpha}K^{\beta}CO^{2\gamma} \tag{15}$$

对其进行全微分,可以得到:

$$\frac{dY}{Y}=\eta^{\gamma}\left(\frac{dA}{A}+\alpha\frac{dL}{L}+\beta\frac{dK}{K}+\gamma\frac{dCO^2}{CO^2}\right) \tag{16}$$

显然,在不考虑技术进步的前提下,碳排放的增加能够促进一国的经济增长。

而将技术进步考虑进来时,有可能发生变化,即正如 Grossman 和 Krueger[8]提出的环境库兹涅茨"倒 U 型"曲线所认为的:随着一国经济水平的进一步提高,碳排放水平会开始下降。

四、研究设计

(一)数据来源与模型构建

1. 数据来源与变量描述

为了避免估计结果出现"伪回归"和难以预计到的误差,本文不打算对缺失数据进行插值填补。出于数据的可获得性和完整性考虑,本文只选取了 43 个国家(见表 1)1995—2014 年的数据。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 1　43 个国家列表

国家名称					
澳大利亚	蒙古	埃及	罗马尼亚	阿塞拜疆	缅甸
印度	俄罗斯	孟加拉国	尼泊尔	印度尼西亚	沙特阿拉伯
保加利亚	新西兰	伊朗	新加坡	柬埔寨	阿曼
以色列	斯洛伐克	中国	巴基斯坦	日本	斯洛文尼亚
克罗地亚	菲律宾	约旦	斯里兰卡	捷克共和国	波兰
科威特	塔吉克斯坦	马来西亚	乌克兰	吉尔吉斯斯坦	泰国
摩尔多瓦	阿拉伯联合酋长国	拉脱维亚	土耳其	乌兹别克斯坦	越南
也门					

(1)经济增长。选取一国的人均 GDP 作为经济增长的代理变量，单位以美元核算，且以 2010 年的美元不变价进行了统一核算。

(2)对外直接投资(FDI)。由于本文是要探讨外国直接投资对于东道国的影响，因此选取 FDI 净流入与该国 GDP 的比值作为代理变量。

(3)碳排放。选取该国二氧化碳的排放作为碳排放的代理变量，其单位为百万吨。

本文还选取了一个控制变量 $NYXL$，即 GDP 与该国化石能源消耗的比值作为能源使用效率的代理变量。各变量的说明以及描述性统计见表 2 和表 3。

表 2　变量说明

变量符号	变量名称	变量说明	数据来源
$RJGDP$	经济增长	人均 GDP（美元）	WDI
$NYXL$	能源使用效率	GDP/能源消耗(每千克石油当量)	WDI
FDI	对外直接投资	净流入/GDP	WDI
CO^2	碳排放	单位：百万吨	WDI

注：GDP 取的是 2010 年不变美元价。WDI：World Development Indicators(详见世界银行官网 Open Data：https://data.worldbank.org.cn/)。

表 3　变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
$RJGDP$	860	11 286.12	14 497.73	246.064 3	64 176.48
$NYXL$	860	6.763 859	3.210 852	0.870 823	21.756 61
FDI	860	425.875 6	247.818 6	1	855
CO^2	860	338.663 9	1 036.245	1.540 14	10 291.93

从表 3 中可以看到，在这 43 个“一带一路”沿线国家中，各国的经济水平、FDI 流入与碳排放水平都具有很大的差异。

2. 面板 ARDL 模型构建

从前面的分析中，可以得到一个关于 FDI、碳排放与经济增长之间的函数关系式

$$RJGDP=f(NYXL,FDI,CO^2,\varepsilon) \quad (17)$$

式中，$RJGDP$ 为表示经济增长；$NYXL$、FDI、CO^2 为本文所关注的解释变量；ε 为随机扰动项。

根据上式可以推出一个面板模型的关系式为

$$RJGDP_{it}=\beta_0+\beta_1\ FDI_{it}+\beta_2\ CO^2_{it}+\beta_3\ NYXL_{it}+\beta_4\ \varepsilon_{it}+\mu_{it} \quad (18)$$

又根据 Pesaran et al.[15]，一个包含长期关系系数的面板自回归分布滞后模型可以表示为

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

$$\Delta RJGDP_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n}\alpha_{i1}\Delta RJGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\gamma_{2i}\Delta RJGDP_{i,t-i} + \sum_{i=1}^{n}\sigma_3\ \Delta FDI_{i,t-i} + \sum_{i=1}^{n}\theta_4\ \Delta CO^2_{i,t-i} + \sum_{i=1}^{n}\tau_5\ \Delta NYXL_{it} + \beta_1\ FDI_{it} + \beta_2\ CO^2_{it} + \beta_3\ NYXL_{it} + \delta EC_{i,t-i} + \mu_{it} \quad (19)$$

式中,i,t 分别表示国家和时间;α,γ,σ,θ,τ 为短期动态关系系数;β_i 为各变量之间的长期动态关系系数;u_{it} 为误差项;$EC_{i,t-i}$ 为误差修正项。当估计结果中各系数表现显著,即可以认为变量之间存在短期或长期的动态关系。

(二)实证分析

1. 面板独立性检验

由于面板数据的特性,常常可能因为某种共同的原因影响到所有的个体,比如金融危机,此时可能会导致截面相关(Cross-sectional Dependence)。当存在截面相关时,传统的面板单位根检验,如 Levin-Lin-Chu 检验、Augmented Dicky-Fuller 检验等会出现无效的情况,从而出现伪回归的现象[16]。因此在对变量进行单位根检验之前,先进行了 CD Test 面板独立性检验,其结果如表4所示。

表4 面板独立性检验结果

变量	CD Test	P值
RJGDP	102.564	0.000 0***
NYXL	103.848	0.000 0***
FDI	18.093	0.000 0***
CO^2	32.171	0.000 0***

注:*** 表示1%水平以下显著。CD Test 原假设为:"存在面板独立性"。

从表4中可以看到,变量通过 CD 检验均在1%水平以下表现出显著性,因而拒绝了"存在面板独立性"的假设,所以本文所采用的面板数据不具有面板独立性,从而在对变量进行单位根检验时,要区别于传统的做法,具体将在下部分进行解释。

2. 面板单位根检验

一般来说,计量模型在对变量估计之前都需要进行平稳性检验,以防止"伪回归"现象的出现。通过对面板的独立性进行检验发现,检验结果在1%水平下拒绝了原假设"存在面板独立性",也就是说存在面板相关性。因此,在对变量进行平稳性检验时,传统的 LLC,ADF,KPSS 等检验无法满足需要,于是只能采取 Pesaran-CD 检验[17]。其检验结果如表5所示。

表5 面板单位根检验结果

变量	P值	结果	一阶差分	结果
RJGDP	1.000	非平稳	0.007***	平稳
NYXL	0.494	非平稳	0.000***	平稳
FDI	0.000***	平稳	0.000***	平稳
CO^2	0.686	非平稳	0.000***	平稳

注:*** 表示1%水平以下显著,CADF Test 原假设为"序列不平稳"。

从表5中可以看到,4个变量的一阶差分序列均在1%水平以下显著,因此可以认为序列是平稳的。

3. 面板协整检验

Pedroni 和 Kao 提出了进行面板协整检验的方法[18-19]。其原假设均为"不存在协整关系"。利用这两种方法对变量之间可能存在的协整关系进行了检验,其结果如表6和表7所示。

表6 协整检验结果

变量	*Panel*	*P* 值	*Group*	*P* 值
V	−4.295 0	0.000***	—	—
Rho	0.820 3	1.000	*Rho*	0.000***
T	−8.446 0	0.000***	T	0.000***
ADF	−6.648 0	0.000***	*ADF*	0.000***

注:*** 表示1%水平以下显著,原假设为"不存在协整关系"。

表7 Kao Test

Kao Test	统计值	*P* 值
ADF	−6.077 5	0.000***

注:*** 表示1%水平以下显著,原假设为"不存在协整关系"。

从表6和表7中的检验结果来看,Pedroni Test 和 Kao Test 的检验均表现为在1%以下显著,因此有理由拒绝原假设"不存在协整关系",即变量之间存在显著的协整关系。

4. 面板 ARDL 结果

在满足存在协整关系的前提下,才可以运用 Pesaran et al[15] 的 PMG 估计方法对存在协整关系的变量进行估计。PMG 方法不仅可以估计协

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

整变量之间的长期关系，而且给出了误差修正系数，证实了长期关系的存在。而只有当误差修正系数显著为负数时，才可以认为变量之间的长期关系存在。其估计结果如表 8 和表 9 所示。

表 8　长期估计结果

被解释变量	*RJGDP*	*NYXL*	*FDI*	CO^2	*ECT*
RJGDP	—	1.686 0	0.052 0	0.694 6	−0.476 0
	—	(0.801)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)
NYXL	0.000 4	—	0.000 0	−0.000 2	−0.563 0
	(0.000***)	—	(0.701)	(0.000***)	(0.000***)
FDI	0.011 69	2.400 7	—	0.014 5	−1.187 0
	(0.173)	(0.852)	—	(0.460)	(0.000***)
CO^2	0.000 8	−1.256 5	0.000 1	—	−0.783 1
	(0.000***)	(0.000***)	(0.744)	—	(0.000***)

注：第一列为被解释变量；*，**，*** 分别表示 10%，5%和 1%水平以下显著。

表 9　短期估计结果

被解释变量	*RJGDP*	*NYXL*	*FDI*	CO^2
RJGDP	—	363.963 0	0.162 0	43.455 1
	—	(0.000***)	(0.024**)	(0.008***)
NYXL	0.003 2	—	−0.000 1	−0.077 7
	(0.034**)	—	(0.319)	(0.000***)
FDI	0.277 6	14.738 3	—	2.153 9
	(0.234)	(0.605)	—	(0.725)
CO^2	0.080 7	−24.923 0	0.006 1	—
	(0.039**)	(0.147)	(0.381)	—

注：第一列为被解释变量；*，**，*** 分别表示 10%，5%和 1%水平以下显著。

从表 8 和表 9 中可以看到：

(1)各变量对经济增长的影响。在短期，能源使用效率、FDI 与碳排放都与经济增长呈正相关，且分别都在 1%和 5%水平以下表现显著。其中不管是长期还是短期，FDI 与碳排放均与人均 GDP 呈正相关，其中误差修正项在 1%水平以下显著，说明的确存在长期显著的动态关系。对比短期与长期估计结果，可以看到一单位能源使用效率的提升，能够带来 363.96 单位的经济增长，然而这种关系在长期却不再显著。在短期 FDI 的影响系数从 0.162 0 降到了 0.052 0，而碳排放的影响系数更是从 43.455 1 下降到了 0.694 6，这说明随着“一带一路”沿线国家的经济增长，这些国家的内部经济结构也会随之发生改变，并减少对 FDI 和碳排放的依赖，获得一种内生性的经济增长能力。

(2)各变量对碳排放的影响短期来看，能源效率(*NYXL*)对于碳排放的影响并不显著，而在长期能源效率与碳排放之间的关系在 1%水平以下显著，即一单位能源效率的提升能有效降低 1.26 单位的碳排放。再看碳排放的其他影响因素中，一单位人均 GDP 的提高，对于碳排放的影响从短期的 8.07%降低到了 0.08%，且均在 1%和 5%水平下显著，说明尽管随着经济增长由于能源的消耗会带来碳排放的增加，但经济增长也带来了能源使用效率的提高，所以使得未来的经济增长带来的碳排放减少。并且，从长期估计结果中可以看到，能源效率在短期内对碳排放影响不显著，而在长期，一单位能源使用效率的提高，却能显著降低 1.26 单位的碳排放。而对于 FDI，不管从长期还是短期，对于碳排放均没有显著的影响，这一点与 Lee[20] 从 G20 国家中得出的结论是一致的。

跨境贸易往往需要在节省时间和节省成本之间做选择。“一带一路”倡议中“设施联通、资金畅

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

通"推动了沿线发展中国家的基础设施的投资建设,也解决了这些国家融资困难的问题,从而大大降低了交易成本,促进了"一带一路"区域的跨境贸易,进而促进了这些国家的经济增长。

根据世行报告,"一带一路"新建设的交通网络可以缩短旅行时间,降低运输成本,这将让"一带一路"沿线国家和地区的外国直接投资总额增加4.97%。然而从上述的实证结果中看到,尽管当FDI作为被解释变量时,经济增长与其具有长期显著的关系,但影响系数却不显著。可能是由于数据只选取到2014年,短期内基础设施投资的溢出效应还未完全释放。

5. Granger因果关系检验

为了进一步验证变量之间的因果关系,借助Dumitrescu和Hurlin[21]的方法,对其进行了检验,其结果如表10所示。

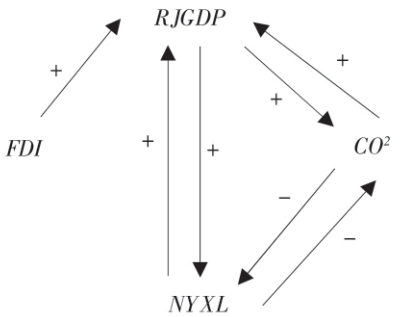
表10 格兰杰因果检验结果

被解释变量	*RJGDP*	*NYXL*	*FDI*	CO^2
RJGDP	—	0.000 0***	0.187 8	0.000 0***
NYXL	0.000 0***	—	0.000 0***	0.000 0***
FDI	0.038 2**	0.000 0***	—	0.000 0***
CO^2	0.005 2***	0.000 0***	0.000 2***	—

注:第一行为被解释变量(第一列为格兰杰因);***,**,*表示1%,5%和10%水平以下显著,原假设为"不存在因果关系"。

从表10中可以看到,人均GDP、FDI与碳排放之间的格兰杰因果检验均在5%和1%水平以下显著,说明在1%和5%水平以下可以拒绝"不存在因果关系"的原假设,即人均GDP与FDI,人均GDP与碳排放之间均存在双向的因果关系。然而,根据前面面板ARDL模型的估计结果,并不是所有变量之间的因果关系都十分显著。

因此结合前面模型估计结果,可以得到各个变量之间的一个关系图谱,见图4。



"+"表示正向作用,"−"表示负向作用。

图4 各变量之间的因果关系示意图

从图4中可以看到:

(1)FDI、碳排放与能源使用效率三者均促进了一国的经济增长,其中除了FDI以外,碳排放与能源使用效率与经济增长之间均具有双向因果关系。

(2)能源使用效率与碳排放之间也具有双向因果关系,能源使用效率的提升有助于降低碳排放水平,而碳排放水平的提高,也意味着能源使用效率的降低。

(3)FDI与碳排放之间并不存在因果关系,可见大量外国直接投资的涌入并没有给"一带一路"沿线国家带来巨大的环境压力。

五、结论与政策建议

(一)结论

"一带一路"倡议自2013年发起,对区域经济带来了深远而广泛的影响,在此背景下运用面板分布滞后模型(Panel ARDL)对"一带一路"沿线43个国家的FDI、碳排放与经济增长之间可能存在的长期和短期关系进行了实证检验。结果表明:

(1)"一带一路"沿线国家的人均GDP与FDI之间存在长期双向因果关系,且FDI对于人均GDP的影响就长期来看呈减弱的趋势。

(2)"一带一路"沿线国家的人均GDP与碳排放之间也存在长期的双向因果关系,且碳排放的影响就长期来看呈减小的趋势;说明FDI与碳排放在带来"一带一路"沿线国家的经济增长的同时,由于技术溢出效应的存在,带来了这些国家的技术进步,导致这些国家内部经济结构的转变,从而使得聚焦基础设施建设的FDI在未来对于沿线国家的影响开始减小,碳排放也开始降低。这同时也说明,西方国家所担忧的"一带一路"沿线

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

国家或恐成为“污染避难地”的担忧是不存在的，FDI 的流入更多的是带来了沿线国家的技术进步以及经济结构的转型，而不是一成不变的走“高污染、高能耗、高排放”的老路。

(3)长期来看，提升能源使用效率能有效降低碳排放水平，而人均 GDP 的提高即经济增长能够带来这种能源使用效率的改进。

(二)政策建议

1. 加大吸引 FDI 流入的同时注意调整 FDI 的结构，实现沿线国家的经济向更高水平发展

已有数据表明，大量流入“一带一路”沿线国家的外国直接投资都集中在基础设施和能源领域。一般来说，如果不考虑就业结构的改变，基础设施投资的经济影响具有一定的滞后性。基础设施带来的非制度性交易成本的降低将大大提高市场经济活动的活力。“一带一路”沿线国家既包含主要的化石能源生产国和消费国，也包含多数中低等收入国家和生态环境脆弱地区，属于气候问题的敏感区域，亟需跨越传统的“先污染，后治理”发展路径，最大限度减少“一带一路”建设的生态环境影响 。也正因此需要逐渐优化 FDI 的结构，逐渐增加服务业等其他产业的比重，以满足地区的经济结构转变的需要。

2. 加快能源生产和消费革命，促使碳排放峰值的早日到达

不管是发达国家还是发展中国家，对于化石能源的依赖是特定经济发展阶段所摆脱不了的，这也使得任何一个国家在经济发展的某一阶段总是会表现出经济增长与碳排放呈现出极强的相关性。但是，随着一国经济发展到一定程度后，跨越所谓的碳排放峰值，便能实现经济增长与碳排放的脱钩。对于未达到碳排放峰值的国家来说，一味地推行减排政策反倒不利于经济的持续增长。

3. 加强沿线国家体制机制上的创新合作，尤其是绿色发展和可持续发展相关投资规制制度的完善

“一带一路”倡导的是要实现沿线国家的可持续发展，走绿色发展道路。然而如何在面对复杂的文化背景下引导绿色投资的流入，并且对其提供重要保障是一件亟待解决的事情。这不仅需要本国做出努力，也需要沿线国家之间进行紧密地协作与沟通。譬如中国目前已经与波兰等“一带一路”沿线国家签订了司法协助协定[22]。未来还需要更多的沿线国家积极参与进来，营造良好的投资环境，降低制度性交易成本。

参考文献：

[1]Hanif I, Faraz Raza S M, Gago-de-Santos P, et al. Fossil fuels, foreign direct investment, and economic growth have triggered CO_2 emissions in emerging Asian economies: Some empirical evidence[J]. Energy, 2019,171:493-501.

[2]S M S, A. S. Impact of foreign direct investment and trade on economic growth: Evidence from developing countries[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2004,86(3):795-801.

[3]Pegkas P. The impact of FDI on economic growth in Eurozone countries[J]. The Journal of Economic Asymmetries, 2015,12(2):124-132.

[4]Abbes S M, Mostéfa B, Seghir G, et al. Causal interactions between FDI, and economic growth: evidence from dynamic panel co-integration[J]. Procedia Economics and Finance, 2015,23:276-290.

[5]潘海峰，魏宏杰. 金融发展、FDI 与经济增长关联性的空间效应特征识别[J]. 统计与决策，2018,34(22):154-157.

[6]黄亮雄，钱馨蓓. 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[J]. 国际经贸探索，2016,32(08):76-93.

[7]黄旭东，石蓉荣. “一带一路”区域贸易和 FDI 对经济增长的贡献——基于 GVAR 模型的研究[J]. 数理统计与管理，2018,37(03):492-508.

[8]Grossman G M, Krueger A B. Economic growth and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995,110(2):353-377.

[9]Omri A, Nguyen D K, Rault C. Causal interactions between CO_2 emissions, FDI, and economic growth: Evidence from dynamic simultaneous-equation models [J]. Economic Modelling, 2014,42:382-389.

[10]Zhu H, Duan L, Guo Y, et al. The effects of FDI, economic growth and energy consumption on carbon emissions in ASEAN-5: Evidence from panel quantile regression [J]. Economic Modelling, 2016, 58: 237-248.

[11]Acheampong A O. Economic growth, CO_2 emissions and energy consumption: What causes what and where?[J]. Energy Economics, 2018,74:677-692.

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

[12]Liu Y, Hao Y. The dynamic links between CO_2 emissions, energy consumption and economic development in the countries along "the Belt and Road"[J]. Science of The Total Environment, 2018, 645: 674-683.

[13]P R. Endogenous technological change[J]. Journal of Political Economy, 1990,98(5):78-102.

[14]Pereira A M, Pereira M R M. Is fuel-switching a no-regrets environmental policy? VAR evidence on carbon dioxide emissions, energy consumption and economic performance in Portugal.[J]. ENERGY ECONOMICS, 2010,32(1):227-242.

[15]Pesaran M H, Shin Y, Smith R P. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels [J]. Journal of the American Statistical Association, 1999,94:446-621.

[16]Pesaran M H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels[R]. 2004, Cambridge University of Cambridge, Cambridge working papers in economics,No. 0435.

[17]Im K, Pesaran H, Shin Y. Testing for unit roots in heterogenous panels[J]. Journal of Econometrics, 2003,115.

[18]Kao C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data[J]. Journal of Econometrics, 1999,90:1-44.

[19]Pedroni P. Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis[J]. Econometric Theory, 2004,20:597-625.

[20]Lee W J. The contribution of foreign direct investment to clean energy use, carbon emissions and economic growth[J]. Energy Policy, 2013,55:483-489.

[21]Dumitrescu E, Hurlin C. Testing for granger non-causality in heterogeneous panels [J]. Economic Modelling, 2012,29(4):1450-1460.

[22]**陈剑玲. 为"一带一路"建设良好法律环境**[N]. **国际商报**, 2016-07-25.

FDI, Carbon Emission and Economic Growth: Empirical Analysis of B&R Countries Based on Panel ARDL Model

Wang Zheng

(College of Marxism, Shanghai University, Shanghai 200444, China)

Abstract: In order to better integrate into the global economy and let the world catch the "free ride" of China's economic development, the proposal of B&R initiative has undoubtedly brought profound influence to countries along the route. Based on the panel data of 43 countries along the B&R route from 1995 to 2014, this paper constructed the panel autoregressive distribution lag model on FDI, carbon emission and economic growth. The empirical results are realistic: (1) Both FDI and carbon emission promote the economic growth of the countries along the B&R route, and there is a bidirectional long-term causal nexus between them;(2) Economic growth and energy efficiency have a bidirectional causal nexus in the short term, and the improvement of energy efficiency brought by economic growth also restrains a country's carbon emission level;(3) There is a long-term bidirectional causal nexus between energy use efficiency and carbon emissions. It is worth noting that there is no causality between FDI and carbon emissions. The above conclusion also means that the B&R initiative did not make countries along the route "pollution refuge", but helped those countries to develop sustainably.

Key words: FDI; carbon emission; economic growth; panel ARDL model; causality relationship

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net