

文章编号:1005-9679(2018)03-0075-07

中国对外直接投资与产业结构升级关系研究

——基于“海上丝绸之路”战略

黄迪 胡麦秀

(上海海洋大学,上海 201306)

摘要: 基于 2004—2015 年中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资数据,运用 VAR 模型对中国在该区域的直接投资与产业结构升级的关系进行研究,结果表明:在“海上丝绸之路”倡议的推动下,中国在该区域的直接投资促进了我国产业结构的升级,但国内产业结构升级并不能推动中国在该区域的直接投资。通过 OLS 回归进一步发现,中国在该区域直接投资存量每增加 1%,将带动产业结构升级指标增加 0.009%;分三次产业来看,直接投资存量增加 1%,将使第一二产业占比分别降低 0.073%和 0.02%,使第三产业占比增加 0.038%。

关键词: 海上丝绸之路;对外直接投资;产业结构升级;VAR 模型;OLS 回归

中图分类号: F 202 **文献标志码:** A

Research on the Relationship between China's OFDI and Industrial Structure Upgrading —Based on the “Maritime Silk Road” Strategy

HUANG Di HU Maixiu

(School of Economics and Management, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China)

Abstract: Based on the data of China's OFDI in countries along the "maritime Silk Road" from 2004 to 2015, the VAR model is used to study the relationship between OFDI and industrial structure upgrading of china, the results show that; under the impetus of "Maritime Silk Road", China's OFDI in the region has a positive effect on the upgrading of China's industrial structure, but the upgrading of industrial structure can not promote China's OFDI in the region. Further found by OLS regression, China's OFDI stock increase by 1% in the region, which will boost the industrial structure upgrade index by 0.009%. Divided into three industries, the stock of OFDI increase by 1%, which will reduce the proportion of the first industry, second industry by 0.073% and 0.02% respectively, and increase the proportion of the third industry by 0.038%.

Key words: maritime silk road; OFDI; industrial structure upgrading; VAR model; OLS regression

0 引言

近年来,我国经济增速放缓,总体需求不足,产业间的供求矛盾日益凸显,特别是传统制造业,如钢

铁、电解铝等高排放、高消耗行业存在严重的产能过剩问题。为了缓解当前的经济形势,2013 年 10 月,习近平总书记出访东盟,提出了建设 21 世纪“海上丝绸之路”的倡议,该倡议通过互联互通项目,带动

收稿日期:2017-10-31

作者简介:黄迪(1993—),女,河南商丘人,硕士研究生,研究方向:海洋战略与国际经济合作,E-mail: 270526788@qq.com。

沿线国家的消费与投资,创造更多就业机会,增加过剩产品的需求,进一步推动沿线国家发展战略的对接与耦合,为中国企业“走出去”提供更广阔的市场空间。

“海上丝绸之路”倡议为中国的对外直接投资创造了便利条件,对促进中国产业结构升级有一定的影响。近年来,关于中国对外直接投资与产业结构转型升级这一问题,学界早已进行了前瞻性探讨。

就对外直接投资与产业结构升级的关系而言,学者从不同角度,运用不同方法进行分析,结果呈现出一定差异。一方面,多数学者认为对外直接投资对中国产业结构升级具有积极促进作用,如贾妮莎、申晨^[1]利用马氏距离匹配法对制造业企业的对外直接投资行为进行了分析,实证结果显示,中国企业的对外直接投资促进了中高端技术制造业的发展,进而推动了制造业产业结构的优化升级;肖黎明、赵刚^[2]、王静^[3]等学者从技术创新角度进行实证分析,认为中国对外直接投资可以通过逆向技术溢出效应促进产业结构调整升级;部分学者在“一带一路”倡议背景下进行研究,发现中国通过不断改变投资增量的空间流向,实现了在全球范围的重新布局,从而带动了中国产业结构调整升级(丁志帆、孙根紧^[4]、金芳^[5])。另一方面,也有少数学者通过分析得出,对外直接投资对中国产业结构升级的促进作用不明显,甚至会起阻碍作用。如杨英、刘彩霞^[6]运用 VAR 模型对中国在“一带一路”沿线国家的直接投资进行分析,发现中国对该区域的直接投资对产业结构升级影响不显著。范欢欢、王相宁^[7]利用自回归分布滞后模型对对外直接投资和产业结构的关系进行了分析,并将中国与日、韩、美在对外投资规模和产业结构上进行比较,最终得出对外直接投资不能提升我国产业结构的结论。姜甘伟^[8]利用 1978—2010 年的时间序列数据进行了实证分析,认为对外直接投资是我国产业结构调整与优化升级的原因,但是目前作用有限。

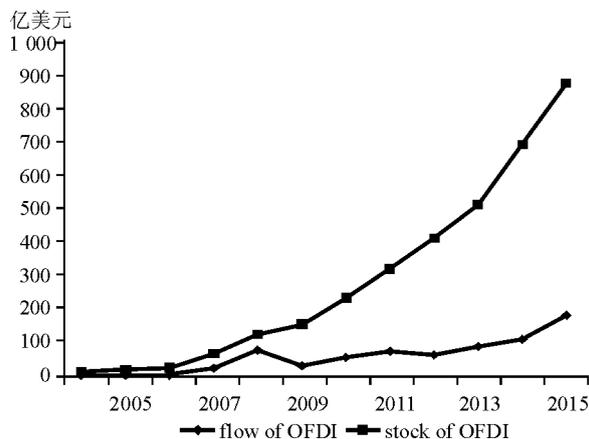
虽然学界对中国对外直接投资与产业结构升级的关系进行了广泛研究,但鲜少有学者结合当前热点,对直接投资与三次产业的具体关系进行分析。

迄今为止,“海上丝绸之路”倡议的实施已有 4 年,对于该倡议是否对中国经济的发展具有积极促进作用,是否需要国家继续推行该项倡议,需要以学者的研究成果作为参考依据。本文将在“海上丝绸之路”倡议背景下,运用 VAR 模型,研究中国对外直接投资与产业结构升级之间的关系,并构建回归方程,分析中国对该区域沿线国家的投资如何影响

中国三次产业的发展。基于上述实证结果得出相关结论,以期为中国政府进行决策提供参考。

1 中国对“海上丝绸之路”沿线国家的投资概况

“海上丝绸之路”倡议吸引了沿线诸多国家参与,根据中国高层在该区域外交所涉及的国家,同时参考中国与该区域沿线国家经济交往的密切程度,将研究范围分为四类,即东盟国家、南亚国家、海湾国家和非洲沿海国家。剔除数据缺失的国家,最终将研究对象定为东盟十国,南亚七国(斯里兰卡、马尔代夫、孟加拉国、阿富汗、巴基斯坦、印度、尼泊尔),海湾六国(阿联酋、阿曼、巴林、卡塔尔、科威特、沙特阿拉伯)和非洲沿海五国(埃及、肯尼亚、塔桑尼亚、莫桑比克、南非)。



数据来源:2004—2015 年《中国对外直接投资统计公报》

图 1 中国对“海上丝绸之路”沿线国家的投资规模

自“走出去”战略和“一带一路”倡议实施以来,中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资增长迅速(见图 1)。2004 年,中国在该区域的投资存量为 12.3 亿美元(数据来源于《中国对外直接投资统计公报》,并进行相关运算),投资流量为 2.4 亿美元,分别占存量总额和流量总额的 2.75%、4.39%。2015 年,中国在该区域的投资规模大幅度增长,其中投资存量达 887.82 亿美元,较 2004 年翻了 72 倍有余,占存量总额的 16.69%,年均增长率为 47.5%,投资流量创历史新高,为 186.15 亿美元,较 2004 年翻了 77.56 倍,占流量总额的 12.78%,年均增长率为 48.45%。

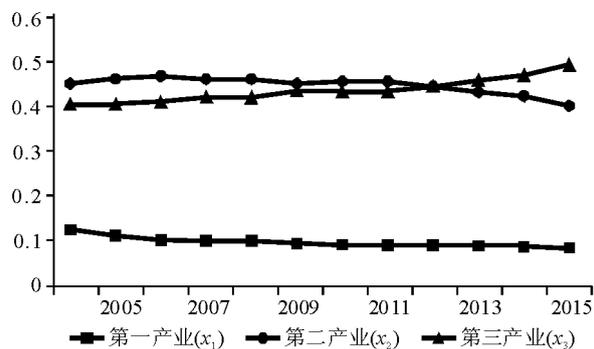
中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资具有一定的空间差异性。近年来,中国在该区域的投资半数以上集中在东盟国家。2004 年,中国在东盟的投资存量为 9.56 亿美元,投资流量为 1.96 亿美

元,分别占当年中国在该区域投资的 77.65%、81.23%。2015 年,中国在东盟的直接投资规模持续上升,投资存量和流量占比依旧居高,分别为 70.6% 和 78.5%。可见,东盟在“海上丝绸之路”沿线区域占据重要地位。南亚国家、海湾国家及非洲沿海国家在沿线总投资规模中占比较小,但在“走出去”战略及“一带一路”倡议的推动下,上述区域的经济地位日益上升,投资占比逐渐增加。

上述分析表明,“一带一路”倡议的实施,为中国企业指明了投资方向,开拓了投资空间,实实在在地推动了中国在该沿线区域的直接投资。在中国工业产能过剩、产业结构亟需转型升级的时代背景下,中国在“一带一路”沿线国家的直接投资不仅带动了东道国的经济发展,还缓解了中国现今面临的众多经济难题,对我国的产业结构升级也有一定的影响。故本文将中国在“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资列为分析对象之一具有重要意义。

2 中国产业结构发展概况

近年来,在“走出去”战略和“一带一路”倡议的推动下,中国的产业结构发生了较大变化,如图 2 所示。



数据来源:中华人民共和国国家统计局

图 2 2004—2015 年中国三次产业增加值占 GDP 的比重

由图 2 可知,2004—2015 年,我国的产业结构由传统的“二—三—一”产业型逐渐转变为“三—二—一”产业型,说明中国产业结构正朝合理化方向发展。这期间,三次产业结构变动具有如下特点:

第一,第一产业增加值占国民经济的比重呈下降趋势,且在三次产业中占比最低,基本维持在 9% 左右。2004 年,第一产业产值为 20 904.3 亿元(数据来源于中华人民共和国国家统计局,并进行相关运算),占国民经济总量的 12.9%,就业人数占比为 46.9%。2015 年,第一产业产值增加到 60 862.1 亿元,较 2004 年翻了近 3 倍,但在国民经济中的占比仅为 8.8%;第一产业产值占比的年均增长率为

-3.42%,同期就业人数比重降至 28.3%,同 2004 年相比下降了 18.6%。

第二,第二产业增加值在国民经济中的占比呈现出先升后降、再升再降的波动态势。2013 年之前,该产业产值占比一直保持在 45% 以上,在三次产业中位居首位。2013 年,该产业产值所占比重跌至 44%,首次低于第三产业,位列第二。2015 年,我国第二产业增加值为 282 040.3 亿元,较 2004 年(74 286.9 亿元)翻了近 3.8 倍,但占国民经济总量的比重仅为 40.9%。2004—2015 年,第二产业产值占比的年均增长率为-1.04%,该产业就业人口的比重也增长至 29.3%,较 2004 年增长了 6.8%。

第三,第三产业增加值在国民经济中的占比处于持续上升态势。2004 年,第三产业产值所占比重为 41.2%,2013 年达到 46.7%,首次超过第二产业,位居第一,这意味着我国的产业结构日趋完善。2015 年,第三产业产值首次达到国内生产总值半数以上,为 346 149.7 亿元,较 2004 年翻了 5 倍有余,占比达到 50.2%。2004—2015 年,第三产业产值占比的年均增长率为 16.2%,就业人口比例由 2004 年的 30.6% 上升至 2015 年的 42.4%,增长了 11.8%。

除了上述三次产业的调整外,中国产业结构的转型升级还包括各产业内部结构的变动,尤以第二、三产业最为典型。

第二产业中,轻工业所占比重下降,重工业所占比重上升。2004 年,登记在册的轻工业(规模以上)企业数目占总体比重的 44.7%,重工业企业占比为 55.3%,2015 年,轻工业企业数目所占比重降为 40.9%,而重工业企业数目所占比重则升为 59.1%。目前,工业中一般加工制造业(纺织业、煤矿采选业等)的比重有所下降,而以电子及通信制造业为代表的高新技术产业所占比重逐渐上升,工业结构正逐步由劳动密集型、资本密集型向技术密集型转变,带动了第二产业结构的优化升级。

第三产业中,在传统服务业持续发展的同时,金融保险、房地产、文化、教育等行业也得到了迅速发展。其中,金融业增加值由 2004 年的 4.1% 增长至 2015 年的 8.5%,年均增长率为 6.74%;房地产行业迅速发展,在第三产业中的比重持续上升,2015 年占比为 6.1%,较 2004 年上升了 1.7%。传统服务业中,住宿餐饮业及交通运输、仓储和邮政业的增加值则呈现下降趋势,2015 年增加值占比为 1.8%、4.4%,与 2004 年相比各下降了 0.5 和 1.4 个百分点,年均增长率分别为-2.2% 和 -2.48%。新兴服务业

的持续发展,推动了第三产业内部结构的调整升级。

上述分析表明,中国的产业结构正在不断往优化方向发展,即便如此,我国的产业发展依旧面临着工业产能过剩,劳动力资源短缺,空间发展不平衡等问题。在中国步入 21 世纪初始阶段,21 世纪“海上丝绸之路”的提出,无疑是带动中国经济稳定持续发展,推动产业结构循序渐进转型的重要力量。

3 模型的构建

考虑到对外直接投资与产业结构升级之间的关系,没有较强的经济理论作为支撑,而 VAR 模型中变量之间的关系并不以经济理论为基础,是一种非结构化的模型,故本文选用 VAR 模型进行分析具有一定的合理性。

3.1 模型说明

VAR 模型即向量自回归模型,该模型最初由 Sims 于 1980 年提出。VAR 模型常用于预测相互联系的时间序列系统,以及分析随机扰动对变量系统的动态影响,该方法通过把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值的函数来构造模型,从而回避了结构化模型的需要。本文将运用 VAR 模型对中国对外直接投资与产业结构升级之间的关系进行实证分析。VAR 模型的一般形式为

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \zeta_t$$

上式中, y_t 为 k 维内生变量, x_t 为 d 维外生变量, A_1, \dots, A_p 和 B 为待估计参数, ζ_t 是随机扰动项。

3.2 变量的选择

基于上述分析,本文主要涉及两类分析变量,分别是产业结构升级指标与对外直接投资指标。本文基于经济意义及数据的可获得性,选择适当的衡量指标进行分析。

在变量的选择中,首先确定产业结构升级的衡量指标,产业结构升级实质上体现出产业朝着优化方向发展的基本态势。产业结构升级是指产业结构从低级形态向高级形态转变的过程或趋势,产业结构升级的主要原因是技术进步和比较优势的变化。技术水平低、劳动力资源和自然资源比较丰富的国家,其产业结构必然处于较低层次。但是,随着技术进步和经济发展,要求对产业结构进行调整,并在条件成熟的情况下,实现产业结构的升级。中国学者通常采用第二产业增加值占 GDP 的比重(x_2)、第三产业增加值占 GDP 的比重(x_3)来刻画产业结构的高度化。本文产业结构升级指标(R)选用第二产业增加值占 GDP 的比重(x_2)、第三产业增加值占

GDP 的比重(x_3)之和来衡量,即 $R = x_1 + x_2$ 。 R 数值越大,表示产业结构越往优化方向发展。

衡量对外直接投资的指标包含两个,分别是对外直接投资流量和对外直接投资存量。对外直接投资流量指境内投资主体对外直接投资额中扣除反向投资额后的净额,当期对外直接投资流量简称流量,对外直接投资累计流量简称存量。对于直接投资变量的选取,考虑到产业结构的升级是对外直接投资长期累积的结果,年度对外直接投资流量并不一定能够推动产业结构的变动,故本文选取对外直接投资存量($ofdi$)作为 VAR 模型中的分析变量。

4 模型估计及结果分析

本文使用 EVIEWS8.0 作为分析工具。此外,在对变量进行计量分析时,采用它们的对数形式来考察,因为采用它们的对数形式可以消除可能存在的异方差。本文选取 2004—2015 年产业结构升级指标(R)与对外直接投资存量($ofdi$)指标的自然对数形式($\ln R, \ln ofdi$)进行分析。

4.1 单位根检验

数据之间序列平稳是构建 VAR 模型的基本要求,严格地说,在一个 k 个变量的 VAR 模型中,所有的 k 个变量都应该是联合平稳的,否则就要适当变换数据,故需要对 $\ln R$ 与 $\ln ofdi$ 进行平稳性(ADF)检验,结果如表 1 所示。由检验结果可知, $\ln ofdi$ 与 $\ln R$ 变量的 P 值均小于 0.01,通过 1% 的统计水平检验,故拒绝原假设,说明两个指标皆为时间平稳序列,可以直接构建无约束的 VAR 模型。

表 1 变量的单位根检验

变量	ADF 检验值	P 值	检验类型(C, T, P)	是否平稳
$\ln ofdi$	-7.302 859	0.001 8	($C, 0, 2$)	平稳
$\ln R$	-3.447 262	0.002 7	($0, 0, 0$)	平稳

注:检验形式(C, T, P)分别代表截距项、趋势项和滞后项。

4.2 确定最优滞后期

选择系统内解释变量的最优滞后期是 VAR 模型的关键。选择了不恰当的滞后期会对分析结果造成不利影响,如果滞后阶数过小,残差可能存在自相关,并导致参数的不一致估计;如果所选滞后阶数过大,待估参数过多,会大大降低模型的自由度,直接影响模型参数估计的有效性。

由表 1 可知,两个指标皆为平稳数列,符合构建 VAR 模型的基本要求。进一步,为了确定模型的具体形式,需找出该模型的最优滞后阶数,这里使用 AIC 信息准则、SC 信息准则及 LR 统计量来确定最

优滞后期。在分析中,能够使得上述信息准则最小的滞后期数即为最优滞后期。如果 AIC 与 SC 准则并非同时取得最小数值,则根据似然比 LR 统计量

进行取舍。结果如表 2 所示,当滞后期为 3 时,AIC 与 SC 均达到最小值,故本文选择滞后期数为 3 的 VAR 模型。

表 2 VAR 模型最优滞后期数检验值

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	35.284 03	NA	2.11E-06	-7.396 45	-7.352 623	-7.491 03
1	55.296 2	26.682 9	6.32E-08	-10.954 71	-10.823 23	-11.238 45
2	71.433 06	14.343 87*	5.36E-09	-13.651 79	-13.432 65	-14.124 69
3	79.823 07	3.728 896	4.34e-09*	-14.627 35*	-14.320 56*	-15.289 41*

在确定最优滞后期后,运用 Eviews8.0 进行分析,估计出的 VAR 模型如下:

$$\begin{bmatrix} \ln R \\ \ln ofdi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.154464 \\ -4.774030 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.438283 & 0.004491 \\ -10.73840 & 0.985007 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln R_{t-1} \\ \ln ofdi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.0449674 & 0.007298 \\ -32.53994 & -0.305586 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.438283 & 0.004491 \\ -10.73840 & 0.985007 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln R_{t-2} \\ \ln ofdi_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.104279 & -0.004325 \\ -2.917338 & 0.420332 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln R_{t-3} \\ \ln ofdi_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_{1t} \\ \zeta_{2t} \end{bmatrix}$$

4.3 稳定性检验

估计出的 VAR 模型需要进行稳定性检验,如果模型不稳定,则估计的结果可能是无效的。本文首先用 AR 根图进行检验,结果如图 3 所示。AR 根图的判断标准为,如果被估计的 VAR 模型所有根模的倒数小于 1,即位于单位圆内,则其是稳定的,反之,若 VAR 模型所有根模的倒数都大于 1,即都在单位圆外,则该模型是不稳定的,如果模型不稳定,某些结果将是无效的。

响关系的一种思路,是考虑扰动项的影响是如何传播到各变量的,描绘了在一个扰动项上加上一个一次性的冲击对内生变量的当前值和未来值所带来的影响。利用 EViews8.0 对 lnR 和 lnofdi 的脉冲响应关系进行分析,为了较为直观地展示两者之间的长期关系,本文选取的是滞后期数为 40 期的脉冲响应模型,模型结果如图 4 与图 5 所示。

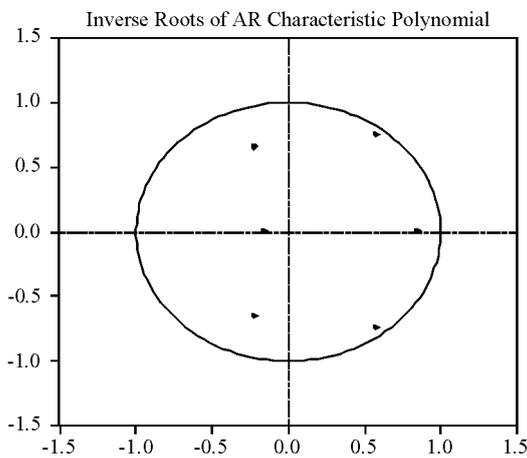


图 3 VAR 模型的 AR 根

根据图 3 可知,所有根模的倒数都处于单位圆内,表明选取的两个变量之间存在长期稳定关系,可以进一步进行分析。可见本文估计选择的 VAR 模型是稳定的,模型估计结果是有效的。在模型稳定有效的基础上,可使用脉冲响应函数分析产业结构与对外直接投资指标相互间的冲击响应,刻画出各变量间的动态关系。

4.4 脉冲响应函数分析

脉冲响应函数是用时间序列模型来分析变量影

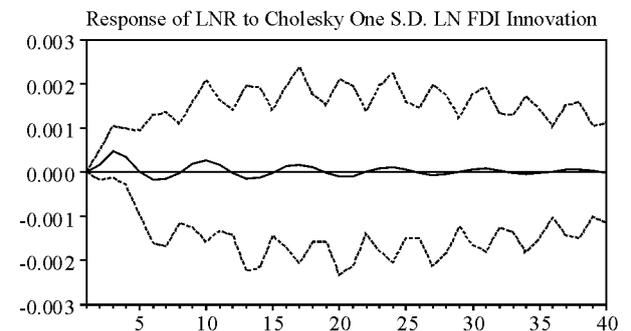


图 4 产业结构升级对中国在“海上丝绸之路”沿线国家直接投资的脉冲响应

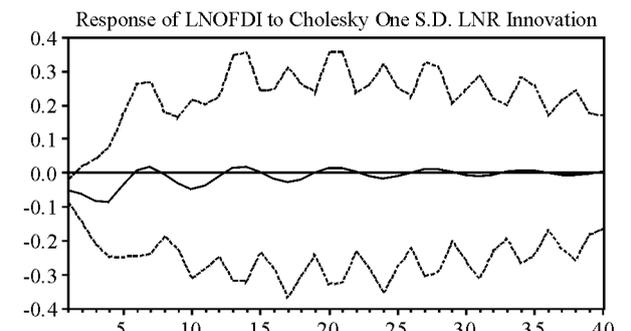


图 5 中国在“海上丝绸之路”沿线国家直接投资对产业结构升级的脉冲响应

从图 4 可以看出,当在初期给对外直接投资一个标准差单位的正冲击后,产业结构升级指标并未发生变化。之后,在短期内产业结构升级对对外直

接投资产生正响应,并在第 3 期达到最大值,这表明在短期内对外直接投资对产业结构升级具有滞后效应,对外直接投资的增加会给产业结构升级带来明显的带动作用。但从长期来看,产业结构升级对对外直接投资的响应呈波动形式,在第 3 期达到最大正响应,在第 6 期达到最大负响应,之后波幅逐渐变小,响应越来越弱。这表明,对外直接投资的一个正冲击对产业结构升级短期内影响较大,呈现一定的波动性。总体来说,正响应要大于负响应。可见,中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资对产业结构的升级具有正向带动作用。

从图 5 可以看出,中国在“海上丝绸之路”沿线国家直接投资对产业结构升级的响应大致相反。短期看来,当在本期给产业结构升级一个标准差单位的正冲击后,对外直接投资产生负响应,且在第 4 期达到最大负响应,这表明在短期内产业结构升级对对外直接投资具有滞后效应,产业结构升级的变动会给对外直接投资带来明显的抑制作用。长期看来,对外直接投资对产业结构升级的响应呈现一定的波动,且波幅逐渐变小直至收敛。总体来说,负响应要大于正响应。可见,中国产业结构的升级不能促进中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资。

4.5 方差分解

脉冲响应函数描述了 VAR 模型中对外直接投资冲击给产业结构升级所带来的影响,而要分析对外直接投资冲击对产业结构升级变化的贡献度,并评价对外直接投资冲击的重要性,则需建立方差分解模型。方差分解是把内生变量中的变化分解为对 VAR 的分量冲击。因此,方差分解给出对 VAR 中的变量产生影响的每个随机扰动的相对重要性的信息。基于上文估计出的 VAR 模型进行方差分解,结果如图 6 所示。

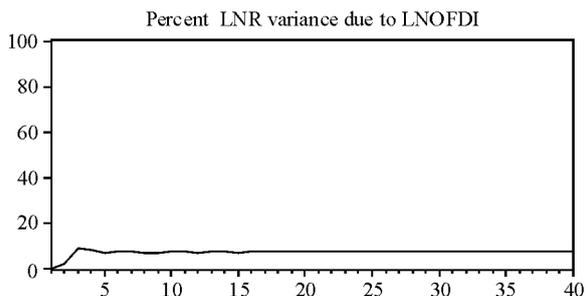


图 6 中国在“海上丝绸之路”沿线国家直接投资对产业结构升级的贡献度

不考虑产业结构自身的贡献率,对外直接投资对产业结构升级的贡献率初期为 0,之后逐渐增加,并在第 3 期达到最大贡献率 9.39%,短期有所波

动,但长期趋于稳定,最终稳定在 7.3%左右。这表明中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资对中国产业结构升级虽有作用,但效果较为微弱。

5 中国的对外直接投资对产业结构的影响效应

上述分析表明中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资对产业结构升级具有一定的促进作用,那么对外直接投资在多大程度上促进了国内产业结构的调整,对外直接投资的变化对三次产业所占比重的影响程度如何,需要建立回归方程做进一步的分析。

选取中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资规模为解释变量,产业结构升级指标、第一二三产业比例为被解释变量,各个变量均取自然对数,由于第一、第二和第三产业在三次产业构成中所占比重之和为 1,变量间存在共线性,故分别进行三次一元线性回归分析。 $X_i(i=1,2,3)$ 分别表示第 i 产业所占 GDP 的比重。

由上述分析可知, $\ln R$ 与 $\ln ofdi$ 均为平稳序列,可直接进行回归分析。下面对 $\ln x_1, \ln x_2, \ln x_3$ 进行平稳性检验,检验结果发现 $\ln x_1, \ln x_2, \ln x_3$ 均为非平稳序列, $\ln x_1$ 取一阶差分 ($d \ln x_1$) 为平稳序列,服从一阶单整, $\ln x_2, \ln x_3$ 取二阶差分 ($d^2 \ln x_2, d^2 \ln x_3$) 为平稳序列,服从二阶单整, $\ln ofdi$ 通过差分降阶处理,其一阶差分 ($d \ln ofdi$)、二阶差分 ($d^2 \ln ofdi$) 均为平稳序列,分别服从一阶单整、二阶单整。对存在单位根的变量进行协整检验,以判断变量间是否存在长期均衡关系,建立协整回归模型如下:

$$d \ln x_1 = \beta_0 + \beta_1 d \ln ofdi + e_1$$

$$d \ln x_2 = \beta_2 + \beta_3 d^2 \ln ofdi + e_2$$

$$d \ln x_3 = \beta_4 + \beta_5 d^2 \ln ofdi + e_3$$

表 3 三次产业占比与对外直接投资协整检验结果

变量	ADF 检验	P 值	是否平稳
e_1	-4.290 457	0.011 9	是
e_2	-4.334 455	0.011 2	是
e_3	-5.154 295	0.015 1	是

对上述变量进行协整检验,如表 3 所示。检验结果表明各变量残差项的 P 值均小于 0.05,故残差项平稳,满足协整关系,表明原序列 ($\ln x_1, \ln x_2, \ln x_3$ 与 $\ln ofdi$) 存在长期的均衡关系。基于上述研究,中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资与产业结构调整的相关关系估计如下:

$$\ln R = -0.149 + 0.009 \ln ofdi$$

(-27.41*)(8.11*) 调整后的 $R^2 = 0.855$

$$\ln x_1 = -1.938 - 0.073 \ln ofdi$$

(-50.83*)(-9.85*) 调整后的 $R^2 = 0.897$

$$\ln x_2 = -1.938 - 0.073 \ln ofdi$$

(-19.1*)(-3.10**) 调整后的 $R^2 = 0.439$

$$\ln x_3 = -1.005 + 0.038 \ln ofdi$$

(-35.62*)(7.03*) 调整后的 $R^2 = 0.815$

注:()内的值均为 t 统计值,*、** 分别表示在 1%、5% 的水平上显著。各个变量 t 检验的相伴概率均小于 5%,说明各个方程中变量都通过了 t 检验。因此,变量是显著的。除了第二个方程拟合度偏低外,其他方程拟合度较好。

由回归结果可知,中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资对我国的产业结构升级有一定的促进作用,对外直接投资存量每增加 1%,产业结构升级指标增加 0.009%。分三次产业来看,中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资存量对第一产业影响最大,第三产业次之,对第二产业影响最小。第一二产业占比与中国在该区域的直接投资存量负相关,直接投资存量增加 1%,将使第一二产业占比分别降低 0.073% 和 0.02%,第三产业占比与直接投资正相关,中国在该区域的直接投资存量增加 1%,将带动第三产业占比增加 0.038%。

6 结论

本文通过 2004—2015 年中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资存量及中国三次产业增加值占 GDP 的比重作为基础数据,构建相应指标,运用 VAR 模型对产业结构升级与中国在“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资存量进行定性分析,同时运用 OLS 回归对其相关关系展开定量研究,得出如下结论:

①中国在“海上丝绸之路”沿线国家的投资存量与产业结构升级之间存在稳定的相互影响关系,且前者对后者有一定的促进作用,但作用较弱,仅为 7.3%;反之,我国的产业结构升级并不能促进中国在该区域的直接投资。

②通过回归结果可知,中国在“海上丝绸之路”沿线国家的投资存量每增加 1%,可带动产业结构升级指标增加 0.009%。分三次产业来看,中国在该区域的直接投资存量会抑制第一二产业的发展,促进第三产业的发展,对外直接投资存量每增加 1%,将使第一二产业占比分别降低 0.073% 和 0.02%,使第三产业占比增加 0.038%。

③实证结果表明,中国对“海上丝绸之路”沿线国家的直接投资对于促进中国产业发展具有重大意义。2013 年底,习总书记提出 21 世纪“海上丝绸之路”倡议,表明中国已经意识到该区域沿线国家的巨大发展潜力。“海上丝绸之路”倡议将中国投资者的目光聚焦在该区域,进一步发掘了该区域沿线国家的投资潜力,这对当今正处于经济转型期的中国而言,具有一定的推动作用。可见,在未来,中国政府坚持“海上丝绸之路”倡议不动摇具有积极正面的现实意义。

参考文献:

- [1] 贾妮莎,申晨. 中国对外直接投资的制造业产业升级效应研究[J]. 国际贸易问题,2016(8):143-153.
- [2] 肖黎明,赵刚. OFDI 逆向技术溢出与母国产业结构优化——基于中国行业层面的经验分析[A]. 中国科学技术协会、贵州省人民政府. 第十五届中国科协年会第 23 分会场:转型与可持续发展研讨会论文集[C]//中国科学技术协会、贵州省人民政府:,2013:10.
- [3] 王静. 对外直接投资、技术创新与我国产业结构升级[D]. 南京:南京财经大学,2014.
- [4] 丁志帆,孙根紧.“一带一路”背景下中国对外直接投资空间格局重塑[J]. 四川师范大学学报(社会科学版),2016,43(2).
- [5] 金芳.“一带一路”倡议与中国对外直接投资的新格局[J]. 国际关系研究,2016(2).
- [6] 杨英,刘彩霞.“一带一路”背景下对外直接投资与中国产业升级的关系[J]. 华南师范大学学报(社会科学版),2015(5):93-101,191.
- [7] 范欢欢,王相宁. 我国对外直接投资对国内产业结构的影响[J]. 科技管理研究,2006(11):56-58+62.
- [8] 姜甘伟. 我国 OFDI 的产业结构调整效应分析[J]. 中国商贸,2012(21):237-238.