

对外直接投资与我国产业结构合理化相互关系的实证研究

田尧, 杨坚争

(上海理工大学管理学院, 上海, 200093)

摘要: 利用偏离系数法构建产业结构合理化的量化指标, 在构建适当模型的基础上, 以1991年—2010年的时间序列数据为样本, 运用协整理论和Granger因果关系检验实证分析了对外直接投资与我国产业结构合理化之间的关系, 协整分析结果表明对外直接投资与我国产业结构合理化存在着长期稳定的正相关关系, Granger因果关系检验表明对外直接投资是产业结构合理化的Granger原因, 而产业结构合理化不是对外直接投资的Granger原因。

关键词: 对外直接投资; 产业结构合理化; 偏离系数法; 协整检验; Granger因果检验

中图分类号: F830.59

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2012)05-0160-05

一、相关文献综述

学术界普遍认为,产业结构优化包括产业结构合理化、高度化和高效化三个方面^[1], 影响因素主要有需求结构、资源供给结构、科技进步、贸易结构、国际经济一体化和宏观经济政策等。周振华把产业结构优化分为产业结构高度化和合理化^[2], 提出产业结构合理化是指产业之间相互作用所产生的一种不同于各产业能力之和的整体能力, 它可以用产业之间的关系均衡程度和产业之间的关联作用程度来表示。张立柱和王新华认为, 产业结构合理化是指三次产业以及产业内部的比例同一定的经济发展阶段相适应、产业之间的发展需相协调并符合经济发展的一般规律^[1]。在发展中国家对外直接投资与国内产业结构调整的理论研究中, 国外有代表性的理论是英国学者坎特威尔和托兰惕诺的技术创新产业升级理论和日本学者小岛清的边际产业扩张理论。技术创新产业升级理论认为, 发展中国家产业结构的升级, 是一种技术能力的稳定提高和扩大, 而这种技术能力是一个学习和积累的结果, 同时也与跨国公司对外直接投资的增长和产业分布有关^[4]。边际产业扩张理论认为, 对外直接投资可以将本国已经处于比较劣势的产业向其它国家转移, 这样将有利于本国集中力量发展具有比较优势的产业, 从而促进本国产业结构升级^[5]。国内的理论研究

有汪琦认为对外直接投资对国内产业的发展有资源补缺效应、传统产业升级效应、新兴产业成长效应、产业关联效应和投资收益效应, 对外直接投资通过影响投资国的投入要素、需求结构和资源转换方式等因素把这些效应传导给本国产业结构调整过程并进而影响本国产业升级的速度和效率^[6]。

在对外直接投资与国内产业结构调整的经验研究中, 国外的研究有Blomstrom, Konan和Lipsey认为FDI流出对日本经济结构特别是产业结构的调整有非常重要的作用^[7]; Tuan和Ng认为, 对外直接投资调整了香港制造业的结构, 直接影响了产业集聚, 并通过集聚间接影响了生产力^[8]; Barrios, Gorg和Strob通过研究爱尔兰的数据也发现, 跨国公司会从母国国内市场上获得一些中间投入品, 导致国内产业结构的改变和促进当地企业的发展^[9]。

国内的实证研究有范欢欢、王相宁利用自回归分布滞后模型分析发现对外直接投资与第二产业结构比正相关, 与第一、三产业无关^[10]。王英、刘思峰根据2003年—2006年我国对外直接投资存量的行业结构和国内产业结构的数据, 通过计算灰色关联度的方法, 分析得出对外直接投资的行业结构与国内产业结构密切相关, OFDI促进了我国产业结构的优化升级^[11]。冯正强、张雁利用1985年—2009年的数据, 运用协整检验、Granger因果关系检验等方法实证检验出对外直接投资能促进中国产业结构升级, 但作用有限, 并存在一定的滞后性^[12]。

收稿日期: 2012-05-16; 修回日期: 2012-09-02

基金项目: 国家自然科学基金项目“世界市场的虚拟化与我国国际电子商务发展策略研究”(70973079)

作者简介: 田尧(1987-), 男, 四川南充人, 上海理工大学硕士研究生, 主要研究方向: 对外直接投资(OFDI); 杨坚争(1952-), 男, 上海人, 管理科学与工程博士, 上海理工大学管理学院教授, 博士生导师, 主要研究方向: 电子商务发展政策与法律, 电子商务交易安全。

对于产业结构合理化的定量评价, 王林生和梅洪常总结出结构效益评价法、消耗系数评价法和偏离系数评价法^[3]。本文实证研究所使用的产业结构合理化系数的计算方法也是在偏离系数评价法的基础上改进而来的。

从已有的研究中可以发现, 针对我国实际的实证研究较少, 而且, 很多分析都是将二、三产业的比重作为衡量产业结构是否优化的指标, 而且现有的实证分析基本上都是将产业结构优化作为一个整体进行分析, 这与产业经济学研究中将产业结构优化分为产业结构合理化、高级化和高效化的分析思路不一致。针对上述问题, 本文有针对性地建立产业结构合理化数量模型, 并通过计量经济学的方法分析它与对外直接投资的关系。

二、产业结构合理化指标的构建与测度

(一) 产业结构合理化指标的构建

设 $GDP = Pf + Ps + Pt$, 其中 Pf 、 Ps 、 Pt 分别为第一、第二、第三产业的年生产总值, $E(L)i = Pi/ni$, $E(K)i = Pi/li$, i 为 1、2、3。其中 $E(L)i$ 为第 i 次产业平均劳动生产效率, Pi 为第 i 次产业生产总值, ni 为第 i 次产业的劳动力数量, $E(K)i$ 为第 i 次产业平均投资收益率, li 为第 i 次产业的资本存量。当产业结构处于理想状态时, $E(L)1 = E(L)2 = E(L)3$, $E(K)1 = E(K)2 = E(K)3$ 。但现实无法满足理想的状态, 我们用偏离系数法对产业结构合理化进行量化, 三次产业劳动投入要素的平均产出为:

$$M(L) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(L) \quad (1)$$

劳动投入要素在 i 产业的平均产出偏离系数为:

$$P_i(L) = \frac{1}{M(L)} |M_i(L) - M(L)| \quad (2)$$

三次产业资本投入要素平均产出为:

$$M(K) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(K)_i \quad (3)$$

资本投入要素在 i 产业的平均产出偏离系数为:

$$P_i(K) = \frac{1}{M(K)} |M_i(K) - M(K)| \quad (4)$$

综合平均产量偏离系数为:

$$P = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n [P_i(L) + P_i(K)] \quad (5)$$

为了比较的方便, 我们取 $S=1/P$ 为产业结构合理化系数, 当 S 越大说明产业结构的合理化程度越高。

(二) 数据的来源和处理

本文的数据样本期选为 1991 年到 2010 年, 对于三次产业资本存量的测算本文借鉴李仁君的方法和部分数据。李仁君利用永续盘存法

$$K_t = \frac{I_t}{P_t} + (1 - \delta_t) K_{t-1}$$

测算了我国 1986 年到 2007 年的三次产业各自的资本存量^[13], 其中: K_t 代表第 t 年资本存量, I_t 代表固定资产投资, P_t 代表固定资产投资价格指数, δ_t 为资本折旧系数。我们继续利用永续盘存法的公式, 并和李仁君一样将资本折旧系数定为 5%, 这样在李仁君的基础上测算出以 1986 年不变价格计算的我国 1991 年到 2010 年各年三次产业资产存量。为了数据的一致, 我们按照 2011 年《中国统计年鉴》中的“国内生产总值指数”将 1991 年—2010 年各年三次产业国内生产总值调整为以 1986 年不变价格计算的。将上述数据通过 (1) — (5) 中的公式计算得到各年的产业结构合理化系数 S 值, 从 2006 年—2010 年《中国对外投资报告》中得到 1991 年—2010 年我国对外直接投资流量 (非金融类) (参见表 1)

对于产业结构合理化系数和对外直接投资流量的关系, 我们可以用图 1 进行直观的说明。

从图 1 可以看出, 从 1991 年到 2010 年, 我国产业结构合理化水平在不断提高, 但 1991 年到 2003 年合理化系数的变化和对外直接投资流量一样增加幅度都很小, 但从 2003 年到 2010 年, 产业结构合理化系数同对外直接投资流量一起都有了大幅度地增长。对于对外直接投资与我国产业结构合理化水平两者之间的关系, 我们将在下文中通过计量经济学实证检验的方法进一步地分析。

三、实证检验

(一) ADF 检验

若要建立以因果关系为基础的计量经济学模型, 所使用的数据必须是平稳的, 从图 1 我们可以看出, 产业结构合理化系数 (S) 和对外直接投资流量 (F) 都随时间有一致向上的变化趋势。是否能用它们直接进行经典回归分析, 首先要进行数据平稳性检验, 本文使用 EVIEWS6.0 进行 ADF 检验^[14], 结果参见表 2。

表1 1991—2010 我国产业结构合理化系数值和对外直接投资流量 单位: 亿元人民币

年份	第一产业资本存量	第二产业资本存量	第三产业资本存量	产业结构合理化系数	对外直接投资流量(亿美元)
1991	421.45	19 891.79	11 570.18	1.229 5	10
1992	461.32	21 587.40	12 918.67	1.234 4	40
1993	494.47	23 748.18	14 954.47	1.242 1	43
1994	527.41	26 227.70	17 541.56	1.264 2	20
1995	570.85	29 033.88	20 307.84	1.289 4	20
1996	635.88	32 014.89	23 384.17	1.311 9	21
1997	709.40	34 313.23	27 434.34	1.312 5	26
1998	815.09	36 403.62	32 641.66	1.314 2	27
1999	958.34	38 325.57	38 190.94	1.311 0	19
2000	1 125.21	40 550.82	44 039.20	1.310 1	10
2001	1 317.48	42 964.07	50 788.23	1.316 5	69
2002	1 578.29	46 246.40	58 404.06	1.324 7	27
2003	2 090.80	51 576.54	67 139.23	1.351 7	28.5
2004	2 627.11	58 739.27	77 288.12	1.406 7	55
2005	3 270.96	68 758.67	89 308.02	1.436 7	122.6
2006	4 011.27	81 255.23	104 159.33	1.474 4	176.3
2007	4 887.39	96 538.20	121 970.79	1.530 5	248.4
2008	6 113.95	114 064.15	142 245.23	1.577 7	418.6
2009	7 859.95	137 002.38	171 273.91	1.627 1	478
2010	9 742.39	164 070.08	206 390.95	1.680 6	601.8

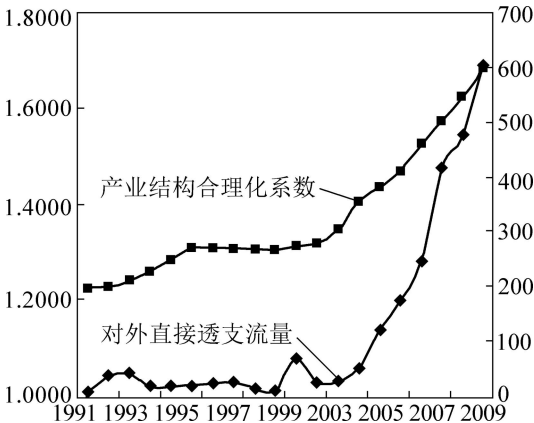


图1 1991年—2010年我国产业结构合理化系数与对外直接投资流量关系

从表2可以看出,原序列都是非平稳的,所以就不能用经典方法进行回归分析以找出产业结构合理化系数(S)和对外直接投资流量(F)之间的因果关系,经过反复的测试发现S和F都属于二阶单整,即S和F属于I(2)序列,那么我们可以找出它们之间的协整关

系来分析这两个变量之间长期稳定的关系。

(二) 协整检验

协整是指如果两个或两个以上变量的时间序列非平稳,但是其线性组合表现出平稳性,那么这些变量存在长期的平稳关系,即协整关系。本文采用基于模型回归残差的协整检验方法,其检验思想是对回归方程的残差进行单位根检验,若残差序列是平稳序列,则表明方程的因变量和解释变量之间存在协整关系。从表2知道S和F二阶差分是平稳的,那么我们先对S和F求一阶差分ΔS、ΔF,然后再运用两变量的Engle-Granger检验(EG检验)检验它们之间的协整关系。

第一步:用OLS方法回归下列方程。

$$\Delta S_t = c_0 + c_1 \Delta F_t + \varepsilon_t \tag{6}$$

回归结果为:

$$\Delta S_t = 0.015\ 653 + 0.000\ 26 \Delta F_t \tag{7}$$

(3.568697) (3.544262)

表 2 ADF 检验结果

变量		检验形式 (C,T,K)	ADF 检验统计量	临界值	结论
原序列	F	(C,T,0)	1.520 123	-4.532 598	非平稳
		(C,0,0)	3.829 917	-3.831 511	非平稳
		(0,0,0)	5.220 395	-2.692 358	非平稳
	S	(C,T,1)	-0.357 207	-4.571 559	非平稳
		(C,0,1)	1.119 274	-3.857 386	非平稳
		(0,0,1)	1.491 544	-2.699 769	非平稳
二阶差分	F	(C,T,1)	-5.142 12	-4.667 883	平稳
	S	(C,0,0)	-4.375 964	-3.886 751	平稳

注：显著性水平为 1%，其中 C，T，K 表示单位根包括常数项、时间趋势和滞后阶数，0 是指不包括 C 和 T，加入滞后项是为了使残差项为白噪声，滞后项采用 AIC 和 SC 准则多次试算得出。

检验结果 $R^2=0.424\ 933$ ， $adjR^2=0.391\ 106$ ， $D.W.=1.414\ 368$ ， $F=12.561\ 80$ ， $Prob(F)=0.002\ 493$ 。
第二步：对(7)式的残差做 ADF 检验，结果参见表 3。

表 3 残差 ADF 检验结果

ADF test statistic	-3.307 48
Test critical values:	1% level -2.699 77
	5% level -1.961 41
	10% level -1.606 61

从上述的过程可以看出，第一步回归系数 c_0 和 c_1 的 t 统计量的概率值分别为 0.002 4 和 0.002 5，表明在 1% 的显著性水平下 c_0 和 c_1 都显著地异于 0。D.W. 检验结果表明，在 5% 的显著性水平下， $n=20$ ， $k=2$ （包含常数项），查表得 $d_L=1.20$ ， $d_U=1.44$ ，由于 $d_L < D.W. = 1.414\ 368 < 4-d_U$ 故不存在序列相关性问题，F 统计量的概率值也表明在 1% 的显著性水平下方程整体性显著。第二步中残差 ADF 检验值小于 1% 水平下的 -2.699 77，故接受残差是一个平稳的序列，这说明 ΔS 、 ΔF 之间存在长期的均衡关系即协整关系，并且 ΔF 前面的系数为正，表明 ΔS 和 ΔF 之间具有正相关关系。那么它们之间的因果关系如何，不能由协整检验得出，我们将在下文中用 Granger 因果关系对他们进行检验。

（三）Granger 因果关系检验

Granger 因果关系检验可以用来确定经济变量之间是否存在因果关系以及影响的方向，由于 Granger 因果关系检验要求各序列为平稳序列，由表 2 可得 S、F 序列的二阶差分是平稳的，那么我们通过 EViews 6.0 软件对这两个二阶差分序列进行 Granger 因果关系检验，其结果如表 4。

在表 4 中，对于第一个假设，F 统计量的概率值

表 4 Granger 因果关系检验结果

Null Hypothesis:	Lags	Obs	F-Statistic	Probability
$\Delta^2 F$ does not Granger Cause $\Delta^2 S$	3	15	2.947 24	0.098 47
$\Delta^2 S$ does not Granger Cause $\Delta^2 F$	3		1.041 17	0.425 28

$P=0.098\ 47$ ，小于 10% 的检验水平，因此拒绝该假设即可以认为“ $\Delta^2 F$ 是引起 $\Delta^2 S$ 变化的 Granger 原因”。对于第二个假设，其 F 统计量的概率值 $P=0.425\ 28$ ，大于 10% 的检验水平，因此不能拒绝该原假设，即可以认为“ $\Delta^2 S$ 不是引起 $\Delta^2 F$ 变化的 Granger 原因”，因此根据上述分析，我们可以认为序列 $\Delta^2 S$ 和 $\Delta^2 F$ 之间存在从 $\Delta^2 F$ 到 $\Delta^2 S$ 的单向因果关系，不存在反向的因果关系。因此对外直接投资的增加将促进产业结构合理化水平提高。

四、结论与启示

(1) 上述的实证检验说明，对外直接投资对我国产业结构合理化水平有正的促进作用，Granger 因果关系检验也说明，对外直接投资的变化是影响产业结构合理化水平发生变化的重要原因之一。因此，我国产业结构的调整应该充分利用对外直接投资这一有效途径，加速我国经济发展方式的转变，提高各产业的生产效率，使生产效率在各个产业间趋于平等。

(2) 协整关系检验方程中与对外直接投资有关的回归系数比较小，说明对外直接投资对产业结构合理化水平的促进作用还有比较有限，这与我国对外直接投资的发展阶段是密不可分的。我国对外直接投资起

步晚,发展还比较滞后,但随着经济的发展,投资流量在逐年增加,对外直接投资对国内产业结构合理化的影响也将逐步增大。

(3)对外直接投资对国内产业结构合理化作用较小还与我国对外直接投资的结构有关。在对外直接投资流量构成中,金融业、采矿业和与之有关的交通运输、仓储业占比较大,2010年分别为12.5%、8.3%、8.2%,说明我国对外直接投资在一定程度上属于自然资源寻求型,技术寻求型和战略资源寻求型占比较小。另一方面,在2010年我国对外直接投资流量主要集中在亚洲(占比65.3%),而在欧洲占比只有9.8%,在北美占比仅占3.8%。为了促进国内产业结构的合理化,我国应该更多地鼓励对外直接投资,提高制造业、科学研究和技术服务在对外直接投资中所占的比重,提高对外直接投资在发达国家的比重。

参考文献:

- [1] 张立柱,王新华.我国产业结构优化及量化方法研究综述[J].山东科技大学学报(社会科学版),2007,9(1):62-65.
- [2] 周振华.产业结构优化论[M].上海:上海人民出版社,1992:89-90.
- [3] 王林生,梅洪常.产业结构合理化评价体系研究[J].工业技术经济,2011(4):77-83.
- [4] Cantell J P E, Tolentino. Technological accumulation and third world multinationals[R]. University of Reading Discussion Paper, International Investment and Business Studies, 1990(39).
- [5] 小島清. 对外贸易论[M]. 周宝廉译. 天津: 南开大学出版社, 1987.
- [6] 汪琦. 对外直接投资对投资国的产业结构调整效应及其传导机制[J]. 国际贸易问题, 2004(50): 36-41.
- [7] M Blomstrom, D E Konan, R E Lipsey. FDI in the Restructuring of the Japanese Economy[R]. NBER Working Paper 7693, 2000.
- [8] Fung Y, Tuan C. Evolving Outward Investment, Industrial Concentration and Technology Change: implications for post-1997 Hong Kong [J]. Journal of Asian Economics, 1997, 8(2): 315-332.
- [9] Barrios S, Gorg H, Stroh E. Foreign direct investment, competition and industrial development in the host country [J]. European Economic Review, 2005(49): 1761-1784.
- [10] 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.
- [11] 王英, 刘思峰. OFDI 对我国产业结构的影响: 基于灰关联的分析[J]. 世界经济研究, 2008(4): 61-65.
- [12] 冯正强, 张雁. 中国对外直接投资与产业结构调整关系的实证研究[J]. 经济研究导刊, 2011(22): 147-148.
- [13] 李仁君. 中国三次产业的资本存量测算[J]. 海南大学学报人文社会科学版, 2010, 28(2): 47-52.
- [14] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2010.

An Empirical Analysis of How Chinese Outward Direct Investment Affects Its Rationalization of Industrial Structure

TIAN Yao, YANG Jianzheng

(College of Management, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China)

Abstract: The quantitative index of the rationalization of industrial structure is constructed by deviation coefficient method on the bases of proper econometric model and the time series data from 1991 to 2010. The results of co-integration test show that there is a long-term stable and positive correlation between Chinese foreign direct investment (OFDI) and the rationalization of industrial structure. Granger causality test shows that Chinese outward foreign direct investment is the Granger cause of rationalization of industrial structure, but the rationalization of industrial structure is not the Granger cause of OFDI.

Key Words: outward foreign direct investment; rationalization of industrial structure; deviation coefficient method; Co-integration test; granger causality test

[编辑: 汪晓]