

供应链体系中外商直接投资对中国经济增长的影响与实证

舒彤¹, 刘纯霞¹, 陈收¹, 汪寿阳^{1,2}, 黎建强³

(1. 湖南大学 工商管理学院, 长沙 410082; 2. 中国科学院 数学与系统科学研究院, 北京 100190;
3. 香港城市大学 管理科学系, 香港)

摘要 外商直接投资是供应链环节中的重要主体. 论文在阐述外商直接投资在中国的状况及中国政府吸引外商直接投资所采取的政策与措施的基础上, 运用极值边界分析模型 (EBA), 基于对数据的相关分析与回归估计选择了 3 个核心变量和 5 个条件变量, 对中国外商直接投资与经济增长之间的关系进行了实证分析. 结果表明: 从长期来看, 外商直接投资在一定程度上刺激中国经济增长, 但这种刺激作用有限. 从各个分阶段看, 外商直接投资对中国经济增长的促进作用是不确定的. 起步阶段与缓慢发展阶段, 外商直接投资对中国经济增长的促进作用有限; 快速发展阶段, 外商直接投资能显著地促进中国经济增长. 这种结论上的不完全一致, 表明外商直接投资对中国经济增长的影响是与中国国情及外商直接投资在中国发展态势息息相关的, 是有时间特质的. 通过短期分析能更精确地反映外商直接投资对中国经济增长的动态影响, 而长期分析消除了个别异常数据在短期的较大影响, 从而体现动态影响的长期趋势, 可见将短期与长期结合分析外商直接投资对中国经济增长的影响意义重大.

关键词 供应链; 外商直接投资; 经济增长; EBA

An empirical study of the effects of foreign direct investment on China's economic growth in supply chain system

SHU Tong¹, LIU Chun-xia¹, CHEN Shou¹, WANG Shou-yang^{1,2}, LAI Kin-keung³

(1. College of Business Administration, Hunan University, Changsha 410082, China; 2. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China; 3. Department of Management Sciences, City University of Hong Kong, Hong Kong, China)

Abstract Foreign direct investment (FDI) plays a crucial role in supply chain links. This paper aims to expound the status quo of FDI in China and the policies and measures adopted by Chinese government to attract foreign direct investment. On such a basis, extreme bounds analysis (EBA) is applied, three core variables and five conditional variables are selected in the light of the relevant data analysis and the estimation in regression, an empirical study shows the relationship between FDI in China and China's economic growth. It has been found that FDI stimulates China's economic growth to some extent in the long term, but this function is limited. In each stage, the effects of FDI on China's economic growth are indefinite. To be more specific, in the initiative and slow progressive stages, FDI plays a limited role in China's economic growth. In the period of fast development, FDI promotes China's economic growth significantly. This inconsistency shows that the effects of FDI on China's economic growth are closely associated with China's domestic situations and the development of FDI in China, which is time-oriented. The short-term analysis can precisely describe the dynamic changes regarding the relationship between FDI and China's economic growth; however, the long-term analysis may eliminate the effects of abnormal data in the short term, and hence the dynamic long-term tendency can be demonstrated. As a result, it is significant to integrate the short-term and long-term analyses of the effects of FDI on China's economic growth.

Keywords supply chain; foreign direct investment; economic growth; EBA

收稿日期: 2011-12-28

资助项目: 国家自然科学基金 (71172194, 71031004, 71221001, 70731003, 70731160635); 中央高校基本科研业务费专项资金

作者简介: 舒彤 (1970-), 男, 江西波阳人, 副教授, 博士, 研究方向: 供应链管理, 商务智能, E-mail: shutong@hnu.edu.cn.

1 研究背景与意义

中国改革开放已三十多年, 也是外商直接投资 (foreign direct investment, FDI) 作为供应链体系中的重要主体以各种投资方式不断进入到中国各地区各产业的漫漫历程. 20 世纪 80 年代初, 中国每年的外商直接投资仅为几亿美元. 1991 年, 外商直接投资达 43.66 亿美元, 环比增长 25.21%. 此后, 外商直接投资呈现“井喷”现象. 1992 年, 外商直接投资环比增长 152.11%, 1993 年环比增长 149.98%. 从 1993 年开始, 中国已成为仅次于美国的世界第二大外商直接投资流入国, 并一直保持这个纪录. 中国吸纳了世界超过 15% 的外商直接投资, 以及世界流向发展中国家外商直接投资总额的 30%~40%. 2002 年, 中国吸纳外商直接投资 527.43 亿美元, 占当年发展中国家外商直接投资总额的 37%, 成为世界上最大吸引外商直接投资的国家; 2010 年, 流入中国的外商直接投资增至 1057.35 亿美元. 统计显示, 中国累计批准设立外商投资企业 710641 个; 1979 年至 1984 年中国实际利用外商直接投资额总额为 41.04 亿, 1985 年至 2010 年中国实际利用外商直接投资年度总额见图 1. 从 1979 年至 2010 年, 中国实际利用外商直接投资额总额达 10483.81 亿美元.

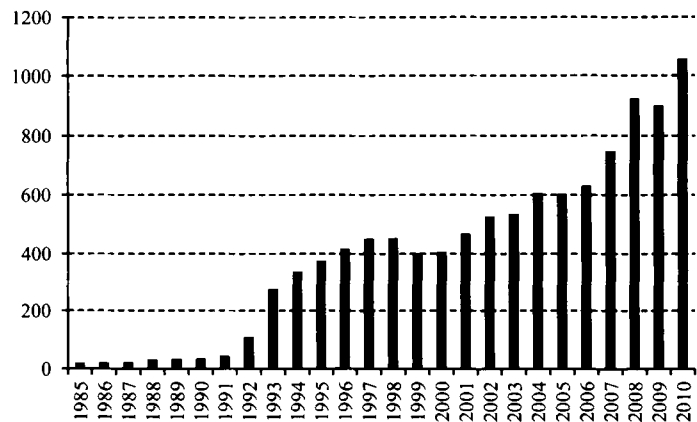


图 1 中国 1985–2010 年间年实际利用外商直接投资额 (亿美元)

外商直接投资能否促进经济增长? 许多专家和学者对此进行了研究, 目前并没有得出一致的结论. 外商直接投资对经济增长有促进作用 (Levine 和 Renelt^[1]; de Mello^[2]; Choe^[3]; Marwah 和 Tavakoli^[4]); 外商直接投资对经济增长没有促进作用 (Herms 和 Lensink^[5]; Alfaro 等^[6]). 外商直接投资能否促进中国经济增长? 大部分专家和学者认为外商直接投资能显著地促进中国经济增长, 但也有一小部分学者认为外商直接投资并不能显著地促进中国经济增长, 故也没有得出一致的结论. 外商直接投资对中国经济增长有较大促进作用 (吴湧超^[7], 魏后凯^[8]; 王英^[9]); 虽然外商直接投资与中国经济增长之间存在长期稳定的关系, 但中国经济的高速增长并非外商直接投资进入的 Granger 原因 (贺红波和屠新曙^[10]; 李静^[11]; 孙刚和赵莹莹^[12]). Mah^[13] 认为外商直接投资并没有显著促进中国经济增长, 而是中国经济增长促进了外商直接投资的发展. 王子君和张伟^[14] 建立了一个技术引进与经济增长扩展模型, 得到外商直接投资对促进中国经济增长作用不明显的结论. 邵锋祥和袁晓玲^[15] 认为, 长期上两者不存在长期稳定的均衡关系, 其滞后效应对经济增长的促进作用也不显著; 短期上外商直接投资也不是引起中国国内经济增长的 Granger 原因; 通过方差分析表明, 外商直接投资对中国经济增长的贡献率仅 2% 左右. 魏立佳和李媛^[16] 认为, 整体上外商直接投资对中国经济增长的带动作用并不显著.

基于此, 进一步展开外商直接投资对中国经济增长的影响研究显得尤为重要. 这里拟基于供应链体系中外商直接投资在中国的不同发展阶段及其表现, 引入 Leamer^[17–18] 的极值边界分析模型 (extreme bounds analysis, EBA) 实证研究外商直接投资与中国经济增长的关系, 并对以往研究外商直接投资与经济增长关系时所选择的变量进行检验.

2 中国政府吸引外商直接投资的政策与措施

中国政府基于国际资本市场竞争状况, 修改了相应的外资法律, 根据国民待遇精神取消了外商投资企业关于外汇自主平衡, 购买本土产品, 出口业绩等方面的限制, 使外商投资企业享有全面的平等待遇. 对于外商投资企业税收等方面的优惠政策, 短期内不予取消, 保留了外商投资企业的“超国民待遇”, 有利于外资进行风险性投资.

中国政府鼓励外商投资企业展开技术开发与创新,对符合相关条件的外商投资企业可以免征关税,营业税,企业所得税等,可全额退还本土设备的增值税,可使用技术开发费抵扣当年应缴所得税等。

中国政府鼓励外商到中国的中西部地区进行投资,设立了《中西部地区外商投资优势产业目录》,可使外商投资企业享受相关鼓励政策;放宽中西部地区吸收外商投资的领域和设立外商投资企业的条件,放宽中西部地区设立外商投资企业中外商持股的比例限制等。

中国政府逐步扩大了服务贸易领域的对外开放度,按照中国加入世界贸易组织的对外承诺,进一步推进商业,金融,保险,证券,电信,旅游等领域的外商直接投资。

中国政府放开了外商投资企业在中国股票市场中的资金募集与上市;扩大了外商投资企业可允许的经营范围;进一步下放外商投资企业的审批权限,减少审批层级;保护外商投资企业知识产权;取消对外商独资企业进口设备的价值鉴定;清理并调整不利于吸收外商直接投资的有关政策等。

3 外商直接投资在中国的历史与现状分析

3.1 外商直接投资在中国的发展阶段

第一阶段(1979-1982)为探索阶段。外商直接投资高度集中在实行特殊政策的深圳,珠海,汕头,厦门四个经济特区,外商直接投资数量有限,外商直接投资累计流入总量不到 12 亿美元,对中国的整体经济影响不大,所以定义为探索阶段。

第二阶段(1983-1991)为起步阶段。随着中国沿海 14 个城市的开放,外商直接投资开始起步,不仅分布范围显著扩大,而且外商直接投资数量急骤增加。1983-1991 年,外商直接投资总量达 228.47 亿美元,比前期增加了近 36 倍,年均达 25.39 亿美元。1989-1990 年,由于政治因素影响,外商直接投资流入下降,而到 1991 年外商直接投资开始恢复增长。这个阶段,外商直接投资对经济增长的直接作用十分有限,但所发挥的示范效应非常大,为外商直接投资在中国的进一步发展奠定了基础,故将这一时期定义为起步阶段。

第三阶段(1992-2000)为快速发展阶段。此阶段,中国改革开放进入一个崭新发展期,确立了市场经济体制的改革目标,将对外开放范围从沿海扩大到内陆省份,采取一系列鼓励外商直接投资的新政策,促进了外商直接投资的快速发展。1992 年,外商直接投资达 110.08 亿美元,比上年增长 152.13%。虽然此阶段曾受东南亚金融危机的影响,外商直接投资出现徘徊局面,但该阶段外商直接投资流入总量仍达 3232.89 亿美元,对中国经济增长产生了积极作用,故将这一时期定义为快速发展阶段。

第四阶段(2001-)为缓慢发展阶段。2001 年,中国加入世界贸易组织,对外商直接投资企业实行国民待遇,投资环境进一步改善,法规与政策不断完善,透明度增强,市场准入机会增加。2001 年,受世界经济增长明显减弱影响,中国吸收外商直接投资额比上年增长 15.14%;2003 年和 2005 年基本保持在上年水平;2008 年,由于次贷危机出现减资与撤资。此阶段,外商直接投资的绝对数增长不能掩盖增长率的放缓,故将这一时期定义为缓慢发展阶段。

3.2 外商直接投资的来源地

中国所利用的外商直接投资主要来自于香港,英属维尔京群岛,日本,美国,台湾等国家和地区,见表 1。香港一直是中国外商直接投资的重要来源地。中国利用外商接投资的特点是:亚洲国家为主,欧美国家为辅;华裔投资为主,非华裔投资为辅。

3.3 外商直接投资在中国的区域分布

中国利用外商直接投资的地区分布状况差异很大,东部地区的外商直接投资额超过了 80%,而中西部地区加总为 15% 左右,见表 2。由于统计口径的不一致导致外方投资总额与外商直接投资总额不相等(合同额/实际利用额)。外商直接投资对中国东部地区的经济发展发挥了较大作用,而对中部与西部地区发挥的作用有限。外商直接投资额在中国中西部仍然处于比较低水平的原因,主要是这些地区处于中国内陆,交通运输条件相对较差,基础设施建设尚不完善,其市场开放程度不如东部,其经济发展水平也落后于东部。

3.4 外商直接投资在中国的行业结构

外商直接投资在中国的行业分布并不均衡。第一产业所利用的外商直接投资额所占比例很低,只有 1.31%;外商直接投资主要集中于第二产业和第三产业,尤其是第二产业;见表 3。

表 1 对中国投资前 15 位国家/地区统计表

国别/地区发行版	实际使用外资 (亿美元)	比重 (%)
总计	10483.81	100
香港	4562.11	43.52
英属维尔京群岛	1013.99	9.67
日本	735.65	7.02
台湾	520.17	4.96
韩国	473.03	4.51
新加坡	468.59	4.47
开曼群岛	190.89	1.82
英国	170.84	1.63
德国	171.81	1.64
萨摩亚	143.35	1.37
荷兰	109.16	1.04
法国	107.51	1.03
澳门	97.03	0.93
毛里求斯	93.69	0.89
其他	963.41	9.19

数据来源: 中国统计年鉴 2011.

3.5 外商直接投资在中国的产业结构

1983 年以前, 外商直接投资主要集中在旅游宾馆等第三产业; 1983-1991 年, 开始转向制造业等第二产业; 1992-2000 年, 大中型工业项目和房地产项目成为投资热点, 外商投资的高技术含量, 高附加值行业项目数和金额均大有增加; 2001 年至今, 制造业等第二产业仍位居主导地位, 且产业分布进一步拓宽. 由于 2004 年后中国行业统计口径有所调整, 故表 4 仅给出其 2004-2010 年数据. 从表中可以看出, 外商直接投资主要集中在制造业和房地产业, 两个加总近 65%.

表 4 外商直接投资在中国的产业结构

投资方式	项目数 (个)	比重 (%)	实际外资金额 (亿美元)	比重 (%)
总计	201713	100	6461.92	100
农、林、牧、渔业	5799	2.87	100.41	1.55
采矿业	1034	0.51	42.10	0.65
制造业	105293	52.20	3793.80	58.71
电力、燃气及水的生产和供应业	1885	0.93	136.6	2.11
建筑业	1875	0.93	66.2	1.02
交通运输、仓储和邮政业	3371	1.67	157.9	2.44
信息传输、计算机服务和软件业	7676	3.81	131	2.03
批发和零售业	31344	15.54	244.3	3.78
住宿和餐饮业	4919	2.44	73.1	1.13
金融业	317	0.16	99.5	1.54
房地产业	7672	3.80	1036.1	16.03
租赁和商务服务业	18825	9.33	370	5.73
科学研究、技术服务和地质勘查业	7881	3.91	79.2	1.23
水利、环境和公共设施管理业	889	0.44	32.4	0.50
居民服务和其他服务业	1464	0.73	62.3	0.96
教育卫生、社会保障和社会福利业	149	0.07	3.1	0.05
文化、体育和娱乐业	95	0.05	3.7	0.06
公共管理和社会组织	1216	0.60	30.31	0.47
其它	9	0.00	0.21	0.00

数据来源: 国家商务部网站与中国投资指南汇总.

3.6 外商直接投资在中国的投资方式

1983 年以前, 中外合作企业比重最大; 1983-1991 年, 中外合资经营成为最主要的投资方式; 1991 年后

表 2 中国不同地区外方投资统计表

地方名称	外方投资总额 (亿美元)	比重 (%)
总计	12069	100
东部地区	10180	84.35
中部地区	1061	8.79
西部地区	828	6.86

数据来源: 中国统计年鉴 2011. 东部地区: 北京, 天津, 河北, 辽宁, 上海, 江苏, 浙江, 福建, 山东, 广东, 海南; 中部地区: 山西, 吉林, 黑龙江, 安徽, 江西, 河南, 湖北, 湖南; 西部地区: 内蒙古, 广西, 四川, 重庆, 贵州, 云南, 陕西, 甘肃, 青海, 宁夏, 新疆, 西藏.

表 3 外商直接投资在中国的产业结构

产业名称	项目数 (个)	比重 (%)	实际外资金额 (亿美元)	比重 (%)
总计	710641	100	10483.81	100
第一产业	20252	2.85	137.97	1.31
第二产业	491738	69.20	6649.74	63.43
第三产业	198651	27.95	3696.1	35.26

数据来源: 国家商务部网站, 中国国民经济和社会发展统计公报和统计年鉴汇总.

外资企业迅猛发展, 至今已成为最主要的投资方式, 见表 5(至 2010 年).

表 5 外商直接投资在中国的投资方式

投资方式	项目数 (个)	比重 (%)	实际外资金额 (亿美元)	比重 (%)
总计	710641	100	10483.81	100
中外合资企业	292154	41.11	3240.91	30.91
中外合作企业	59856	8.42	1004.71	9.58
外资企业	358053	50.38	6077	57.97
外商投资股份制	355	0.05	76.11	0.73
合作开发	191	0.03	74.97	0.72
其它	32	0.00	10.11	0.10

数据来源: 国家商务部网站, 中国国民经济和社会发展统计公报和统计年鉴汇总.

4 实证分析

4.1 EBA 模型

现有研究外商直接投资对中国经济增长作用的文献往往仅就少数几个变量进行分析, 这可能会遗漏一些重要的影响经济增长的因素, 也会导致在小样本下系数出现偏差, 在大样本下系数向量不再具备一致性. 为尽可能多地体现以往文献中并没有被实证证明或较少证明的对中国经济增长有显著影响的因素 (但可能存在显著影响), 这里选用 EBA 模型 (extreme bounds analysis modle) 进行分析.

Leamer, Levine 和 Renelt 提出了评价不同解释变量和经济发展关系的“强显著 (robust)”性多元线性回归模型, 即 EBA 模型:

$$Y = c + \beta_i I + \beta_m M + \beta_z Z + \mu$$
 (1)

其中, Y 为一个国家或地区的 GDP; c 为常数; I 为核心变量信息集, 是与经济增长直接相关的解释变量, 一般根据需要进行选择 2~3 个; M 为目标变量集, 即为要研究的变量; Z 为条件变量集, 是与经济增长存在潜在影响的解释变量, 一般比核心变量选取的个数要多一些. 引入 Z 的目的是在回归中最大限度地确定目标变量 M 系数 β_m 的范围; μ 为随机误差.

EBA 模型的估计分 2 步.

先用核心变量集 I 和目标变量 M 对 Y 进行基本回归, 即

$$Y = c + \beta_i I + \beta_m M + \mu$$
 (2)

如果目标变量 M 的系数 β_m 统计显著, 可进入下一步; 如果 β_m 统计不显著, 可能因为模型设置有偏误或目标变量与被解释变量没强显著关系, 则没有必要进入下一步.

对 (2) 式进行多次遍历式估计, 尽可能对潜在的重要解释变量集 Z 中所有变量的线性组合进行回归, 从中找出最大和最小目标变量系数 β_m , 分别记为 $\beta_{m,max}$ 和 $\beta_{m,min}$.

EBA 模型的检验也分为 2 步.

计算极限边界的上下边界

$$\bar{\beta} = \beta_{m,max} + 2\sigma_{max}, \quad \underline{\beta} = \beta_{m,min} - 2\sigma_{min},$$

其中, σ_{max} 和 σ_{min} 分别为系数 $\beta_{m,max}$ 和 $\beta_{m,min}$ 的标准差.

提出原假设

经济增长和目标变量的关系是不显著的; 备择假设: 经济增长和目标变量的关系具有显著性或稳健性. 检验时拒绝原假设必须满足 3 个条件: $\beta_m \notin (\bar{\beta}, \underline{\beta})$, $0 \in (\bar{\beta}, \underline{\beta})$, 即最大和最小边界必须具有相同符号; β_m , $\beta_{m,max}$ 和 $\beta_{m,min}$ 三者回归模型中必须是统计显著的.

如果上述条件满足, 拒绝原假设, 接受备择假设, 即经济增长与目标变量的关系是“强显著”的.

这里, EBA 模型检验利用 Sala-I-Martin 准则 [19], 即将严格的 EBA 准则对 β_m 估计中 5% 的显著性水平放宽到 10% 的显著性水平. 这里运用 EBA 模型, 利用 1983-2010 年数据资料对中国外商直接投资与经济增长之间的关系进行实证研究.

4.2 变量的设置与数据来源

对于供应链体系中外商直接投资对中国经济增长的影响, 依据 EBA 模型, 被解释变量为 GDP(Y), 目标变量为外商直接投资 (F). 这里不妨设置核心变量信息集包含 3 个变量, 设置条件变量集包括 5 个变量.

核心变量的选取可根据以往文献确定, 即综合以往文献实证所得到的能显著影响中国经济增长的变量作为核心变量集, 以往文献中并没有被实证证明或较少证明的作为条件变量集, 这种做法可能较大地取决于主观判断. 这里为能更真实地反映经济现象原貌, 核心变量与条件变量的选取主要依赖对数据进行相关分析与回归估计的结果来决定, 即依赖于数据的物理性质, 故核心变量与条件变量的选取在不同阶段可能会发生变化, 这8个变量包括: 各种运输工具完成的货物周转量 (表明基础设施状况, TA), 进出口总额 (表示对外开放程度, TR), 从业人数 (表示劳动力数量, L), 城乡居民储蓄余额 (表示消费习惯, RSD), 高等教育招生人数 (表示劳动力质量, HUM), 固定资产投资 (表示投资环境, K), 人均纯收入 (表示收入水平, CS) 和第三产业增加值 (表示产业结构, TH).

这里, FDI 数据源自统计年鉴 2011 和中国政府商务部网站, 汇率中间价数据源自中国人民银行网站, 进出口总额数据是在中国政府商务部网站提供的美元计量单位的基础上利用汇率中间价数据折算而来, 从业人数源自统计年鉴 2011, 其余数据源自《中国国民经济和社会发展统计公报》.

4.3 实证分析

先运用 1983–2010 年的全部样本数据进行分析, 然后分阶段分析. 由于探索阶段不具有分析价值, 这里不做分析.

4.3.1 总体情况 (1983–2010)

首先, 选择核心变量集和条件变量集. 通过对数据进行 56 次地毯式回归估计, 选取核心变量集为: HUM , TH 和 TR , 于是条件变量集为: K , TA , CS , L 和 RSD . 其次, 利用核心变量集和目标变量 M 对 Y 进行基本回归, 得到 EBA 核估计模型:

$$Y = 1369.58 + 0.72TR - 4.76HUM + 2.02TH + 2.08F + \mu.$$

$$(11.34 \quad 5.97 \quad -3.84 \quad 44.17 \quad 3.72)$$

通过基础回归可得到结论: 目标变量 M 的 t 检验显著, 外商直接投资对中国经济增长有显著促进作用. 对于基础回归的结果, 这里应考虑是否还有一些显著影响中国经济增长的因素被遗漏, 故还要对潜在变量进行遍历回归分析.

再次, 对潜在变量进行遍历回归分析, 观察条件变量集 Z 的 5 个变量对外商直接投资的细微影响. 因为目标变量 M 的 t 检验显著, 可进行 β_m 的“强显著”性检验, 即通过对条件变量进行多次遍历式估计, 从 Z 中选择 3 个变量进行回归并得到检验结果, 见表 6.

通过检验发现, β_m 的“强显著”性检验不满足 $\beta_{m,\min}$ 在回归模型中统计显著条件. 于是, 接受原假设, 拒绝备择假设, 即经济增长与目标变量的关系不是“强显著”的. 也就是说, 供应链体系中外商直接投资与中国经济增长的关系在总体上是并不显著的和有干扰的, 即中国经济的增长并不主要由外商直接投资决定, 而其它因素可能更大地促进中国经济增长.

为得到更精确的结论, 再次选取符合条件的核心变量集和条件变量集, 可得到类似的 EBA 核估计模型, 并通过对每个核估计模型进行 10 次条件变量的回归估计, 发现所有回归模型中目标变量 M 的 t 检验均不显著, 再次证明目标变量与被解释变量之间没有“强显著”关系, 表明供应链体系中外商直接投资对中国经济增长的总体影响不大.

那么在这一时期究竟是什么影响了中国经济的增长? 通过对各变量进行单相关与多相关分析, 可初步得到结论: 中国经济的增长主要是通过产业结构调整 (或升级), 提升对外开放程度, 增加人均收入, 改善投资环境和提升国际贸易水平达到的, 这些变量能较大地促进中国经济增长: 劳动力数量, 消费习惯和外商直接投资对中国经济增长的促进作用有限; 而基础设施, 劳动力质量则在一定程度上制约了中国经济的发展.

4.3.2 起步阶段 (1983–1991)

选择核心变量集和条件变量集. 通过对数据进行 56 次地毯式回归估计, 发现无法选择三个核心变量. 由于排除了模型设置偏误, 有理由认为目标变量与被解释变量没有“强显著”关系, 表明外商直接投资在此时期对中国经济增长的贡献不大. 通过对数据进行 28 次地毯式回归估计, 无法选择两个核心变量: 再通过对数据进行 8 次地毯式回归估计, 一个核心变量也无法选择. 可见此阶段供应链体系中外商直接投资对中国经济增长的贡献几乎可以忽略不计. 通过 Y 与各变量的单回归估计分析, 发现 L , CS 与 HUM 变量没有通过 5% 的显著性检验, 表明劳动力数量、收入水平与劳动力质量对此阶段的中国经济增长贡献很小. 在排除 L , CS 与 HUM 变量后, 再通过 Y 与各变量的 63 次多回归估计发现, 此阶段对中国经济发展起显著影响的是

TH 变量,表明此阶段中国经济的增长主要是通过产业结构调整实现的,产业结构对中国经济增长有显著的促进作用。

4.3.3 快速发展阶段 (1992–2000)

首先,选择核心变量集和条件变量集。通过对数据进行 56 次地毯式回归估计,选择核心变量集为 CS , TH 和 RSD ,于是条件变量集 Z 为 TA , TR , L , K 和 HUM 。其次,用核心变量集和目标变量 M 对 Y 进行基本回归,得到 EBA 核估计模型:

$$Y = -748 + 18.29CS + 2.14TH - 0.41RSD + 2.27F + \mu. \\ (-3.30 \quad 11.67 \quad 13.44 \quad -4.03 \quad 9.15)$$

通过基础回归可得到以下结论:目标变量 M 的 t 检验显著,外商直接投资对中国经济增长有显著促进作用。对于基础回归的结果,这里应考虑是否还有一些显著影响中国经济增长的因素被遗漏,故还要对潜在变量进行遍历回归分析。

再次,对潜在变量进行遍历回归分析,观察条件变量集 Z 的 5 个变量对外商直接投资的细微影响。因为目标变量 M 的 t 检验显著,可进行 β_m 的“强显著”性检验,即从 Z 中选择 3 个变量进行多次遍历式估计,检验结果见表 7。

表 6 β_m 的“强显著”性检验 (1983–2010)					
目标变量	模型	β_m	σ	t 检验量	条件变量
M	最大	4.96	0.63	3.71***	TA, L, RSD
	基础	5.14	0.08	3.72***	
	最小	0.65	0.63	1.02*	CS, RSD, L

注: *** 表示能达到显著性水平 5% 的要求, ** 表示能达到显著性水平 10% 的要求, * 表示达不到显著性水平 10% 的要求。

表 7 β_m 的“强显著”性检验 (1992–2000)					
目标变量	模型	β_m	σ	t 检验量	条件变量
M	最大	2.80	1.09	2.25**	TA, L, HUM
	基础	2.27	0.25	6.06***	
	最小	0.73	0.19	3.92***	TA, L, K

注: *** 表示能达到显著性水平 5% 的要求, ** 表示能达到显著性水平 10% 的要求。
 $\bar{\beta} = \beta_{m,max} + 2\sigma_{max} = 4.98, \underline{\beta} = \beta_{m,min} - 2\sigma_{min} = 0.35.$

通过检验发现,三个条件均满足,表明供应链体系中外商直接投资与中国经济增长的关系在此阶段是强显著的,即外商直接投资在此阶段对中国经济增长的贡献很大。

为了解其余变量对中国经济增长的影响,通过各变量的单相关与多相关分析,可初步得到结论:除外商直接投资对中国经济增长有显著促进作用外,产业结构调整(或升级),提升对外开放程度,增加人均收入,改善投资环境这些变量也能较大地促进中国经济增长:劳动力素质,消费习惯一定程度上制约了中国经济的发展。

4.3.4 缓慢发展阶段 (2001–2010)

首先,选择核心变量集和条件变量集。通过对数据进行 56 次地毯式回归估计,选择核心变量集为 CS , K 和 RSD ,于是条件变量集 Z 为 HUM , TH , TR , TA 和 L 。其次,用核心变量集和目标变量 M 对 Y 进行基本回归,可得到 EBA 核估计模型:

$$Y = -5877.19 + 0.17K + 44.73CS + 0.24RSD + 7.22F + \mu. \\ (-12.66 \quad 2.85 \quad 12.13 \quad 4.05 \quad 3.73)$$

通过基础回归可得到结论:目标变量 M 的 t 检验显著,外商直接投资对中国经济增长有显著促进作用。对于基础回归的结果,这里应考虑是否还有一些显著影响中国经济增长的因素被遗漏,故还要对潜在变量进行遍历回归分析。

再次,对潜在变量进行遍历回归分析,观察条件变量集 Z 的 5 个变量对外商直接投资的细微影响。因为目标变量 M 的 t 检验显著,可进行 β_m 的“强显著”性检验。通过对核估计模型进行 10 次条件变量的回归估计,发现所有的回归模型中目标变量 M 的 t 检验均不显著,故不满足统计显著条件,可见目标变量与被解释变量之间没有“强显著”关系,表明供应链体系中外商直接投资在此时期对中国经济增长没有大的影响。

为得到更精确的结论,再次选取符合条件的核心变量集和条件变量集,可得到类似的 EBA 核估计模型,并通过对每个核估计模型进行 10 次条件变量的回归估计,发现所有回归模型中目标变量 M 的 t 检验均不显著,再次证明目标变量与被解释变量之间没有“强显著”关系,表明供应链体系中外商直接投资对中国经济增长的总体上影响不大。

那么在这一时期究竟是什么影响了中国经济的增长?通过对各变量进行单相关与多相关分析,可初步得到结论:中国经济的增长主要是通过产业结构调整(或升级),增加人均收入,改善投资环境实现的,这些变量

能较大地促进中国经济增长;基础设施和劳动力素质在一定程度上制约了中国经济的增长。

5 结论与建议

从整个时间阶段看,产业结构的不断升级换代,对外开放程度和国际贸易水平的提升,人均收入的持续增加和投资环境的不断改善推动了中国经济又快又好地增长;保守的消费习惯,庞大的劳动力数量和外商直接投资在一定程度上刺激了中国经济增长,但这种刺激作用有限;而薄弱的基础设施,劳动力素质的普遍不高则在一定程度上制约了中国经济的增长。

从各个分阶段看,外商直接投资对中国经济增长的促进作用是不确定的。起步阶段,中国经济的增长极大依赖于产业结构的调整,外商直接投资对中国经济增长的促进作用有限。快速发展阶段,外商直接投资能显著地促进中国经济增长,能较大促进中国经济增长的变量还包含产业结构的调整(或升级),对外开放程度的提升,人均收入的增加,投资环境的改善,而劳动力素质,保守的消费习惯在一定程度上制约了中国经济的发展。在缓慢发展阶段,外商直接投资对中国经济增长的促进作用再次表现为有限,中国经济的增长主要是通过产业结构调整(或升级),增加人均收入,改善投资环境实现,而基础设施和劳动力素质在一定程度上制约了中国经济的增长。

在整个时间阶段,起步阶段和缓慢发展阶段,外商直接投资仅从一定程度上刺激中国经济增长,但这种刺激作用有限;快速发展阶段,外商直接投资能显著促进中国经济增长。这表明整个时间段与各个分阶段所得的结论不完全相同,为什么会出现这样的差别?

一方面,体现了其增长模式遵循新增长理论,即外商直接投资所带来的资本积累效应对经济增长的贡献是短期的,对长期则主要体现在维持经济增长的可持续方面,而不是增长方面。这种可持续,可加快通用技术的吸收速度,可吸收先进专利技术产品,可带来更多的竞争机会。

另一方面,这和中国的国情及外商直接投资在中国发展态势是息息相关的。在探索阶段,中国经济落后,还相对封闭,外商直接投资数量有限,对中国的整体经济影响肯定不大。在起步阶段,中国政府对市场化的认识还不够充分,外商直接投资分布范围显著扩大,数量也急骤增加,但由于时间不长,其对经济增长的直接作用十分有限。在快速发展阶段,中国改革开放进入一个崭新发展期,确立了市场经济体制的改革目标,并采取一系列鼓励外商直接投资的新政策,外加上一时期的滞后示范效应,这些均极大地促进了外商直接投资的快速发展,从而显著地促进中国经济增长。在缓慢发展阶段,中国政府渐进式稳步推进市场化,次贷危机出现减资与撤资,外商直接投资的增长率放缓,中国的发展主要靠中国自己解决,这些均导致外商直接投资发展迟缓,从而对中国经济增长的推动作用有限。这就是各分阶段不一致的原因。通过短期分析能更精确地反映外商直接投资对中国经济增长的动态影响,而长期分析消除了个别异常数据在短期的巨大影响,从而体现动态影响的长期趋势,可见将短期与长期结合分析外商直接投资对中国经济增长的影响意义重大。

基于上述研究,中国政府应不断改善投资环境,鼓励外商直接投资企业与本土企业不断创新,增加投资,提高劳动生产率;政府应加大教育投入,保持中国人力资源优势与人才储备,提高劳动力素质;进一步提高开放程度,在维持中国东部地区吸引外资优势的同时,提高中国中西部地区吸引外资的水平,使其成为中国吸引外商直接投资的新增长点;改革分配制度,增加居民收入,特别是提高中低收入阶层的收入水平;完善社会保障体系与制度,改善居民预期和防守心理,增强居民消费信心,提高居民消费水平,推动中国经济增长。中国稳定的政治格局和快速发展的经济态势,对外商直接投资有较大的吸引力,对外资的引入要提高技术门槛,创立配套的技术标准,促进国内资本的积累。

参考文献

- [1] Levine R, Renelt D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions[J]. The American Economic Review, 1992, 82(4): 942-963.
- [2] de Mello Jr L R. Foreign direct investment in developing countries and growth: A selective survey[J]. Journal of Development Studies, 1997, 34(1): 1-34.
- [3] Choe J I. Do foreign direct investment and gross domestic investment promote economic growth?[J]. Review of Development Economics, 2003, 7(1): 44-57.
- [4] Marwah K, Tavakoli A. The effect of foreign capital and imports on economic growth: Further evidence from four Asian countries[J]. Journal of Asian Economics, 2004, 15(2): 399-413.

- [5] Hermes N, Lensink R. Foreign direct investment, financial development and economic growth[J]. Journal of Development Studies, 2003, 40(1): 142–163.
- [6] Alfaro L, Chanda A, Kalemli-Ozcan S, et al. FDI and economic growth: The role of local financial markets[J]. Journal of International Economics, 2004, 64(1): 89–112.
- [7] 吴湧超. FDI 与中国经济增长的协整分析 [J]. 统计与决策, 2004, 20(8): 34–35.
- [8] 魏后凯. 外商直接投资对中国区域经济增长的影响 [J]. 经济研究, 2002, 48(4): 19–26.
Wei Houkai. Effects of foreign direct investment on regional economic growth in China[J]. Economic Research Journal, 2002, 48(4): 19–26.
- [9] 王英. 基于灰色关联理论的 FDI 和中国区域经济发展差距研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2010, 30(3): 426–430.
Wang Ying. Analysis of FDI and Chinese regional economic discrepancy using grey incidence theory[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2010, 30(3): 426–430.
- [10] 贺红波, 屠新曙. FDI 与中国经济增长之间关系的实证检验 [J]. 统计与决策, 2005, 21(3): 62–63.
- [11] 李静. 我国经济增长与外国直接投资的互动关系分析 [J]. 西南金融, 2007, 28(9): 59–61.
- [12] 孙刚, 赵莹莹. 外商直接投资对我国经济发展的影响 [J]. 财经问题研究, 2008, 12(11): 53–59.
- [13] Mah J S. Foreign direct investment inflows and economic growth of China[J]. Journal of Policy Modeling, 2010, 32(1): 155–158.
- [14] 王子君, 张伟. 外商直接投资、技术许可与技术创新 [J]. 经济研究, 2002, 48(3): 69–75.
Wang Zijun, Zhang Wei. FDI, technological licensing and technological innovation[J]. Economic Research Journal, 2002, 48(3): 69–75.
- [15] 邵锋祥, 袁晓玲. FDI 与经济增长、国内资本及劳动力作用机理 [J]. 商业研究, 2010, 53(4): 99–102.
Shao Fengxiang, Yuan Xiaoling. FDI and economic growth, domestic capital and labor interaction mechanism[J]. Commercial Research, 2010, 53(4): 99–102.
- [16] 魏立佳, 李媛. 外商直接投资与中国省域经济增长动态关系研究 —— 基于 1988~2008 年省际面板数据的实证分析 [J]. 首都经济贸易大学学报, 2011, 13(2): 52–61.
Wei Lijia, Li Yuan. A study of dynamic interaction between FDI and provincial economic development in China: Empirical analysis based on 1988–2008 provincial data[J]. Journal of Capital University of Economics and Business, 2011, 13(2): 52–61.
- [17] Leamer E E. Let's take the con out of econometrics[J]. The American Economic Review, 1983, 73(1): 31–43.
- [18] Leamer E E. Sensitivity analysis would help[J]. The American Economic Review, 1985, 75(3): 308–313.
- [19] Sala-I-Martin X X. I just ran two million regressions[J]. The American Economic Review, 1997, 87(2): 178–183.