

A Study on the Economic Growth Effects from FDI on the Mainland China's Modern Service Industries

Hanlin Chen, Quan Quan

Business School of Hubei University, Wuhan
Email: 893471225@qq.com, luckhl@hubu.edu.cn

Received: May 27th, 2013; revised: Jun. 29th, 2013; accepted: Jul. 10th, 2013

Copyright © 2013 Hanlin Chen, Quan Quan. This is an open access article distributed under the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Abstract: With the rapid economic growth of many countries, FDI in service sector is the most striking and accounts for over 60% of the total FDI in the world. FDI in service industry becomes more and more significant in mainland China. This background has provided the practical basis for the writing of this paper. This paper empirically analyzes the economic growth effects from FDI on the mainland China's whole service industries and the typical service industries by cointegration analysis with the nearest 11 years' data. The results suggest that there is a long-term equilibrium relationship between the modern service industry FDI and the modern service industry growth. However, the effects on different industries are various. Finally, the paper takes up with some suggestions to develop the mainland China's modern service industries by taking advantage of FDI in service industries.

Keywords: Modern Service Industry; FDI; Cointegration Analysis; Economic Growth Effect

中国大陆现代服务业利用 FDI 的经济增长效应研究

陈汉林, 全 荃

湖北大学商学院, 武汉
Email: 893471225@qq.com, luckhl@hubu.edu.cn

收稿日期: 2013 年 5 月 27 日; 修回日期: 2013 年 6 月 29 日; 录用日期: 2013 年 7 月 10 日

摘 要: 当前各国经济快速增长, 服务业 FDI 异军突起, 在全球 FDI 中占据 60% 以上的比重。这为本文的写作提供了积极的现实基础。本文利用近 11 年的数据, 运用协整分析对中国大陆现代服务业 FDI 对中国大陆现代服务业总体和典型行业增长效应进行实证分析, 得出中国大陆现代服务业 FDI 与中国大陆现代服务业总体增长存在长期稳定的均衡关系, 但对各行业的促进效应不同的结论。

关键词: 现代服务业; FDI; 协整分析; 经济增长效应

1. 文献综述

国外学者如 Mattoo et al.(2001)用 CGE 模型通过计算得出, 发展中国家通过开放电信和金融服务业使其经济增长了 1.5%。Banga and Goldar(2004)对 20 世纪 90 年代印度服务业利用外商直接投资对其产业的影响所进行的实证研究结果表明, 服务贸易自由化对服务

业的发展有积极影响, 并且促进了工业产出的增长和生产率的提高。Ishikawa et al.(2010)构建了一个三阶段动态博弈, 得出结论: 如果服务业 FDI 也自由化, 产品贸易自由化对社会福利的负效应就会变成正效应。Fernandes and Paunov(2011)利用智利 1992~2004 年的企业层面的调查数据考察大量的生产者服务业 FDI 的

流入对智利制造业的影响,他们发现服务业 FDI 对智利的制造业具有正的作用并且能够促进智利制造业 7% 的增长。

国内学者贺梅英(2005)、戴枫(2005)、胡芸(2005)等均利用中国的相关数据检验了中国服务业外商直接投资与服务业增长之间的关系,得到的结论基本一致:服务业外商直接投资是中国服务业增长的原因,但是中国服务业增长却不是服务业外商直接投资的原因^[1,2]。贺梅英(2005)利用广东的数据得到的结论略有不同,即广东经济增长和服务业外商直接投资之间具有双向因果关系^[3]。

有的国内学者运用普通最小二乘回归分析了此问题。查冬兰、吴晓兰(2006)利用 1998~2003 年江苏省服务业各行业数据,得出服务业主要行业外商直接投资对行业经济增长有不同影响的结论^[4]。陈朗(2005)对宁波市 20 世纪 90 年代中期以来服务业利用外资的情况进行了分析,结果表明:宁波市服务业增加值和投入服务业的外商直接投资有较强的关联性,服务业外商直接投资每增加 1 元,服务业生产总值就会增加 32.158 元。王新华(2007)利用固定效应模型对 1997~2003 年服务业各行业的相关数据进行了短期效应和长期效应分析,结果表明:服务业外商直接投资具有一定的经济增长效应,但是在不同时间段差异较大。马章良(2012)利用 1997~2009 年的数据,对外商对中国第三产业直接投资与中国服务业的产值之间的关系进行了实证分析,通过 OLS 检验了外商对中国第三产业直接投资与服务的增长存在着长期稳定的均衡关系,研究结果表明,外商对第三产业的直接投资对中国服务业的变动有很大影响^[5]。从上述实证分析中可以看出,外商对第三产业的直接投资对中国的服务业的增长有着长期稳定的均衡关系,1.07 的弹性系数说明外商对第三产业的直接投资每增加 1%,中国的服务业占 GDP 的产值就会增长 1.07%。因此外商对第三产业的直接投资对中国服务业有着比较明显的促进作用。

另外,有的国内学者比较了外商直接投资对服务业和其他行业增长的贡献率,发现外商直接投资对我国工业的平均贡献率要远远超过服务业。魏作磊(2006)利用一个扩展的 C-D 生产函数测算了 1984~2003 年间外商直接投资对我国农业、工业和服务业增长的平均贡献率,结果表明:外商直接投资对我国工业的平均

贡献率远远超过农业和服务业,其中,外商直接投资对工业产出、服务业产出、农业产出的贡献率分别为 3.69%、0.37%、1.48%^[6]。江小涓(2005)根据可得资料推算,2001 年和 2002 年外商投资企业服务业增长的贡献率分别为 17.6% 和 17.3%,远低于对工业的贡献率(其中,2001 年和 2002 年,全国工业增加值的增长总量中,外商投资企业的贡献率分别达到了 39.1% 和 39.8%)。

综上所述,从近几年服务业外商直接投资的经济效应研究来看,我们可以看到以下几点:一是针对服务业外商直接投资的经济效应研究还非常有限,其中分析以定性分析为主,定量研究还不多。中国服务业外商直接投资的经济效应的实证研究还比较欠缺,主要定量研究了整体的经济增长效应、技术外溢效应。二是大部分研究都是针对整个服务业的外商直接投资进行的,对单个行业的研究较少,并主要集中在少数几个领域,如金融业、零售业,不同行业的外商直接投资的差异是值得进一步研究的问题。三是对于中国服务业外商直接投资的经济效应的总体评价还有待进一步研究。服务业外商直接投资的经济效应比较复杂,是一个系统,包括多个方面,而以往的文献大多是研究一个方面或几个方面,很少有全面评价的。全面评价中国服务业外商直接投资的影响是值得深入研究的问题。

影响经济增长的因素有很多,前人已经从不同视角对影响经济增长的因素做过分析。本文是在服务业 FDI 不断增长的背景下,试图从现代服务业利用 FDI 实现经济增长的视角展开研究,通过近 11 年来的数据检验证明 FDI 对现代服务业发展存在现实的推动作用,并进一步以对中国大陆房地产业、科研技术服务业的增长效应分析为例,分析引进外资对现代服务业内部行业结构所产生的影响。

2. 服务业 FDI 对中国大陆现代服务业整体发展影响的实证检验

2.1. 变量选取和数据来源

采用现代服务业增加值 SGDP 作为被解释变量,显示中国大陆服务业的总体增长情况;以服务业外商直接投资 SFDI 作为实证解释变量。本文现代服务业的界定标准,采用 2005 年北京市统计局制定的《北京市现代制造业、现代服务业统计标准(试行)》中的

涵义,亦即现代服务业包括金融、房地产、商务服务、信息传输、计算机服务、软件业、科研技术服务、教育、卫生、社会保障、文化、娱乐、环境管理等。且为了消除通货膨胀和汇率的影响,采取如下公式进行换算: $SGDP = \text{SGDP 现值} / \text{当年美元对人民币的平均汇率} / \text{中国当年 CPI 的平均值}$; $SFDI = \text{SFDI 现值} / \text{当年美元对人民币的平均汇率} / \text{中国当年 CPI 的平均值}$ 。考虑到数据的可获得性和完整性,将时间序列长度定为 2000~2011 年,数据来源于 2001~2012 年的《中国统计年鉴》。其次,由于对时间序列数据进行自然对数变换不会改变数据的特征,却能使数据趋势线性化并一定程度上消除时间序列中的异方差,因此本文在实证分析时采用各变量的对数值,分别表示为 LNSFDI 和 LNSGDP。

2.2. 平稳性检验

首先考察一下两组数据的平稳性。因为对非平稳性时间序列进行回归时,会造成虚假回归现象。下面运用 ADF(Augmented Dickey-Fuller)单位根检验方法来对上述两组数据进行检验,使用的计量经济学软件是 EVIEWS6,检验结果如表 1 所示。

从表 1 可以看出,对 LNSFDIt 进行的 ADF 检验,在 95%的显著水平下,水平值时 ADF 的值为 1.175973,大于临界值 -3.212696,未通过平稳性检验,所以 LNSFDIt 是非平稳序列;进一步对 LNSFDIt 的一阶差分进行检验,未通过平稳性检验;再对 LNSFDIt 的二阶差分进行检验,通过平稳性检验。对 LNSGDPt 进行的 ADF 检验,在 95%的显著水平下,水平值时 ADF 的值为 1.884577,大于临界值 -3.212696,未通过平稳性检验,所以 LNSGDPt 是非平稳序列;进一步对 LNSGDPt 的一阶差分进行检验,未通过平稳性检验;再对 LNSGDPt 的二阶差分进行检验,通过平稳性检验。因此, LNSFDIt 和 LNSGDPt 是二阶单整序列。

2.3. 协整关系检验

对于一个序列单独来说可能是非平稳的,而这些时间序列的线性组合却可能具有不随时间变化的性质。如果两个(或两个以上)的变量是非平稳的,但它们的线性组合却可能是平稳的,我们称各变量之间存在某种长期稳定的比例关系,即协整关系。关于协整

Table 1. LNSDGPt and LNSFDIt stationarity test
表 1. LNSDGPt 和 LNSFDIt 的平稳性检验

数量	质量	排序	稿件	件数
1	3	4	7	8
2	4	3	5	9
3	7	6	7	8
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9

注: 检验类型 C 表示截距项, T 表示含趋势项, P 表示滞后阶数。

关系的检验主要有两种方法:一是 1987 年 Engle 和 Granger 提出的基于协整回归残差的 ADF 检验;二是 Johansen (1988、1991)和 Juselius (1990)提出的基于 VAR 方法的协整系统检验,通过建立基于最大特征值的比统计量 λ -max 来判别变量之间的协整关系。

本文采用 Engle 和 Granger 提出的两步法对变量 LNSFDI 和 LNSGDP 之间是否存在长期均衡关系进行检验。检验的基本思路是:首先,建立回归方程 $LNSGDP = C + \alpha * LNSFDI + \mu t$,对方程进行 OLS 回归,看模型估计效果是否比较理想,结果如表 2 所示。

由表 2 可知,虽然自变量 LNSFDI 的 t 统计量的概率为 0.0000,通过了显著水平为 1%的 t 检验;但是,常数项 C 的 t 统计量的概率为 0.0731,高于 1%,说明常数项不显著。因此,剔除常数项,重新建立回归方程 $LNSGDP = \alpha * LNSFDI + \mu t$,对方程进行 OLS 回归,看模型估计效果是否比较理想,结果如表 3 所示。

由表 3 可知,自变量 LNSFDI 的 t 统计量的概率为 0.0000,远远低于 1%,通过了显著水平为 1%的 t 检验,说明方程估计的参数很显著。另外,方程的可决系数为 0.986176,从而表明模型整体上是显著的,估计效果较好。

其次,在模型估计效果理想的情况下,检验回归方程是否存在协整关系,即考察回归方程的残差 μt 是否平稳,结果如表 4 所示。如果残差是平稳序列,则表明方程的因变量和解释变量之间存在协整关系,否则不存在协整关系。

从表 4 可以看出,对残差进行根检验,在 95%的显著水平下,ADF 的值为 -2.670762,小于临界值 -1.977738,通过平稳性检验,所以 μt 是平稳序列。

这说明了回归方程不是伪回归，LNSFDI 和 LNSGDP 之间存在长期均衡的协整关系。LNSFDI 的系数为 1.241603，其含义为中国大陆服务业外商直接投资每增加 1%，将会引发中国大陆服务业总体增长 1.241603%，即服务业 FDI 对服务业总体发展起到推动作用。

Table 2. The regression results of OLS Equation (including the constant term)
表 2. 方程 OLS 回归结果(含常数项)

数量	质量	排序	稿件	件数
1	3	4	7	8
2	4	3	5	9
3	7	6	7	8
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9

Table 3. The regression results of OLS Equation (not including the constant term)
表 3. 方程 OLS 回归结果(不含常数项)

数量	质量	排序	稿件	件数
1	3	4	7	8
2	4	3	5	9
3	7	6	7	8
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9

Table 4. Stationary test of the regression residuals μt
表 4. 回归残差 μt 平稳性检验

数量	质量	排序	稿件	件数
1	3	4	7	8
2	4	3	5	9
3	7	6	7	8
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9

注：检验类型 C 表示截距项，T 表示含趋势项，P 表示滞后阶数。

3. 服务业 FDI 对中国大陆现代服务业典型行业增长效应分析——以中国房地产业、科研技术服务业的分析为例

3.1. 回归分析

因为回归方程 LNSFDI 的系数表示现代服务业增长对外商直接投资的弹性，并由上面的检验可知，SFDI 和中国大陆现代服务业有较显著的促进作用。但是，中国大陆现代服务业的主要行业 FDI 对该行业经济增长的贡献是多大仍需要进一步探讨。首先，由于房地产业利用外商直接投资占服务业利用外资比例极大，关乎到现代服务业发展的规模，在此作为本文的研究对象。其次，现代服务业的发展具有知识密集性，高附加性、资源消耗少等特征，所以科研技术服务行业关系着服务业发展的结构升级，也列入研究范围；而文化、教育、卫生、娱乐等社会服务业和金融保险业由于种种限制，利用外资的规模和比重很小，又由于数据获取的有限性，不列入范围。本文仍采用上面的回归模型 $LNSGDP = \alpha * LNSFDI + \mu t$ ，对现代服务业中的房地产业和科研技术服务业进行回归分析，回归结果如表 5 所示。

3.2. 结论

由表 5 可知，两个回归模型均通过检验，针对房地产业的回归模型，t 值为 25.65740，t 值相应的概率为 0.0000，回归模型整体效果较好；针对科研技术服务业的回归模型，t 值为 20.91274，t 值相应的概率为 0.0000，回归模型整体效果很好。所以，中国大陆现代服务业中房地产业利用 FDI 促进了房地产业的发展。

Table 5. The regression results of the relationship between the real estate industry, scientific research and technology service industry and the service industry FDI
表 5. 房地产业、科研技术服务业与服务业 FDI 关系的回归结果

数量	质量	排序	稿件	件数
1	3	4	7	8
2	4	3	5	9
3	7	6	7	8
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9
2	4	3	5	9

展, 科研技术服务业利用外商直接投资对现代服务业也起着重要推动作用。其中, 房地产业 FDI 增加 1 个百分点, 房地产业产值增加 1.36843 个百分点, 科研技术服务业 FDI 增加 1 个百分点, 科研技术服务业产值增加 4.20136 个百分点。但是, 科研技术服务业 FDI 的比重一直低于 4%, 远远小于房地产业 FDI。由此可见, 中国大陆现代服务业 FDI 主要投资于传统服务业和短期赚取大量利润的房地产业, 但是外资注入少得科技服务业对现代服务业质和量的拉动作用十分明显, 引导外资的合理流入有利于促进中国大陆现代服务业的产业升级和发展。

4. 结论与建议

4.1. 结论

第一, 中国大陆现代服务业 FDI 与中国大陆现代服务业总体增长存在长期稳定的均衡关系, 也就是说两者之间存在着长期的正相关。现代服务业利用 FDI 每增加 1 个百分点, 中国大陆现代服务业总体产值增加 1.241603 个百分点, 但是远远不足 40%的世界水平。

第二, 中国大陆现代服务业 FDI 对现代服务业各行业的促进效应各不相同。其中, 对房地产业有着一定促进效应, 对科研技术服务业的增长效应较大, 房地产业 FDI 增加 1 个百分点, 房地产业产值增加 1.36843 个百分点, 科研技术服务业 FDI 增加 1 个百分点, 科研技术服务业产值增加 4.20136 个百分点。

4.2. 建议

服务业 FDI 进入中国大陆服务业产业链中, 对中

国大陆产业结构优化和经济增长都产生了一些促进作用, 但效应的发挥不充分。通过理论和实证分析, 可以看出, 要提高服务业 FDI 对中国大陆经济的正效应, 是一个需要时间的系统性工程, 既需要加强对现代服务业 FDI 方向的引导和规制, 更需要促进中国大陆现代服务业自身的发展, 提高其对先进技术的吸收能力, 增强自身的竞争力。第一, 调整优惠政策, 突出差别对待, 引导服务业 FDI 的行业投资方向。第二, 确定现代服务业发展的重要地位, 推进现代服务业产业化发展, 加强专业人才的教育和培养, 培育中国大陆现代服务业。

5. 致谢

对给予转载和引用权的资料、图片、文献、研究思想和设想的所有者, 表示感谢。

参考文献 (References)

- [1] 戴枫. 中国服务业发展与外商直接投资关系的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2005, 3: 65-71.
- [2] 胡芸. 服务业对外直接投资和中国服务业开放策略——一个基于行业的分析视角[D]. 浙江大学, 2005.
- [3] 庄丽娟, 贺梅英. 服务业利用外商直接投资对中国经济增长作用机理的实证研究[J]. 世界经济研究, 2005, 8: 75-81.
- [4] 查冬兰, 吴晓兰. 服务业外商直接投资对服务业各行业经济增长的影响分析——以江苏省为例[J]. 国际贸易问题, 2006, 11: 79-83.
- [5] 马章良. FDI 对中国服务业影响的实证研究[J]. 技术经济与管理研究, 2012, 4: 125-128.
- [6] 魏作磊. FDI 对我国三次产业结构演变的影响——兼论我国服务业增加值比重偏低现象[J]. 经济学家, 2006, 3: 61-67.