

我国服务业 FDI 流入与经济增长的作用机制

欧志斌*

内容摘要: 自 20 世纪 70 年代以来, 服务业在全球经济中的地位越来越重要, 服务业 FDI 在全球对外直接投资中也具有举足轻重的影响。随着我国经济保持快速增长和服务业加快对外开放, 越来越多的服务业跨国公司来华投资, 并将其视为公司在未来能否继续保持竞争制高点的关键。本文从服务业 FDI 和经济增长之间的作用机制出发, 对服务业 FDI 和我国经济增长之间的关系做了实证检验, 结果表明我国服务业 FDI 流入与经济增长率之间存在长期稳定的关系。

关键词: 服务业 FDI 经济增长

一、我国服务业 FDI 流入的现状和问题提出

我国服务业 FDI 流入主要可以分为三个阶段(见图 1)。第一个阶段从改革开放到 1993 年, 这是我国服务业 FDI 流入的试探性阶段; 第二个阶段从 1993 年到 2001 年我国加入 WTO, 属于我国服务业 FDI 流入趋于成熟阶段; 第三个阶段, 我国加入 WTO 至今, 即服务业 FDI 的战略性进入阶段。

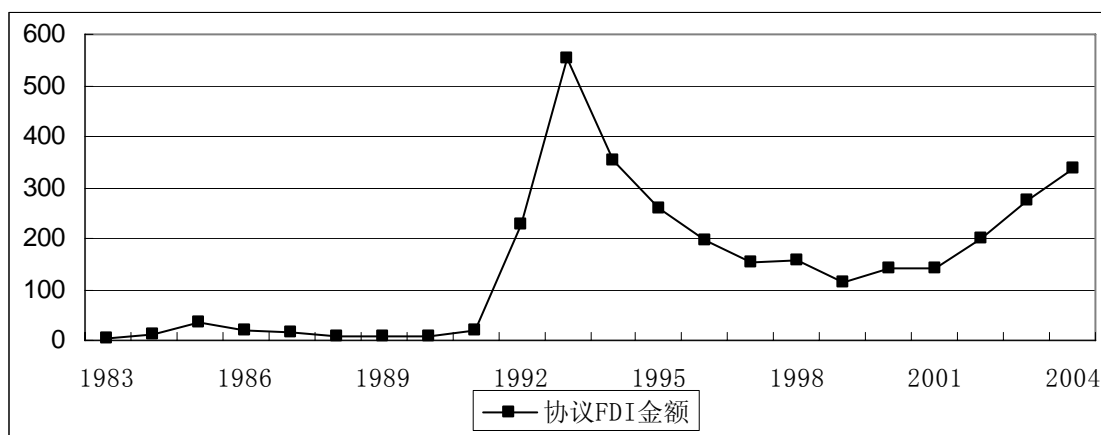


图 1 1983-2004 年我国服务业协议 FDI 金额 (亿美元)

在试探性阶段, 我国服务业 FDI 流入的规模较小且波动性明显偏大。截止 1990 年, 我国服务业 FDI 协议总额仅为 100 亿美元左右, 约为我国自改革开放以来服务业协议 FDI 总额的 1/30。这个阶段的后半期, 我国服务业 FDI 流入出现了很大波动。1983 年服务业利用外资协议金额仅为 5.6 亿美元, 1984 年到 1987 年服务业外资进入的步伐明显加快, 四年累计签订协议金额 85 亿美元。然而, 1988 年、1989 年和 1990 年我国协议 FDI 金额急剧下降, 三年累计服务业 FDI 协议金额约为 24 亿美元。1991 年我国服务业 FDI 协议金额比 1990 年增长 173%, 1992 年又比 1991 年增长 10.5 倍, 而 1993 年又比 1992 年

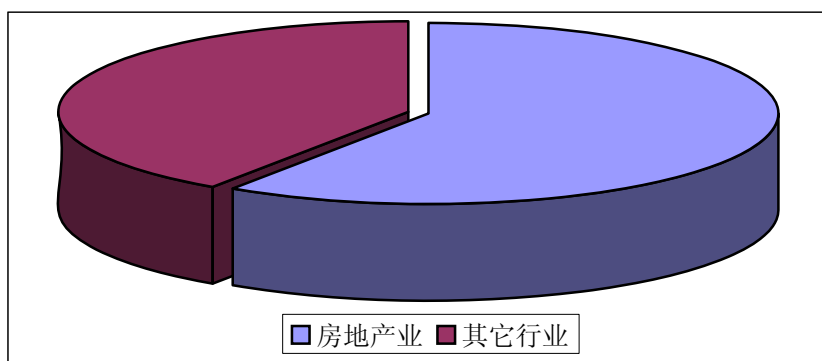
*欧志斌: 南开大学跨国公司研究中心博士研究生 300071 电子邮箱: geebin.oyang@yahoo.com.cn。

增长 1.4 倍。这个阶段服务业 FDI 协议金额流入流量的极大极小值之比高达 98.5:1, 大大高于同期制造业和第一产业的数值 (分别为 41:1 和 67:1)。

在趋于成熟阶段, 我国服务业 FDI 协议金额整体规模明显高于第一阶段, 不同年份之间的协议金额变动则比第一阶段平缓许多。1994 年, 我国服务业 FDI 项目数锐减一半, 并且在随后的三年内持续减少。到 1997 年东南亚金融危机爆发时, 我国吸收的服务业 FDI 项目总数还达不到 1993 年的 1/4。1998 年略有回升, 但 1999 年又下降约 1/4。从 2000 年开始, 我国服务业 FDI 流入大幅度增加。其中, 项目数比 1999 年增长 40%, 协议金额增长 23.8%。2001 年我国服务业 FDI 项目总数 5600 个, 协议 FDI 金额 140 亿美元, 实际利用 FDI 金额 112 亿美元, 分别比 2000 年增长 11.3%、-0.7% 和 0.7%。

在我国服务业 FDI 流入的战略性阶段, 我国服务业 FDI 流入明显受到加入 WTO 的影响。根据我国入世承诺, 我国将按照服务业开放日程表 (见附表 1) 逐步开放我国的服务业。因此, 服务业跨国公司对我国各个服务行业的开放拥有清晰的预期。服务业跨国公司不仅充分利用我国当前服务业开放带来的好处, 而且能够对其未来各阶段的 FDI 进入进行详细而周全的安排, 从而战略性地进入我国服务行业。2001 年以来我国服务业 FDI 协议金额一直保持较大幅度的增长, 2002 年比 2001 年增长 42.6%, 2003 年比 2002 年增长 38.5%, 2004 年又比 2003 年增长 21.5%。然而, 2004 年我国服务业实际利用 FDI 金额仅比 2001 年增长 25.7%, 2003 年甚至还出现 1.3% 的负增长。与此相比, 1997-2001 年间, 我国服务业实际利用 FDI 金额的年均增长速度略高于协议金额。据此, 本文认为, 加入 WTO 之后我国的服务业 FDI 进入是战略性的。服务业通过对一些有待进一步开放的服务行业提前进行战略性部署。只有当一些服务行业的开放度进一步提高之后, 这些自 2001 年以来不断增长的协议 FDI 金额才会落实到位。

从我国服务业 FDI 的行业分布来看。就项目数量而言, 服务业 FDI 主要集中在租赁和商务服务业、房地产公共事业、住宿和餐饮业、信息传输、计算机服务和软件业。就投资金额而言, 服务业 FDI 主要集中在房地产公共事业、租赁和商务服务业。其中, 房地产公共事业在吸引 FDI 项目数量和金额方面都处于绝对领先地位。1997 年以前房地产公共事业协议 FDI 金额占服务业 FDI 协议金额的比重一直保持在 50% 以上。其中, 1993 年流入房地产公共事业的 FDI 协议金额达到 437.7 亿美元, 在服务业 FDI 中的比重达到 79.3%。更有甚者, 1987 年服务业 FDI 协议金额 17.53 亿美元中的 84% 流入房地产公共事业。1997 年以后, 房地产业¹ FDI 占服务业 FDI 的比重基本保持在 30%-40% 之间, 仍然是服务业 FDI 流入最多的行业 (见图 2)。统计结果表明, 截止 2004 年底, 房地产业累计吸引 FDI 项目 42778 个 (协议金额 1944 亿美元), 而服务业 FDI 项目总数为 11277 个 (协议金额为 3267 亿美元)。



¹ 根据历年《对外经济贸易年鉴》, 1997 年以前房地产业与公共事业的 FDI 数据没有分开统计。1997 年以后, 公共事业的 FDI 统计被划分到其它行业里, 如宾馆业等。

图2 截止2004年底房地产业协议FDI在我国服务业协议FDI总额中的比重

从我国服务业 FDI 的地理分布来看,目前我国服务业 FDI 流入主要集中于东部沿海地区(见图3)。根据 2004 年的统计数据,上海实际利用服务业 FDI 金额 29.18 亿美元,北京、江苏、广东和辽宁各约 20 亿美元,山东和浙江各约 10 亿美元,天津约 6 亿美元。则我国 2004 年服务业实际利用 FDI 的 140.5 亿美元基本聚集在东部沿海地区的 8 省市。事实上,在某些沿海地区服务业利用外资已经跃居三大产业之首。以上海为例,2003 年服务业实际利用 FDI 的金额 33.37 亿美元,比上年增长 86.7%,在全市实际利用 FDI 中所占比重达到 57% (比 2000 年提高了 20.7 个百分点),首次超过制造业,2005 年,上海市服务业协议 FDI 金额也取得突破,协议 FDI 金额达到 73.14 亿美元,在全市吸引协议 FDI 中的比重达到 52.88%。

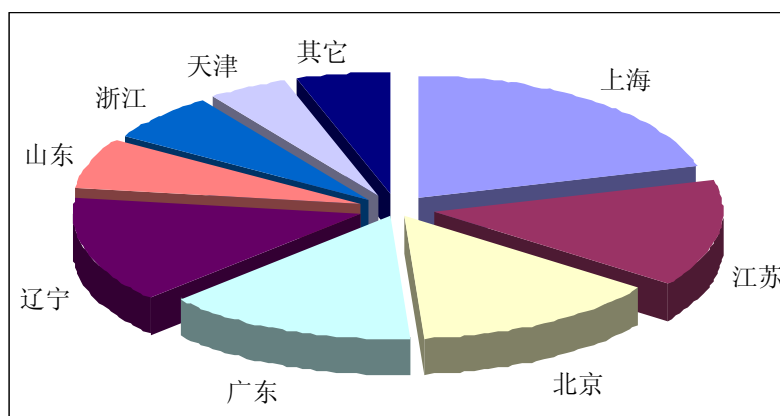


图3 我国服务业 FDI 流入的地区分布

综上所述,我国服务业 FDI 流入已经具有不小的规模,而且伴随着我国服务行业的进一步开放,服务业 FDI 金额有望实现更大的突破。然而,我国的服务业 FDI 流入具有明显的行业和地区聚集特点。其中,行业聚集可能随一些核心服务行业(如银行、电信等)的进一步开放而发生改变,但地区聚集可能在比较长的时期内得到保持。

对于我国服务业 FDI 流入来说,以下两个问题受到较多的关注。其一、服务业 FDI 对我国经济增长是否有积极的作用;其二、鉴于以往有关 FDI 与经济增长研究的结果,FDI 和经济增长的关系并不是简单的单向联系,而可能是互相影响和促进。因而,我们希望进一步了解我国的服务业 FDI 与经济增长存在着怎样的联系以及这种联系如何传导。本文主要回答第二个问题,重点论述服务业 FDI 流入与我国经济增长之间的作用机制,并用计量的方法加以检验。

二、我国服务业 FDI 流入对经济增长的作用机制

目前的研究认为,FDI 能够通过诸如产业结构效应、技术溢出效应、制度变迁效应以及综合要素生产率效应等促进经济增长。作为全球 FDI 主要组成部分的服务业 FDI 也是如此。

FDI 的产业结构效应以日本学者赤松要(Kaname Akamatsu, 1932)的“雁行模式”²最为著名。“雁行

²赤松要认为,一国某产业的发展大抵经历进口、当地生产、开拓出口、出口增长等几个发展阶段。某产业随着进口的不断增加,先后出现国内生产和出口,其图形如飞行的雁群。

模式”表明, FDI 的产业结构效应来源于有效地开发东道国的比较优势, FDI 所带来的好处, 尤其是技术和管理技能, 不仅有助于东道国建立新产业, 而且还能使传统产业升级, 使内向型的产业转向出口导向型和具有国际竞争力的产业演进。

由 FDI 引起的制度变迁效应主要表现在产权制度的变迁、市场化程度的提高、分配格局变化和对外开放程度四个方面。由于投资促进的需要, FDI 对东道国的财税体制、金融体制、外汇管理体制、投融资体制等方面都提出新的要求和挑战, 因此迫使东道国做出改变甚至实现国际接轨。这些制度的变化, 既为本国企业和跨国公司的投资与发展铺平了道路, 也有效地提高了东道国资源配置的效率。

新经济增长理论认为, 通过技术外溢、学习效应, 可以使一国经济的技术水平、组织效率不断提高, 从而提高综合要素生产率 (R. Lucas, 1988; P. Romer, 1986)。学习效应指企业的工人、技术人员、经理等人员在长期生产过程中, 可以积累产品生产、技术设计以及管理工作的经验, 从而通过增加产量导致长期平均成本下降。而技术外溢主要来源于人力资本和 R&D 资本的生产。对人力资本的影响主要是指跨国公司在东道国的分支机构培训当地雇员。对 R&D 资本的影响主要表现为, 一方面跨国公司国外分支机构在东道国进行的研发活动, 在一定程度上加强了技术扩散效应; 另一方面跨国公司参与东道国市场竞争, 竞争加剧促使东道国企业加速研发活动。

然而, 从我国服务业 FDI 流入的行业流向来看, 服务业 FDI 对我国经济增长的促进作用似乎无法与 FDI 的传导机制紧密地联系起来。对我国服务业 FDI 流入现状的研究表明, 房地产公共事业和商业、饮食、供销及仓储业是历年来我国服务业 FDI 流入最多的部门, 这些行业是我国服务业 FDI 流入的典型代表。然而, 这些行业的技术含量并不高, 而且也几乎不存在制度变迁或者学习效应, 更不用说贸易促进和产业升级等等。那么, 服务业 FDI 对我国经济发展究竟产生怎样的作用呢?

实际上, 处于转轨时期的我国, 房地产业的发展对于我国的经济增长有着特殊重要的意义, 甚至被誉为国民经济发展的“晴雨表”。³首先, 由于房地产业具有产业链长、关联度大的特点, 房地产市场的发展, 带动建筑、建材以及冶金等 50 多个物质生产部门的发展, 并为社会提供大量的就业机会; 其次, 房地产市场提供的各种物业也是人们生产生活所必需的物质条件, 房地产消费在中国是居民消费的主要亮点, 各地的房地产市场都成为各地市场中最为繁荣、最具活力的市场; 再次, 房地产业的产值在我国 GDP 中占有一定比重 (2003 年房地产业的增加值占我国 GDP 的比重达到 2%); 另外, 房地产业形成了大量的固定资产投资 (1998 年房地产业固定资产投资 3614.23 亿元, 占社会固定资产投资的 12.72%; 2005 年房地产业固定资产投资 17527.49 亿元, 占社会固定资产投资的 23.34%), 并进而为政府提供大量的财政收入; 最后, 在全球经济不景气的情况下, 房地产市场的发展有力支持了我国的经济增长。张琳等 (2002 年) 通过误差修正模型对我国国内生产总值和房地产开发投资的实证检验结果证实, 房地产投资对我国国民经济的拉动作用很积极。

从数据来看, 1997 年房地产业实际利用 FDI 金额 51.69 亿美元, 占当年房地产开发建设投资金额的 13.4% (约为 1997 年我国社会固定资产投资总额的 1.71%); 1998 年房地产业实际利用 FDI 金额 64.1 亿美元, 占当年房地产开发建设金额的 14.67% (约为 1998 年我国社会固定资产投资总额的 1.87%)。另外, 据最近央行报告统计, FDI 在中国房地产市场所占的比重已达到 15%。如果进一步考虑与房地

³早在 1996 年的中央经济工作会议上, 中央就提出住宅建设要成为国民经济新的增长点和新的消费点。1998 年秋, 国务院领导再次强调 1999 年住宅建设要为经济增长做更大贡献, 住宅建设是经济发展的动力。1999 年 11 月召开的全国经济工作会议决定 2000 年仍要将房地产业作为拉动经济增长的主要行业来抓。

产业相关的公共事业,则房地产公共事业 FDI 对于我国经济增长的直接和间接作用的确不可小觑。

鉴于改革开放以来房地产公共事业 FDI 占我国服务业 FDI 的比重一直在 50%以上(最高的年份甚至高达 84%),因此我们可以用房地产公共事业 FDI 对经济增长的作用机制来代表我国服务业 FDI 对经济增长的作用机制。即 FDI 通过对房地产开发建设注入资金,一方面直接或间接增加我国的社会固定资产投资和社会就业并推动房地产相关产业发展;另一方面借助房地产消费在我国居民消费中的重要地位,扩大我国的总需求。二者分别从供给和需求的角度促进我国经济增长。此外,房地产开发建设还为政府提供了大量的财政收入,保证了政府财政政策的执行和调节我国经济增长。

值得注意的是,从 90 年代后期开始,我国其它服务行业 FDI 流入的比重不断提高,我国服务业 FDI 对经济增长的作用机制可能会慢慢脱离房地产效应。信息传输、计算机服务和软件业,科学研究、技术服务和地质勘查业,租赁和商务服务,水利、环境和公共设施管理事业等行业吸引的 FDI 可能会使我国服务业 FDI 对经济的作用机制转化为学习效应、技术外溢以及产业升级等类型的综合。

三、我国经济增长对服务业 FDI 流入的作用机制

Jiatao Li和Stephen Guisinger(1992)采用对数回归模型分析方法分别检验了1976-1980和1980-1986年间影响服务业FDI的七个决定因素的适用性,具体包括:东道国市场规模(+)、母国在东道国的商业存在(+)、母国和东道国的文化差异(-)、东道国对于建立外国服务行业分支机构的开放度(+)、母国服务行业的国际竞争性(+)、东道国对全球寡头垄断的反应(+)、服务业公司规模成长(+)⁴。检验结果表明,东道国市场规模、东道国的开放度和东道国对全球寡头垄断的反应对服务业FDI有积极的影响。

本文所讨论的经济增长虽然在数据上指一国的GDP增长,即东道国市场规模的扩大,但其所包含的内容要丰富得多。经济增长直接或间接地促进了东道国区位优势的改变,诸如要素投入和市场的地理分布状况、运输成本与通讯成本、基础设施、金融状况和金融制度、国外市场与国内市场类型的差异程度以及由于经济条件不同形成的国内市场与国外市场的物质和经济距离或由于历史、文化、语言、风俗、偏好、商业惯例等形成的心理距离等,所有这些因素与经济增长的关系都是密不可分的。可以认为,一国的经济增长是上述很多因素共同作用的结果,而一国的经济增长也能够促进这些因素的改善。概言之,FDI和经济增长之间似乎存在以下逻辑:早期的投资促进带来FDI,FDI促进经济增长,经济增长通过改善了东道国的区位优势进而吸引更多的FDI。

以中国、印度、巴西等发展中国家吸引 FDI 为例。虽然这些国家在劳动力成本方面拥有比较优势,但是这些国家在金融制度、基础设施、政府干预等方面都有很多不足。然而,为何这些国家能够吸引到大量的 FDI,并且有越来越多的跨国公司表明要增加对这些国家的投资?从共性上看,这些国家有一个共同的特点,即高速的经济增长。可以认为,跨国公司当期对这些国家进行投资时既可能是因为这些国家具有某些方面的优势(如成本和市场规模),也可能是因为跨国公司是对这些国家的未来进行投资。随着经济的高速增长,这些国家的金融制度、产业关联、人才资源、基础设施和政府效率正在迅速改善。因此,对这些国家的进行投资,除了当期能够获得高于其它地区的回报外,未来的潜在收益可能更大。

然而,值得注意的是,一国经济增长方式的不同也能影响其 FDI 流入的产业构成。通常来说,制

⁴ (+) 和 (-) 表示作者对于“该要素对服务业 FDI 影响”的方向判断, (+) 表示正面影响, (-) 表示负面影响。

制造业发达的国家倾向于接受更多的制造业 FDI 流入,而服务业基础较好的国家对于服务业 FDI 具有更大的吸引力。新加坡、香港都以服务经济蓬勃发展为主要的经济特征,它们吸引的 FDI 也以服务业 FDI 为主。我国制造业的成本优势和良好的产业关联使制造业 FDI 源源不断地流入我国。制造业 FDI 仍然是我国 FDI 的最主要组成部分,而服务业 FDI 尚不能与制造业 FDI 比肩。

尽管目前我国的制造业 FDI 流入规模数倍于服务业 FDI,然而伴随着改革开放以来我国经济的高速增长,服务业 FDI 流入正在具备越来越有利的条件。一方面,经济增长促进我国区位优势的不断改善,包括基础设施、制度建设、产业结构等方面的不足正在逐渐完善,从这个意义上讲,我国对于 FDI 的吸引力正在逐渐增强;另一方面,经济增长使我国的经济规模大幅度增加,国民消费能力的显著提高使我国成为世界主要的消费市场之一,任何以赢利为目的的组织都不能忽略中国市场的潜力,并通过直接投资为中国提供适合的产品和服务,对于服务业跨国公司来说也是如此。此外,在世界范围内,过去十几年内服务业 FDI 一直保持对制造业 FDI 的领先。伴随着我国服务业对外开放步伐的加快,我们有理由相信,服务业 FDI 在我国 FDI 流入中的比例将会逐渐增大。

四、经济增长与服务业 FDI 之间关系的计量分析

上文研究了我国服务业 FDI 流入的现状,并探讨了服务业 FDI 和我国经济增长之间可能存在的关系。然而,我们仍然存在疑问:服务业 FDI 和中国经济增长之间是否真的存在联系?若存在联系,二者之间又是如何传导?本文利用 Johansen 协整检验和 Granger 因果分析法,研究 1983-2004 年服务业 FDI 和经济增长之间是否具有共同的增长趋势,即检验经济增长和服务业 FDI 之间是否具有协整关系,如果协整关系成立,本文则进一步检验两者之间具有怎样的因果关系。

1、变量选择 and 数据处理

实证检验过程本文主要采用两个数据: GDP 和服务业实际 FDI。采取这两个样本是因为 GDP 是我们用于描述一国经济增长最普遍使用的变量,而服务业实际 FDI 要比协议 FDI 更真实地反映服务业 FDI 对一国经济的影响。其中,服务业 FDI 数据来自于各年《中国对外经济贸易年鉴》,GDP 数据来自于各年《中国统计年鉴》。另外,由于我国没有专门针对服务业的 FDI 统计,因此模型中服务业 FDI 数据用第三产业 FDI 数据代替⁵。

为了使检验结果更具有说服力,本文最大程度地扩大检验的范围,但由于我国 FDI 数据从 1983 年开始统计,因此检验的样本仅包括 1983-2004 年间的的历史数据。但是,1983-1996 年间中国没有统计服务业实际 FDI,而只有服务业协议 FDI 金额,于是这期间的各年服务业实际 FDI 使用的是估计值。估计的方法是:服务业实际 FDI=服务业协议 FDI×(全国实际利用 FDI/全国协议 FDI)。为了检验估计结果的有效性,本文进一步使用这种估计方法对 1997-2004 年的数据进行估算,得到的结果和实际值比较接近,1998 年和 2003 年的估计值和实际值几乎完全一致,估计序列的均值为实际序列的 0.952,两序列的相关系数为 0.7。若剔除首尾两年,则估计结果与实际值的吻合情况更好,两序列的相关系数达到 0.985。

考虑到人民币和美元汇率波动可能会使得检验的结果发生偏差。因此,根据 1983-1996 服务业实际

⁵中国国家统计局 2003 年 5 月发布的三次产业划分规定依据《国民经济行业分类》(GB/T4754—2002)将服务业划分为除第一、二产业以外的第三产业,具体包括:交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,住宿和餐饮业,金融业,房地产业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业,水利、环境和公共设施管理业,居民服务和其他服务业,教育,卫生、社会保障和社会福利业,文化、体育和娱乐业,公共管理和社会组织,以及国际组织。

FDI 估计值和 1997-2004 服务业实际 FDI 值, 本文进一步将各年服务业实际 FDI 用当年的汇率换算成人民币单位。

2、计量模型的简要说明

本文的检验只涉及到两个序列间的协整关系。对于两个时间序列 x_t 和 y_t , 只有在它们是同阶单整时, 才可能存在协整关系。首先对 GDP、实际服务业 FDI 进行自然对数变换⁶, 以消除趋势, 然后进行平稳性检验。本文使用 ADF (Augmented Dickey-Fuller Test) 法来检验变量的稳定性。该检验法的基本原理是通过 n 次差分的办法将非平稳序列转化为平稳序列。

为了检验变量之间的协整关系, Engle-Granger(1987)提出基于一元变量的两步法协整检验。另外, Johansen(1988)和 Juselius(1990)提出了一种用极大似然法进行检验的方法, 通常称为 Johansen 检验, 其基本思路是在多变量向量自回归(VAR)系统回归构造两个残差的积矩阵, 然后计算矩阵的特征值 (Eigen value), 再根据特征值得出一系列的统计量判断协整关系是否存在以及协整关系的个数。本文采用 Johansen 协整检验方法。

协整检验结果告诉我们变量之间是否存在长期的均衡关系, 但是这种关系是否构成因果关系还需要进一步验证。这就需要在此基础上, 使用 Granger 因果检验。Granger (1988)指出, 如果变量之间是协整的, 那么至少存在一个方向上的 Granger 原因, 而在非协整情况下, 任何原因的推断将是无效的。

格兰杰因果关系检验的基本原理是: 在做 Y 对其他变量(包括自身的过去值)的回归时, 如果把 X 的滞后值包括进来能显著地改进对 Y 的预测, 我们就说 X 是 Y 的 Granger 原因。本文使用条件限制的模型。

3、服务业实际利用 FDI 与经济规模之间的协整分析

运用上述方法和数据, 利用 Eviews3.1 软件分别对 $LGDP$ 和 $LSFDI$ 的水平值、一阶差分和二阶差分进行单位根检验。检验形式采用 ADF 带常数项, 滞后项阶数用 Durbin-Watson (DW) 统计量判断。检验结果再用 AIC 和 SC 准则确定协整检验的滞后项。检验结果见表 1。

表 1 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 统计量	5%的临界值	1%的临界值
$VLGDP$	-1.406773	-3.0818	-3.9635
$VVLGDP$	-3.194700	-3.0659	-3.9228
$LSFDI$	-1.367203	-3.0400	-3.8572
$VLSFDI$	-3.512295	-3.0294	-3.8304

注: $VLGDP$ 和 $VLSFDI$ 是 $LGDP$ 和 $LSFDI$ 的一阶差分结果, $VVLGDP$ 是 $LGDP$ 的二阶差分结果。

从检验结果看, $VLGDP$ 序列在 95% 的显著水平上含有一个单位根, 而 $VLSFDI$ 的 ADF 值小于 5% 的临界值, $VLSFDI$ 没有单位根, 是平稳序列。换言之, $LGDP$ 是二阶单整时间序列, 而 $LSFDI$ 是一阶单整时间序列, 对于协整检验来说, 只有两个序列是同阶单整时, 两个序列才可能存在协整关系, 因此 $LGDP$ 和 $LSFDI$ 之间不存在协整关系。这表明, 我国经济规模与服务业实际利用 FDI 之间不存在长期稳定的关系。

4、服务业实际利用 FDI 与经济增长速度之间的协整分析

⁶取自然对数后的 GDP 和实际服务业 FDI 分别表示为“LGDP”和“LSFDI”。

根据 ADF 检验结果, $LGDP$ 和 $LSFDI$ 不是同阶单整序列。但是, 同样是一阶单整的 $VLGDP$ 和 $LSFDI$ 却有可能存在协整关系, 我们对其进行协整分析。其中最优滞后期的选择根据非约束的 VAR 模型的 AIC 和 SC 准则进行判断。检验结果见表 2。

表 2 VAR 模型整体检验结果

检验结果	滞后期为1	滞后期为2	滞后期为3	滞后期为4
极大似然值	18.43740	25.41383	33.06228	25.41383
AIC值	-1.243740	-1.622509	-2.118031	-1.622509
SC值	-0.945021	-1.125436	-1.425519	-1.125436

通过比较发现, AIC 和 SC 在滞后期取 3 时最小, 因此模型的最优滞后期应该取 3。由于使用的是两变量系统, 因此零假设为无协整关系: $H_0: r=0$, $H_1: r=1$, 拒绝零假设则表明存在协整关系。Johansen 协整检验的结果见表 3。

表 3 Johansen 协整检验结果

特征值	似然比	5%临界值	1%临界值	零假设	协整方程个数
0.844775	33.80452	15.41	20.04	0.844775	没有**
0.118052	2.135584	3.76	6.65	0.118052	至多一个

注意: *(**) 表示在 95% (99%) 显著水平上拒绝原假设。

检验结果显示, 对于 $VLGDP$ 和 $LSFDI$, 在零假设 $H_0: r=0$ 下, 统计量值大于 1% 显著水平下的临界值, 拒绝零假设, 即在 99% 的显著水平上 $VLGDP$ 和 $LSFDI$ 之间存在协整关系, 二者存在长期稳定的关系。同时在 $H_0: r \leq 1$ 下, 统计量值小于 5% 显著性水平下的临界值, 接受零假设 $H_0: r \leq 1$, $VLGDP$ 和 $LSFDI$ 之间最多存在一个协整关系, 极大似然比检验证明在 5% 显著水平下存在 1 个协整方程。

由于 $VLGDP = \ln(GDP_t) - \ln(GDP_{t-1}) = \ln(GDP_t / GDP_{t-1})$ 代表“国内生产总值的变化率”。因此, 模型中的 $VLGDP$ 和 $LSFDI$ 可以分别表示经济增长率和实际服务业 FDI。协整检验的结果表明, 经济增长率和实际服务业 FDI 之间存在着长期稳定关系,

在协整检验的基础上, 我们对 1983-2004 年经济增长率和实际服务业 FDI 之间的关系进行 Granger 因果检验, 检验结果见表 4。

表 4 Granger 因果检验

零假设	F统计量	概率值
$VLGDP$ 不是 $LSFDI$ 的 Granger 原因	0.40456	0.80070
$LSFDI$ 不是 $VLGDP$ 的 Granger 原因	8.41625	0.00575

从检验结果看, $VLGDP$ 和 $LSFDI$ 之间存在单向因果关系, 即服务业实际 FDI 在 99% 的显著性水平下是我国经济增长率变化的原因, 但经济增长率并不是服务业实际 FDI 变化的原因。

5、计量结果的解释

计量结果表明, 服务业 FDI 与经济规模之间不存在长期稳定的关系, 而服务业 FDI 与经济增长率之间却存在长期稳定的关系。此外, 服务业 FDI 是我国经济增长率变化的 Granger 原因。出现这样的计量结果可能有两个原因。

首先是服务业跨国公司的投资策略。由于服务业跨国公司在华投资具有很强的策略性和长期性, 因

此我国的服务业 FDI 并不随我国经济规模和经济增长率的变化而变化。与此同时, 由于服务业跨国公司在华投资的前瞻性, 服务业 FDI 的变化往往代表我国经济增长率变化的前兆(如我国的服务业 FDI 主要流入房地产业, 而房地产业被誉为国民经济的“晴雨表”)。1993 年、1997 年和 2001 年的前几年, 我国服务业 FDI 流入的变化都很好地反映了服务业 FDI 的指示器作用。一方面, 服务业 FDI 的变化在较大程度上依赖于我国的对外经济政策, 而改革开放以来每一次对外经济政策的变化都代表着改革的进一步深化, 改变的深化推动了经济增长率的变化; 另一方面, 服务业跨国公司在华直接投资具有明显的利益导向, 它们总是能够根据我国经济增长率的高低变化, 提前调整投资规模。

其次, 由于计量模型比较简单, 因此计量结果可能因遗漏一些重要的解释变量而有所偏颇。可能存在第三个解释变量同时影响经济增长率和服务业 FDI, 如我国的对外经济政策。也有可能通过某些中间变量将服务业 FDI 与经济规模联系起来。这些都是未来的研究中需要改进的地方。

五、结论与政策建议

根据上文的分析和检验, 本文可以得出以下结论。我国服务业 FDI 流入具有明显的行业和地区聚集现象, 东部沿海地区和房地产业吸收利用了大部分服务业 FDI。服务业 FDI 与经济增长之间存在互为促进的关系, 我国的情况显示, 房地产业在联系服务业 FDI 与经济增长之间关系方面具有重要的作用。另外, 我国服务业实际利用 FDI 规模在未来若干年内有望大幅度增加。

鉴于服务业 FDI 与经济增长的关系, 结合我国的实际情况, 我国应坚持“以增长促进增长”的政策。我国可以利用服务业 FDI 的增长促进我国服务业的发展, 从而促进经济的继续快速增长。与此同时, 经济增长使我们有能力提供更好的基础设施和科研教育, 从而直接促进我国的服务业发展, 而经济增长也提高了人们消费服务的能力, 二者共同促进服务业 FDI 的更大规模流入。最终实现服务业 FDI 增长和经济增长的互动和良性循环。

参考文献:

- [1] Jiatao, Stephen Guisinger, “The Globalization of Service Multinationals in the “Triads” Region: Japan, Western Europe and North America”, *Journal of International Business Studies*, 1992, Vol. 23, No. 4, 675-696.
- [2] John H. Dunning, “International Production and the Multinational Enterprise”, London: George Allen & Unwin, 1981.
- [3] John H. Dunning, “Multinational Enterprises and the Growth of Service: Some Conceptual and Theoretical Issues”, *The Service Industries Journal*, 1989, Vol. 9: 5~39.
- [4] John Whalley, “Liberalization in China’s Key Service Sectors Following WTO Accession: Some Scenarios and Issues of Measurement”, NBER Working Paper, 2003, 10143.
- [5] Karl P. Sauvant, Padma Mallampally, “Introduction: Transnational Corporations in Services”, New York: The United Nations Library on Transnational Corporations, 1993, Vol. 12: 1~30.
- [6] Kiyoshi Kojima, Terutomo Ozawa, “Japan’s General Trading Companies: Merchants of Economic Development”, Paris: OECD, 1984, 16~39.
- [7] Mallampally P and Zimny Z, “Foreign Investment in Service: Trends and Patterns”, In: Adaroni Y and Nachum L, “Globalization of Service: Some Implications for Theory and Practice”, London and New

- York: Routledge, 2002.
- [8] Transnational Corporations and Management Division of the United Nation, "The Transnationalization of Service Industries", United Nations Publications, 1993.
- [9] UNCTAD, "FDI and Development: Policy Issues Related to the Growth of FDI in Service", United Nations, 2003.
- [10] UNCTAD, "World Investment Report 2004", United Nations, 2004.
- [11] Zimny Z and Mallampally P, "Internationalization of Services: Are the Models Changing?" In: Miozzo M and Miles I, "Internationalization, Technology and Service", Cheltenham, Edward Elgar, 2002.
- [12] 薄文广, "FDI、国内投资与经济增长: 基于中国数据的分析和检验", 《世界经济研究》, 2005年9月。
- [13] 胡乃武、董藩, "利用房地产业拉动经济增长必须考虑可持续发展的要求", 《改革》, 2000年2月。
- [14] 江锦凡, "外国直接投资在中国经济增长中的作用机制", 《世界经济》, 2004年1月。
- [15] 皮舜、武康平, "房地产市场发展和经济增长之间的因果关系——对我国的实证分析", 《管理评论》, 2004年3月。
- [16] 沈坤荣, "外国直接投资与中国经济增长", 《管理世界》, 1999年5月。
- [17] 滕维藻、陈荫枋, 《跨国公司概论》, 北京: 人民出版社, 1991年, 第306~350页。
- [18] 杨春妮, "服务业直接投资的条件、区位和方式选择", 博士学位论文, 天津: 南开大学, 2005。
- [19] 易丹辉, 《数据分析与 Eviews 应用》, 北京: 中国经济出版社, 2002年9月。
- [20] 张琳、陈亚美, "中国房地产业与经济增长关系研究", 《南京工业大学学报》(社会科学版), 2002年3月。
- [21] 张晓峒, 《计量经济学软件 Eviews 使用指南》, 天津: 南开大学出版社, 2004年7月。

附表1 服务行业开放日程表与所有权控制^a(百分比)

项目	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
电信(增值服务)	30	49	50 ^b	c	c	c	c
电信(语音和数据服务)	25	35	35	49	c	c	c
电信(本国和国际)	—	—	—	25	25	35	49
速递	49	多数	多数	多数	100
广告	49	49	多数	多数 ^d	100
租赁	—	多数	多数	100
货物运输(铁路)	49	49	49	多数	多数	多数	
货物中转代理	50	多数	多数	多数 ^d	100
保险(非人身)	—	51	100
个别服务的保险经济人业务	50	50	50	51	51	100	...
国内证券投资基金管理	33	33	33	49	c	c	c
仓储	49	多数	多数	100 ^d
检验检测	—	—	多数	多数	100
批发零售	多数	多数	多数	100 ^d
包装服务	—	多数	多数	100

资料来源: UNCTAD, 基于2001年中国商务部数据。

a 当年12月11日及此前所允许的外国资产所有权最大比例;

b 对CEPA¹下香港(中国)公司的最大所有权比例, 从2003年10月1日起开始实施;

c 在这些年里没有进一步放松所有权的承诺;

d 针对在CEPA下的香港(中国)公司, 自2004年1月1日起即允许100%的所有权。

¹ CEPA是Closer Economic Partnership Arrangement的缩写, 指“内地与香港关于建立更紧密经贸关系的安排”。