华南农业大学学报(社会科学版)
2005 年第 2 期 (第 4 卷) JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY (SOCIAL SCIENCE EDITION) No .2 2005 (Vol .4)

服务业外商直接投资与广东经济增长的实证分析

贺梅英

(华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)

摘 要: 在已有文献研究的基础上,依据广东 1983 年至 2003 年的数据,运用单位根检验、协整检验、Granger 因果关系检验等时间序列分析方法,对广东经济增长和服务业外商直接投资的相互关系进行了实证分析,结果表明:广东经济增长和服务业外商直接投资均为非平稳的时间序列变量,两者之间存在协整关系,并具有 Granger 意义上的双向因果关系。

关键词: 服务业; 外商直接投资; 协整检验
中图分类号: F719 文献标识码: A 文章编号:1672 - 0202(2005)02 - 0048 - 05

近年来广东省服务业国内生产总值约占全省的 40 %,服务业外商直接投资流量占全省的 1/ 4 左右,服务业对经济增长起到了不可低估的作用,其中外商直接投资在服务业对经济增长的作用中功不可没。本文将应用单位根检验、协整检验及 Granger 因果关系检验等方法,分析广东经济增长与服务业外商直接投资之间的相互关系。

一、相关文献概览

古典经济学、新古典经济学和新增长经济学均强调资本对经济增长的作用,而外资是资本形成的重要组成部分。哈罗德 - 多马经济增长模型中,假定资本产出比率稳定不变,资本积累率是决定经济增长的唯一因素,而外资的流入有助于东道国资本积累率的提高;钱纳里的‘双缺口’理论模型着眼于资本形成,指出外资可以弥补储蓄缺口和外汇缺口,有利于提高国内储蓄水平、改善国内资金供应状况和形成连带的产出效应,从而对东道国经济增长产生影响;刘易斯认为经济增长理论的中心问题是一个社会的储蓄率从 5 % 变为 12 % 的过程,以及伴随这种转变而来的在态度、制度和技术方面的一切变化;罗斯托认为在起飞阶段,生产性投资占国民收入的比例提高到 10 % 以上是实现经济起飞的三个先决条件之一,外资可以改善发展中东道国在起飞阶段资金短缺的约束;麦克杜格尔分析了国际资本流动对世界各国经济增长的效应,资本在各国间的自由流动使资本的边际生产力在国际上得到平均化,从而提高世界资源的利用效率,增加全世界的财富总量,提高各国的福利,促进世界经济增长;新增长理论从技术传递的角度出发研究了外商直接投资对经济增长的作用。

经验研究与理论发展的脉络相得益彰,外商直接投资对经济增长作用的经验研究始于 20 世纪 50、60 年代。经验研究结论一致认为,外商直接投资与经济增长存在正相关关系。De Gregorio (1992)对 12 个拉美国家 1950～1985 年的面板数据分析发现外商直接投资与经济增长有显著的正相关关系[1];赵晋平(2001)研究表明中国、韩国、台湾、新加坡、泰国、马来西亚、菲律宾、印度等亚

收稿日期:2005 - 01 - 16
基金项目:广东省高校人文社科研究项目(03SJA630007)
作者简介:贺梅英(1978 -),女,河南郑州人,华南农业大学经济管理学院 2002 级硕士研究生,主要研究方向为国际贸易与经济发展 .

洲 8 国的外商直接投资与经济增长之间均为正相关关系[2]；钟昌标(2000)的研究同样表明外商直接投资对中国国内生产总值有明显正相关关系，但外商直接投资对国内生产总值的贡献率从沿海地区到中、西部地区由强转弱[3]。

尽管外商直接投资与经济增长正相关，但两者之间是否存在因果关系及因果关系的方向并无一致结论，因果关系的确定一般采用 Granger 因果关系检验的方法。Ericsson 和 Irandoust(2001)在 Granger 因果关系的基础上证明，挪威和瑞典的外商直接投资和产出存在长期因果关系，瑞典 Granger 因果关系是双向的，而挪威仅有从外商直接投资增长到经济增长的单向关系，芬兰和丹麦则不存在 Granger 因果关系[4]。对中国的研究结论也存在差异：桑秀国(2002)认为外商直接投资对中国经济增长存在正相关，但外商直接投资并不是中国经济增长的主要原因，相反中国经济增长是外商直接投资流入量增长的原因[5]；沈坤荣、耿强(2001)认为 FDI 的增长率在 Granger 意义上构成中国经济增长率的原因，反之则不成立[6]；萧政、沈艳(2002)得出中国的实际外商直接投资和国内生产总值之间存在双向互动关系，即国内生产总值增长促进了外商直接投资的增加，而外商直接投资的增加也促进了国内生产总值的增长[7]。

相关研究表明，目前外商直接投资与经济增长关系的经验研究侧重于在国家层面分析外商直接投资与经济增长的相互关系，对于区域层面以及服务业领域外商直接投资与经济增长的关系极少涉及。本文试图借鉴已有研究方法，分析广东服务业外商直接投资与经济增长的相互关系。一方面，广东是全国的引资大省，广东省外商直接投资流量约占全国外商直接投资的 1/4，是个具有代表性的样本，另一方面，广东省服务业外商直接投资已占全省外商直接投资的 1/4 左右，对经济增长起到了重要的作用。以前的经验研究大多侧重于相关分析，本文将运用协整检验分析服务业外商直接投资与广东经济增长的长期均衡关系，并运用 Granger 因果关系检验两者之间因果关系的方向。

二、数据选取与实证分析

(一)变量和数据的选取

广东服务业外商直接投资由广东吸收外商直接投资中服务业实际利用外资年流入量度量，样本区间设定为 1983 年至 2003 年(1983 年以前没有按行业分类的外商直接投资数据)。由于服务业内部分类有所变动，本文采用剔除法，即所有行业中除去农、林、牧、渔业、采掘业、制造业、电力、煤气及水的生产和供应业，建筑业之外即为服务业，1983 年和 1984 年建筑业未从房地产业中分离，造成这两年的数据偏大。服务业外商直接投资的单位按照年均汇价折算为人民币。数据取自相关年份的广东统计年鉴，详见表 1。

(二) 单位根检验

传统的时间序列分析通常假定所使用的经济变量满足平稳性要求，事实上绝大多数经济时间序列变量都是非平稳的，利用非平稳的时间序列数据进行回归会导致虚假回归，因此在对经济变量的时间序列进行回归分析前，应首先进行单位根检验以判别平稳性。本文将采用目前普遍采用的 ADF 检验法进行单位根检验，即对于时间序列 X_t 建立下列方程：

$$\Delta X_t = C + \beta_t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \varepsilon_i \Delta X_{t-i} + \mu_t$$

$$H_0 : \gamma = 0$$

其中 C 为常数项，t 为趋势项。若接受原假设 H_0，则说明序列 Xt 存在单位根，是非平稳的；否则说明序列 X_t 不存在单位根。方程中加入 P 个滞后项是为了使残差项 μ_t 成为白噪音。对于非平稳的变量还要检验其差分的平稳性。如果变量的 n 阶差分是平稳的，则称此变量是 n 阶单整，记

为I(n)。所有变量同阶单整是变量之间存在协整关系的必要条件。

我们利用ADF检验法检验广东经济增长和服务业外商直接投资的平稳性。为了研究方便,分别对广东GDP和服务业FDI取自然对数,得到lnGDP和lnFDI的时间序列数据,引入对数会更容易得到平稳数据且不会改变时间序列的性质和相互关系。检验结果见表2。

表1 广东经济增长和服务业外商直接投资基本情况

年份	广东GDP(亿元)	服务业FDI(万美元)	年均汇价	服务业FDI(亿元)
1983	368.75	19970	1.9757	3.95
1984	458.74	39871	2.327	9.28
1985	577.38	23889	2.9367	7.02
1986	667.53	13466	3.4528	4.65
1987	846.69	8637	3.7221	3.21
1988	1155.37	12571	3.7221	4.68
1989	1381.39	15826	3.7659	5.96
1990	1559.03	18592	4.7838	8.89
1991	1893.3	23298	5.3227	12.40
1992	2447.54	49230	5.5149	27.15
1993	3431.86	183096	5.7619	105.50
1994	4516.63	238359	8.6187	205.43
1995	5733.97	264024	8.3507	220.48
1996	6519.14	265670	8.3057	220.66
1997	7315.51	304463	8.2897	252.39
1998	7919.12	325142	8.279	269.19
1999	8464.31	333184	8.2783	275.82
2000	9662.23	338518	8.2784	280.24
2001	10647.71	301071	8.2771	249.20
2002	11769.73	300934	8.277	249.08
2003	13625.87	426700	8.277	353.18

资料来源:相关年份《广东统计年鉴》

表2 ADF单位根检验结果

变量	检验类型		ADF检验统计值	临界值		整合阶数
				1%	5%	
LnGDP	原值	(C,0,0)	-2.7338	-3.8067	-3.0199	I(2)
	一阶差分	(C,0,0)	-1.9348	-3.8304	-3.0294	
	二阶差分	(C,0,0)	-3.8893*	-3.8572	-3.04	
LnFDI	原值	(C,0,0)	-0.7426	-3.8067	-3.0199	I(2)
	一阶差分	(C,0,0)	-2.6753	-3.8304	-3.0294	
	二阶差分	(C,0,0)	-4.4405*	-3.8572	-3.04	

注:检验模型类型是指方程的具体形式,是否包括常数C,趋势项p和最优滞后期t。*表示在1%的水平上显著。使用EViews3.1统计软件。

结果表明,lnGDP和lnFDI都是2阶单整的时间序列变量。两者的原值和一阶差分在5%的显著性水平下均无法通过平稳性检验,二阶差分后均在1%的显著水平拒绝了存在单位根的假设,说明这两个变量具有二阶单整性I(2)。

(三)协整检验

如果同阶单整变量的某种线性组合是平稳的,则称变量间存在协整关系,协整关系是非平稳的单整变量之间存在的一种长期均衡关系,其经济意义在于:两个变量,虽然具有各自的长期波动规律,但如果它们是协整的,则它们之间存在一种长期稳定的比例关系。对于存在协整关系的时间序列,最小二乘回归法的估计量不仅是一致的,而且快于平稳时间序列最小二乘回归法估计量的收敛速度,因此可以用最小二乘法对协整模型进行估计,这种估计被称为超一致估计。为了检验是否存在协整关系,需要考察方程中回归残差 μ 是否平稳,如果回归残差平稳,则说明存在协整关系,该方程描述了变量之间的长期稳定关系,同样采用 ADF 检验法检验回归残差的平稳性。对广东经济增长和服务业外商直接投资进行最小二乘法回归分析结果如下:

$$\ln GDP = 5.67 + 0.60 \ln FDI + \mu$$

$$(28.192)\ (12.545)$$

$$R^2 = 0.892 \quad ADR^2 = 0.887 \quad F = 157.366$$

采用 ADF 检验法检验方程的残差 μ 的平稳性,结果见表 3。μ 在 1% 的显著性水平下拒绝了存在单位根的假设,表明 μ 为平稳的时间序列,广东经济增长和服务业外商直接投资之间存在协整关系,即两者之间存在长期稳定的比例关系。

表 3　ADF 单位根检验结果

变量	检验类型	ADF 检验统计值	临界值			整合阶数
			1%	5%	10%	
μ	(C,0,0)	-1.6716*	-3.8067	-3.0199	-2.6502	I(0)

注:检验类型是指方程的具体形式,是否包括常数 C,趋势项 p 和最优滞后期 t。* 表示在 1% 的水平上显著。使用 EViews3.1 统计软件。

(四) Granger 因果关系检验

协整关系仅能说明广东经济增长和服务业外商直接投资之间存在长期稳定的比例关系,并不能说明两者之间是否存在因果关系。目前广泛采用 Granger 因果关系检验来检验因果关系的方向。Granger 因果关系检验的核心思想是:如果变量 X 是变量 Y 的 Granger 原因,那么 X 的过去和现在的信息有助于改进对 Y 的预测,其数学检验模型为:

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^{P} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{P} \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$$

如果接受零假设 H_0,则 X 是 Y 的非 Granger 原因;相反,如果在统计上拒绝零假设 H_0,说明 X 是 Y 的 Granger 原因。下面我们利用 Granger 因果关系检验来检验 1983 年至 2003 年广东服务业外商直接投资与经济增长之间因果关系的方向,检验结果见表 4。

表 4　Granger 因果关系检验

Granger 因果性	滞后阶数	*F* 值	*P* 值	结论
FDI→GDP	2	7.08587	0.00749	拒绝
GDP→FDI	2	6.80211	0.00863	拒绝

注:使用 EViews3.1 统计软件。

其中 *F* 值为检验统计量,*P* 值为检验的概率值($P \geq 0$)。若 *P* 值小于 0.05,表示因果关系在 5% 的显著性水平下成立;若 *P* 值小于 0.1,表示因果关系在 10% 的显著性水平下成立,否则,因果

关系不成立。表4中 P 值均小于0.05,意味着在5%的显著性水平下广东经济增长和服务业外商直接投资之间存在Granger意义的双向因果关系,即广东经济增长的变化是服务业外商直接投资变化的原因,反过来,服务业外商直接投资的变化也是广东经济增长变化的原因。

三、结论与启示

本文运用单位根检验、协整检验及Granger因果关系检验等时间序列分析方法,基于1983年至2003年的数据,对广东经济增长和服务业外商直接投资相互关系的分析表明:广东经济增长和服务业外商直接投资均为非稳定的时间序列数据,两者之间存在长期稳定关系即协整关系,并具有Granger意义上的双向因果关系,即广东经济增长的变化是服务业外商直接投资变化的原因,服务业外商直接投资的变化也是广东经济增长变化的原因。

从经济上分析,广东经济增长所创造的良好的经济环境必然增强对服务业外商直接投资的吸引力,同时,服务业外商直接投资作为资本、技术、制度的综合体,通过直接效应和外溢效应两方面促进广东经济增长。尽管过去二十一年的时间序列数据表明服务业外商直接投资促进了广东经济增长,但广东服务业引资的潜力并未充分发挥:1993年服务业外商直接投资达到一百亿元之后,1994年至2002年一直徘徊在二百至三百亿之间,直至2003年才突破三百亿元。因此,有必要采取措施扩大广东服务业引资,促进服务业外商直接投资与经济增长的良性互动。在今后一段时期内,逐步取消服务业普遍存在较为严格的行业限制政策,扩大服务业市场开放,加强知识产权保护,促进服务业外商直接投资的溢出效应。

参考文献:

[1] De Gregorio. Economic Growth in Latin American[J]. Journal of Development Economics, 1992,(2).

[2] 赵晋平.利用外资与中国经济增长[M].北京:人民出版社,2001:1-16.

[3] 钟昌标.外资与区域经济增长关系的理论与实证[J].数量经济技术经济研究,2000,(1).

[4] Ericsson,Irandoust.On the Causality Between Foreign Direct Investment and Output: A Comparative Study[J]. The International Trade Journal,2001,(1).

[5] 桑秀国.利用外资与经济增长—个基于新经济增长理论的模型及对中国数据的验证[J].管理世界,2002,(9).

[6] 沈坤荣,耿 强.外国直接投资、技术外溢与内生经济增长[J].中国社会科学,2001,(5).

[7] 萧 政,沈 艳.外国直接投资与经济增长的关系及影响[J].经济理论与经济管理,2002,(1).

Positive Analysis on FDI in Service Industry and Economic Growth in Guangdong Province

HE Mei-ying

(*College of Economics and Management, SCAU, Guangzhou* 510642, *China*)

Abstract: This paper analyses positively the relationship between FDI in service industry and economic growth in Guangdong province from 1983 to 2003 by using unit root test, co-integration test and granger causality test. The outcome of the analysis shows that FDI in service industry and GDP in Guangdong have co-integration relationship and reverse granger causality.

Key Words: service industry; FDI; co-integration test