

服务业增长与创新的因果关系研究 ——基于天津的数据

李春成^{1,2}, 马虎兆², 贾蓓妮²

(1. 天津大学 管理学院, 天津 300072; 2. 天津市科学学研究所, 天津 300011)

摘要: 本文利用 1978—2006 年天津市的时间序列数据, 运用单位根检验、协整检验以及误差修正模型等现代计量经济学方法和工具, 以天津市为例, 对服务业创新与服务业增长之间的关系进行了实证研究。研究结果表明: 天津市服务业发展水平与服务业制度、技术创新之间存在长期稳定的均衡关系, 且服务业制度和技术的创新与服务业发展水平具有单向因果关系。

关键词: 服务创新; 服务业; 协整分析; 因果关系; 平稳性检验; 误差修正模型

中图分类号: F124.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2009)03-0005-05

改革开放以来, 天津市的服务业发展取得了很大进步。但是, 与之不相符的是, 创造持续竞争优势的创新活动并没有在服务企业和整个经济活动中得到应有的关注。服务企业和相关的部门尚未将创新提升到战略高度, 创新并未成为提升区域和服务企业竞争力的关键要素。

马克思曾经指出, 随着工业的发展, 现实财富的创造较少地取决于时间和所耗费的劳动量, 而主要取决于一般的科学技术和技术进步。以卢卡斯为代表的一批经济学家在对新古典经济增长理论重新认识的基础上, 提出了新经济增长理论, 将技术进步作为系统的内生变量, 从生产率和技术进步方面研究经济增长, 认为科技创新成为经济增长的决定因素。但是在服务业中, 技术创新与服务业增长存在什么样的关系呢? 研究创新与服务业发展的规律和相关问题, 有助于提高对服务业技术进步的认识, 有助于提高服务业增长的技术含量。

目前国内对服务业技术创新与服务业增长之间关系的研究不多。刘国新等利用超越对数生产函数研究了技术进步对第三产业的作用^[1]; 杨向阳等通过中国服务业全要素生产率增长的实证分析研究了服务业的技术进步的作用^[2-3]; 程大中通过 C-D 生产函数研究了中国服务业增长与技术进步的关系^[4]; 顾乃华、李江帆借助随机前沿生产函数模型, 使用面板数据, 分析了我国服务业技术效率的区域

差异及其对服务业劳动生产率区域不均衡的影响^[5]; 魏江等通过对中国和欧盟国家知识密集型服务业的发展状况及其在创新系统中的作用进行比较研究, 分析了我国知识密集型服务业发展所存在的问题, 并分析了 KIBS(knowledge intensive business services) 在产业集群中的一般功能^[6]。

虽然一些学者在服务业创新方面做了一些重要的研究, 但仍存在一些不足: 一是假定历史经济数据平稳——但实际上这些宏观经济数据通常具有时间趋势, 显示出非平稳的特征, 从而可能导致“伪回归”问题; 二是在回归分析后没有进一步对数据进行弹性分析; 三是缺乏服务业创新和增长的互动关系的研究; 四是使用单一指标不易准确测量服务业以及创新的发展水平。鉴于此, 本文首先采用综合指标对相关数据进行平稳性检验和相关度分析, 然后根据检验结果拟合模型做回归分析与弹性分析。

1 基本模型和原理

协整的思想由 Granger 提出, 协整分析则是用于估计非平稳变量组成的关系式中长期均衡参数的技术。在实际研究时, 一般是首先对时间变量序列及其一阶差分序列的平稳性进行检验, 这是进行协整分析和 Granger 因果关系检验的基础; 其次, 检验变量间的协整关系, 变量间存在协整关系是变量间存在因果关系的前提; 最后, 对具有协整关系的时间

收稿日期: 2008-11-03

基金项目: 天津市科技发展战略研究计划项目“本市重点产业自主创新能力主要指标的核算与比较研究”(07ZL ZL ZT0500)

作者简介: 李春成(1962—), 男, 湖北荆门人, 天津市科学学研究所所长, 天津大学管理学院博士研究生, 教授级高级工程师, 研究方向: 科技政策与管理、科技创新体系、区域战略与规划、服务业等; 马虎兆(1980—), 男, 河北衡水人, 天津市科学学研究所工程师, 硕士, 研究方向: 科技创新、知识产权、服务业; 贾蓓妮(1978—), 女, 河北秦皇岛人, 天津市科学学研究所工程师, 硕士, 研究方向: 科技管理、服务业。

变量序列的因果关系进一步检验分析^[7]。

1.1 时间序列变量的平稳性检验

如果一个时间序列 x_t 是稳定的,则满足: 均值 $E(x_t)$ 与时间 t 无关; 方差 $\text{var}(x_t)$ 是有限的,并不随着时间 t 的推移发生变化。

如果一个时间序列 x_t 是非稳定的,则其均值和方差将随时间 t 改变,我们将这样的序列转化为稳定序列必须经过 d 次差分,那么这样的序列被称为 d 阶单整(integration)序列,记为 $I(d)$ 。

单位根是表示非平稳的另一种方式,单位根方法将对非平稳性的检验转化为对单位根的检验。若变量 x_t 的一阶差分是稳定的,则变量 x_t 存在单位根。常用的对单位根进行检验方法是 ADF(Augmented Dickey-Fuller)检验。在 ADF 检验中,单位根检验的回归方程为:

模型 :

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

模型 :在模型 中加入常数项,

$$\Delta x_t = \alpha + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

模型 :在模型 中加入时间趋势项,

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

并作假设检验: $H_0: \rho = 1$; $H_1: \rho < 1$ 。检验时,从模型 开始,然后到模型、模型。如果接受原假设 H_0 而拒绝备择假设 H_1 ,则说明序列 x_t 存在单位根,因而序列 x_t 是非稳定的;否则说明序列 x_t 不存在单位根,即是稳定的。模型中加入 k 个滞后变量是为了使残差项为白噪声。对于非稳定变量,还需检验其一阶差分的稳定性。如果变量的一阶差分是稳定的,则称此变量是 $I(1)$ 的。所有变量差分阶数都相同是变量之间存在协整关系的必要条件。

1.2 协整关系的确立和检验

协整指的是,尽管就单个时间序列而言是非平稳的,但是两个或两个以上时间序列的线性组合却是平稳的。协整分析涉及的是一组变量,它们各自都是不平稳的,但它们一起漂移。这种变量的共同漂移使得这些变量之间存在长期的线性关系,因而使人们能够研究经济变量间的长期均衡关系。协整的意义就在于它揭示了一种长期稳定的均衡关系,满足协整的经济变量之间不能相互分离太远,一次冲击只能使它们短时间内偏离均衡位置,在长期会自动回复到均衡位置。协整关系的检验与估计有许多具体的技术模型:对两变量的协整关系检验常用

恩格尔-格兰杰(Engle-Granger)两步法,对两个以上变量之间的协整关系检验一般用 Johansen 极大似然法。Johansen 极大似然法能判定协整方程的个数,该数被称为协整秩^[8]。本文采用 Johansen 极大似然法进行检验,其假设为:

H_0 :至多有 r 个协整关系。

H_1 :有 m 个协整关系检验秩统计量。

$$Q_r = -T \sum_{i=r+1}^m \log(1 - \lambda_i) \quad (4)$$

式(4)中: λ_i 是大小排第 i 的特征值, T 是观测期总数。这不是独立的一个检验,而是对应于 r 的不同取值的一系列检验:从检验不存在任何协整关系的零假设开始(此时原假设 $r=0$),然后是检验最多存在一个协整关系(此时原假设 $r=1$),直到检验最多存在 $m-1$ 个协整关系,共进行 m 次检验,备择假设不变。

Johansen 极大似然法的分析框架包含以下 5 种可能的情况:序列有均值,协整方程没有截距项;序列有均值,协整方程有截距项;序列有均值和线性趋势项,协整方程没有截距项;序列有均值和线性趋势项,协整方程有截距项和线性趋势项;序列有均值、线性趋势项和二次趋势项,协整方程有截距项和线性趋势项。

1.3 Granger 因果关系检验

Granger 检验的基本依据是:将来不能预测过去;如果 y 的变化是由 x 引起的,则 x 的变化应该发生在 y 的变化之前。因此,利用分布滞后的概念,Granger 于 1969 年对变量之间的因果关系做了如下定义:如果 x 是引起 y 变化的原因,则 x 应该有助于预测 y ,即在 y 关于 y 过去值的回归中,添加 x 的过去值作为独立的解释变量,应该显著增加回归的解释能力,此时,称 x 为 y 的原因(Granger cause),记为 $x \Rightarrow y$;如果添加 x 的滞后变量后,没有显著增加回归模型的解释能力,则称 x 不是 y 的原因,记为 $x \nRightarrow y$ 。

检验“ x 是否为 y 变化的原因”的具体步骤为:

首先,利用 OLS 法估计两个分布滞后模型;然后,计算各自的残差平方和 RSS_x 和 RSS_y 。

模型 :

$$y_t = \sum_{i=1}^s a_i y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

模型 :

$$y_t = \sum_{i=1}^s a_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_i x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

其次,假设 $H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_k = 0 (x \nRightarrow y)$,即假设在模型 中添加 x 的滞后值后并不能显著地

增加模型的解释能力。为检验该假设,构造统计量:

$$F = \frac{(RSS_n - RSS_1)/k}{RSS_1/(n - s - k)} \sim F(k, n - s - k)。(7)$$

最后,利用 F 统计量检验原假设 H_0 。对于给定的显著水平 α ,若 $F > F_\alpha$,则拒绝原假设,认为 b_i 中至少有一个显著不为零,即 x 是引起 y 变化的原因($x \Rightarrow y$),反之则认为 x 不是 y 变化的原因($x \nRightarrow y$)。同理,可以检验“ y 是否为 x 变化的原因”,只需在模型中将 x 和 y 的位置互换即可。

2 服务业技术进步与服务业增长关系的实证分析

2.1 模型构建与指标选取

为对天津服务业增长与制度技术创新之间的关系进行实证检验,本文选取了 1978—2006 年的天津市服务业综合发展水平指数与天津服务业制度与技术创新指数。因为服务业的发展包含总量规模、发展速度、内部结构、产业结构、整体效益等多个方面,服务业发展水平的高低难以用单指标来反映,因此本文用服务业综合发展水平指数(SER)来表示天津市服务业发展的整体水平。SER 由人均服务业增加值、服务业从业人员比重、传统服务业比重、服务业劳动生产率和服务业增加值占国内生产总值比重等 5 个指标合成。制度技术因素变量(TECH)由私企和乡企贷款比重、非国有经济工业总产值比重、全市财政支出占 GDP 的比重、非国有经济固定资产投资比重、服务业研发支出、技术进步贡献率等 6 个指标合成。数据来自于《天津统计年鉴》(1983—2007)、《天津四十年》(1949—1989)、《天津科技统计年鉴》(1988—2006)、《新中国五十年统计资料汇编》等资料,部分数据根据年鉴资料进行计算得到。由于篇幅限制,具体数据省略。

2.2 变量构造方法及主成分分析介绍

上述服务业综合发展水平指数和创新水平指数这 2 个服务业变量均由多个子问题和子因素组成,因此我们面临着变量构造问题。本文考虑到各子问题的权重不应视为相等,所以这 2 个变量都用主成分分析法构造。其原理是,将原先 n 个具有相关性

的指标 $X_i(i = 1, 2, \dots, n)$ 经过线性变换组合成一组相互无关的指标:

$$P_j = \alpha_{1j}X_1 + \alpha_{2j}X_2 + \dots + \alpha_{nj}X_n。(8)$$

式(8)中: $i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m; m \leq n$; α_{ij} 为特征向量; X_i 为标准化后的原指标。

从而, P_1 方差最大,包含信息最多, P_2 次之,依此类推。我们选择累计方差贡献率大于 85 %的主成分 $P_j(j = 1, 2, \dots, p, p < m)$,用其各自方差贡献率 $v_j(j = 1, 2, \dots, p; p < m)$ 作为权数,构造出一个综合指标:

$$P = \sum_j^p v_j P_j。(9)$$

本文的变量构造应用 SPSS 统计软件进行分析。

2.3 序列平稳性检验

传统的经济计量方法在进行回归分析时,要求时间序列必须是平稳的,否则会产生伪回归现象。然而,现实中的经济时间序列通常是非平稳的,直接运用变量的水平值研究经济现象间的均衡关系容易导致谬论。因此,在运用协整理论进行时间序列分析之前,需要对时间序列进行平稳性检验。

为减少异方差,对 SER 和 TECH 取自然对数,标准化后,绘制变化趋势比较图。通过观察可知,两变量呈增长趋势,并且变动的方向与步调较为一致,这说明期间两者可能存在较强的相关关系,经计算,二者之间的相关系数确实较高(0.944802)。

本文采用 ADF 检验法,检验过程中的滞后项采用 SC 准则确定,结果见表 1。从表 1 可以看出:水平变量的检验结果均没有拒绝有单位根的假设,因此可以认为天津服务业发展综合水平和制度技术创新指数均是非平稳序列,具有时间趋势;而时间序列变量 SER 和 TECH 的一阶差分在 1 %的显著性水平下均拒绝有单位根的假设,于是,可以认为这两个序列均是一阶单整的,即是 $I(1)$ 的。

综合表 1 的相关信息可知,虽然时间序列变量 SER 和 TECH 是非平稳的,但其一阶差分变量 DSER 和二阶差分变量 DTECH 是平稳序列。

表 1 变量的平稳性检验结果

变量	检验类型	ADF 值	1 %临界值	5 %临界值	结论
SER	(c, t, 1)	- 2.312222	- 4.3240	- 3.5806	不平稳
TECH	(c, t, 1)	- 2.409739	- 4.3240	- 3.5806	不平稳
Δ SER	(c, t, 1)	- 5.906528	- 4.3393	- 3.5875	平稳
Δ TECH	(c, t, 1)	- 7.559528	- 4.3393	- 3.5875	平稳

注:1)检验类型中的 c 和 t 表示带有常数项和趋势项, k 表示滞后阶数;2) 滞后期 k 的选择标准是以 AIC 值和 SC 值最小为准则。

2.4 协整检验与误差修正模型

为了考察 SER 和 TECH 之间是否存在长期的

稳定关系,本文采用 Engle-Granger 两步法进行检验。

本文运用 Johansen 协整检验法对 1978—2006 年天津市服务业发展综合水平与服务业制度技术创新的协整关系进行检验,检验结果如表 2 所示。

表 2 Johansen 协整检验结果

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob. **
None *	0.526585	27.55793	20.26184	0.0041
At most 1	0.238816	7.367766	9.164546	0.1083
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob. **
None *	0.526585	20.19016	15.89210	0.0099
At most 1	0.238816	7.367766	9.164546	0.1083
Max-eigenvalue test and Max-eigenvalue test indicate 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level; * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level; ** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

似然比检验结果表明,似然比 $27.55793 > 20.26184$, $7.367766 < 9.164546$, 在 5% 的显著水平下,拒绝 $r = 0$ 但接受 $r = 1$ 假设,因此,存在一个协整关系。经过标准化的协整向量参数 (SER , $TECH$, C) 为 $(1, -1.163448, -0.928573)$, 于是服务业发展综合水平指数与服务业制度技术创新指数之间的协整模型为:

$SER = 1.163448TECH + 0.928573.$ (10)

描述天津市服务业发展综合水平指数与服务业制度技术创新指数之间的短期波动向长期均衡调整的误差修正模型为:

$D(SER) = 0.284682Eq1 + 0.147388D(SER(-1)) + 0.192425D(SER(-2)) + 0.161787D(SER(-3)) + 0.328500D(SER(-4)) + 0.214364D(TECH(-1)) + 0.016496D(TECH(-2)) + 0.053001D(TECH(-3)) + 0.263150D(TECH(-4)) + 0.252867.$ (11)

以上分析结果表明:

1978—2006 年间,天津市服务业发展综合水

平指数与服务业制度技术创新指数之间存在长期均衡关系;其中,创新指数对综合水平的弹性系数为 1.163,即创新水平和能力每提高或增强 1 个百分点,服务业综合水平提高 1.163 个百分点,可见创新水平的提高长期而言对于发展服务业的重要性很高。

在短期内,服务业发展综合水平的变动受到自身和服务业制度技术创新的影响。其中,滞后 3 年和 4 年的服务业制度技术创新对服务业发展综合水平的变动影响显著,而其他滞后期的服务业制度技术创新对服务业发展综合水平变动的作用不是很显著。

ecm 是误差修正项,其系数反映了对偏离长期均衡的调整力度。当修正系数为 1 时,服务业发展综合水平与服务业制度技术创新的当年均衡误差在下一年就可调整到均衡状态。此模型的系数为 0.284682,说明服务业发展综合水平与服务业制度技术创新之间的均衡关系对当前非均衡误差调整的自身修正能力较强。

2.5 因果关系检验结果分析

协整检验结果显示,服务业发展综合水平与服务业制度技术创新之间存在长期的均衡关系,但是这种均衡关系是否构成因果关系,即是服务业发展带来服务业制度技术创新,还是服务业制度技术创新促进服务业发展综合水平提高,则需要进一步验证。使用 1978—2006 年天津市服务业发展综合水平指数与服务业制度技术创新指数的年度数据,对其进行 Granger 因果关系检验,结果如表 3 所示。其中,表 3 中第一列是 Granger 因果关系检验的零假设。根据检验结果得出如下结论:在滞后期为 1、2、3、4、5、6 年时,服务业制度技术创新指数构成服务业发展综合水平指数的单向 Granger 原因,服务业发展综合水平与服务业制度技术创新之间存在明显的因果关系——服务业制度技术创新水平的提高或减少会引起服务业发展综合水平的提高或减少,服务业制度技术创新水平越强,越有利于服务业发展综合水平的提高。

表 3 1978—2006 年天津市服务业发展综合水平与服务业制度技术创新水平的因果关系检验结果

	滞后期	1 年	2 年	3 年	4 年	5 年	6 年
TECH 不是 SER 变化的原因	F 统计量	8.36509	4.28901	5.10590	3.93954	5.99131	4.07242
	显著性水平	0.00781	0.02674	0.00927	0.02063	0.00434	0.02499
SER 不是 TECH 变化的原因	F 统计量	1.31437	0.19611	0.71583	1.31215	0.98534	1.33276
	显著性水平	0.26246	0.82334	0.55465	0.30758	0.46306	0.32754

3 主要结论

通过实证分析可知,天津市服务业发展综合水

平与服务业制度技术创新之间存在较强的相关关系,尽管各自的增长是非稳定的,但就长期而言,它们之间却构成了长期的稳定均衡关系。短期内,滞



后 3、4 期的服务业制度技术创新水平指数对服务业发展综合水平指数的变动影响显著,服务业发展综合水平与服务业制度技术创新之间的均衡关系对当期非均衡误差调整的自身修正能力较强。从总体来看,天津市服务业发展综合水平与服务业制度技术创新之间存在明显的因果关系。因此,加快天津市服务业体制改革和创新,提高服务业的技术创新水平,是有效提高天津市服务业发展质量的重要途径。

参考文献

- [1] 刘国新,万君康,罗险峰. 技术进步对第三产业的作用评价[J]. 中国软科学,1997(5):112-116.
- [2] 杨向阳,徐翔. 中国服务业全要素生产率增长的实证分析[J]. 经济学家,2006(3):68-76.
- [3] 赵蕾,杨向阳. 中国服务业技术效率变化的实证分析[J]. 财经论丛,2007(2):1-7.
- [4] 程大中. 中国服务业的增长、技术进步与国际竞争力[M]. 北京:经济管理出版社,2006:10-109.
- [5] 顾乃华,李江帆. 中国服务业技术效率区域差异的实证分析[J]. 经济研究,2006(1):46-56.
- [6] 魏江,沈璞. 知识密集型服务业创新范式初探[J]. 科研管理,2006(1):70-74.
- [7] 朱春奎. 财政科技投入与经济增长的动态均衡关系研究[J]. 科学学与科学技术管理,2004(3):29-33.
- [8] 祝云,毕正操. 我国财政科技投入与经济增长的协整关系[J]. 财经科学,2007(6):53-59.

Research on Granger Causality between Service Industry Growth and Innovation : Based on Data about Tianjin

Li Chuncheng^{1,2}, Ma Huzhao², Jia Beini²

(1. College of Management, Tianjin University, Tianjin 300072, China; 2. Tianjin Institute for Science of Sciences, Tianjin 300011, China)

Abstract : Using modern econometric methods and model such as unit root test, cointegration test and error correction model, this paper uses the time series data about Tianjin during 1978—2006, and makes a empirical research on the relationship between innovation of service industry and service industry growth. The result shows that there is the long-term stable equilibrium relationship between the development level of service industry in Tianjin and innovation of system and technology, and there is a one-way causality between innovation of system as well as technology and the development level of service industry.

Key words : service innovation; service industry; cointegration test; Granger causality; stationary test; error correction model

(上接第 4 页)

Evaluation on Innovation Performance of State-level High and New Technology Industry Development Zone in Central China

Liu Jun¹, Yao Zuowen²

(1. College of Economics and Trade, Anhui Agricultural University, Hefei 230036, China;

2. College of Management Science, Anhui Agricultural University, Hefei 230036, China)

Abstract : Evaluating the innovation performance of the high and new technology industry development zone is helpful to find and solve the problems existing in the operation process of innovation system of high and new industry development zone to improve the operating efficiency of the innovation system. Based on the innovation process and the features of high and new technology industry zones, this paper selects the indicators evaluating innovation performance of high and new technology industry zone, and uses the C²R model to evaluate the innovation performance of 9 state-level high and new technology industry zones in central China. The result shows that innovation investment of part of state-level high and new technology industry zones in central China is insufficient, and the resource allocation efficiency is somewhat low. In order to promote the further development of these zones, it is necessary to strengthen the construction of policy, finance, intermediary, technology and information service system to form an innovation network system.

Key words : high and new technology industry development zone; innovation performance evaluation; C²R model; central China