
湖南省现代服务业发展因素实证研究

刘婷，吴洁

（湘潭大学商学院，中国湖南长沙411105）

【摘要】通过建立一个多元线性回归模型，对1995—2007年湖南现代服务业发展变化的决定因素作了实证分析。结果显示：人均生产总值、制造业增加值、就业人数、固定资产投资、城市化率与城镇居民可支配收入对湖南现代服务业产值均有不同程度的影响，其中固定资产投资对现代服务业的拉动作用最为明显。与此同时，与我们的预期相反，人均生产总值以及城镇居民可支配收入对现代服务业的发展具有消极影响。然而，现代服务业产值与人均生产总值、城镇居民可支配收入之间具有单向的因果关系。

【关键词】湖南省；现代服务业；协整检验；格兰杰检验

【中图分类号】F719；F24

【文献标识码】A

现代服务业(modern service industry)是那些依靠高新技术和现代管理方法、经营方式及组织形式发展起来的，主要为生产者提供中间投入的知识技术信息密集型服务的部门，如金融服务、商务服务、信息技术与网络通讯服务、教育培训与卫生保健服务、第三方物流服务，以及一部分被新技术改造过的传统服务等^[1]。随着经济全球化和信息技术的发展，现代服务业已经成为衡量一个国家或地区经济现代化和国际化的重要标志。近年来，在中央对现代服务业的重视下，全国各地刮起了一股“大力发展现代服务业”浪潮。

2007年，湖南省出台了《湖南省“十一五”服务业发展规划》，就提出了“现代服务业快速发展”的目标。当前，湖南正处于建设富民强省的关键时期，适逢中部崛起，产业转移的大好时机。如何更好地发展现代服务业，对促进湖南经济增长具有重要的现实意义。基于此，本人采用1995—2007年湖南省现代服务业的相关统计数据，对湖南省现代服务业发展影响因素进行实证分析，以其为促进湖南现代服务业的发展提供有价值的参考建议。

1 湖南省现代服务业发展现状分析

根据《三次产业划分规定》及《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)，现代服务业主要包括信息传输、计算机服务和软件业；金融业；房地产业开发经营业；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、体育和娱乐业这九大行业。接着，结合这九大行业的一些统计数据，主要从三个方面来谈湖南现代服务业的发展现状。

1.1 湖南省现代服务业的发展已初见规模

收稿时间：2009 - 11 - 28；修回时间：2010 - 02 - 12

湖南省哲学社会科学成果评审委员会课题（编号：0808054B）资助。

由图1 可以看出,1995—2007 年,在总量上,湖南现代服务业产值逐年上升,在2007 年达到1 005.08 亿元,占地区生产总值的10.92%,占第三产业的27.48%。第三产业生产总值持续攀高,至2007 年第三产业生产总值达到了3 657.04 亿元,占地区生产总值的39.75%。

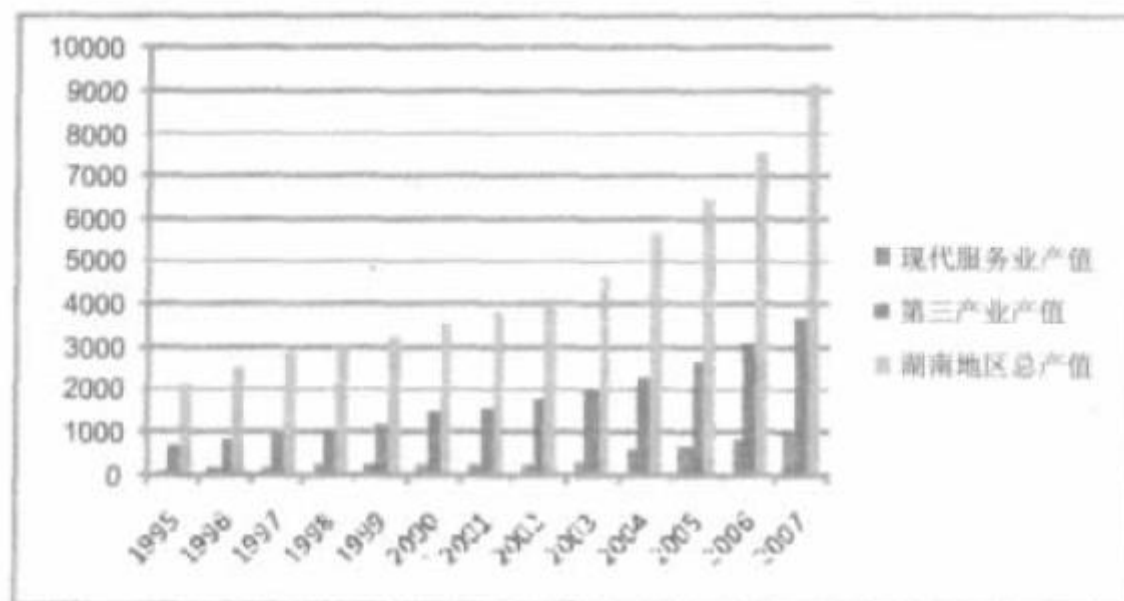


图1 湖南省现代服务业产值、第三产业产值和地区总产值情况(亿元)

Fig.1 The output value of modern service industry, tertiary industry and GDP in Hunan Province (100 million)

资料来源:《湖南统计年鉴 2008》。

从企业数量来看,截至2001 年11 月底,湖南省从事金融、保险业活动单位累计高达10 003 个,占整个产业活动单位数的3.4%;房地产业有3 035个,占1.0%;特别是教育、文化艺术及广播电影电视业,有44 396 家,占15.3%;科学研究和综合技术服务业2 242 个,占0.8%。同期,金融、保险业有企业法人3022 个,房地产业2083 个,比重分别为3.5%, 2.4%^①。

1.2 现代服务业整体发展势头迅速

考察现代服务业整体发展的状况,本文主要透过对湖南省人均生产总值、制造业增加值、现代服务业就业人数、湖南固定资产投资、城市化率和城镇居民可支配收入这6 个经济指标来做定性衡量。从数据上来看,全社会固定资产投资由原来的524.01 亿元扩张到4 294.36 亿元;同期,人均湖南生产总值从3 359 元提升至4 492 元;城镇居民可支配收入由4 699 元增加到12 294 元;城市化率从24.26%跃升到40.45%;制造业增加值由699.03 亿元上升到3 375.87 亿元,这与近年来湖南大力推进“三化”进程,着力发展开放经济和民营经济有着密不可分的关系。

1.3 现代服务业是湖南扩大劳动力就业的主渠道

¹ ①数据来源于《湖南省第二次基本单位普查主要数据公报》。

目前,随着湖南省服务业对经济发展的支撑能力的不断增强,现代服务业的吸纳能力也在逐渐提升。图2 显示了1995—1998年第三产业就业人员增长速度非常缓慢,1998—2000 年出现滑落现象,到了2000 年第三产业就业人员数量处在最低位置上,但到了2003 年,第三产业就业人员开始突破千万人大关。在2002 年以前,现代服务业就业人员的增长幅度很小,而2002 年以后开始迅猛增长。其中,从就业人口分布来看,1997 年房地产业就业人数仅为2.19 万人,至2007 年增加到了33.96 万人,约翻了23 倍;文化、体育和娱乐部门、教育部门、租赁和商务服务业部门吸引了大批就业人员,2007 年的就业人数依次为:56.61 万人、69.19 万人和84.26万人。现代服务业就业队伍的迅速壮大,正是现代服务业吸纳劳动力功效的显现,也是现代服务业飞速发展的重要标志。

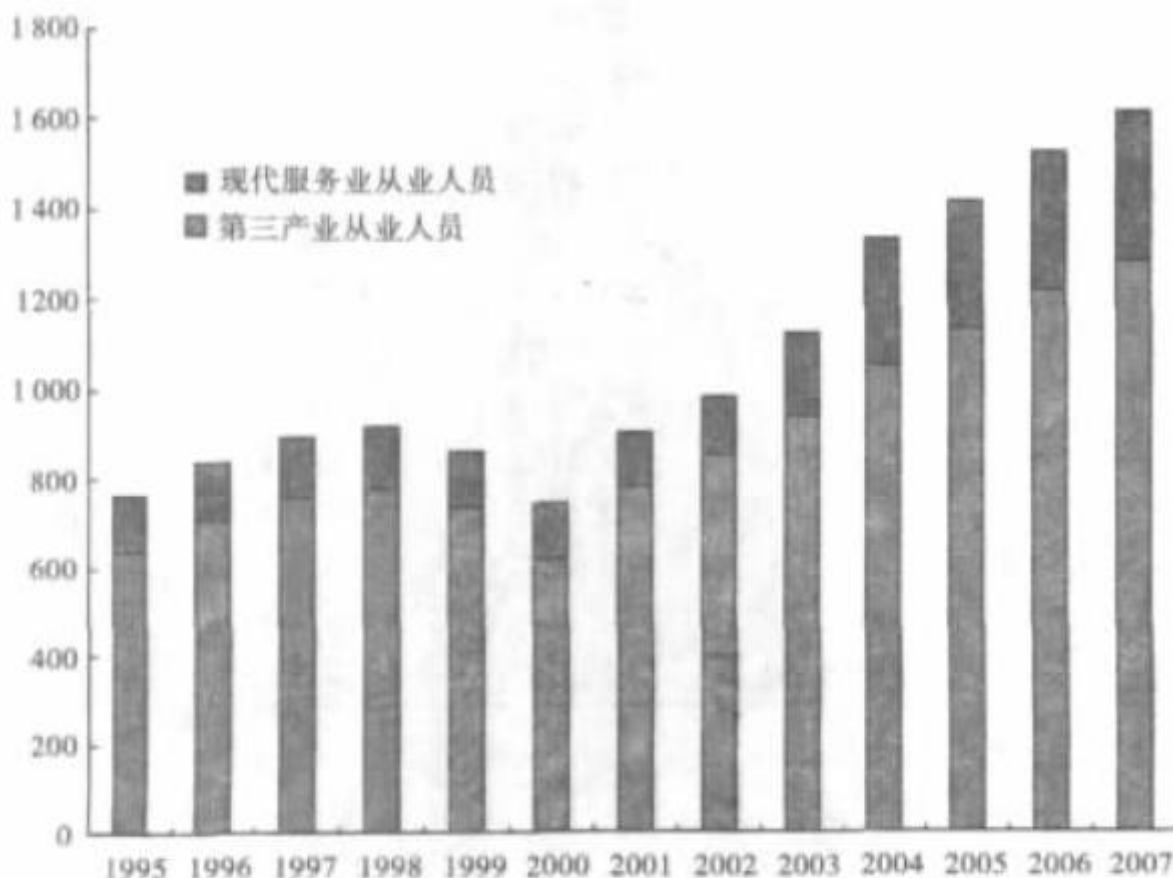


图2 湖南省第三产业从业人员状况(万人)
Fig.2 Employees of the tertiary industry in Hunan Province (ten thousand)

资料来源:《湖南统计年鉴2008》。

2 湖南省现代服务业发展因素的理论模型构建

如何更科学和更合理地评估湖南服务业发展状况,制定服务业发展战略,是湖南经济发展的一项重要工作。通过对湖南现代服务业发展因素的实证考察,我们试图找出经济间一些内在的联系,从而对形成湖南省现代服务业发展战略起到启示性作用。

经过文献的梳理总结,我们可以发现不同学者建立的服务业指标评价体系有一定的区别。其中,敖惠和刘莉运用因子分析

法，采用11个指标对武汉市现代服务业发展的总体状况进行定量评价。这11个指标分别为：现代服务业各企事业单位增加值之和；就业人数；现代服务业产值比重；现代服务业就业比重；人均服务产品占有量；服务密度；现代服务业综合生产率；人均GDP；工业化率；城市化率和可持续发展率。通过实证分析发现，武汉市人均GDP和不断增长的现代服务业就业规模是促进武汉市现代服务业发展的重要因素^[1]。李江帆认为影响第三产业的服务需求的主要因素包括：人均国内生产总值、城市化水平、人口密度、服务的输出状况，其中又以人均国内生产总值对服务需求的影响最为突出^[2]。黄繁华和洪银兴利用计量经济学有关理论和对服务业影响因素的细化，构建了江苏服务业增长模型。影响江苏服务业发展的各个因素有：人均GDP、人口密度、第二产业增加值、服务业就业人数、服务业资本形成总额、江苏城镇居民可支配收入、江苏全社会固定资产投资。同时，模型结果显示，江苏服务业资本形成总额和江苏城镇居民可支配收入对江苏服务业不产生明显的影响，其它几个变量对服务业的影响显著^[3]。

本文从既有文献出发，并结合湖南省现代服务业的现实和特征，主要考察以下六种因素对湖南现代服务业生产总值的影响：湖南省人均生产总值、制造业增加值、现代服务业就业人数、湖南固定资产投资、城市化率和城镇居民可支配收入。

人均生产总值综合反映了全省经济发展水平、城市的收入、消费水平，是影响现代服务需求的重要因素。因此本文假设，在其它条件相同的情况下，人均生产总值与现代服务业增加值呈正相关关系；现代服务业就业人数代表对现代服务业供给的影响，其经济含义是在部门生产中投入的劳动越多，产出也就越大，从而使得产品供给量增加。在其它因素保持不变的条件下，现代服务业增加值与就业人数会是同方向变动；考虑到生产性服务业脱始于制造业，是从制造业当中逐渐垂直分离出来并发展成为独立的产业部门，而现代服务业又以生产性服务业部门为主，所以，假设制造业增加值与现代服务业增加值两者呈现出正相关关系；固定资产投资是衡量现代服务业需求的一个指标，由凯恩斯的投资乘数显示：由于边际消费倾向小于1，投资的增加可以导致收入和消费的成倍增加，并通过社会再生产的内在关联效应，最终引致总产出的增长。因此，假设增加固定资产投资可以扩大现代服务业的生产总值。城市化率是指城镇人口占总人口（包括农业与非农业）的比率，城市化趋势综合反映了一个国家（城市）发展的历史与现状。假设，随着城市化水平的提高，对现代服务业的需求扩大，从而现代服务业的增加值会提高；城镇居民可支配收入是衡量城镇居民生活水平的重要指标，综合反映了城镇居民的消费能力。假设，随着可支配收入的增加，对现代服务业的需求也随之加大。因此，此处依据这六个指标构建了湖南省现代服务业发展因素的理论模型，如公式（1）。

$$Y = F(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6) \quad (1)$$

在上式中，Y表示湖南现代服务业的生产总值；X₁为湖南人均生产总值；X₂为湖南制造业增加值；X₃为湖南现代服务业就业人数；X₄为湖南固定资产投资；X₅为城市化率；X₆代表湖南城镇居民可支配收入。

3 湖南省现代服务业发展因素的实证分析

3.1 数据来源与实证模型的构建

由于受到历史的影响，部分数据无法收集，并且现代服务业还是一个新兴领域，各年的统计路径不同。因此采用剔除法，2003以前，采用现代服务业中的金融保险业、房地产业、科学研究、技术服务业和地质勘查业的相关数据加总代表现代服务业的生产总值、现代服务业就业人数；2003年以后，选用湖南现代服务业中的信息传输、计算机服务和软件业、金融保险业、房地产业、租赁和商务服务业以及科学研究、技术服务业和地质勘查业的数据加总来衡量现代服务业生产总值和现代服务业的就业人数^②。选取的样本区间为1995—2007年，数据来源于历年湖南统计年鉴和湖南统计信息网，采用的计量软件是Eviews5.0。由于对时间序列数据进行对数变换后不会改变数据的特性，却能使数据趋势线性化并一定程度上消除时间序列的异方差，因此，在实证分析时分别对变量取对数。构造的湖南省现代服务业发展因素的实证模型如公式（2）：

² ①全文1995—2007年的现代服务业增加值按照此方法计算得出。

$$\ln Y = C_0 + C_1 \ln GDP + C_2 \ln M + C_3 \ln F + C_4 \ln S + C_5 \ln CITY + C_6 \ln YD \quad (2)$$

式中：Y 为湖南现代服务业生产总值；GDP 为湖南人均生产总值；M 为湖南制造业增加值；F 为湖南现代服务业就业人数；S 为湖南固定资产投资；CITY 为湖南城市化率；YD 为湖南城镇居民可支配收入。 C_0 为截距项， C_1 — C_6 为各变量的系数。

3.2 单位根检验

为了防止虚假回归，在协整分析之前必须进行单位根检验。单位根检验对于检查时间序列的平稳性非常重要，如果数据是非平稳的，则说明序列中包含单积成分，在估计方程之前必须进行差分。本文采用 ADF 检验法，分别对每个变量的原序列和二阶差分序列形式进行检验。检验结果见表 1。

表 1 单位根检验
Tab.1 Unit root test

统计量	ADF	1%	5%	10%
$\ln Y$	3.6292	-2.7719	-1.9740	-1.6029
$D(\ln Y, 2)$	-7.1146	-2.8167	-1.9823	-1.6011
$\ln GDP$	10.0115	-2.7719	-1.9740	-1.6029
$D(\ln GDP, 2)$	-3.8924	-2.8473	-1.9882	-1.6001
$\ln M$	5.6286	-2.7719	-1.9740	-1.6029
$D(\ln M, 2)$	-4.4424	-2.8167	-1.9823	-1.6011
$\ln F$	1.6742	-2.7719	-1.9740	-1.6029
$D(\ln F, 2)$	-3.7159	-2.8167	-1.9823	-1.6011
$\ln S$	8.4675	-2.7719	-1.9740	-1.6029
$D(\ln S, 2)$	-9.2568	-2.8167	-1.9823	-1.6011
$\ln CITY$	5.3861	-2.7719	-1.9740	-1.6029
$D(\ln CITY, 2)$	-5.7055	-2.8167	-1.9823	-1.6011
$\ln YD$	7.8312	-2.7719	-1.9740	-1.6029
$D(\ln YD, 2)$	-4.1895	-2.8167	-1.9823	-1.6011

注：检验形式为无截距项，无趋势项及滞后期为 1； $D(X, n)$ 表示序列 X 的 n 次差分。

通过表 1 可知，各个变量的 ADF 统计量的值，都比显著水平为 10% 的临界值大，所以接受序列 $\ln Y$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln M$ 、 $\ln F$ 、 $\ln S$ 、

$\ln CITY$ 和 $\ln YD$ 有单位根的原假设，即所有序列都是非平稳的，这个结果与图3 的各变量变化趋势显现的相一致。但经过二阶差分之后，从表1 中可以看出这些变量在1%的显著水平下为二阶单整的，这就意味着这些变量之间可能存在着长期均衡关系，可进一步做协整检验。

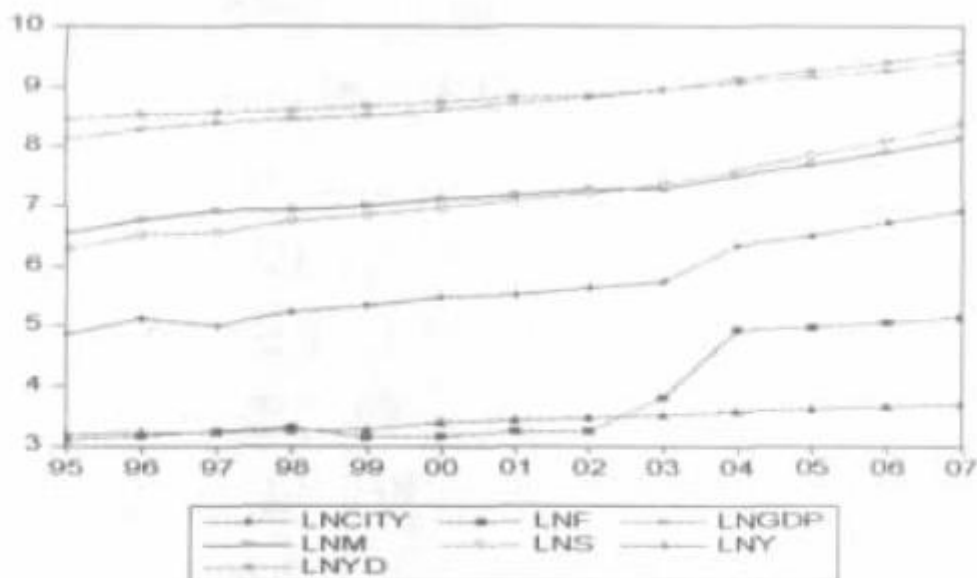


图3 $\ln Y$ 、 $\ln M$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln F$ 、 $\ln S$ 、 $\ln CITY$ 和 $\ln YD$ 的变化趋势
Fig.3 Trend of $\ln Y$, $\ln M$, $\ln GDP$, $\ln F$, $\ln S$, $\ln CITY$ and $\ln YD$

协整分析的目的在于检验变量之间是否存在长期均衡关系，协整检验的基本思想是：如果两个（或两个以上）的时间序列变量是非平稳的，但它们的某种线性组合却表现出平稳性，则这些变量之间存在着长期稳定的均衡关系，即协整关系。对 $\ln Y$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln M$ 、 $\ln F$ 、 $\ln S$ 、 $\ln CITY$ 和 $\ln YD$ 采用最小二乘法进行回归，结果如下式所示：

$$\begin{aligned} \ln Y = & 7.5525 - 1.5906 \ln GDP + 0.2968 \ln M + \\ & (1.6829) \quad (-2.7271) \quad (0.8390) \\ & 0.3119 \ln F + 1.5976 \ln S + 1.3541 \ln CITY - 0.8275 \ln YD \\ & (6.6975) \quad (3.7043) \quad (2.1081) \quad (-0.3655) \\ R^2 = & 0.9975; SE = 0.0476; F = 405.477; DW = 3.1198 \end{aligned}$$

由于 $\ln GDP$ 和 $\ln YD$ 的系数为负值，与预测的相反，且 $\ln M$ 、 $\ln YD$ 的 t 值比较小，系数不显著。通过迭代法对模型进行误差修正，如下式：

$$\begin{aligned}
\ln Y = & 12.8444 - 1.9779 \ln GDP + 0.1149 \ln M + \\
& (8.4365) \quad (-24.0585) \quad (1.5613) \\
& 0.3453 \ln F + 2.1095 \ln S + 2.0553 \ln CITY - \\
& (32.0134) \quad (20.8526) \quad (10.4032) \\
& 1.5934 \ln YD + (AR(1) = -1.6140, AR(2) = -1.0772) \\
& (-5.1498) \quad (-10.3793) \quad (-6.7382) \\
R^2 = & 0.9999; SE = 0.0115; F = 4006.4270; DW = 2.6850
\end{aligned}$$

从上式可以看出，模型的拟合优度高达0.9999，除了 $\ln M$ 的 t 值不是很显著外，其它变量的 t 值的绝对值都大于2，且DW值与2很接近，F统计量也通过了相关检验，说明变量之间关系显著，进而可对残差序列 u 进行单位根检验。表2 残差序列单位根检验显示：残差序列 u 在1%的显著水平下平稳，可得出结论：回归方程（4）中 $\ln Y$ 、 $\ln GDP$ 、 $\ln M$ 、 $\ln F$ 、 $\ln S$ 、 $\ln CITY$ 和 $\ln YD$ 之间存在长期平稳关系。

表2 ADF 检验
Tab.2 ADF test

变量	(c,t,k)	ADF	1%	5%	10%
残差 u	(0,0,1)	-11.7356	-2.7719	-1.9740	-1.6029

注：检验形式(c,t,k)分别表示检验方程中包含常数项、时间趋势项和滞后阶，(0,0,1)即表示为无常数项，无时间趋势项，滞后期为一阶。

3.4 格兰杰因果关系检验

协整检验结果只是说明了因变量和自变量之间具有协整关系，是否具有因果关系还需借助格兰杰检验来考察。格兰杰因果检验实质上是检验一个变量的滞后变量是否可以引入到其他变量方程中，一个变量如果受到其他变量的滞后影响，则称它们具有格兰杰因果关系。接下来运用该方法来检验当滞后期为1时， $\ln Y$ 和 $\ln GDP$ 、 $\ln M$ 、 $\ln F$ 、 $\ln S$ 、 $\ln CITY$ 、 $\ln YD$ 之间的因果关系。检验结果见表3。

表 3 格兰杰因果检验
Tab.3 Granger causality test

零假设	F 统计量	相伴概率值	结论
$\ln GDP$ 不是 $\ln Y$ 的原因	3.9892	0.07698**	拒绝
$\ln Y$ 不是 $\ln GDP$ 的原因	0.3959	0.5449	接受
$\ln M$ 不是 $\ln Y$ 的原因	0.1884	0.6744	接受
$\ln Y$ 不是 $\ln M$ 的原因	13.3670	0.0053*	拒绝
$\ln F$ 不是 $\ln Y$ 的原因	0.3775	0.5542	接受
$\ln Y$ 不是 $\ln F$ 的原因	0.7582	0.4065	接受
$\ln S$ 不是 $\ln Y$ 的原因	1.7640	0.2168	接受
$\ln Y$ 不是 $\ln S$ 的原因	0.8304	0.3859	接受
$\ln CITY$ 不是 $\ln Y$ 的原因	2.4174	0.1544	接受
$\ln Y$ 不是 $\ln CITY$ 的原因	0.0238	0.8808	接受
$\ln YD$ 不是 $\ln Y$ 的原因	6.1554	0.0349*	拒绝
$\ln Y$ 不是 $\ln YD$ 的原因	0.0646	0.8051	接受

注：* 代表在 5%的水平下显著；** 代表在 10%的水平下显著。

由表3 的检验结果可以看出，在5%的显著水平下， $\ln Y$ 是 $\ln M$ 的格兰杰因果原因， $\ln YD$ 是 $\ln Y$ 的格兰杰因果原因。同时，在10%的显著水平下 $\ln GDP$ 是 $\ln Y$ 的格兰杰原因。但是， $\ln F$ 、 $\ln S$ 、 $\ln CITY$ 和 $\ln Y$ 之间不是互为因果关系。

4 结论与启示

从回归结果（4）来看，湖南人均生产总值与城镇居民可支配收入两个变量的系数为负值，与模型假设相背离。同时，人均生产总值、城镇居民可支配收入是现代服务业变化的格兰杰原因。可能是由于在湖南优先发展工农业的背景之下，湖南现代服务业的产值占全省生产总值的比重偏低，对经济的支撑作用小，以及在劳动者更倾向于到工业部门就业的情况下，居民收入主要来源于工业，导致当人均生产总值和居民的可支配收入增加时，人们预期工业会一如既往地迅猛发展，从而工业吸引力增加现代服务业吸引力下降，进而抑制了现代服务业的发展。研究也发现：制造业不是现代服务业增长的格兰杰原因，但现代服务业是制造业增长的格兰杰原因。究其原因：湖南制造业从事生产或装配的产品大部分是劳动密集型的产品，其附加值和技术含量较低，而现代服务业恰恰是知识密集和智力密集型行业。因此，当前制造业对现代服务业的需求不足，未能大大促进现代服务业的发展，然而现代服务业中与产品制造息息相关的金融、科学研究、技术服务业等行业迅猛发展，在一定程度上又促进了资本密集型产业、高新技术产业的增加，从而带动了先进制造业的发展。接下来，我们根据目前湖南现代服务业的发展模式，得出以下五点启示：

4.1 完善湖南现代服务业与制造业的耦合机制

近年来，西方发达国家制造业和服务业相互融合发展的趋势日渐明显。从实证模型式（4）来看，湖南制造业的增加值每提

高1个百分点，现代服务业产值将提高0.1149个百分点，然而0.1149这个系数值并没通过t检验，并且湖南制造业和现代服务业两者并不是互为因果关系。所以，依发达国家的经验和湖南目前的经济发展现状来看，湖南制造业和现代服务业不能孤立地发展，站在长远角度湖南应全方面实现现代服务业与制造业的“无缝对接”。要实现两者的“无缝对接”，我们可以考虑这几个方面：加快现代服务业与制造业的体制改革，建立现代企业制度，加强组织机构调整；鼓励现代服务业向制造业渗透延伸，直接作用于制造业生产流程，打造大型化的服务产业集群；加强与制造业相关的金融、人力资源等现代服务部门的创新，培育核心竞争力，对制造业形成拉动力。

4.2 重视对湖南现代服务业人才的培养

从式（4）得出现代服务业的就业人数每提高百分之一，现代服务业增加值会提高百分之0.3453，较其它几个变量来看，就业对现代服务业的拉动作用还不够显著，所以还得加大措施实现劳动力向现代服务业部门的流动，重视对现代服务业人才的培养。现代服务业有别于传统的服务业，需要大量高智商人才，高等院校必须“产、学、研”相结合，重视对急缺的金融理财师、投资经理人、高级语言师、数字通信工程师等复合型人才的培育工作。解决现代服务业短缺的可行办法有全面推进执业资格证书制度，健全培训机构，积极吸引和聘用海外高级人才。

4.3 扩大湖南固定资产投资规模

在影响湖南现代服务业发展的六个因素中，固定资产投资规模对现代服务业的拉动作用最为突出。从（4）来看，湖南固定资产投资每增加1个百分点，现代服务业增加值将提高2.1095个百分点，并且系数的t值相当显著。然而，2007年湖南全社会固定资产投资额为4294.36亿元，而同期江苏、浙江的固定资产投资额分别达到了12268.07、8420.43亿元，显而易见，在投资规模总量上和东部发达省份有一定的差距^③。如今在国家中部崛起的政策导向和重点开发长株潭城市群的契机下，政府应该把握绝佳的机遇，发挥主动作用，加大对湖南固定投资的力度。在转变产业发展方式，优化产业结构升级的政策引导下，发挥区域优势，通过积极主动抓项目，统筹土地供给量，加大银行对中小型企业贷款的支持力度等一系列措施来实现投资规模的扩张。

4.4 加快城市化进程

城市化是现代服务业发展的助推器，是经济发展和社会进步的重要标志。湖南城市化水平一直低于全国水平，2007年，全省城市化率为40.45%，低于全国3.25个百分点^②。由模型来看，城市化率对现代服务业的贡献仅次于固定资产投资规模。由此可见，发展湖南现代服务业的一项重要举措是推进城市化进程。完善城市基础设施建设，优化城市交通设施，是加快城市化进程的必备条件。同时，在推进长株潭两型社会化建设的背景下，要严格控制污染，合理配置资源，发展循环经济，建设资源节约型、环境友好型城市。要以科技创新为突破口，加大科研经费的投入，重点培育一批高科技企业，以科技进步来带动城市化的进程。

4.5 加大招商引资力度

就模型来看，湖南省人均生产总值和城镇居民可支配收入的增加反而会减少现代服务业的产值，如何能更好地理顺三者之间的关系是摆在湖南省政府面前的一个现实难题。以现有的资源来看，全省还不足以大幅度提高人均生产总值或城镇居民可支配收入，然而可以从加大对现代服务业的招商引资力度着手，多方面拓展引进外资的渠道来发展现代服务业。政府部门需出台

³ ①数据来源于湖南统计信息网、江苏统计信息网和浙江统计信息网。

②根据《中国统计年鉴2008》和《湖南统计年鉴2008》，计算得出全国城市化率为43.7%，湖南为40.45%。

一些优惠政策及创造良好的引资环境，促使外资流向现代服务业部门。外商直接投资的最直接益处是知识的外溢，企业要抓住机会，充分学习国外先进的服务技术和管理经验，从而提高企业自身的服务竞争水平。

参考文献：

- [1] 敖惠，刘莉. 武汉现代服务业发展状况的实证研究[J]. 商业时代，2009(2)：97 - 98.
- [2] 李江帆. 第三产业发展状况的评估依据与评价指标[J]. 经济管理，1997(8)：27 - 30.
- [3] 黄繁华，洪银兴. 加快江苏现代服务业发展路径研究[J]. 南京社会科学，2007(7)：120 - 125.
- [4] 刘志彪. 现代服务业的发展：决定因素与政策[J]. 江苏社会科学，2005(6)：207 - 212.
- [5] 郑吉昌，夏晴. 现代服务业与制造业竞争力关系研究[J]. 财贸经济，2004(9)：89 - 96.
- [6] 何勇. 现代服务业/ 制造业的发展与产品化的关系[J]. 商业研究，2006(353)：151 - 153.
- [7] 王军虎. 我国制造业与现代服务业的典型相关分析[J]. 洛阳工业高等专科学院学报，2007(2)：43 - 45.
- [8] 代文，秦远建. 基于产业集群的现代服务业发展模式研究[J]. 高新技术产业化，2006(3)：123 - 125.
- [9] 陶峻. 现代服务业集群机理研究[J]. 产业经济，2007(525)：229- 230.
- [10] 厉无畏，王慧敏. 世界产业服务化与发展上海现代服务业的战略思考[J]. 世界经济研究，2005(1)：54 - 60.
- [11] 谭仲池. 现代服务业研究[M]. 北京：中国经济出版社，2007.
- [12] 周振华. 现代服务业发展研究[M]. 上海：上海社会科学院出版社，2005.
- [13] Levine, R. Financial development and economic growth: views and agenda[J]. Journal of Economic Literature, 1997, 25: 688 -725.
- [14] Windrum, P. and M. Tomlinson. Knowledge intensive services and international competitiveness: a four country comparison[J]. Technology analysis and Strategic Management, 1999, 11: 391 -408.