
湖北经济发展现状及竞争力评价

王仁祥 孙亚超

(武汉理工大学经济学院, 湖北武汉 430070)

摘要: 科学地评价一个地区的经济发展水平或经济实力, 不仅需要建立一套合理的指标体系, 也应有一套科学的评价方法。在引入社会福利、居民生活质量等更为人性化的软性指标基础上, 跳出“构建模型-选择指标-目标评价”这一传统模式, 通过因子分析法在得出目标评价结果的同时, 找出各项指标与主成分间的因果联系, 进而构建评价体系, 以期建立一套对区域经济发展水平进行综合评判的科学方法, 尤其是能针对湖北等中部地区省份的经济发展水平进行评测和分析。

关键词: 湖北经济; 因子分析; 主成分分析; 竞争力评价

中图分类号: F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-5230(2006)05-0042-06

一、文献回顾

对经济竞争力评价的一贯做法是, 建立一个能描述区域竞争力结构的模型, 设计一个对应于该模型的指标体系, 选择一个研究参照系, 从而对目标区域的竞争地位做出判断; 结合必要的定性分析, 根据基本战略原理, 提出提升区域竞争力的对策建议。尤其是国内学者的研究主要是基于这样一种思路。倪鹏飞的城市竞争力与基础设施竞争力关系假说利用主成份分析方法, 构造了城市竞争力和基础设施竞争力指数, 运用模糊曲线分析方法, 对理论假说进行了初步的检验分析。结果显示: 基础设施是城市竞争力最重要的构成或影响力量; 技术性基础设施对城市竞争力越来越重要[1]。汪明峰的区位因子体系从分析城市之间激烈竞争的全球背景入手, 建立了分析城市竞争力的研究框架, 采用区位因子法对评价内容从基本因子和非基本因子两方面进行了尝试性划分, 认为五种基本区位因子是一个城市表现任何竞争性的城市职能所必需的条件, 即: 高素质的劳动力和专业人才、高效率的基础设施系统、充足的城市战略性服务业供应、高质量的生活和商务环境、高效和适宜的城市管理体系; 非基本区位因子则是其他与城市职能类型紧密相关的各种条件[2]。中国经济改革研究基金会国欧城市竞争力研究院的GRICC系统构建结合了瑞士洛桑国际管理发展学院(IMD)的国际竞争力体系和世界经济论坛的国家竞争力指标, 并参考了侧重“通过投资环境提升城市竞争力”的世界银行城市竞争力评价指标体系[3]。系统共包含8个竞争力要素, 24个分项。8个竞争力评价要素包括: 经济基本竞争力、国际一体化竞争力、政府公共管理竞争力、金融体系竞争力、基础设施竞争力、企业竞争力、科技创新竞争力、人力资本竞争力。

国外学者在这方面的研究主要集中在微观层面, 如Mustafa Dinc, Kingsley E. Haynes, Murat Tarimcilar在构建区域发

收稿日期: 2006-04-20

基金项目: 湖北省社科基金项目“建立武汉金融中心对湖北经济发展的影响及战略对策”(2005061)

作者简介: 王仁祥(1961—), 男, 湖北汉川人, 武汉理工大学经济学院教授, 博导;

孙亚超(1979—), 男, 河南濮阳人, 武汉理工大学经济学院博士生。

展评价模型时,着重考虑了区域产业规模、生产力、生产力转化能力和社会政治等方面的因素,而对指标的处理运用的是AHP法[4]。Ranald Richardson, Andrew Gillespie利用总体模型(Conceptual Model)说明了区域经济增长对就业的正向促进作用,而就业的增加则主要源于区外经济体对本地投资的增加[5]。因而间接表明了外部投资对区域经济发展的影响。Euijune Kim, KabsungKim以朝鲜经济增长与区域平衡发展的重要性为研究重点,分析了区域发展与经济增长、通货膨胀、社会福利、收入分配,以及区域内部不平等之间的相互关系[6]。

总的来看,学者们在这方面的研究虽为常见,却尚未形成统一的理论体系。并且,多数学者囿于传统思维模式,过于苛求事前模型的建立上;当这种情况无法实现时,就会出现“人为纠错”的现象,以至结果缺乏科学性。基于此,本文在引入社会福利、居民生活质量等更为人性化的软性指标基础上,通过因子分析法客观找出各项指标与主成分间的因果联系,进而得出评价体系,以期对区域经济发展水平进行综合评判,尤其是对湖北等中部地区省份的经济发展水平进行评测和分析。

二、因子分析

(一)对象描述

1. 数据选取

数据的选取基于三个原则:其一是数据的可得性,即可以从《中国金融年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国经济年鉴》和相关统计信息网站等渠道获得,如GDP、R&D经费投入等指标指数;其二是数据的连续性,即尽量避免出现期间内某些省份数据的缺失;其三是数据的现实意义,即考虑中国国情与区域发展的实情。如我国证券市场在由一个注重融资者需求向注重为投资者服务转型,但由于仍未充分显示其向所有者服务的特性,并且其与国民经济增长的不明显相关性使得这一指标数据的实际意义明显减弱,因此在评价地区金融发展情况时没有选用此项指标。

误差数据与缺失数据的处理采用近似法加以弥补和修正。如某些省份的数据统计来源不足,则选用全国平均数;当然,前提是这一平均数据要与该省的总体发展情况基本相符。数据的标准化最常用有两种方法,一是平均数法,一种是中位数法;这里就截面数据而言,采用平均数法。

2. 指标选择

指标的选取遵循三个原则:(1)全面性原则。地区发展水平的衡量包含了经济生活中的众多层面,即不应仅仅体现于经济总体规模的不断增加,还应包含与此相关的居民生活质量的提高等,从而使经济发展更具人性化特点。(2)相互独立性。即指标之间不具有相关性,相互之间不存在解释与被解释关系。(3)启发性原则。即着力发挥其引导性功能。在于引导地方政府在地区经济发展中注意那些容易被忽略的方面,如居民生活条件、社会福利设施和技术创新速度等。结合收集到的各省份数据资料,着重选择了能反映该地区经济规模、金融发展状况、居民生活质量、社会福利、引资能力和科技发展与创新能力的指标[7][8]。具体观测因子如下:

(1) GDP总量:衡量经济发展的总体规模,一定程度上影响区域引资能力;

(2) 合同引资能力:表示区域引资情况的最直接变量;

(3) 年存/贷款余额:近似衡量区域金融发展规模的存量指标;

(4) 年保费收入:衡量区域保险市场的发展总体状况;

-
- (5) R& D经费投入：衡量区域科研实力的重视程度；
 - (6)城镇居民可支配收入：衡量区域城镇发展程度的指标之一；
 - (7)农村居民人均纯收入：衡量区域农村发展程度的指标之一；
 - (8)卫生机构数量：衡量区域医疗保障措施的完善程度；
 - (9)卫生技术人员：衡量区域医疗保障措施的完善程度；
 - (10)医疗床位数：衡量区域医疗保障措施的完善程度；
 - (11)在校研究生数：衡量区域科技发展及成果转化速度的指标之一；
 - (12)城镇社区服务设施数：衡量区域城镇居民生活质量状况；
 - (13)福利彩票筹资额：衡量区域社会福利情况完善程度；
 - (14)消费品零售总额：衡量区域技术革新速度, 规模越大, 社会发展越快；
 - (15)集体企业增加值/第二产业增加值：衡量区域生产效率情况, 指标值越大, 效率越低。

(二)模型构建

“因子分析”于1931年由Thurestone最先提出, 可以看成是主成分分析的一种扩展。其基本思想在于用少数几个因子 F_1 、 F_2 、 $\dots$ 、 F_m 去描述许多变量之间的关系。被描述的变量 X_1 、 X_2 、 $\dots$ 、 X_p 是可以观测的随机变量, 即显在变量; 而这些因子是不可观测的潜在变量。

1. 定义正交因子模型

设 $X' = (X_1, X_2, \dots, X_p)$ 是 $p \times 1$ 的随机向量。

假定: (1) $F' = (F_1, F_2, \dots, F_p)$ 是 $m \times 1$ 的标准化的正交公共因子向量($m < p$)。

(2) $\varepsilon' = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p)$ 是 $p \times 1$ 的特殊因子向量(误差项), 并且其均值为0, 协方差矩阵为对角矩阵(保证各个 ε 之间的相互独立性)。

(3) 公共因子 $F_1, F_2, \dots, F_p$ 与各特殊因子 $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p$ 都互不相关。在上述假定下, 正交因子模型可以写成如下矩阵形式:

$$X = AF + \varepsilon \quad (1)$$

其中: $A = (a_{ij}) (p \times m)$ 称为因子负荷矩阵, a_{ij} 表示第 i 个变量 x_i 在第 j 个因子 F_j 上的负荷。该模型中第 i 个特殊因子

ε_i 仅与第 i 个变量 X_i 有关系；而第 i 个公共因子 F_i 则与所有 p 个变量均有关系。

2. 定义负荷矩阵 A

对于负荷矩阵 $A(p \times m)$ ($m < p$)，我们进一步做出如下定义：

(1) A 中任一元素 a_{ij} 是第 i 个变量 X_i 与第 j 个公共因子 F_j 的协方差；据此，可以根据该列负荷中绝对值较大的负荷所对应的变量来说明这个因子的意义。

(2) 定义
$$h^2 = \sum_{j=1}^m a_{ij}^2, (i=1, 2, \dots, p)$$
 为公因子方差；并且， h^2 越大，表示 X_i 对这 m 个因子的共同依赖程度越大，用这 m 个因子描述变量 X_i 就越有效。

(3) 贡献率：定义
$$\frac{g_j^2}{g^2} = \frac{a_{1j}^2 + a_{2j}^2 + \dots + a_{pj}^2}{\text{Var}(X_1) + \text{Var}(X_2) + \dots + \text{Var}(X_p)}$$
 为第 j 个公因子 F_j 的方差贡献率。贡献率越大，该因子就越重要。

(三) 因子旋转

为了对因子分析解做出合理说明，即各个公共因子所代表的实际意义，我们想到通过旋转坐标轴使因子负荷在新的坐标系中能按列向 0 或 1 两极分化，以便得到一个更简单的易于解释的结构。因此，我们的任务就是找到适当的变换矩阵 T ，使旋转后的因子负荷阵尽可能具有简单结构，具体表现为：(1) 每一列上的负荷大部分应是很小的尽可能接近 0 的值；(2) 每一行中只有少量的最好是只有一个较大的负荷值；(3) 每两列中大负荷和小负荷的排列模式应该不同。

(四) 结果分析

在可比性条件下，本部分共选取了 9 个样本省份，即中部湖北、湖南、河南、江西、山西和安徽等 6 省，南部的广东省，西部的四川省和东北的辽宁省。对原始数据的分析采用 SPSS12.0 软件包实现，可依次获得样本的特征值、共同度、方差贡献率和正交因子旋转矩阵。见表 1 和表 2。从结果可以看出：

(1) 变量 $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_{10}, x_{14}, x_{15}$ 在第一个因子上有较大的正负荷；变量 x_{11}, x_8, x_9 在第二个因子上有较大的正负荷；变量 x_{12}, x_{13} 在第三个因子上有较大的正负荷，变量 x_{16} 在第三个因子上有较大的负负荷，形成了鲜明对照；而其他变量在第三个因子上的负荷数均较小。

(2) 三个因子对所有变量的共同度都较大，在 0.611 ~ 0.957 之间。

(3) 前三个主因子的累积方差贡献率达到 89.238% (见表 2)，说明其包含了被解释变量组的绝大部分信息，因此取前三个特征值及其特征变量，便可组成因子载荷矩阵。为了实现对主因子做出更合理的解释并使其结构简化，对载荷矩阵进行了最大方差旋转，

得到正交因子矩阵见表 1 中的 Rotated Component Matrix 部分。

表 1 共同度与旋转后的主成分因子矩阵

	Initial	Extraction	Rotated Component Matrix		
			1	2	3
x ₁	1.00	0.957	.885	.416	3.347E-02
x ₁₀	1.000	.864	.9124	.551E-02	.172
x ₁₁	1.000	.830	.239	.879	2.701E-02
x ₁₂	1.000	.783	.191	.293	.813
x ₁₃	1.000	.949	.240	-9.368E-03	.944
x ₁₄	1.000	.975	.936	7.493E-02	.306
x ₁₅	1.000	.935	.943	.192	.102
x ₁₆	1.000	.899	.164	.550	-.755
x ₂	1.000	.807	.835	-3.218E-02	.329
x ₃	1.000	.985	.955	.271	-6.363E-03
x ₄	1.000	.994	.945	.317	4.977E-03
x ₅	1.000	.985	.920	.371	1.274E-02
x ₆	1.000	.958	.860	.388	.262
x ₇	1.000	.955	.974	5.372E-02	-4.916E-02
x ₈	1.000	.792	3.418E-02	.889	-1.891E-03
x ₉	1.000	.611	.459	.629	6.896E-02

Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization. Rotation converged in 4 iterations.

表 2 特征值及其方差贡献表

Component	Initial Eigenvalues			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative%	Total	% of Variance	Cumulative%
1	10.007	62.542	62.542	8.807	55.041	55.041
2	2.582	16.134	78.676	3.029	18.932	73.973
3	1.690	10.562	89.238	2.442	15.265	89.238

三、主成分分析

上文讨论的是因子分析的第一个也是主要的问题,即将p个观测变量 $X_1, \dots, X_p$ 表示成m个潜在变量(因子) $F_1, \dots, F_m$ 的线性组合,从而可以得到正交因子解。因子分析的第二个问题是将潜在变量(因子)表示为观测变量的线性组合,也就是对公共因子的取值进行估计,计算各个样本省份的公共因子得分的问题。由此可以在公共因子的空间中,按照各个样本省份的因子得分值标出其对应的位置。这里因子得分的计算采用多元回归分析法,见式(2):

$$\begin{pmatrix} F \\ F_m \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X \\ X_p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} B \\ B_m \end{pmatrix} \quad (2)$$

其中, F是因子得分矩阵,表示n个样品分别在m个公共因子上得分的回归估计; X是原始数据矩阵,每行代表一个样点在p个量上的观测值, B则表示回归系数,每列对应于一个因子的p个回归系数。由此,根据原始变量对因子的影响,可以得到 f_1, f_2, f_3 这三个因子的表达式;进而可获得综合因子F,其表达式为:

$$F = 0.55f_1 + 0.19f_2 + 0.15f_3 \quad (3)$$

由此,可获得 9 个样本省份的主成分因子和综合因子得分,排序后结果见表 3。

表 3 因子评价及排序表

省 份	f ₁		f ₂		f ₃		F	
	得 分	排 序	得 分	排 序	得 分	排 序	得 分	排 序
湖 北	- .30557	5	.01377	5	1.3565	1	.03803	3
河 南	- .27974	4	1.2478	2	- 1.2417	9	- .10303	5
湖 南	- .00539	3	- 1.2972	9	- .02296	5	- .25288	6
山 西	- .37744	6	- .67823	6	- 1.1697	8	- .51191	8
安 徽	- .51067	8	- .72203	8	- .97280	7	- .56397	9
江 西	- .47556	7	- .702400	7	.68914	3	- .29195	7
辽 宁	.20607	2	.03839	4	1.3015	2	.42190	2
广 东	2.5517	1	.31807	3	- .22757	6	1.4297	1
四 川	- .80338	9	1.7834	1	.28751	4	- .05989	4

从旋转后的因子负荷矩阵和上述三个主成分因子的表达式,可以观察到各主成分因子的经济含义及其与原始变量的数量关系。其中:(1) f₁ 主要受 GDP 规模、合同利用外资能力、存/贷款量、保险收入、R&D 经费投入、城镇居民年人均收入水平、农村居民年人均纯收入、社会福利彩票筹资额度和商品零售总额等 10 项因素的影响。分析发现,这些因素按功能可以分成四类,即引资能力、金融保险、技术革新速度和生活福利情况,因此, f₁ 可以称之为复合性成长因子,它解释了经济发展水平的大部分原因。(2) f₂ 主要受卫生机构数量、卫生技术人员和医疗床位数的影响。因此, f₂ 可以称之为医疗保障因子。(3) f₃ 主要受在校研究生数和城镇社区服务设施数的正向影响,受集体企业增加值占第二产业增加值比率的负向影响。考虑到集体企业在技术投入和创新方面的不足,有理由认为这一比率越高,生产效率就越低。同时,研究生代表着高层次技能人才;城镇社区服务条件的优越也使得人们有更多的精力投入到工作当中去,该两项因素指标的提高对生产效率有正向促进作用,因此, f₃ 可以称之为生产效率因子。各指标与主成分因子之间的关系,直观表示如图 1 所示。

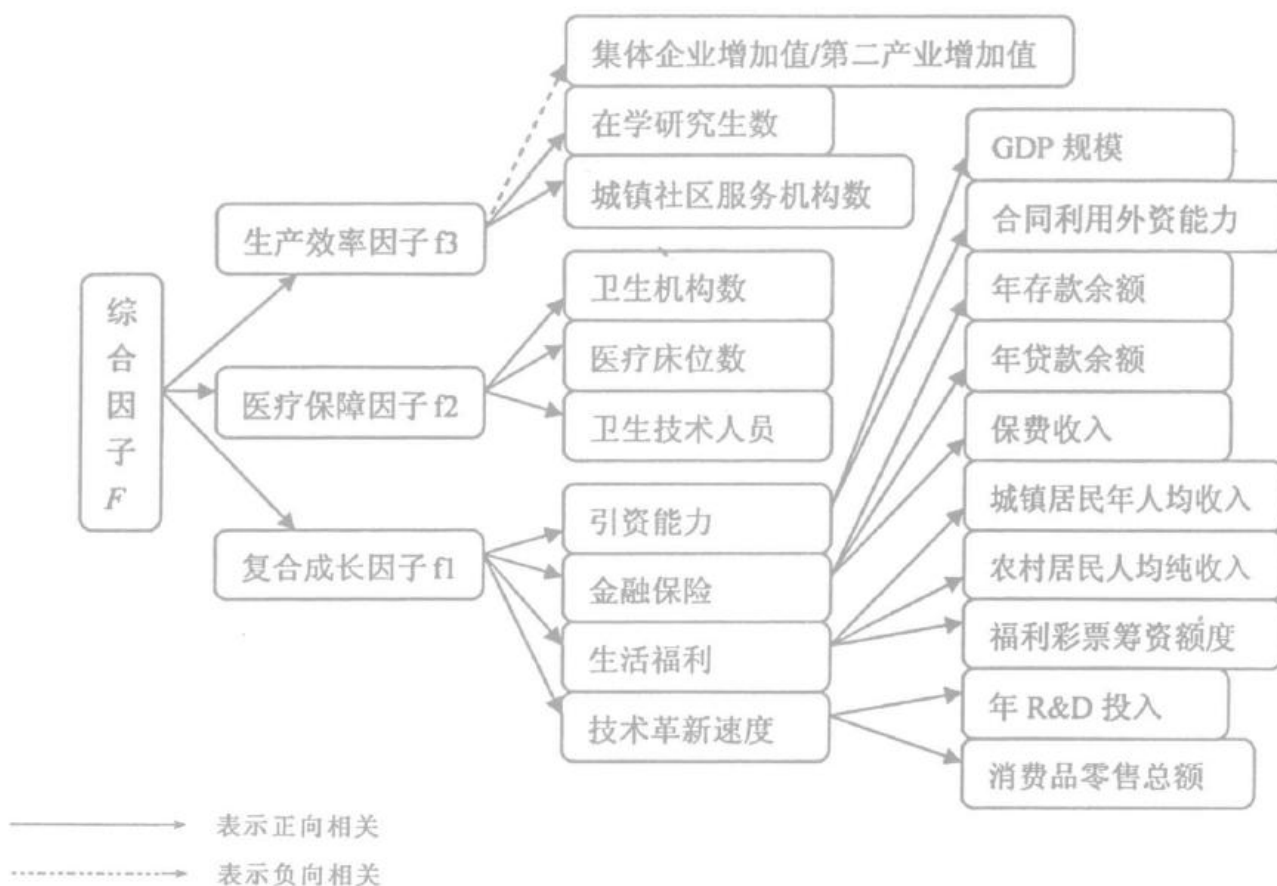


图 1 主成分因子与指标体系关系

四、实证结果分析

对照表3和图1,对结果简单分析如下:其一,从复合性成长因子f1来看,排在前三位的依次是广东、辽宁和湖南;排在后三位的依次是江西、安徽和四川。其二,从医疗保障因子f2来看,排在前三位的依次是四川、河南和广东;排在后三位的依次是江西、安徽和湖南。其三,从生产效率因子f3来看,排在前三位的依次是湖北、辽宁和江西;排在后三位的依次是安徽、山西和河南。最后,从综合因子F的得分来看,排在前三位的依次是广东、辽宁和湖北;排在后三位的依次是江西、山西和安徽。

需要说明的是,表3中有许多省份的因子得分为负数,这并不意味着这些省份的投入产出能力或经济效益为负,表中的正负号仅表示该省相对于其他省的位置。

进一步的分析可以发现,省域整体经济发展水平是由上述三个主成分因子共同决定的,单独利用其中某一个因子很难对省域经济实力做出客观评价。同时,每一个主成分因子也从不同的侧面揭示了经济发展过程中省与省之间存在差异的重要原因,也指出了提高该地域经济发展效率的主要途径。如湖北在所选的9个样本省份中综合排名第三;其中复合性成长因子排名第五,医疗保障能力因子排名第五,生产效率因子排名第一。这样就可以发现,目前制约湖北经济发展的主要瓶颈是复合性成长能力不足和医疗保障措施不力,因此要提高其整体经济发展效率的关键途径是加大引资力度、优化金融运营环境、提高技术革新速度、完善居民的福利设施和医疗保障措施。并且不难发现,复合性成长因子对于资金来源的强调显得尤为明显,这其实也正表明了湖北经济发展对于资金的极度需求。

总的来看,以上各因子的得分和排名结果与实际情况基本相吻合,这表明对各因子的解释是客观的、合理的,该结果具有较强的指导意义。

参考文献:

- [1] 倪鹏飞. 中国城市竞争力与基础设施关系的实证[J]. 中国工业经济, 2002, (5): 62—69.
- [2] 汪明锋. 城市竞争、职能与竞争力: 一个理论分析框架[J]. 现代城市研究, 2002, (2): 44—48.
- [3] 国欧城市竞争力研究院. 中国14+4个沿海开放城市竞争力排名[DB/OL]. <http://economy.enorth.com.cn/system/2004/08/16/000843722.shtml>, 2004—08—16.
- [4] Mustafa Dinc, Kingsley E. Haynes, Murat Tarimcilar. Integrating Models for Regional Development Decisions: A Policy Perspective [J]. The Annals of Regional Science, 2003, (37): 31—53.
- [5] Ronald Richardson, Andrew Gillespie. Advanced Communications and Employment Creation in Rural and Peripheral Regions: A Case Study of the Highlands and Islands of Scotland [J]. The Annals of Regional Science, 1996, (30): 91—110.
- [6] Euijune Kim, Kabsung Kim. Impacts of Regional Development Strategies on Growth and Equity of Korea: A Multiregional CGE Model [J]. The Annals of Regional Science, 2002, (36): 165—180.
- [7] Robert Ash. The Emergence of Regional Economies in China and Its Implications with Special Reference to Hong Kong and Guangdong [J]. Asia Europe Journal, 2003, (1): 281—289.
- [8] Rondinelli, D. A., Johnson, J. Hand Kasarda, J. D. The Changing Forces of Urban Economic Development: Globalization and City Competitiveness in the 21st Century [J]. Cityscape, 1998, (3): 71—105.