

中国经济增长质量提高和规模扩张 的非一致性实证研究*

刘海英 张纯洪

(吉林大学商学院 长春 130012)

摘要:经济增长不仅表现为经济规模的数量扩张,还表现为增长质量的提高,是数量扩张与质量提高的统一。中国经济增长质量因子分析的综合评价结果表明,转轨以来中国经济增长质量获得了一定程度的改善。然而,中国经济在规模总量扩张的同时,并没有带来经济增长质量的同比提高,而且近年来这种差距有明显增大的趋势。

关键词:经济增长质量 数量扩张 因子分析 综合评价指数

一、相关文献综述

经济增长是生产要素积累和资源利用的改进或要素生产率增加的结果。所谓生产要素积累,是指经济增长的数量扩张部分;所谓资源利用的改进和要素生产率增加,是指经济增长的质量提高部分。经济增长不仅表现为规模数量的扩张,还体现为增长质量的提高,是数量扩张与质量提高的统一。随着经济发展阶段的不同,国内外对于经济增长质量的相关理论,其研究视角也各不相同。

国外学者研究表明,技术进步变化引起的人均产出增长就是经济增长质量部分,技术进步变化对人均产出的贡献越大,经济增长质量越高(R. M. Solow, 1956)。罗默和卢卡斯在研究中引入了人力资本的“外部效应”,并根据贝克尔的理论把人力资本内生,这样经济增长的质量就可以由内生的人力资本因素来刻画(P. Romer, 1986, Lucas, 1988, Gary Becker, 1992)。也有学者从资源的合理利用、贫困和环境问题等可持续发展角度研究经济增长质量(Vinod Thomas, 2001)。

在国内的相关研究中,经济增长质量理论仍是经济学中很少研究的理论课题,其内涵至今尚无严谨的科学界定(王积业, 2000)。多数学者用要素生产率来衡量经济增长质量。也有学者认为,经济增长质量不应该仅仅基于要素生产率来衡量,还应从经济结构、经济波动等对经济影响的诸多方面进行考察(钟学义等, 2001)。

* 本文获得了中国博士后科学基金资助,同时本文是吉林大学哲学社会科学青年基金项目(2005QN031)的阶段性成果。

① 参见多恩布什,费希尔:《宏观经济学》,中国人民大学出版社1997版,第239页。

可见,国内外的多数学者只是从经济增长的某些特定方面来研究经济增长质量,而对于转轨以来中国经济增长质量状况,也只是从诸如经济波动、全要素生产率或经济结构等某一个方面来研究,而且多数研究只是从定性的角度去建立评价体系,缺乏系统的定量研究。本文将采用因子分析方法,首次对转轨以来中国经济增长质量做出定量分析和综合评价研究。

二、中国经济增长质量综合评价的因子分析

(一) 指标变量设定及数据的获取

本文认为,中国经济增长质量的内涵体现了经济系统的投入产出效率、经济增长成本、资源消耗和环境保护等多个方面。在此基础上,本文设定了反映中国经济增长质量的 14 个指标变量,构造了中国经济增长质量的评价指标体系。这 14 项指标的观测值大多来源于历年《中国统计年鉴》、《中国环境状况公报》和《全国环境统计公报》所载数据经过计算并整理。各个指标含义具体如下:

X1—全员劳动生产率;X2—劳动力技术装备率;X3—资本生产(产出)率;X4—增量资本产出率 ICOR(倒数);X5—全要素生产率^①;X6—劳动力要素投入弹性系数(倒数);X7—资本要素投入弹性系数(倒数);X8—单位产出能耗水平(倒数);X9—单位总产出成本率(倒数)^②;X10—第三产业产值份额;X11—单位产出大气污染程度(倒数);X12—单位产出污水排放数(倒数);X13—单位产出固体废弃物排放数(倒数);X14—治理污染的投资数(倒数)。

在运用因子分析前,将影响经济增长质量的各负向指标调整为其倒数形式,使其成为与经济增长质量正相关的指标变量。

(二) 因子分析过程

因子分析就是研究存在相关关系的指标或变量之间,是否存在不能直接观察到,但对可观察变量起支配作用的潜在公共因子的分析方法。在建立因子分析模型时,用尽可能少的不可测公共因子的线性函数与特殊因子之和来描述原来观测的每一个变量或指标。因子分析模型可以用下面公式表示

$$X_i = A_{i1}F_1 + A_{i2}F_2 + \dots + A_{im}F_m + \epsilon_i \quad (1)$$
$$i = 1, 2, \dots, p, j = 1, 2, \dots, m$$

其中: X_i 为第*i*个指标; A_{ij} 为影响因子载荷; F_j 为公共因子; ϵ_i 为特殊因子。

反映中国经济增长质量的各指标代码以及描述性统计分析结果如表 1 所示:

KMO 检验和球形 Bartlett 检验是两个测度因子分析模型是否可行有效的检验方法。KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)测度采样充足度,检验指标变量的偏相关是否足够小。KMO 的统计量值一般界于 0 和 1 之间,若该统计指标在 0.5 和 1 之间则表明可以进行因子分析,若小于 0.5 则表明因子分析的结果可能难以接受。

表 2 给出了 KMO 检验的结果为 0.652(大于 0.5)。Bartlett 统计指标检验相关矩阵不是单位矩阵(原假设为相关矩阵为单位阵)。卡方检验结果表明,Bartlett 球形检验的卡方统

① 1978-2004 年间中国经济增长的全要素生产率计算来自于带有时间趋势 C-D 函数的回归计量结果,其中已经消除了异方差、序列相关等问题,详细结果请参阅本人的博士论文《中国经济增长质量研究》。

② 该指标通过单位总产出成本率 = $\frac{\text{投入总成本}}{\text{总产出}} = \frac{\text{物耗} + \text{折旧补偿} + \text{工资总额}}{\text{总产出}}$ 计算所得,具体参阅同上。

计值为 396.569, p 值近似为 0, 拒绝原假设, 相关矩阵不是单位阵。因此, 以上两项统计指标的检验表明适合采用因子分析进行研究。

表 1 各个指标的描述性统计分析结果

指标	指标代码	指标均值	指标标准差	观测值个数	缺失值个数
全员劳动生产率	X1	4164.9330	2219.43891	27	0
劳动技术装备率	X2	13220.901	6664.72351	27	0
资本产出率	X3	.3081556	.02810070	27	0
增量资本产出比率倒数	X4	.3348613	.12137304	27	1
全要素生产率	X5	.3329695	.07957432	27	0
劳动投入弹性系数倒数	X6	6.3934964	3.82590742	27	1
资本投入弹性系数倒数	X7	1.0969262	.42293877	27	1
单位产出能耗倒数	X8	.2609147	.07326352	27	8
单位产出成本率倒数	X9	1.4124128	.02328585	27	0
第三产业所占份额	X10	29.389811	4.50197961	27	0
单位产出废气排放倒数	X11	15.753412	6.58431211	27	11
单位产出废液排放倒数	X12	.0163628	.00583212	27	11
单位产出固体排放倒数	X13	.8119659	.24417079	27	11
治理污染实际投资倒数	X14	130.33683	58.853455849	27	11

注: 指标的缺失值用该观测到数据的平均值替代。

表 2 因子分析可行性的 KMO 和 Bartlett's 检验

Kaiser-Meyer-Olkin 检验	0.652	
Bartlett 球形检验	χ^2 统计值	396.569
	df	91
	显著性水平	.000

首先对 1978-2004 年间反映中国经济增长质量的 14 个指标进行初步因子分析, 初始提取公共因子的方法采用主成分分析法。该方法假设指标变量是公共因子的纯线性组合, 第一成分有较大的方差, 后续成分所揭示的方差逐渐递减。在采用主成分分析法提取因子时, 以 Eigen 值(特征值)大于 1 为标准, 提取出 3 个公共因子。旋转之前 3 个公共因子解释总方差的比例分别为 51.862%, 23.257% 和 12.622%, 累积解释总方差的比例为 87.741%。可以说, 用这 3 个公因子代替这 14 个原始变量, 可以解释原来变量所包含全部信息的 87.741%。

然后在不影响公共因子变量共同度的基础之上, 为使每个公共因子上最高载荷的指标变量数最少, 公共因子的意义趋于更明显, 运用因子正交旋转法中的方差最大旋转(Varimax)方法, 通过因子轴(Varimax)正交旋转后, 这 3 个公因子解释总方差的比例分别为: 35.395%, 33.749%, 和 18.597%。详细方差解释分析结果如表 3 所示:

表 3 初始因子分析及因子轴旋转后的全部方差解释

指标	提取因子前的初始特征值			提取因子后的特征值及累积			因子轴旋转后的特征值及累积		
	特征值	方差比例 (%)	累积方差比例 (%)	特征值	方差比例 (%)	累积方差比例 (%)	特征值	方差比例 (%)	累积方差比例 (%)
X1	7.261	51.862	51.862	7.261	51.862	51.862	4.955	35.395	35.395
X2	3.256	23.257	75.120	3.256	23.257	75.120	4.725	33.749	69.144
X3	1.767	12.622	87.741	1.767	12.622	87.741	2.604	18.597	87.741
X4	.853	6.096	93.837						
X5	.413	2.953	96.790						
X6	.252	1.797	98.588						
X7	.073	.523	99.111						
X8	.069	.495	99.606						
X9	.033	.237	99.844						
X10	.015	.110	99.954						
X11	.005	.037	99.991						
X12	.001	.005	99.996						
X13	.001	.004	100.000						
X14	3.71E-005	.000	100.000						

注：公因子提取采用主成分分析方法

(三) 因子分析结果及模型的建立

从表 4 的因子载荷矩阵 A 可以看出, 旋转后第一主因子 F1 在指标变量 X12、X11、X13、X14 和 X8 上有较大的载荷, 而这些指标综合反映了中国经济增长质量中的环境和资源变化因素, 可以作为经济增长质量的环境影响因子。

旋转后第二主因子 F2 在指标变量 X10、X5、X3、X1、X2 和 X6 上有较大的载荷, 而这些指标综合反映了中国经济增长质量中的要素生产率变化, 可以作为技术进步因子。

旋转后第三主因子 F3 主要代表了 X9、X4 和 X7 因素的综合, 反映了经济增长的资本投入状况, 可以作为经济增长质量的资本成本因子。

因此, 反映中国经济增长质量的 14 个指标变量, 可以用 F1、F2 和 F3 三个完全不相关的公共因子来表征, 即中国经济增长质量包含了环境资源的可持续发展因素、技术进步的效率因素和资本投入的成本因素。也就是说, 因子分析的结果恰好在定量分析的基础上验证了前文在理论上提出的中国经济增长质量内涵。

中国经济增长质量综合评价的因子分析模型如下:

$$X = AF + \epsilon \quad (2)$$

其中 $X = (X_1, X_2, \dots, X_{14})'$, $F = (F_1, F_2, F_3)'$, $\epsilon = (\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_{14})'$, A 为所对应的因子载荷矩阵(表 4 中阴影部分)。

表4 因子分析的综合结果

指标变量	解释 变异量	累积解释 变异量	旋转后的各个公共因子的载荷矩阵 A_0			变量共同度 communalities
			公因子 F1 载荷	公因子 F2 载荷	公因子 F3 载荷	
X12			.968	.122	-.127	.968
X11			.963	.118	-.163	.969
X13	35.395%	35.395%	.937	.130	-.076	.900
X14			.930	.097	-.165	.901
X8			.649	.548	-.254	.786
X10			-.085	.941	-.023	.892
X5			.384	.904	-.097	.974
X3			-.005	.851	.214	.770
X1	33.749%	69.144%	.543	.799	-.202	.975
X2			.580	.743	-.244	.948
X6			.119	.697	.573	.828
X9			-.193	-.499	.490	.526
X4	18.597%	87.741%	-.213	.107	.949	.957
X7			-.209	-.084	.916	.889
特征值			4.955	4.725	2.604	

注：因子轴依据方差最大化正交旋转，经过4次迭代后收敛。

三、中国经济增长质量的综合评价

(一) 因子得分情况

上文分析表明，环境影响因子 F1、技术进步因子 F2 和资本成本因子 F3 反映了中国经济增长质量全部变量信息的 87.741%。为了更好地量化各个因子，下面计算各公共因子的综合得分。

由于指标变量 X 满足正交因子模型，反过来也可以将公共因子 F 表示为变量 X 的线性组合，^①这时方程个数只有 3 个，而变量个数有 14 个，因此只能在最小二乘意义上进行估计（高惠璇，2001），采用回归法（Regression）来计算因子 F1、F2、F3 得分，计算结果见表 5。

历年中国经济增长质量因子分析的综合得分 Q_t 见公式(3)所示：

$$Q_t = \frac{\sum_{i=1}^3 \lambda_i F_i}{\sum_{i=1}^3 \lambda_i}, t = 1978, 1979, 1980, \dots, 2003, 2004 \quad (3)$$

其中 λ_i 是 X 的相关矩阵 R 所对应的特征值。

① 因篇幅所限，本文不做推导。详细证明过程及因子得分计算方法参见：高惠璇著《实用统计方法与 SAS 系统》，北京大学出版社，2001 年版第 297 页。

表5 公共因子得分情况以及经济增长质量综合得分排序

t	F1	F2	F3	Qt	QI	SEQ	SI
1978	0.22517	-1.68613	0.73717	-0.35	1	21	1
1979	0.1219	-1.35096	-0.75277	-0.55	0.8	23	1.076
1980	0.15783	-1.80319	-0.07303	-0.57	0.78	24	1.16
1981	0.10563	-1.46199	-1.01692	-0.65	0.7	25	1.22
1982	0.26814	-1.37533	-0.01364	-0.37	0.98	22	1.333
1983	0.33443	-1.19932	0.57672	-0.18	1.17	18	1.482
1984	0.40906	-1.00295	1.46814	0.08	1.43	14	1.709
1985	0.06835	-0.87239	0.77232	-0.13	1.22	17	1.935
1986	-0.04276	-0.61131	-0.3593	-0.29	1.06	20	2.099
1987	0.03075	-0.42702	0.26229	-0.08	1.27	15	2.341
1988	-0.04565	-0.24703	0.07146	-0.09	1.26	16	2.605
1989	-2.2466	0.3054	-2.08826	-1.08	0.27	26	2.715
1990	-2.13781	0.012	-2.15735	-1.15	0.2	27	2.83
1991	-1.52092	0.49616	0.93594	-0.2	1.15	19	3.088
1992	-1.17073	0.91998	2.26506	0.32	1.67	7	3.522
1993	-1.00596	0.9512	1.39332	0.22	1.57	12	3.984
1994	-0.60141	0.95293	0.99313	0.29	1.64	9	4.487
1995	-0.23583	0.81982	0.56678	0.3	1.65	8	4.891
1996	0.05965	0.58993	0.20477	0.26	1.61	10	5.368
1997	-0.29142	0.79795	-0.08421	0.15	1.5	13	5.829
1998	0.17187	0.78161	-0.39368	0.25	1.6	11	6.284
1999	0.50912	0.80129	-0.53344	0.35	1.7	6	6.735
2000	1.0582	0.86899	-0.29829	0.61	1.96	3	7.3
2001	0.90688	0.95061	-0.83885	0.49	1.84	5	7.826
2002	1.12976	1.06514	-0.80072	0.61	1.96	4	8.523
2003	1.54795	1.00367	-0.31823	0.83	2.18	2	9.392
2004	2.19439	0.72093	-0.5184	0.92	2.27	1	10.322

(二) 转轨以来中国经济增长质量状况的评价

由于原始变量指标与中国经济增长质量是正相关的,根据表4中载荷矩阵A的相关系数可以看出,公因子F1、F2和F3与中国经济增长质量也是正相关的。因此,F1得分上升,意味着经济增长过程中资源和环境状况的改善;F2得分上升意味着经济增长中要素生产率的提高;F3得分上升意味着经济增长中资金成本的下降,反之相反。另外,指标变量X11、X12、X13和X14在1990年以前的数据无法获得,在因子分析中缺失值用该序列的平均值代替。因此,公因子F3在1990年以前的得分不具有任何统计学意义。

从图1可以看出,剔除1989、1990年的异常点后,自1978年以来,反映中国经济增长质量的环境因子F1在1988年之前变化不大,而自1990年以后,随着经济的增长,资源的利用和环境的改善得到了一定程度的提高;反映中国经济增长质量的技术进步因子F2一直呈现出稳步增长的态势,这说明转轨以来“广义上的技术进步因素”使得要素生产率得到了稳步提高;反

映中国经济增长质量的资本成本因子 F3 则表现出一定的波动趋势,而且看不出整体向上的趋势,这说明自 1978 年转轨以来中国经济增长的资金成本几乎没有得到改善,而且自 1992 年以来,经济增长的资本成本有进一步增大的趋势。

图 1 公共因子 F1、F2、F3 得分趋势图

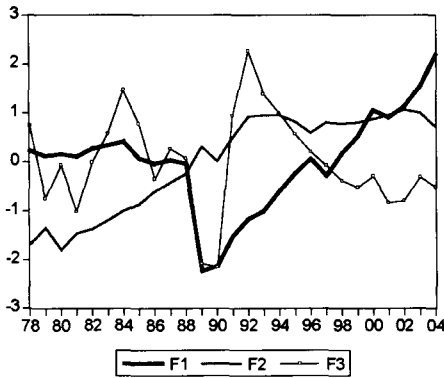
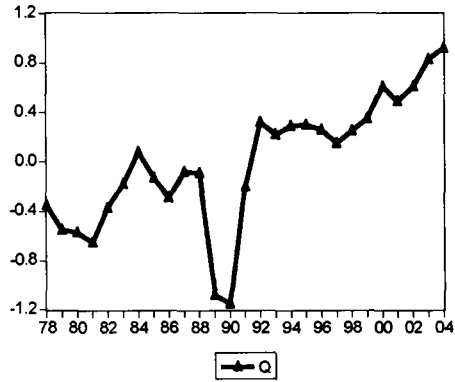


图 2 因子分析的综合得分 Q 趋势图



从单个反映经济增长质量公共因子上可以看出,它们的走势并不完全一致,但是从图 2 中的因子分析综合得分来观察,剔除 1989、1990 年的异常点后,综合得分 Q 的趋势还是稳步提高的。这说明转轨以来的近 27 年间,尽管中国的经济增长付出了太多的资本成本代价,或者叫投资拉动,但不容置疑的事实是,随着中国经济的高速增长,中国经济增长质量在总体上还是逐渐改善的。

表 5 的 SEQ 序列是转轨以来中国经济增长质量状况的综合排序情况。

(三)中国经济增长质量提高与数量扩张的不同步性

虽然反映中国经济增长质量综合评价的指标 Q 总体呈上升趋势,但是还不能说明中国经济增长是高质量的。根据本文前述的理论,高质量的经济增长体现了经济数量扩张与质量提高的统一。只有经济增长质量提高的速度不小于经济增长数量扩张的速度时,这样的经济增长才是高质量的。

表 5 中的 SI 序列是按 1978 年不变价计算的 GDP 指数(1978=1),反映了经济增长数量(规模)扩张的指标。为了能与经济增长质量指标 Q 更好地进行对比,使 Q 与 SI 在基年的值相同(=1),在这里令序列 $QI = Q_t + 1.35$,用序列 QI 作为中国经济增长质量的综合评价指标。SI 和 QI 的趋势对比如图 3 所示。

从图 3 可以看出,转轨以来的二十几年间,中国经济数量扩张的指数 SI 的增长速度明显超过了经济增长质量提高的综合评价指数 QI 的增速,而且这种趋势在 1992 年以后更为明显。这说明了转轨以来中国经济增长的数量扩张和质量提高并不同步。

反映经济增长质量提高和经济增长数量扩张不同步的系数 d 可以用公式(4)表示:

$$df_t = \frac{QI_t - QI_{t-1}}{SI_t - SI_{t-1}} - 1 \quad (4)$$

不同步系数 df_t 反映了 SI_t 和 QI_t 曲线变化的斜率,在上一年 SI 和 QI 的绝对数相同前提下($QI_{t-1} = SI_{t-1}$),当 $df_t > 0$ 时,说明第 t 年经济增长质量增速大于数量增速,经济增长的质量较高;当 $df_t = 0$ 时,说明第 t 年经济增长的质量提高与数量扩张同步;当 $df_t < 0$ 时,说明

第 t 年经济增长质量的提高速度小于数量扩张速度,此时经济增长质量不高。转轨以来 df_t 的走势见图 4 所示。

图 3 经济增长的数量扩张 SI 和质量提高 QI 趋势

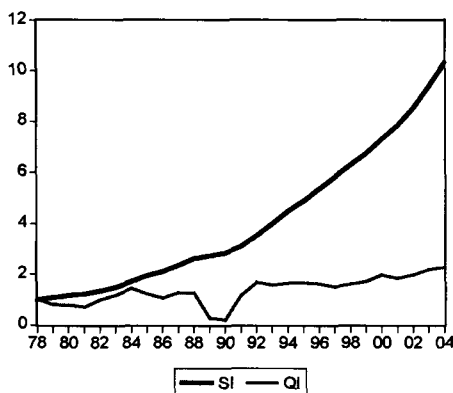
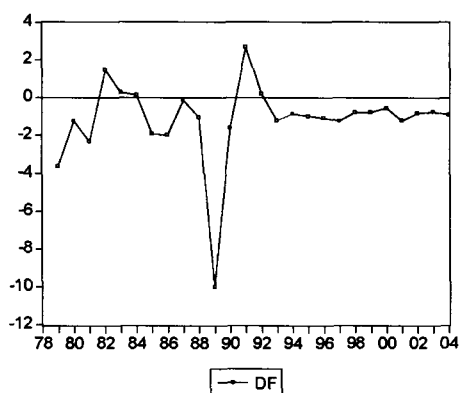


图 4 中国经济数量扩张和质量提高的不同步系数



从图 4 可以看出,在 1982、1983、1984、1991 和 1992 年间中国经济增长质量的增速相对较高,而自 1992 年以后,df 曲线的走势表明 QI 曲线的斜率始终稳定地小于 SI 曲线斜率。不仅如此,SI 和 QI 绝对数之间的差距自 1992 年以后也逐渐扩大(如图 3),这两种因素结合在一起,就可以从定量角度证明,转轨以来中国经济增长质量提高与数量扩张基本上是不同步的,即随着中国经济规模的数量扩张,中国经济增长质量并没有获得同比的改善,而且近年来这种差距有明显增大的趋势。

(四)中国经济增长质量提高与数量扩张非一致性形成机理

自 1978 年转轨以来,中国经济以年均 9.41%^①的速度增长,经济规模总量迅速扩张。与中国经济规模总量的快速扩张不协同的是,中国经济增长质量提高的幅度相对滞后。这是因为:

首先,中国经济增长的高资本成本是二者出现不一致的最主要因素。

在中国经济增长质量综合评价的因子分析结果中,成本因子 F3 始终处于一种无增长趋势的原位波动状态。改革开放以来,由于产出指标的“政绩 GDP”所导致,各级政府通过大量投资来促进 GDP 持续快速增长,然而中国经济始终没能选择一条成本下降的增长路径。中国经济投资率在多数时间里始终处在高位运行,2004 年居然已经达到了近 46%。^② 尽管世界上发展程度较高的国家在经济起飞阶段都有着比较高的投资率,然而从国际上的经验总结看,实际的投资率上限不应该超过 40%左右。^③ 固定资产投资对经济增长的拉动是以有效投资为前提的,如果投资过度,投资所形成的生产能力没有消费需求的及时跟进,反而会导致生产过剩的危机,这必然降低投资效率,增加资本成本。从中国经济发展的实际来看,转轨以来中国资本投入效率低下的主要原因在于资本积累的主要目标偏离了利润动机,而仅仅表现为资本投入规模的扩张。实证研究表明,基本建设投资 and 更新改造投资每增加 1 个百分点,经济增长率分别增加 0.161 个和 0.122 个百分点,然而中国基本建设投资总额是更新改造投资总额的 2.

① 经济年平均增长率用公式 $V = \sqrt[27]{GDP_{2004}/GDP_{1978}} - 1$ 计算,其中 GDP 按 1978 年不变价计算。

② 数据来自于 2005 中国统计年鉴的计算。

③ 相关数据来源于许小年在《财经》年会上文章的内容。

2倍(郭春丽等,2003)。二者结构比例的失调在一定程度上造成了中国资本投入效率低下、过度投资和无效产出并存,这必然使中国经济增长质量受到影响。

其次,中国经济增长中技术进步的贡献率是二者不一致的另一主要原因。

因子分析结果显示技术进步因子 F2 总体呈上升趋势,但可明显看出自 1992 年后技术进步对经济增长的贡献趋于减缓,这可能与国际上实施对华高新技术出口限制有关。经研究发现,经过 Granger 检验后,资本投入与技术进步(TFP)虽有因果联系,但相关性并不强^①。因此,在经济规模扩张的同时,技术进步随着资本投入的大量增加而得到了小幅的积累,当然对经济增长的促进作用也就不可能显著(刘海英,2005)。

再次,中国经济增长中所付出的资源和环境代价制约了增长质量的提高。

虽然环境因子呈现出上升趋势,显示了环境污染程度降低,能源和自然资源的利用效率也逐渐改善,但是应该注意到,这些指标变量大多是 1990 年以后才有官方公布统计数据,而且详细的污染治理指标数据根本无从获取,这使得中国经济增长所付出的环境成本无法估量。另外,由于中国的自然资源及环境的“隐性疾病”(鲁品越,2005)没能纳入到经济增长的成本中,因此从数量上无法评价中国资源和环境的损耗状况。但是大量的事实证明,中国经济增长在很大程度上是以资源、能源的大量消耗和环境污染为代价的。

四、研究结论及启示

(一)研究结论

本文首次从定量分析的角度,运用因子分析方法,对转轨以来中国经济增长质量进行了综合评价,得出如下结论:(1)在反映中国经济增长质量的 14 个指标体系中,提取出环境质量、技术进步和资本成本 3 个公共因子来表征转轨以来中国经济增长质量状况。(2)转轨以来中国经济增长的环境因子 F1 呈上升趋势;技术进步因子 F2 也呈上升趋势但在近年来增长趋缓;资本成本因子 F3 呈波动状,近年来有下降态势(资本成本上升)。然而从总体上看,转轨以来中国经济增长质量还是有所改善。(3)本文构造的模型(4)计算结果表明,在转轨以来的大部分年份中,中国经济增长质量提高与数量扩张基本上不同步的,即随着中国经济规模的数量扩张,中国增长质量并没有获得同比改善。(4)转轨以来中国经济增长质量提高与数量扩张不同步的原因主要有经济增长的资本成本过高、广义技术进步对经济增长的贡献率过低以及中国经济增长的资源环境的代价过大。

(二)措施与启示

首先,中国经济要降低过高的资本成本,改变这种倚重低效率投资的粗放型数量增长状态,转换投资主体,提高投资效率。中国经济必须加快实现由政府向其他投资主体的转换。政府应该尽量少用硬性的投资拉动 GDP 扩张,淡化经济增长的外在数量特征。中国经济资本产出率按着“五年规划”增长的波动特征表明,转轨以来中国经济系统内的资本存量出现了“闲置”状态,而且这些“闲置”的生产能力大都是政府在经济扩张期之前运用投资手段拉动经济增长的结果。^②

其次,中国经济亟待提高自主创新的能力和水平。中国的“和平崛起”已经引起了国际上

^① 由于篇幅所限,本文不再赘述。

^② 详细内容请参见本人博士学位论文第 121-122 页。

其他国家的戒备,因此其经济的进一步发展必将受到遏制。目前中国很难再依靠国际资本的输出来获得先进技术的跨越式发展,“用市场换技术”已经证明效果很差(刘海英等,2004)。因此,中国必须进一步加大研究开发的力度,加强自主创新能力,努力掌握自主知识产权的核心技术、关键技术,实现由资源驱动向创新驱动的战略性转变。转轨以来由于不掌握核心技术,中国每部国产手机售价的20%,计算机售价的30%,数控机床售价的20%—40%都要付给国外专利持有者。而且,中国的科技工作者67%集中在事业单位,17%在国有企业和集体所有制企业,还有16%在三资企业和民办非企业单位工作^①。这种结构性缺陷将直接影响到创新人才的聚集和企业自主创新能力的提高。中国经济目前还没有真正建立起自主创新的平台,从短期看,这不仅降低了中国经济增长质量,而且从长期看来,由于没能真正做到“经济自主”^②将导致经济增长的潜力不足。

最后,我们也应该尽量降低中国经济增长过程中所付出的资源和环境代价。坚决取缔那些粗放型的以掠夺性开发为主的经济增长点。这种做法也许会暂时抑制中国经济规模的数量扩张,但对于提高经济增长质量,实现中国经济的长期可持续增长,具有深远的意义。

参考文献:

- (1) Gary Becker and Kevin Murphy. “The Division Labor, Coordination Costs, and Knowledge”,. Quarterly Journal of Economics. Vol. CVLL., No. 4, 1992, pp1137-1160.
- (2) Lucas, R. J. “On the Mechanics of Economic Development”. Journal of Monetary Economics. Vol. 22, 1988, pp. 3-42.
- (3) Romer, P. E. “Increasing Returns and Long-run Growth”. Journal of Political Economy, Vol. 94, 1986, p1005-1036.
- (4) Solow, R. M. “A contribution to the Theory of Economic Growth.”. Quarterly Journal of Economics, 1956, Vol. 39; 128.
- (5) Vinod. Thomas:《增长的质量》[M],中国财政经济出版社,2001年,第77-103页。
- (6) 多恩布什、费希尔:《宏观经济学》[M],中国人民大学出版社,1997年,第239页。
- (7) 高惠璇:《实用统计方法与SAS系统》[M],北京大学出版社,2001年,第297页。
- (8) 郭春丽、林莉:《基本建设投资、更新改造投资与经济增长的关系的实证分析》[J],《中国社会科学院研究生院学报》2003年第3期,第48页。
- (9) 刘海英、赵英才、张纯洪:《人力资本“均化”与中国经济增长质量关系研究》[J],《管理世界》2004年第11期,第19页。
- (10) 鲁品月:《汇率与中国经济的深层问题》[J],《学术月刊》2005年第10期,第112页。
- (11) 毛健:《论提高我国经济增长质量》[J],《南开经济研究》1995年第3期,第10页。
- (12) 世界环境与发展委员会:《我们共同的未来》[M],吉林人民出版社,1997年,第129页。
- (13) 王积业:《关于提高经济增长质量的宏观思考》[J],《宏观经济研究》2000年第1期,第13页。
- (14) 王苏斌等:《SPSS统计分析》[M],机械工业出版社,2003年,第410-421页。
- (15) 钟学义:《增长方式转变和增长质量提高》[M],经济管理出版社,2001年,第5-6页。

(ZH)

① 相关数据来源于邓楠于2005年12月8日在“首届中国全面小康论坛”的讲话内容。

② 这里的“经济自主”是指经济系统不强调依靠外部技术引进,而主要依靠经济系统自身的技术创新机制建立起来的内涵型增长方式。