

中国地区 GDP 增长统计的真实性检验

阙里 钟笑寒

一、问题的提出

在过去的二十年中，中国的国民经济经历了前所未有的高速增长。但在国际上对中国经济近年来的高速发展，尤其是 1998 年，在经历了百年不遇的特大洪涝灾害，亚洲周边国家以及西方主要国家经济陷入困境的情况下，中国 GDP 高速增长真实性受到了相当多的质疑，是中国的 GDP 统计系统造假吗？国内外的经济学家以及统计学家就此问题，通过各种角度发表了不同的观点，形成了针锋相对的两个对立阵营。

1.1 对中国 GDP 增长的质疑。

王小鲁和孟连(2000)通过经验分析，对全国的 GDP 增长数据提出了质疑，主要的证据是：(1)GDP 地区汇总和全国公布存在差异。1992—97 年根据前者测算的 GDP 增长率比全国公布的高出 1.5-2%。(2)通胀和经济增长关系出现背离。相对于 1979—81、1989—90 两个时期，1996—98 在物价上涨幅度偏低时 GDP 指数偏高。(3)利用工业品产量、货运量和能源消耗量与工业增加值的较为稳定的相关关系，以及根据生产函数估计的全要素生产率，都表明 1992—97 年的工业增加值虚增 4%，是最主要的虚增来源。作者认为 GDP 的高估程度在 1992—1997 年为 2.5 个百分点。

Rawski(2001)指出，中国官方数据之间存在许多不一致性，包括，经济增长率数据与能源消耗数据之间不一致、生产数据之间以及生产数据与投资数据之间不一致、消费数据之间以及消费数据与收入数据之间不一致等。他尤其对发生了大洪灾和东亚危机的 1998 年前后的统计数据进行了分析，并认为：“在 GDP 的结构不发生重大变化的情况下，基本的需求和消费情况表明，2.2%是 1998 年全部经济增长的上限。能源使用的下降、工业中许多行业产出的减少、大量工人下岗、生产能力的普遍过剩、库存积压，以及水灾的影响，这一结果似乎比官方 7.8%的增长率更合理。实际结果可能更低，也许是负增长。”但是，Rawski 的分析缺乏严肃的经验分析支持。

1.2 对质疑的反驳。

任若恩(2002)考察了德国、英国、日本和韩国的经济增长与能源增长数据，发现这些国家都曾经出现过二者不同步的现象。许宪春(2002)指出，目前的统计体系下，全国一级和地区一级的 GDP 数据本身就是由各自的统计机构分别核算的，并不是简单加总关系。Lardy(2002)针对中国经济在过去四年已经严重衰退，其增长率根本不是中国官方发布的 7%以上的说法，列举了两个经济指标，一个是进口额，另一个是财政收入。中国官方数据表明，1997-2001 年，进口额增长了 70%，财政收入增长了 90%。Lardy 认为，进口额不可能被夸大，因为负责贸易统计的海关必须向财政部缴纳进口关税，进口额增长似乎最合理的解释就是国内生产总值的增加。财政收入也不可能被夸大，对所有国家来说，在经济增长率明显下降的情况下，由于企业利润减少，个人收入和消费停滞，税收的增长几乎不可避免地会更加放慢，中国经济增长在过去的四年里严重衰退与税收如此强劲增长是难以吻合的。

Klein & Ozmuur(2002)认为，任何一个国家的经济增长都是由多种因素决定

的,没有任何一种单独的经济活动及其指标能够完全解释宏观经济活动的总体特征——GDP 增长,尤其是象中国这样的大国经济。据此,他们选取了尽可能多的、具有代表性的、来源相对独立的经济变量的变动率,来解释 GDP 的增长,这包括能源、交通、通讯、劳动力、农业、贸易、公共部门、工资、通货膨胀等 15 个变量(参见附表 1)因为这些变量都和 GDP 的波动存在紧密的协同关系,从而变量之间不可避免地存在多重共线性。从计量方法上说,这种共线性完全可能导致本来是应该为正(负)的变量系数(表示一种偏相关关系)变成负(正)数(实际上表示了若干高度负相关变量的总相关关系)而这正是许多经济学家认为中国数据不真实的依据。同时共线性也会导致变量显著性下降的问题。为了克服共线性的干扰,同时不至于减少变量(从而违背了文章建立计量方程的初衷)他们对这 15 个指标采取了主成分分析的方法,即:从这 15 个变量(均为变化率)当中提取出 15 个相互之间线性不相关的“主成分”,再用这些主成分与 GDP 增长率进行回归,找出一个较为可信的回归方程,利用这一方程的回归系数,以及主成分与原来的经济变量之间的相关系数,还原得出 GDP 增长率与这些经济变量之间的系数(经济解释即为弹性)通过其正负关系确定是否违背经济规律。如果出现违背(例如发现能源对增长弹性为负)则认为不能拒绝数据造假的假设。(当然,得出这一结论的可靠性,依赖于是否选取了足够多的经济变量,以包含了对经济当中能够解释 GDP 增长或与其相关的绝大部分经济变量,这可以通过拟合优度来衡量)利用 1980-2000 年年度数据,论文分析发现,由主成分对 GDP 增长回归得到的变量和方程的显著性、拟合优度和残差性质等各项统计指标都很好,而由主成分还原得到的 15 个基本经济变量的变动与中国官方估计的 GDP 增长的相关关系是完全符合经济规律的,特别的,能源增长与 GDP 增长也是正相关的。

本文是对 Klein & Ozmucur(2002) 的方法在地区一级数据的运用。同时,由于所采用数据为平行数据,本文具有了 KO 方法所不具有的一些优点。首先,样本容量明显增大,KO 的数据为 1981—2000 的全国数据,仅有 20 个样本点;而本文采用了 28 个省、市和自治区从 1984—2001 年(18 年)的数据,样本点为 400 个左右(部分样本点由于数据不全而被删去)这样,所得出的变量显著性和一致性提高,结论更有说服力。其次,本文通过运用平行数据独有的固定影响变截距模型,探讨了地区和年度的特殊影响,从而有可能发现地区和年度数据的异常,为数据的真实性提供另外的一个验证。

本文第二部分介绍数据的基本特征,第三部分为计量分析,第四部分为结论。

二、数据

2.1 变量的选择。

本文选取了涵盖了经济生活各个主要方面的基本变量,选择原则一方面要考虑到变量涵盖的内容,另一方面要考虑数据来源的相对独立性与可靠性。变量包括了投资、交通、通讯、医疗卫生、能源等经济生活中的各个方面(表 1)其中,和 KO 文章选取的 15 个观测变量中有 6 个重合。在研究的最初,设想将 KO 文章所提及的 15 个观测指标全部进行地区数据的进一步分析,但通过对数据的调研发现,全国的总体数据与省区数据之间存在着各自的特性,全国数据所能表征的含义在省区的数据中可能没有太大的实际意义。如在能源方面,KO 文章选取了原油、煤和电三个全国数据的观测指标,这三个观测指标对全国的整体数据而言是很有意义的,但具体到省区的数据,则会因为自然禀赋的问题,在很多省份中原油与煤的产量与消费量都很低而且不同地区之间的差异很大,这就很难反映出各个省区能源方面的状况,因此最后选用了最为广泛使用的电力消费量这一

指标，这一指标的各地区数据体现了各个地区能源的消费情况。其余的各个变量的选取，也均是综合考虑了数据的代表性与可得性等因素而最终确定的。总的来看这 10 个观测指标还是很好地反映了我国经济中的各个领域，而且其相对较为独立的数据来源也为最后的结果增加了一定的可信程度。

表 1： 变量列表

变量	单位	表征的经济含义	与 GDP 指标的关系	来源	符号
固定资产投资额	万元	投资	支出法中的组成部分	[1]	fi
卫生机构床位数	万张	医疗卫生	与 GDP 有确定的联系	[1]	hos
CPI 指数		通货膨胀	与 GDP 有确定的联系	[1]	cpi
出口总额	万美元	国际收支	支出法中的组成部分	[1][2]	exp
民用汽车拥有量	辆	交通运输	与 GDP 有确定的联系	[1]	veh
邮电业务量	万元	通讯	与 GDP 有确定的联系	[1]	mai
公路货运周转量	吨*千米	交通运输	与 GDP 有确定的联系	[1]	roa
电力消费量	亿千瓦时	能源	与 GDP 有确定的联系	[1][4]	ele
粮食总产量	万吨	农业	生产法中的组成部分	[1][3]	gra
职工平均工资	元	人民生活	收入法中的组成部分	[1]	wage
商品零售总额	亿元	消费	支出法中的组成部分	[1]	ret

注：数据来源标识：

[1] 《中国统计年鉴》 [M] 中国北京 中国统计出版社 1985-2002

[2] 《中国对外经济贸易年鉴》 [M] 中国北京 对外经济贸易出版社 1985-2002

[3] 《中国农村统计年鉴》 [M] 中国北京 中国统计出版社 1985-2002

[4] 《中国能源统计年鉴》 [M] 中国北京 中国统计出版社 1990-1999

2.2 数据性质、来源和初步处理。

本文选取了 1984-2001 年 18 个时间点上 28 个省¹共 504 个样本数据。从数据的性质上来看，符合了平行数据的定义。在具体的选择中，尽量选取没有经过加工的原始数据。在进行计量分析的过程中，由于部分变量在个别地区和年份的数据缺省，导致样本点删除，以及差分方法的使用，实际利用的样本点少于 504 个，大致在 400 个。

数据取自《中国统计年鉴》等官方权威的统计刊物（具体参见表 1）这些刊物都包含了地区一级的统计数据，这些数据都是由地方统计机构提供的、未经国家统计局处理过的数据，能否反映地区统计数据的质量。

数据还进行了必要的初步处理：

首先是对通货膨胀的调整，由于很多数据是以当年现价来进行计价，因此对通货膨胀的调整是必须的，对通货膨胀的调整可以分为国内和国际两个部分。国内的通货膨胀调整通过累计的 CPI 指数来进行，国际的调整主要是针对以美元计价的出口额，采用的方法是将以当年美元现价计算的变量除以对应的美国国内当年累计 CPI 指数。这样就消除了美元的通货膨胀的影响。

在进行了通货膨胀调整之后，就要将所有数据转换为增长率的形式，为了实现这一目的，对环比指数形式的数据直接减去基准，如 CPI 统计的数据均是以上一年为 100 的指数形式，因此将其减去 100 就得到了当年相对于前一年的增长率，GDP 指数也属于此列。对于其他的以绝对数值计算的变量，则通过先取自然对数再与上一年的自然对数值求差，再乘以 100 的方法。由于涉及到向前一年

¹ 在数据的处理过程中，剔除了西藏、重庆和海南三个数据存在较大的缺失问题的省份，在后文中详细说明。

数据差分，因此 1984-2001 年的原始数据经过预处理之后保留了 1985-2001 年 17 个时间观测点的数据。

地区数据的取舍。由于各行政省区的建立时间前后不一，而且某些省份的统计数据长期缺失，这严重影响了运用计量软件对各个省区数据的估计，为此删除部分省区的数据，包括：海南省、重庆市和西藏自治区。此外，考虑 1997 年重庆从四川分离成为直辖市，四川数据的可比性问题，做了如下处理：1997 年四川的增长率= $(1997 \text{ 年四川}+1997 \text{ 年重庆})/1996 \text{ 年四川}-1 \approx \text{Ln}(1997 \text{ 四川}+1997 \text{ 重庆})-\text{Ln}(1996 \text{ 四川})$ 。

三、计量分析

3.1 主成分提取与模型估计。

首先运用主成分分析的方法对各个变量提取主成分变量，共 10 个主成分变量（PC1—PC10）主成分特征及其与原变量关系参见附表 2、3）接下来，将 GDP 增长率与这些主成分变量进行回归分析。

通过 Breusch-Pagan 的 LM 检验，我们首先断定，在回归中我们不能忽视地区的特殊影响。其次，我们进行了 Hausman 检验，以判断这种特殊影响是固定影响(fixed effect)还是随机影响(random effect)，结果表明模型具有固定影响，因此，我们最终采用固定影响变截距模型。在通过显著性检验，剔除了不显著的变量之后，得到回归方程（见表 2）为了检验方程的强壮性（Robust）我们还对比了混合数据 OLS（Pooled OLS）方法和考虑一阶自相关（AR(1)）的结果。回归结果中，所有变量都在 99% 水平上显著，而且三种估计方法结果差别不大。注意到一阶自相关的固定影响变截距模型估计得出的一阶自相关系数仅为 0.17，说明并不存在很强的一阶自相关，这可能是因为我们已经采用了经过差分处理之后的数据。此外，方程的拟合优度为 0.37，小于 KO 文章的 0.77。原因与我们选取的变量偏少有关。

表 2： 关于 GDP 增长的主成分回归

被解释变量：dDGDP

解释变量	混合数据 OLS	固定影响模型	固定影响模型
			(考虑一阶自相关)
PC1	0.50 (-0.11)	0.40 (-0.10)	0.17 (-0.09)
PC2	1.78 (-0.15)	1.56 (-0.140)	1.24 (-0.13)
PC6	-0.60 (-0.17)	-0.55 (-0.16)	-0.42 (0.12)
PC9	1.99 (-0.25)	2.25 (-0.23)	1.85 (0.22)
常数	10.18 -0.17	10.18 -0.15	5.58 -0.15
R^2	0.37	0.37	0.39
一阶自相关系数			0.17
F 值	62.22	64.40	40.06
样本个数	420	420	392

注：括号中为对应的标准差，表中的解释变量均在 99% 水平下显著

通过主成分变量与原始观测变量的相关系数矩阵(附表3)求出基础经济变量对应的系数,即为GDP增长速度对各基础经济变量变动率的偏导数(弹性)(表3)

表3: GDP增长率对经济变量变动率的偏导数(弹性)

变量	表征含义	GDP增长率的偏导数		
		混合数据 OLS	固定影响模型	带有一阶自相关的固定影响模型
Dlnrwage	职工工资的实际增长率	0.38	0.22	0.21
Dlnrfi	固定资产实际投资额的增长率	1.93	2.04	1.54
Dlnrret	零售商品总额的实际增长率	0.34	0.36	0.15
Dlnrexp	出口额的实际增长率	0.57	0.47	0.34
Dlngra	粮食产量的实际增长率	-0.10	0.19	-0.04
Dlnele	电力消费的实际增长率	0.13	0.18	0.11
Dlnhos	卫生机构床位数的实际增长率	0.10	0.09	0.07
Dlnveh	民用汽车拥有量的实际增长率	0.48	0.17	0.10
Dlnroa	公路货运周转量的实际增长率	0.16	0.29	0.09
Dcpi	居民消费物价指数的实际增长率	1.77	1.83	1.60

固定影响变截距模型估计得出的所有经济变量变动对GDP增长的弹性都是正的。而混合数据和考虑一阶自相关的固定影响模型除粮食变量(Dlngra)之外,也都是正的。三种模型估计结果差别不大。这和公认的经济规律是完全吻合的。而粮食弹性可能为负,也许反映了产业结构落后对经济增长的负面影响,而我们的方程未能包括直接衡量产业结构的变量,只好通过它来体现。

考虑系数的相对大小。GDP对投资和CPI的弹性最大,和中国的经济增长主要靠投资拉动、以及投资冲击导致总需求扩张和物价上涨的特征是完全吻合的。此外,出口额对GDP增长的较大促进作用也反映在GDP对其较大的弹性上。处于中等程度的是GDP对职工(实际)工资和零售商品总额的弹性,说明GDP增长由消费拉动的幅度是较为温和的。弹性较小的则包括电力、卫生和粮食产量的指标。

值得注意的是,电力指标的弹性较小(从而其显著性也可能不大,但主成分分析法无法得到原始变量的标准差和t检验值)部分反映了Rawski(2001)批评的98年前后电力指标和GDP指标“脱钩”的状况。但总体来说,我们没有发现整个时期内严重背离的情况,而且,中国的经济增长与电力增长的关系并不是十分密切,由二者的简单相关关系推论GDP增长违背基本经济规律,从而得出数据不真实的结论,确实是值得怀疑的。

汽车拥有量和货物周转量在三种方法下的系数差别较大,特别是在考虑地区特殊影响的固定影响模型和不考虑这一影响的混合数据模型之间。这可能反映了地区收入水平和基础设施方面的不平衡。另外,我们认为影响公路运输具有高度多元化和分散性,其统计数据的测量误差肯定很大。所以这个数据不一定可靠。同样用这个指标反映GDP与基本经济规律背离的做法也是值得商榷的。

3.2 地区的特殊影响。

和固定影响模型完全等价的,我们可以运用添加所有地区(除选择一个地区作为基准地区以外)作为哑变量,运用普通最小二乘加地区哑变量,对主成分回归方程进行重新估计,目的是取得代表各个地区特殊影响的哑变量系数。由于主成分变量回归结果和固定影响模型相同,我们仅列出了地区哑变量的回归结果

(表 4)

表 4： 地区的特殊影响(添加地区哑变量后的 OLS 回归结果)

地区	哑变量	系数	标准差	T 值	P> t
广 东	proD19	5.83	1.16	5.04	0.00
福 建	proD13	5.51	1.15	4.79	0.00
江 苏	proD10	5.21	1.15	4.53	0.00
山 东	proD15	4.26	1.15	3.71	0.00
浙 江	proD11	4.07	1.17	3.49	0.00
河 北	proD3	3.36	1.15	2.93	0.00
安 徽	proD12	3.07	1.14	2.68	0.01
广 西	proD20	2.86	1.14	2.51	0.01
河 南	proD16	2.72	1.15	2.37	0.02
江 西	proD14	2.71	1.14	2.37	0.02
上 海	proD9	2.13	1.15	1.86	0.06
湖 北	proD17	2.01	1.14	1.76	0.08
北 京	proD1	1.97	1.15	1.71	0.09
天 津	proD2	1.87	1.15	1.63	0.11
吉 林	proD7	1.85	1.14	1.62	0.11
云 南	ProD23	1.52	1.15	1.32	0.19
甘 肃	ProD25	1.50	1.14	1.31	0.19
新 疆	ProD28	1.49	1.14	1.31	0.19
湖 南	ProD18	1.46	1.14	1.28	0.20
内 蒙 古	proD5	1.25	1.14	1.09	0.28
山 西	proD4	1.05	1.14	0.91	0.36
辽 宁	proD6	1.03	1.14	0.91	0.37
宁 夏	ProD27	1.01	1.14	0.88	0.38
四 川	ProD21	0.87	1.14	0.76	0.45
陕 西	ProD24	0.79	1.14	0.69	0.49
黑 龙 江	proD8	0.52	1.14	0.45	0.65
贵 州	ProD22	-0.21	1.14	-0.18	0.86
青 海	proD26				

基准

注：变量顺序按显著性排列

我们在前面已经提到，通过 Breusch-Pagan 的 LM 检验，地区哑变量整体上是显著性的。添加哑变量使得我们对不同地区的特殊影响的相对大小和方向有了进一步了解。可以看出，哑变量系数最大(为正)以及变量最显著的前五个省区，均为东部沿海的发达地区。缺乏进一步的分析，我们可以认为这可能反映了这些省份高报 GDP 增长的可能性和程度是比较大的。但同样可能的是，我们忽略的某些经济变量，例如产业结构、外商投资额、以及财政收入等指标解释了这些地区相对于其他地区的共同特征，他们被包含在了地区哑变量当中。地区哑变量系数偏小(为负)和变量最不显著的集中在了贵州、宁夏、陕西、四川等西部内陆欠发达地区。其解释正好和对发达地区的解释相反。彼此相互印证，数据造假可能性就不大了。但是，注意到河北、安徽等 5 个省区，其经济增长的“要素”可能和四川、陕西和湖南类似，但其地区哑变量的系数却要高许多和相当显著，甚至高过由于“经济”因素而存在地区特殊影响的上海，这就很难排除“非经济”

因素对其 GDP 增长的统计数据的影响了。

3.3 年度的特殊影响。

通过添加年度哑变量到固定影响变截距模型中，进而检验其在回归方程中的显著性。我们可以研究年度的特殊影响（表 5）

表 5： 年度的特殊影响

年份	哑变量	系数	标准差	T 值	P> t
1988	yearD4	-3.13	0.88	-3.55	0.00
1989	yearD5	-4.06	1.01	-4.01	0.00
1996	yearD12	5.43	1.16	4.68	0.00
1987	yearD3	3.28	1.90	1.72	0.09
1992	yearD8	3.17	2.01	1.58	0.11
1993	yearD9	1.90	1.21	1.57	0.12
1999	yearD15	2.92	2.83	1.03	0.30
1998	yearD14	2.65	2.73	0.97	0.33
2001	yearD17	2.39	2.59	0.92	0.36
2000	yearD16	2.42	2.65	0.92	0.36
1995	yearD11	-0.58	0.96	-0.61	0.54
1990	yearD6	-1.1	2.39	-0.51	0.61
1997	yearD13	-1.09	2.36	-0.46	0.65
1991	yearD7	0.55	2.32	0.24	0.81
1985	yearD1	放弃			
1986	yearD2	放弃			
1994	yearD10	基准			
F 检验	25.38	p-value	0.0000		

注：按哑变量的显著性大小排列，F 检验值为所有年度哑变量的联合检验

表中 1985 和 1986 年哑变量因为数据缺乏而被删除。年度变量的整体显著性通过了 F 检验，表明年度影响不能忽视。但是大多数年份的显著性并不大。特别的，1998 到 2001 各年哑变量虽然点估计均为正值，但是个别的均不显著，联合显著性的 F 检验显示为高度不显著（p 值为 0.76）这拒绝了 Rawski（2001）认为的 1998 年以后统计数据存在严重高估的假设。

其他年度中，哑变量最显著的是 1988、1989 与 1996 年。其中 1988 与 1989 年的年度哑变量表现为负的影响。有趣的是，1988 年的经济增长率高达 11.3%，而 1989 年则是这一时期低谷的 4.1%。两个在 GDP 增长上具有完全不同特征的年份，其年份的特殊影响居然是一致的（负）影响。通过比较对 GDP 影响最大的投资数据，1988 年固定投资增长率为 25.4%，而 1989 年仅为-7.2%，可认为这一差异绝大部分可以由投资变化来解释。同样奇特的是，与 1988 年同样高速增长的 1987 年作为了一个具有显著正特殊影响的年份。如果非要认为这个正的影响是某种系统性的统计高报，那么紧接的 1988 年为何又出现了低报呢？似乎很难解释。比较可信的解释是，80 年代末，由于经济改革和政治风波的影响，中国的经济受到了许多方向难以确定而又影响较大的外生冲击。可以看到，这几年中消费品物价指数、固定资产投资与出口等重要经济指标均出现了异常的剧烈波动，这可能是年度哑变量显著但又没有方向确定的影响的主要原因。

1996 年是年度特殊影响具有最为显著正影响的年份。它正是中国经济进行“软着陆”的时期。按照比较权威的说法，这个时候通过压缩投资减低了通胀（数据显然支持投资和通胀的减速）但经济增长没有受到大的影响。如果认为，地

区的特殊影响是由于这一时期中国经济的增长模式发生变化(从高通胀高增长转变为低通胀高增长)导致的,那么这一影响应该可以持续到以后若干年。但遗憾的是,1997年及以后各年我们无法看到持续的、显著为正的年度特殊影响;同时,这一时期似乎也没有80年代末期经济环境的短期剧烈波动。这就不能排除1996年地区GDP统计数据存在一定程度的高估。原因可能是地方不愿意把中央采取紧缩政策后导致的经济增长骤然放慢的结果公布出来,而愿意适度“平滑”这一数据。

四、结论

本文对中国各个地区近20年10个经济基础变量的平行数据运用了主成分分析、固定影响变截距模型以及添加哑变量的方法,提供地区一级的GDP增长数据的验证。

分析表明,在整个这一时期当中,各地区的若干基础经济变量(包括能源消费量)各自相对于GDP的变化趋势是符合基本经济规律的,我们没有发现GDP统计数据质量存在系统的、长期的错误的证据。

对地区特殊影响分析表明,地区特殊影响显著地存在着。不能排除地区造假的嫌疑,但从经济因素进行的解释,特别是考虑我们未能搜集的某些变量的影响,仍然是占上风的。

通过对年度哑变量的分析结果来看,大多数年份的影响并不显著,即使存在影响的,也可能反映了转轨时期经济受到政策等外部冲击的影响。特别的,被关注的1998年没有出现异常的现象,因此不支持1998年GDP的7.8%的增长率是严重作假的观点。

验证GDP数据的真实性是一项相当困难的事情。本文的贡献在于它通过比较系统的计量经济学分析,提供了一个证实或证伪的实证途径。我们希望能通过更全面的变量选择和搜集数据,运用更加严格和丰富的计量方法,得出更为可靠的结论。

参考文献:

- Lardy, Nicholas R. (2002), “China Will Keep on Growing”, *Asian Wall Street*, Vol.6, 43-45.
- Klein, L. R., S. Ozmuur (2002), “The Estimation of China’s Economic Growth Rate”, *ICAS Spring Symposium*, No. 2002-0508-LRK, <http://www.icasinc.org/>.
- Rawski, Thomas G. (2001), “What’s Happening to China’s GDP Statistics?”, *China Economics Review*, Vol.12, 5-15.
- 孟连,王小鲁(2000)“对中国经济增长统计数据可信度的估计”,《经济研究》2000年第10期,2-25页。
- 任若恩(2002)“中国GDP统计水分有多大——评两个估计中国GDP数据研究的若干方法问题”,《经济学季刊》第2卷第1期,37—52页。
- 许宪春(2002)“中外经济学家对中国官方经济增长率的评论”,清华大学中国经济研究中心研究动态,第135期。

附表1 Klein & Ozmuur (2002)计量模型的变量列表

电力(千瓦时)	第三产业就业比重(%)
煤炭(吨)	粮食产量(吨)
原油(吨)	出口(美元不变价)
钢产量(吨)	进口(美元不变价)
货运(吨公里)	政府支出(经过价格缩减)

民航运输(吨公里) 实际工资
 长途电话(次数) 通货膨胀率(消费价格指数)
 畜产品(吨)

附表 2: 主成分特征

主成分编号	特征值	方差	比例	累计比例
1	2.380	1.093	0.238	0.238
2	1.287	0.261	0.129	0.367
3	1.026	0.023	0.103	0.469
4	1.003	0.014	0.100	0.570
5	0.989	0.026	0.099	0.669
6	0.963	0.093	0.096	0.765
7	0.870	0.162	0.087	0.852
8	0.708	0.253	0.071	0.923
9	0.454	0.134	0.045	0.968
10	0.320	.	0.032	1.000

表 3-2: 观测变量与主成分变量的相关系数

观测变量	主成分变量					
	1	2	3	4	5	6
Dlnrwage	0.394	0.051	0.118	0.022	0.186	-0.062
Dlnrfi	0.510	0.230	-0.058	-0.001	-0.003	-0.092
Dlnrret	0.567	0.013	-0.021	-0.003	0.011	0.001
Dlnrexp	-0.113	0.454	0.340	-0.421	0.070	-0.253
Dlngra	-0.069	-0.160	0.430	0.730	0.359	-0.221
Dlnele	-0.068	0.233	-0.014	-0.143	0.777	0.535
Dlnhos	0.029	0.272	0.312	0.279	-0.468	0.705
Dlnveh	0.137	0.643	-0.021	0.270	-0.036	-0.246
Dlnroa	-0.081	0.197	-0.764	0.337	0.056	0.042
Dcpi	-0.464	0.364	0.013	0.067	-0.067	-0.173

(续表)	7	8	9	10
Dlnrwage	0.336	0.819	0.028	-0.073
Dlnrfi	-0.052	-0.298	0.610	-0.460
Dlnrret	0.016	-0.209	0.018	0.796
Dlnrexp	0.564	-0.272	-0.166	0.001
Dlngra	0.171	-0.208	0.044	0.002
Dlnele	-0.165	-0.043	0.035	0.024
Dlnhos	0.184	-0.001	0.012	-0.015
Dlnveh	-0.473	0.082	-0.445	-0.066
Dlnroa	0.492	-0.080	-0.065	0.005
Dcpi	-0.106	0.254	0.627	0.381

清华大学中国经济研究中心网

<http://www.ncer.tsinghua.edu.cn/> 07/2003