

# 与能源消耗等指标发生偏离的 GDP 是否可信<sup>\*</sup>

许永洪 洪昕 陈建伟

**内容提要:** 本文选取了 1995 - 2014 年全国 30 个省市数据,综合使用了向量自回归模型、参数面板模型、非参数面板模型和面板门限模型对 GDP 增速与电力消费增速、第二产业增速、第三产业增速、财政收入增速、货物流转增速、能源消费增速和固定资产投资增速等物理性指标间的关系进行了建模。实证研究发现,GDP 增速、电力消费增速、第三产业增速、能源消费增速之间存在作用机制,但是这种影响模式并非一成不变,在不同时间段内,其模式发生改变,同时,这一影响模式也随着人均 GDP 的变化而发生阶段性改变。在经济新常态下,不能因为经济转型中的 GDP 数据与物理指数之间发生偏离,而简单否定 GDP 的准确性。

**关键词:** 物理指数;宏观经济评价;数据质量评估

**DOI:** 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2017.05.002

**中图分类号:** C812      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1002-4565(2017)05-0017-11

## Is GDP Trustworthy When Biased with Other Macroeconomic Indicators

Xu Yonghong Hong Xin Chen Jianwei

**Abstract:** With the macroeconomic data of 30 provinces (without Tibet) from 1995 to 2014 in China, it uses the models of VAR, parametric panel data, Nonparametric panel data and panel threshold to research the relationships among GDP, electricity consumption annual growth rate, second industry annual growth rate, third industry annual growth rate, government receipts annual growth rate, Ton-miles of freight annual growth rate, energy consumption annual growth rate and fixed asset investment annual growth rate. The empirical study finds, there is the action mechanism among the growth rate of GDP, electricity consumption, third industry and energy consumption, and the relationships among the variables are changing among the time and the GDP per capita. Now China experience a New Normal in economics, it should not easily deny the accuracy of GDP just because of the deviation among GDP and those macroeconomic indicators.

**Key words:** Real-world Economic Indicators; Macroeconomic Assessment; Data Quality Assessment

### 一、引言

准确性是统计数据的生命线,新中国成立后,我国国民经济核算长期采用苏联模式的《物质产品平衡体系》(又称 MPS),至 2002 年我国实施《中国国民经济核算体系(2002)》,标志着我国统计体系全面转向与世界接轨的 SNA(System of National Accounts)核算体系。由于与发达国家统计

\* 本文为国家社会科学基金重大项目“大数据与统计学理论的发展研究(13&2D148)”的阶段成果。

发展历程不同,改革后高速增长的中国不被发达国家理解,许多学者和科研机构长期以经济变量间的偏离质疑中国GDP数据的准确性。

Rawski(2001)<sup>[1]</sup>认为1997—2000年间中国经济实际GDP增长了24.7%,但同期的能源消耗却降低了12.8%,两者增长不一致,并明确质疑中国GDP增长率。孟连、王小鲁(2000)<sup>[2]</sup>指出中国工业产品的生产产量、货物运输业增长、电力和能源消费量增长与工业增长之间的数据的不一致,利用线性回归模型发现中国工业增加值生产函数中全要素生产率在1992—1997年为7.3%,远高于1978—1991年的2.5%,认为没有理由支持全要素生产率发生飞跃,便对1992—1997年的工业增加值提出了质疑,转而对中国GDP的准确性提出质疑。

电力、电信、能源、税收、客运等常见物理指数(指标)利用业务的是主管部门发生的行政记录数据编制而成,可信度较高,短期内经济变量间往往保持某一关联关系,在物理性指数与GDP发生偏离时,学者们往往认为GDP的准确性存疑。对于这种逻辑,任若恩(2002)<sup>[3]</sup>在回应Rawski以及孟连、王小鲁的质疑时指出,经济的增长率与能源增长率大致相等的前提,在现实中难以成立,工业增加值和货物运输、能源消耗等的相关关系通常并不稳定。另外,在1997—2000年间,由于对小煤窑的关、停、并、转,能源消费数据可能存在低估。不能仅根据能源消费量数据的下降,来判断这一阶段我国GDP增长存在水分。”Klein和Ozmucur(2002)<sup>[4]</sup>在承认中国GDP度量内在困难性的基础上,选取了包括能源、交通、通讯、劳动力、农业、贸易、公共部门、工资、通货膨胀等在内的15个指标建立了主成分分析回归模型,未发现我国所公布的GDP数据被高估的情况。

2004年中国开展第一次经济普查后,中国GDP上调16.8%,证明了中国国民经济核算由于存在漏算和金融服务等产出核算方法的不适用性,以往的GDP存在低估,而不是Rawski等学者认为的“高估”,对于中国GDP数据质量的争议暂告段落。

2009年5月14日,国际能源署(IEA)在例行发布的全球石油市场报告中指出,当年一季度中国6.1%的GDP增速同当季石油需求下降3.5%存在数据背离现象,且中国电力需求异常疲软,认为中国的GDP数据并不准确。在中国经济转型背景下,以物理指数和GDP偏离质疑中国的经济增长的研究和观点越来越多,中国GDP准确性再次成为社会研究的热点,国家统计局于2015年在《人民日报》发文解释物质指数和GDP增速的偏离。

## 二、研究设计与数据

### (一) 研究设计

以往用物理指数研究GDP准确性的文章,其方法主要有分析指标间比例关系的偏离(Rawski, 2001<sup>[1]</sup>; 孟连、王小鲁, 2000<sup>[2]</sup>; 任若恩, 2000<sup>[3]</sup>)、线性回归模型(孟连、王小鲁, 2000<sup>[2]</sup>; Klein、Ozmucur, 2002<sup>[4]</sup>)、时间序列模型(林伯强, 2003<sup>[5]</sup>; 吴巧生、陈亮等, 2008<sup>[6]</sup>)、参数面板模型(周国富、连飞, 2010)<sup>[7]</sup>、非参数面板模型(刘洪、金林, 2012<sup>[8]</sup>; 许永洪、洪昕, 2015<sup>[9]</sup>)等,这些研究由于使用不同的数据,采用不同的方法,研究结论不完全相同。以物理性指数质疑GDP数据准确性的前提是物理性指数和GDP之间必须要存在某一固定关系,那么中国的GDP数据和物理性指数之间是否存在这样的一致性,本文将系统研究以物理性指数和GDP偏离质疑GDP这一问题,一方面,该问题是已经成为社会热点;另一方面早期的研究多为定性研究,近年涌现的一些实证研究大多研究的是GDP变化下其他变量变化的程度和水平,本文将利用最近数据,综合多种实证方法,研究转型下的物理指数和GDP增速变化是否存在长期稳定关系,是否可以根据两者的偏离质疑中国GDP的准确性。

本文研究的逻辑顺序和篇幅安排为:第二部分,首先对参与建模的数据序列逐一进行单位根检

验以检验序列的平稳性,避免伪回归现象。在确认数据序列平稳性后,对数据建立向量自回归模型,以分析内生变量的动态关系,并进一步引入脉冲响应函数,分析扰动项对变量的影响关系和这一影响关系的传导模式。第三部分,向量自回归模型和脉冲响应模型<sup>[10]</sup>主要用于分析判断变量间的动态影响关系,在这两个模型的基础上,建立参数面板模型,并利用最小二乘法将误差平方和最小化,求得因变量的条件分布的近似均值函数,以分析自变量对因变量的影响情况。第四部分,由于传统的面板参数模型需要对变量间函数关系进行假设,因此引入非参数模型,假定经济变量之间的关系未知,并与参数模型的建模结果进行对比。第五部分,线性回归模型主要关注解释说明被解释变量与解释变量之间的线性关系,而对现实生活中的数据模型反映的线性关系可能并非一成不变,因此建立门槛模型<sup>[11-13]</sup>,以评估在不同数据发展阶段中解释变量对于被解释变量的影响程度。第六部分是本文的主要结论。

## (二) 数据与变量设计

研究的数据取自于各省历年统计年鉴和中经网经济统计数据库(CEIC),因西藏数据大量缺失,因此选取全国剩下30个省市的数据。具体影响GDP的物理指数有很多,鉴于数据搜集和分析的可操作性及全面性,选择了包括国内生产总值GDP、第二产业产值、第三产业产值、地方政府财政收入、当年货运周转量、当年能源消费总量、当年电力消费总量和固定资产投资总额等变量数据,全面涵盖了主要文献中(Rawski, 2001<sup>[1]</sup>; 孟连、王小鲁, 2000<sup>[2]</sup>; 任若恩, 2000<sup>[3]</sup>; Klein、Ozmucur, 2002<sup>[4]</sup>; 林伯强, 2003<sup>[5]</sup>; 吴巧生、陈亮等, 2008<sup>[6]</sup>; 周国富、连飞, 2010<sup>[7]</sup>; 刘洪、金林, 2012<sup>[8]</sup>; 许永洪、洪昕, 2015<sup>[9]</sup>)的物理指标的选取角度。考虑到1995年以前许多省市数据不完整,本文选择1995—2014年的统计数据,总共570组数据。

为了消除价格变动因素对GDP、政府财政收入、固定资产投资总额的影响,本文采用剔除价格因素后的数据进行分析。GDP、政府财政收入采用各省历年的消费价格指数进行调整,固定资产投资总额采用各省历年的固定资产投资价格指数进行调整。

因各指标统计口径不同而无法直接汇总,统一换算为增速数据,为方便获得弹性数据,对变量取对数进行建模,同时,为防止数据在取对数时出现小于等于零的情况,本文使用的是发展速度,以避免文字歧义,在变量描述时用“增速”,数值等于增长率加1,即对变量进行了平移,不影响计量估计结果。

在实践中,电力消费增速被各界认为最适合用于评价GDP的准确性。电力供应在全国范围内较为透明,价格统一,统计过程电子化,规范完整,数据质量高,不像税收数据容易受每年税收优惠认定的影响,且在全国减轻企业税负的税收改革下,税收的纵向可比性并不理想。同样,货运周转量统计体系也不如电力消费完善,数据质量不如电力消费数据。因此本文选择电力消费指数作为因变量。由于本文研究的是物理指数和GDP增速偏离的现象和解释,因此,因变量选取两者的比值。

建模变量设置为:Y表示GDP增速与电力消费增速比值的自然对数,X1表示第二产业占比增速取自然对数,X2表示第三产业占比增速取自然对数,X3表示财政收入增速取自然对数,X4表示货物流转增速取自然对数,X5表示能源消费增速取自然对数,X6表示固定资产投资增速取自然对数,取对数目的是确保数据序列平稳。

## 三、VAR视角下宏观变量间动态传导模式

### (一) 单位根检验

为避免伪回归,本文综合采用了假设各截面序列具有相同的单位根过程的Levin-Lin-Chu检验和假设各截面序列具有不同单位根情形下的Fisher-ADF检验、Fisher-PP检验和Im-Pesaran

- *Skin* 检验, 逐一对处理后的变量进行检验, 综合结果认为处理后的面板数据序列  $Y, X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6$  均是平稳的。

(二) VAR 模型实证

对数据序列建立 VAR 模型<sup>[11]</sup>, 可以预测变量相互联系的时间序列系统, 同时也可以分析随机扰动项对所建立的变量系统模型的动态影响效果。由表 1 结果可知, 若以赤池 (Akaike) 信息准则 (AIC) 为标准选择滞后阶数  $k$  值, 应选择建立 VAR(3) 模型; 若以施瓦茨 (Schwartz) 准则 (SC) 为标准选择滞后阶数  $k$  值, 应建立 VAR(1) 模型。由于 AIC 和 SC 准则所选择的  $k$  值不一致, 故进一步考虑 LR (似然比) 统计量以选择  $k$  值, 根据表 1 结果, 建立 VAR(3) 模型。

表 1 VAR 模型的滞后期选择标准

滞后期	LR 统计量	FPE 统计量	AIC 统计量	SC 统计量	HQ 统计量
0	—	0.000	-18.680	-18.618	-18.656
1	410.744	0.000	-19.346	-18.858*	-19.154*
2	133.830	0.000	-19.423	-18.516	-19.070
3	112.541*	0.000	-19.471*	-18.132	-18.944

注: \* 表示在该统计量的判断准则下的最优选择; 0.000 表示小于 0.001 的数, 下同。

VAR(3) 模型回归结果见表 2, 重点考察了因变量与各被解释变量间的关系, 在 10% 显著性水平下,  $Y$  与其滞后 2 阶变量,  $X_2$  的滞后 1 阶变量,  $X_3$  的滞后 3 阶变量以及  $X_6$  的滞后 3 阶变量存在较为显著的关系, 而模型也整体显著, 即 GDP 增速与电力消费增速的差异变化与自身滞后 2 期的差异变化值、前期第三产业增速变化、滞后 3 期的财政收入增速变化和滞后 3 期的固定资产投资增速变化情况由有相关性, 并且可以看出,  $Y$  与  $Y(-2)$ 、 $X_3(-3)$ 、 $X_6(-3)$  均存在正向关系, 即过去的 GDP 增速与电力消费增速的差异变化、财政收入增速变化和固定资产投资增速变化对现期的被解释变量存在正向传递关系, 而与  $X_2(-1)$  存在负向关系则说明过去第三产业占比的变化情况对被解释变量为反向传导的关系, 产业升级带来用电量消耗减少。

表 2 向量自回归 VAR(3) 模型的估计结果

	Y	X1	X2	X3	X4	X5	X6
Y(-1)	-0.020	-0.011	0.010	-0.008	0.160	-0.104**	0.085
Y(-2)	0.103**	-0.036	0.049*	0.070	-0.118	-0.167***	-0.072
Y(-3)	0.046	0.037***	-0.086	0.044	-0.046	0.080*	-0.066
X1(-1)	-0.075	0.140**	0.059	0.113	-0.253	0.189	-0.133
X1(-2)	0.061	0.164**	-0.079	0.105	0.946**	-0.015	0.0905
X1(-3)	0.031	0.102*	0.012	-0.189*	0.255	0.073	0.325*
X2(-1)	-0.236*	-0.0478	0.162**	-0.117	-0.664	-0.008	-0.208
X2(-2)	-0.035	-0.002	0.075	0.094	0.360	0.060	-0.174
X2(-3)	0.120	0.098*	0.029	-0.171*	0.303	0.158	0.432***
X3(-1)	-0.040	-0.058**	0.046*	0.257***	0.216	-0.048	-0.156***
X3(-2)	0.054	-0.0112	0.001	0.038	0.099	0.010	0.155***
X3(-3)	0.102**	-0.077***	0.051**	-0.103**	0.108	-0.129***	-0.054
X4(-1)	-0.0010	0.0134*	-0.010	0.031**	-0.126***	0.013	0.016
X4(-2)	0.005	-0.0001	-0.009	0.035***	-0.021	-0.005	0.003
X4(-3)	-0.019	0.005	-0.013*	0.000	-0.057	0.012	-0.023
X5(-1)	-0.080	0.044*	-0.121***	0.222***	-0.085	-0.037	0.077
X5(-2)	-0.047	-0.012	-0.013	-0.041	-0.295*	0.144***	0.058
X5(-3)	0.003	0.021	-0.009	0.093**	-0.116	0.116***	0.089*
X6(-1)	-0.062	0.127***	-0.131***	0.136***	0.251*	0.161***	0.363***
X6(-2)	0.001	-0.009	0.015	0.086**	0.220	0.040	-0.012
X6(-3)	0.066*	-0.004	0.016	-0.000	-0.131	-0.056	0.117**
常数项	0.005	0.000	0.023***	0.056***	0.040	0.065***	0.0800***
$R^2$	0.065	0.239	0.238	0.349	0.065	0.199	0.300
$\bar{R}^2$	0.022	0.204	0.203	0.319	0.022	0.162	0.267
F 值	3.861***	6.849***	6.800***	11.698***	1.518***	5.412***	9.325***

注: \*、\*\*和\*\*\*表示拒绝显著性水平 10%、5% 和 1% 的假设检验。

### (三) 脉冲分析

由表 2 的结果可知, 对第  $i$  个变量的冲击不仅仅直接影响变量自身, 并且也会通过 VAR 模型动态(滞后)结构传导到所有其他的内生变量, 而脉冲响应函数正好描绘了在一个特定扰动项上叠加一次性的一个冲击(one-time shock), 会对内生变量的当前值和未来值所带来的数值影响。因此, 在建立 VAR 模型的基础上, 进一步进行脉冲响应分析。考虑到本文变量较多, 且变换变量次序所可能产生的影响较大, 因此选择采用广义脉冲响应分析方法进行分析。该方法是基于传统的脉冲响应分析进行改进的, 与传统分析相比消除了传统分析因变量顺序不同而造成的干扰, 能够较好地满足模型和数据的要求。

表 3 呈现的是对各解释变量予以一个冲击后得到的关于被解释变量  $Y$  的脉冲响应情况, 对于稳定的 VAR 模型, 脉冲响应函数应趋向于 0, 由表可见所得脉冲响应函数确实都逐渐趋向于 0, 也再次说明了此前所建的 VAR(3) 模型为稳定模型。

表 3 各解释变量冲击后  $Y$  的脉冲响应函数

时期数	X1	X2	X3	X4	X5	X6
1	0.005	-0.009	0.007	-0.001	-0.009	0.000
2	0.002	-0.005	-0.002	-0.001	-0.004	-0.006
3	0.003	-0.003	0.004	0.001	-0.002	-0.002
4	-0.001	0.001	0.006	-0.004	-0.000	0.005
5	0.002	-0.003	0.002	0.003	-0.000	0.0007
6	0.001	-0.001	0.002	0.000	0.001	0.002
7	0.001	-0.001	0.000	-0.000	0.002	0.002
8	0.001	-0.001	0.000	0.000	0.001	0.002
9	0.001	-0.000	-0.000	-0.000	0.001	0.001
10	0.000	-0.000	-0.000	-0.000	0.001	0.001

从表 2 和表 3 可以综合分析得出以下结论:

1. 对第二产业占比增长率的正向冲击会给 GDP 与电力消费增长率的差距变化情况带来同向的冲击, 但冲击影响效应有限, 在 5 期之后就趋于稳定。而对第三产业占比增长率的正冲击则会给被解释变量及时的负向影响, 而这一影响也在 4 期小范围波动之后逐渐稳定。

2. 对财政收入增速变量给予一个正向冲击后,  $Y$  值在前 5 期波动较为剧烈, 且在第 4 期达到冲击后的第二个高点, 此后逐渐趋于稳定。对货物流转增速予以正向冲击后, 则对  $Y$  值产生反向冲击, 但这一冲击幅度并不大。

3. 对能源消费增速的正向冲击经市场传递会给  $Y$  值一个负向的影响, 但这一影响随着时期数的推移而逐渐减小, 在 5 期之后呈现为稳定但微弱的正向影响。给固定资产投资增速一个正冲击后,  $Y$  值在前 5 期上下波动, 且冲击效应在第 4 期达到正向峰值后逐渐回落, 从第 6 期开始趋于一个稳定的正面效应, 这说明固定资产投资增速的提升会在 4 期之后对  $Y$  值产生稳定的拉动作用, 且这一促进作用具有较长的持续效应, 反之如果固定资产投资增速降低也会在 4 期后给  $Y$  值带来负面的冲击。

## 四、参数面板模型视角下宏观变量间的影响关系

### (一) 参数模型的设定

考虑不同截面的异质性, 面板数据的参数模型可以设定为:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \beta_5 X_{5it} + \beta_6 X_{6it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $\alpha_{it}$  代表个体差异的固定效应,  $Y_{it}$  为第  $i$  个城市在第  $t$  时期内的 GDP 增速/电力消费增速

的自然对数,  $X_{kit}$  为第  $i$  个城市在第  $t$  时期内的第  $k$  个变量值,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项, 且  $\varepsilon_{it} : i. i. d(0, \sigma_u^2)$ ,  $i = 1, 2, \dots, K, n, t = 1, 2, \dots, K, T$ , 由于各变量的值均取自然对数, 故变量  $\beta_k$  表示相应变量的弹性。上式可以由 Hsiao(2003)<sup>[14]</sup> 中给出的面板数据固定效应模型的标准估计方法进行估计, 得到各斜率系数(弹性)的估计。

(二) 面板参数模型实证

建立零假设为“固定效应模型和混合回归模型无差别”, 邹至庄检验(Chow 检验) F 值为 2.178, 5% 的显著性水平下拒绝原假设, 由于固定效应模型刻画了个体和时点的不同影响, 对数据的描述更加全面, 因此应采用固定效应模型。Hausman 检验的零假设为个体效应和解释变量不相关, 固定效应和随机效应都一致, 但是随机效应更有效。Hausman 检验卡方值为 14.227, 5% 的显著性水平下拒绝了原假设, 认为建立固定效应模型更合理。

建立零假设为“不存在不可观测因素或者组内不存在相关性”, 存在误差方差和偏离正态性时有效, 伍德里奇半参数检验 Z 统计量为 1.31, 无法拒绝原假设, 可认为数据并无异方差和偏离正态性的情况。所建面板模型存在部分自变量不显著但模型整体显著的特征, 这一特征通常反映模型存在序列相关, 而经济变量的影响也的确常常存在滞后效应。采用 Breusch-Godfrey 检验对模型进行序列相关性检验, 卡方值为 62.1644, 在 1% 显著性水平下拒绝原假设, 建模所选数据存在序列相关性, 因此, 应考虑建立动态面板模型。

从表 4 模型中, 可以得到如下结论:

表 4 动态面板个体时点固定效应面板数据模型回归结果

变量	估计值	变量	估计值
Lag(Y, 1)	-0.100***	X4	-0.018
X1	-0.038	X5	-0.216***
X2	-0.279**	X6	-0.033
X3	0.025	—	—
样本容量	540	F 检验值	5.011***
R <sup>2</sup>	0.067	R <sup>2</sup>	0.061

注: \*、\*\*和\*\*\*表示拒绝显著性水平 10%、5% 和 1% 的假设检验。

1. 从模型整体来看, 针对 GDP 与电力消费增速差距与各物理指数所建线性模型均整体显著, 可见其与各物理指数在一定程度上存在关联性。而从变量来看, X2、X5 始终在 10% 的显著性水平上显著, X4 在大部分模型中显著, 表示第三产业占比增速、能源消费增速与 GDP 增速/电力消费增速存在显著相关关系, 货物流转增速与 GDP 增速/电力消费增速的关系并不明朗, 而第二产业占比增速、财政收入增速与固定资产投资增速则与 GDP 增速与电力消费增速差距变化不存在显著的线性关系。

2. 从变量系数来看, 第三产业占比增速的自然对数系数为负, 表明当期第三产业占比增速提高, 不仅不会扩大 GDP 增速与电力消费增速的差距, 反而会减少其差距, 这与本文之前的分析有所差异, 需进一步进行探讨。另外, GDP 增速比电力消费增速的自然对数的 1 阶滞后项、货物流转增速的自然对数和能源消费增速的自然对数系数值均是负数, 一方面显示了上期 GDP 增速/电力消费增速对本期存在显著的收敛效应, 即当上期这一差异值较大时在本期这一差异值可能由于各种原因而有所回调; 另一方面, 则反映了货物流转增速与能源消费增速越大, 对 GDP 增速/电力消费增速的负向影响效应越大, 这一现象的出现可能是由于货物流转与能源消费均与第二产业息息相关, 当二者增速增大时也就代表着工业生产较为繁荣, 而根据此前对第二产业性质的判断, 此时随着工业增加值的提升, 相应电量消费也大大增加, 因此 GDP 增速与电力消费增速差距相对较小, 这

与人们的普遍认知也较为一致。

## 五、非参数面板模型视角下宏观变量间的关系

将面板数据固定效应非参数模型设定为:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + f(X_{1it}, X_{2it}, \dots, X_{6it}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

本文中  $n = 30$ ,  $T = 19$ 。多元函数  $f(g)$  的形式未知,不做其他限制,仅需满足光滑性。 $\alpha_{it}$  表示固定效应,非参数部分函数  $f(x)$  不可识别,但其偏导数  $\beta(x)$  能够估计得出。参照 Ullah、Roy (1998) [15] 著作中的方法,对上式进行估计。

根据 Ullah、Roy(1998) [15] 给出的标准选择最优窗宽为  $h = a(nT)^{1/9}$ ,此处考察了  $a$  从 0.8 ~ 1.5 区间的 8 种结果来对比其敏感性。估计结果如表 5 所示,通过  $t$  检验的  $\hat{\beta}_k(x)$  值数量不随窗宽增大而发生明显变化,说明非参数估计对窗宽数值不敏感。

表 5 各因子平均弹性估计结果

窗宽		X1		X2		X3		X4		X5		X6	
$\alpha$	$h$	$\hat{\beta}_1(x)$	$t$ 值	$\hat{\beta}_2(x)$	$t$ 值	$\hat{\beta}_3(x)$	$t$ 值	$\hat{\beta}_4(x)$	$t$ 值	$\hat{\beta}_5(x)$	$t$ 值	$\hat{\beta}_6(x)$	$t$ 值
0.8	0.395	0.048	0.484	-0.222	-2.335	0.075	1.994	-0.013	-0.576	-0.245	-6.116	-0.003	-0.102
0.9	0.445	0.045	0.457	-0.227	-2.396	0.071	1.899	-0.010	-0.461	-0.248	-6.247	-0.002	-0.078
1	0.494	0.043	0.434	-0.232	-2.446	0.067	1.813	-0.008	-0.365	-0.250	-6.359	-0.0012	-0.050
1.1	0.544	0.041	0.415	-0.235	-2.488	0.064	1.738	-0.006	-0.288	-0.253	-6.453	-0.001	-0.024
1.2	0.593	0.039	0.398	-0.239	-2.524	0.062	1.673	-0.005	-0.2289	-0.255	-6.532	0.000	0.000
1.3	0.642	0.038	0.385	-0.241	-2.553	0.060	1.618	-0.004	-0.185	-0.256	-6.597	0.001	0.022
1.4	0.692	0.037	0.374	-0.243	-2.578	0.058	1.572	-0.003	-0.155	-0.258	-6.651	0.001	0.042
1.5	0.741	0.036	0.364	-0.246	-2.600	0.0565	1.533	-0.003	-0.137	-0.259	-6.696	0.002	0.059

从表 5 来看,可以得到以下结论:

1. X2,即第三产业占比的平均弹性值均为负数,财政收入即变量 X3 的平均弹性值则为正数,但他们的绝对值都小于能源消费增速的平均弹性,说明这两个物理指数对于 GDP 与电力消费增长率差距的影响不如能源消费增速大,符合经验认识,因为能源消费通常直接与第二产业的生产相关,在能源消费量中占比最大的就是工业能源消费,而电力消费对于工业企业而言属于可变生产成本,其涨消也与工业生产情况息息相关,而增速则与产能扩大的速度往往是同步变化,所以能源消费对 GDP 和电力消费差距的影响作用不仅较为显著,且随着能源消费增速的增加,GDP 与电力消费增速的差距反而有缩小的趋势。

2. 从非参数建模结果看,财政收入变量 X3 的弹性绝对值最小,说明财政收入变化对于扣除电力消费的 GDP 造成的影响不大。与经验认识相同,财政收入增速对于被解释变量 Y 的影响为正向,因为财政收入的组成多样,其中有可能包含众多服务业产业的税赋收入,对于这些企业而言,电力消费正是固定成本,并不随其产能的扩大或发展而发生同等程度的改变,因此随着财政收入的增加,GDP 与电力消费增速的差距可能反而扩大。

3. 第三产业增速变量 X2 占比增速的弹性为负,这与参数估计结果一致。结合此前所做 VAR 模型和脉冲响应模型,本文可以对产生这一现象的原因进行尝试性推断:随着近年来第三产业的不断发展,在大部分省区,尤其是东部沿海发达地区,其增加值在 GDP 中占比不断提升,但是根据此前相关资料和分析,发达国家在第三产业的发展上呈现服务类产业比重大于流通类的特征,而中国和印度则与发达国家不同,呈现流通类比重大于服务类的特征,这一方面说明以我国为代表的发展中国家和地区第三产业内部的新兴产业相对弱小;另一方面也说明了与电力消费在服务业中的固定成本特征存在差异的是,在某种程度上,流通类产业在电力消费上也存在类似可变成本消费的特

征,两种产业作用相互抵补,最终呈现出随着第三产业占比增速的提升,GDP与电力消费差距增幅反而减小的现象。

非参数估计形式较为灵活,不需要事先假设函数形式,特别地,该方法还可以考察在不同因子取值下各因子对因变量影响的非参数估计。表7中对平均弹性的估计结果无法全面反映不同因子取值下,各因子对因变量影响的状态。参照 Ullah、Roy(1998)<sup>[15]</sup> 给出的方法对因子取值进行非参数逐点估计,细致分析各因子系数变化的演变轨迹。

表6为各因子的弹性变化值及其t值,可见,X2、X3、X5依然在所有年份均保持了显著,而X4则在小部分估计点上呈现显著。X3、X4和X5各因子弹性绝对值均随着时间的推移而趋于稳定,说明以上因子对GDP/电力消费的影响随着时间推移逐渐降低至稳态,但X2的因子弹性变化趋势则随着时间的推移呈现一个类似“微笑曲线”的变化趋势而这恰与本文此前分析所得的第三产业发展侧重点不同被解释变量的影响作用不同的推断互为佐证。

表6 各因子弹性的逐点估计结果

$\hat{\beta}_1(x)$		$\hat{\beta}_2(x)$		$\hat{\beta}_3(x)$		$\hat{\beta}_4(x)$		$\hat{\beta}_5(x)$		$\hat{\beta}_6(x)$	
估计值	t值	估计值	t值	估计值	t值	估计值	t值	估计值	t值	估计值	t值
0.061	0.648	-0.236	-2.574	0.057	1.560	-0.035	-1.644	-0.281	-7.569	0.014	0.484
0.061	0.646	-0.230	-2.504	0.062	1.688	-0.033	-1.523	-0.273	-7.304	0.011	0.379
0.061	0.642	-0.226	-2.448	0.066	1.787	-0.031	-1.403	-0.267	-7.081	0.008	0.291
0.060	0.634	-0.222	-2.403	0.069	1.860	-0.028	-1.287	-0.262	-6.895	0.006	0.216
0.060	0.625	-0.220	-2.369	0.071	1.913	-0.026	-1.174	-0.258	-6.739	0.004	0.153
0.059	0.613	-0.218	-2.343	0.072	1.948	-0.024	-1.064	-0.254	-6.611	0.003	0.099
0.058	0.599	-0.217	-2.326	0.073	1.968	-0.021	-0.957	-0.252	-6.505	0.002	0.054
0.07	0.585	-0.217	-2.314	0.074	1.978	-0.019	-0.854	-0.250	-6.419	0.001	0.016
0.055	0.569	-0.217	-2.308	0.074	1.977	-0.017	-0.753	-0.248	-6.350	-0.000	-0.016
0.054	0.552	-0.218	-2.307	0.073	1.968	-0.015	-0.656	-0.247	-6.296	-0.001	-0.043
0.053	0.534	-0.219	-2.309	0.073	1.954	-0.012	-0.561	-0.246	-6.253	-0.002	-0.066
0.051	0.516	-0.220	-2.315	0.072	1.935	-0.010	-0.468	-0.246	-6.220	-0.002	-0.085
0.049	0.497	-0.221	-2.323	0.072	1.913	-0.008	-0.377	-0.245	-6.196	-0.003	-0.101
0.048	0.478	-0.223	-2.334	0.071	1.888	-0.006	-0.289	-0.245	-6.179	-0.003	-0.115
0.046	0.458	-0.225	-2.346	0.070	1.861	-0.004	-0.202	-0.246	-6.169	-0.004	-0.126
0.044	0.439	-0.227	-2.360	0.069	1.832	-0.003	-0.116	-0.246	-6.163	-0.004	-0.135
0.042	0.419	-0.229	-2.374	0.067	1.803	-0.001	-0.033	-0.246	-6.162	-0.004	-0.143
0.041	0.400	-0.232	-2.390	0.066	1.773	0.001	0.050	-0.247	-6.164	-0.004	-0.148
0.039	0.380	-0.234	-2.407	0.065	1.743	0.003	0.131	-0.248	-6.170	-0.005	-0.153

表7展现了原函数以及各因子弹性的非参数随机效应的估计。Ullah、Roy(1998)<sup>[15]</sup>建议依据  $h = a(nT)^{1/9}$  准则选择最优窗宽,其中a为正常数。表7中给出了a取值在[0.8,1.5]区间上的8种结果来对其敏感性进行对比。

表7 各因子平均弹性估计结果

窗宽		X1		X2		X3		X4		X5		X6	
$\alpha$	h	$\hat{\beta}_1(x)$	t值	$\hat{\beta}_2(x)$	t值	$\hat{\beta}_3(x)$	t值	$\hat{\beta}_4(x)$	t值	$\hat{\beta}_5(x)$	t值	$\hat{\beta}_6(x)$	t值
0.8	0.395	-0.018	-0.154	-0.278	-2.732	0.074	1.853	-0.024	-1.140	-0.2771	-6.840	-0.009	-0.297
0.9	0.4445	-0.020	-0.179	-0.283	-2.791	0.069	1.754	-0.020	-0.994	-0.2806	-6.981	-0.009	-0.274
1	0.494	-0.023	-0.201	-0.287	-2.840	0.065	1.663	-0.017	-0.876	-0.2837	-7.101	-0.008	-0.2489
1.1	0.5434	-0.025	-0.218	-0.291	-2.881	0.062	1.584	-0.015	-0.782	-0.2865	-7.201	-0.007	-0.223
1.2	0.593	-0.026	-0.233	-0.294	-2.915	0.059	1.517	-0.013	-0.711	-0.2889	-7.283	-0.006	-0.199
1.3	0.642	-0.028	-0.245	-0.296	-2.944	0.057	1.459	-0.012	-0.658	-0.2909	-7.351	-0.006	-0.177
1.4	0.692	-0.029	-0.256	-0.299	-2.968	0.055	1.410	-0.011	-0.623	-0.2926	-7.406	-0.005	-0.156
1.5	0.741	-0.030	-0.264	-0.301	-2.990	0.053	1.369	-0.010	-0.602	-0.2940	-7.452	-0.004	-0.137

与参数估计的弹性曲线是一条水平的直线相比,不管是固定效应非参数面板模型还是随机效应非参数面板模型中,非参数估计对对本文数据的刻画都更为细致准确。对比表6和表8的结果不难发现,参数模型和非参数模型的估计结果的符号一致,反应出来的结论相同。与固定效应模型相比,随机效应模型微微高估了各因子弹性平均水平的绝对值,但这种高估会随着窗宽放大而缓解。

## 六、面板门槛模型视角下宏观变量间的影响关系

传统线性回归模型主要关注于对被解释变量与解释变量之间的线性关系进行说明,而对现实生活中的数据所建立的线性模型其线性关系并非一成不变,因此在前文建模过程的基础上,本部分进一步考虑建立门槛模型,以评估在不同增长率阶段中解释变量对被解释变量的影响程度。根据此前所建立的线性参数模型和非参数模型,重点考察在线性参数模型和非参数模型中均能够通过变量显著性检验的X2和X5变量的门槛效应。

### (一) 年份视角的考察

本部分首先分别以X2和X5作为重点考察变量,以年份作为门槛变量建模,以考察第三产业增速变量和能源消费增速变量在不同年份内对被解释变量的门槛效应。先以X2为重点考察变量建立门槛模型。

单一门槛模型的 $F$ 统计量为4.371,通过了5%的显著性水平检验,而双重门槛模型的 $F$ 统计量为2.035,无法通过5%的显著性水平检验,因此应对X2建立单一门槛模型,得出单一门槛模型门槛值的估计结果为1997,表10为门槛模型的相应估计结果,同时由软件估计结果可得模型在三段区间的 $R^2$ 分别为0.108、0.375和0.122,模型的 $F$ 值为9.19,在1%的显著性水平下模型整体显著。

估计结果显示,在1997年之前,第三产业增加值的增长率对于GDP与电力消费增长率差距的贡献为-0.577,而在1997年之后,这一数值降低为-0.280,说明在1997年之前,随着第三产业增加值增长率的增大,GDP与电力消费增长幅度差距的收敛程度远远大于1997年之后第三产业增加值增大所带来的收敛效果,与非参数面板回归结果吻合。

以X5作为重点考察变量,以年份作为后加门槛变量建立门槛模型。单一门槛模型检验 $P$ 值为0.270,双重门槛模型检验 $p$ 值为0.026,因此选择建立双重门槛模型。门槛值估计结果分别为1999和2009,并可得模型在三段区间的 $R^2$ 分别为0.126、0.377和0.140,模型的 $F$ 值为9.78,在1%的显著性水平下模型整体显著。

门槛模型的估计结果显示,在1999年之前能源消费量增长率对GDP与电力消费增速差距的贡献为-0.480,而在1999—2009年之间,这一贡献降为-0.251,2009年之后,这一贡献又回调至-0.437。

### (二) 人均GDP视角的考察

在完成上述建模过程之后本文进一步以X2和X5作为重点考察变量,以人均GDP增长率为门槛变量建模,以考察变量在不同人均GDP增长率中,第三产业增速和能源消费增速对被解释变量的门槛效应。其中人均GDP数值处理方法以消费者价格指数剔除了价格因素的人均GDP为基础计算出人均GDP在1996—2014年的年增长率,同时为保持数据处理方式的一致性,此处将增速数据取作相对上年数据的比值。经过处理所得人均GDP数据已经过单位根检验,检验结果证明数据序列平稳,可以参与门槛建模过程。

X2单一门槛模型的 $F$ 统计量为10.509,通过了5%显著性水平的检验;多重门槛检验 $F$ 统计

量为 3.353,无法通过 5% 显著性水平检验。得到模型在三段区间的  $R^2$  分别为 0.120、0.506 和 0.138,模型的  $F$  值为 10.33,在 1% 的显著性水平下模型整体显著。

估计结果显示,当人均 GDP 增长率由  $<1.069$  上升至  $>1.069$  时,第三产业增长率对于被解释变量的收敛效应也由  $-0.634$  降至  $-0.215$ ,当经济实现了较高水平的发展,第三产业也将逐渐走向良性循环,使服务业实现更快的发展,第三产业的收敛效应也相对于初级阶段大幅降低。

X5 单一门槛模型的  $F$  统计量为 10.023,多重门槛检验  $F$  统计量为 6.190,均通过了 5% 显著性水平的检验,计算结果可得门槛值估计结果为 1.115 和 1.124,并可得模型在三段区间的  $R^2$  分别为 0.139、0.327 和 0.145,模型的  $F$  值为 11.051,在 1% 的显著性水平下模型整体显著。

根据估计结果,发现在人均 GDP 增长率  $<1.115$  时,能源消费增长率对 GDP 与电力消费增长率差距的贡献率为  $-0.388$ ;而在人均 GDP 增长率在  $1.115 \sim 1.124$  之间时,这一贡献率升为正值,但这一参数值无法通过显著性检验,说明处在该发展阶段时,能源消费对 GDP 与电力消费增长率的差距可能有正向的拉动作用,但这一作用并不显著;而在人均 GDP 增长率  $>1.124$  后,能源消费增长率对 GDP 与电力消费增长率差距的贡献率回调至  $-0.247$ ,产生这一现象的主要原因可能是随着经济发展,产业结构转型不断深化,传统的粗放型、资源消耗型的工业生产方式逐渐被淘汰,广大工业企业的生产逐渐转向集约型、可持续性的生产方式,在同一单位能源消耗下能够产生更多产值,也正因为如此,能源消费增速对于被解释变量的收敛效应有所降低。

## 七、结论

基于抽选的 30 个省市面板数据,本文对 GDP 与电力消费、第二产业增速、第三产业增速、财政收入、货物流转增速、能效消费增速、固定资产投资增速等物理指标进行了多个角度的建模。文中所采用的四种模型在逻辑上为层层递进的关系,而由于模型性质的差异,本文主要采信了非参数模型和门槛模型的估计结果,因为前者能够假定经济变量之间的关系未知而对整个函数进行估计,后者则能够评估在不同阶段解释变量对被解释变量的影响效果。研究发现尽管 GDP 增速与大多物理指数存在逻辑上的关联性,但是由于两者变化幅度并不存在简单一致性,四个模型均未发现物理指数和 GDP 增速存在长期稳定关系,物理指数可在一定程度上作为 GDP 数据的说明、补充和完善,并可根据物理指数与 GDP 指数在方向上的偏离发现日常统计数据可能存在的逻辑矛盾进行检查纠正,切不可根据两者的变化幅度差异来简单否定统计数据。

从参数和非参数面板回归结果看,第三产业增速和整个省市能源消费增速可以解释 GDP 增速与电力消费增速之间的差距。说明第三产业增速不同、能源消耗增速水平不同的省市,GDP 增速与电力消费增速之间的差别也不同,不能因为不同省市电力消费增速低于 GDP 增速的比例不同而简单地否定 GDP 的准确性。理论上,全国 GDP 是各个省市 GDP 数值的总和,由于物理指数和 GDP 之间不存在简单的线性对应关系,所以在全国层面,物理指数与 GDP 指数之间也容易呈现某种不一致性。作为幅员辽阔的经济大国,南北方、东中西部、沿海与内地等不同禀赋的城市在发展过程中自然形成产业结构发展的差异,其能源消耗、物流周转需求和财政税收结构自然存在差异,GDP 增速与物理指数间增速可能存在一定的对应关系,但是数据表明差异也是历史常态。

门槛模型估计的结果验证了不论从年份还是从人均 GDP 的角度,GDP 增速与电力消费增速的差别与第三产业增速和能源消费增速之间的影响模式都是发生变化的。1997 年前后 GDP 增速、电力消费增速的差异与第三产业发展中的增速三者间的影响模式发生了改变。1999 年和 2009 年 GDP 增速、电力消费增速和能源消费增速三者间的影响模式发生了重大变化。在漫长的经济发展历程中,国家的技术水平和产业结构都在升级和进步,各物理指标对 GDP 发展的影响各有侧重,物

理指数和GDP指数增长呈现的关系也不相同。从人均GDP的角度,门槛模型也验证了GDP增速和物理指数在不同人均GDP水平之下,其影响模式也是不同的。

用GDP来衡量一个国家或地区的产出,是经济学界的重大创举,尽管受到过一些质疑,但不影响用GDP来评价各国经济权威性。物理性指标是GDP指标评价的重要参考和完善依据,但两者不是简单替代关系。我国的国民经济核算体系经历全面MPS体系到MPS体系和SNA体系并存,再到与国际接轨的全面SNA的《中国国民经济核算体系2002》和2016年第二季度采用SNA最新标准《国民账户体系2008》,GDP核算已经国际接轨并且获得了世界的认可。在1997年亚洲金融危机前后和2008年美国次贷危机引起的全球金融危机前后,我国的GDP增长数据和物理指标之间的变化都发生过较大偏离甚至是影响模式的转变,同样在新常态下,GDP数据与物理指数之间发生偏离同样也不能简单否定GDP的准确性。

### 参考文献

- [1] Thomas G. Rawski. What is happening to China's GDP statistics [J]. *China Economic Review*, 2001(12): 347-354.
- [2] 孟连,王小鲁. 对中国经济增长统计数据可信度的估计[J]. *经济研究* 2000(10): 3-13.
- [3] 任若恩. 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[J]. *经济学季刊* 2002(1): 37-51.
- [4] L. R. Klein, S. Ozmucur. 中国经济增长率估计[J]. *数量经济技术经济研究* 2002(8): 5-8.
- [5] 林伯强. 结构变化、效率改进与能源需求预测——以中国电力行业为例[J]. *经济研究* 2003(5): 57-65.
- [6] 吴巧生,陈亮,张炎涛等. 中国能源消费与GDP关系的再检验——基于省际面板数据的实证分析[J]. *数量经济技术经济研究* 2008(6): 27-40.
- [7] 周国富,连飞. 中国地区GDP数据质量评估——基于空间的经验分析[J]. *山西财经大学学报*, 2010(8): 17-23.
- [8] 刘洪,金林. 基于半参数模型的中国GDP数据准确性评估[J]. *统计研究* 2012(10): 99-104.
- [9] 许永洪,洪昕. 经济转型中宏观变量非一致性变化的成因探析[J]. *统计与决策* 2015(11): 122-125.
- [10] C. A. Sims. *Macroeconomics and Reality* [J]. *Econometrica*, 1980(1): 1-48.
- [11] H. Tong, K. Lim. *Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data* [J]. *Journal of the Royal Statistical Society Series B Methodological*, 1980, 42(3): 245-292.
- [12] S. M. Potter. *A Nonlinear Approach to US GNP* [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1995(2): 109-125.
- [13] Hansen B. E. *Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference* [J]. *Journal of Econometrics*, 1999(2): 345-368.
- [14] C. Hsiao. *Analysis of Panel Data* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2003: 20-34.
- [15] A. Ullah, N. Roy. *Handbook of Applied Economic Statistics* [M]. New York: Marcel Dekker, 1998.

### 作者简介

许永洪,男,2010年毕业于厦门大学经济学院,获经济学博士学位,现为厦门大学经济学院统计系副教授,计量经济学教育部重点实验室(厦门大学)和福建省统计科学重点实验室(厦门大学)研究员,福建省高等学校人文社会科学研究基地“厦门大学数据挖掘研究中心”副主任。研究方向为宏观经济统计分析、统计指数和房地产市场统计分析。

洪昕,女,2015年毕业于厦门大学经济学院统计系,获经济学硕士学位,现为厦门检验检疫局副局长科员。研究方向为宏观经济统计分析。

陈建伟,男,1999年毕业于香港中文大学,获统计学博士学位,现为华侨大学应用统计与大数据研究中心主任,美国圣地亚哥州立大学教授、博士生导师。研究方向为非参数、半参数回归分析及应用。

(责任编辑:倪立行)