

要素禀赋、内在约束与中国经济增长质量^{*}

何强

内容提要: 本文将经济增长质量界定为在一定生产要素禀赋以及资源环境、经济结构、收入结构约束下的经济增长效率。基于 Lucas 经济增长模型框架和随机边界异质面板生产模型, 本文对 1997 - 2011 年中国及各省域经济增长质量影响因素和经济增长质量走势进行了实证测评研究。结果表明, 2000 年以后中国经济增长质量走势显著趋缓; 劳动力和人力资本对经济增长的弹性比物质资本更大; 中国经济增长质量整体面临显著的内在约束; 不同区域之间的经济增长质量提升模式之间存在较大差异; 东中西三类区域之间的经济增长质量水平呈现出明显的阶梯状分布; 各省域人均 GDP 和经济增长质量指数之间基本正相关。

关键词: 要素禀赋; 内在约束; 经济增长质量; 随机边界异质面板模型

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 4565(2014) 01 - 0070 - 08

Endowments of Production Factors, Internal Constraints, and Quality of China's Economic Growth

He Qiang

Abstract: The quality of economic growth is defined as the efficiency of economic growth under the constraint of certain endowments of production factors, resources and environment condition, economic structure, and income structure in this paper. Through Lucas economic growth model and the heterogeneous stochastic frontier production model for panel data, the factors and trends of the quality of economic growth from 1997 to 2011 in China and its provinces are evaluated. The results show that the trend of China's economic growth quality has been significantly slowing since 2000. The elasticity of labor or human capital to economic growth is bigger than material capital. The overall quality of China's economic growth faces significant internal constraints. There is a big difference among different regions in the quality improvement model of economic growth. The quality of economic growth in the eastern, middle, western region of China shows clear ladder-like distribution. The relationship between GDP per capita and the index of economic growth quality is basically positive.

Key words: Endowments of Production Factors; Internal Constraints; Quality of Economic Growth; Heteroscedastic Stochastic Frontier Model for Panel Data

一、引言及文献述评

改革开放至今, 中国经济始终保持高速发展态势, GDP 年均增长率超过 9.5%, 比同期世界平均水平高出近 7 个百分点, 经济总量已位居全球第二, 综合国力显著提高, 民生福祉得到较大改善。但是, 长期粗放型的增长方式使得资本深化的边际报酬递减现象逐步显现, 资源环境承载压力逼近临界阈值, 经济结构和收入分配等领域也产生了一系列多米诺骨牌效应。紧迫的发展状况使得加快转变经济增长模式、提升经济增长质量, 迅速成为中国近些年宏观调

控的重心之一。

理论上讲, 经济增长不仅涵盖数量的要求, 而且具有质量的规定性, 是数量和质量的有机整体。经济增长质量测度是将经济增长质量问题由定性分析转向定量分析的必要基础。但相对于具有 200 多年历史、较为成熟的经济增长数量测度而言, 经济增长质量测度研究不仅起步较晚, 而且随着经济增长与人口、资源、环境等要素在广度与深度上的发展与交

^{*} 本文是全国统计科研计划重点项目“经济增长质量测评方法的国际比较研究及实证分析”(编号: 2011LX005) 的阶段性研究成果。

又,经济增长质量的内涵不断拓展与深化,使得对经济增长质量的测度研究呈现不同的特点。文献中,代表性的研究可以分为两大类:

第一类主要采用多指标综合评价或多元回归模型方法,将经济增长质量的内涵细分为若干维度(一般在3~7个之间),然后分别选取代表性指标,经过逐步加权或回归测度而得。Barro(2002)^[1]和Stiglitz et al(2009)^[2]等国外代表性文献认为,对经济增长质量的考察应立足民生福祉,具体包括物质生活水平、政治权利、受教育水平、预期寿命、健康状况以及收入差距等多个领域的指标,他们通过考察这些指标与经济增长之间的关联系数来分析经济增长质量。国内研究中,钞小静、任保平(2011)^[3],向书坚、郑瑞坤(2012)^[4]以及刘海英、张纯洪(2006)^[5]等代表性文献对经济增长质量内涵的界定与前述国外文献较为接近,他们选取反映经济增长的结构、效率、稳定性、可持续性、成果分配、资源环境成本等方面的指标,采用主成分分析、因子分析、熵值分析等方法计算经济质量指数,并据此测评中国不同时期和省域的经济增长质量。

第二类主要是在经典的经济增长理论框架基础上,通过计算全要素生产率(TFP)或增长效率的思路来测度经济增长质量。主要采用的方法包括两类:一是基于将总产值增长率减去资本、劳动力等生产要素贡献率之后所剩余额的索洛余值法,如World Bank(1997)^[6]、Kuijs and Wang(2006)^[7]以及张健华、王鹏(2012)^[8]等。该方法严格假定生产技术始终是有效的,计算出的全要素增长率中一部分为技术进步贡献,另一部分归为非技术进步影响,缺乏对广义技术进步率的深入分解,而且不同的生产函数设定容易导致不同的测算结果。二是基于效率分析的随机边界分析方法(SFA)和数据包络分析方法(DEA)。该类方法容许在经济增长中存在技术无效率。SFA以回归分析模型为基础,能够分析要素投入与随机因素对经济增长的影响,需要设定具体的经济增长函数和随机项的概率分布,属于参数分析方法。DEA隶属基于线性规划的非参数方法,它对经济增长函数设定的假设较少,但不能分析随机因素对增长过程的影响。文献中较多的一种做法是基于DEA理论,构造出反映实际产出或成本偏离其最优技术边界程度的Malmquist指数,它可用于

测度总生产效率及其子领域效率。这类方法的代表研究有Bosworth and Collins(2007)^[9],王志刚等(2006)^[10]以及王兵、颜鹏飞(2007)^[11]等。

整体上看,这两类思路在测度经济增长质量方面的差异主要体现在对经济增长质量内涵的界定、统计测度方法构造和影响变量的选取三方面。本文试图在融合这两类代表性思路的研究,把第一类研究中对影响经济增长质量的多元约束变量的选取思路和第二类研究中的增长效率测度思想充分结合起来。即认为所谓经济增长质量可以定义为在一定生产要素禀赋以及资源环境、经济结构、收入结构约束下的经济增长效率。在这种界定下,本文采用随机边界异质面板模型,在Lucas经济增长分析框架基础上,引入影响经济增长质量的关键因素,构造经济增长质量指数,对不同时期全国及其各省域经济增长质量进行分析。

本文的结构安排如下:第二部分将阐述随机边界异质面板模型的理论框架;第三部分将介绍相关变量指标的选取和数据来源;第四部分将对模型的实证估计结果进行分析;最后是本文的结论部分。

二、理论模型和参数设置

(一) 随机边界异质面板生产模型

根据Lucas(1988)^[12]经典的内生增长模型,包含人力资本贡献的生产函数可表示为:

$$Y = AK^\alpha (uhL)^{1-\alpha} h_a^\alpha \quad (1)$$

其中, Y 为总产出, K 为物质资本存量, u 为劳动者的工作时间比例(一般可以近似看做常数), h 是以教育水平衡量的劳动力平均质量, L 为劳动力数量, uhL 被定义为人力资本, h_a^α 反映人力资本的溢出效应; A 是常数项,表示初始技术水平。该生产函数具有资本 K 和人力资本 uhL 收益不变的特征,但当人力资本具有正的溢出效应时,该函数呈规模收益递增特征。

本文拟采用式(1)基本框架分析经济增长,但在整合等式中相关变量的基础上,使用更一般化的形式,认为影响经济增长的生产要素禀赋包括物质资本存量 K 、劳动力 L 和人力资本 H ,其余因素均作为常数处理,即可将区域 i 在第 t 期的最优经济增长规模表示为:

$$Y_{it}^* = f(K_{it}, L_{it}, H_{it}) \quad (2)$$

实践中,由于受到资源环境、经济结构和收入结构等因素的内在约束,区域最优经济增长水平很难达到,实际经济增长规模可以表示为:

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}, H_{it}) \exp(-\mu_{it}), \mu_{it} \geq 0 \quad (3)$$

式(3)中, $EQI_{it} = \exp(-\mu_{it})$ 是区域 i 特定的增长效率参数, μ_{it} 是增长非效率效应,决定增长效率的大小。当 $\mu_{it} = 0$ 时,区域 i 的经济增长达到最大效率;当 $\mu_{it} > 0$ 时,区域 i 的经济增长存在非效率。考虑到随机性冲击,实际观测到的增长水平由下式决定:

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}, H_{it}) \exp(v_{it} - \mu_{it}), \mu_{it} \geq 0 \quad (4)$$

式(4)为随机边界经济增长函数的基本形式(Wang, 2003)^[13],也是本文测度经济增长质量的主要分析框架基础。其中, v_{it} 为随机性因素,且 $v_{it} \sim iidN(0, \delta_v^2)$, $Cov(v_{it}, \mu_{it}) = 0$ 。 μ 通常的分布包括半正态分布、对数分布、截尾的正态分布或者 Gamma 分布等。这里,设定 μ 服从半正态分布,即 $\mu_{it} \sim N^+(\tilde{\omega}_{it}, \tilde{\sigma}_{it}^2)$, 且 μ_{it} 的异质性设定为:

$$\tilde{\omega}_{it} = \exp(b_0 + z'_{it}\delta) \quad (5)$$

$$\tilde{\sigma}_{it}^2 = \exp(b_1 + z'_{it}\gamma) \quad (6)$$

其中, b_0 和 b_1 均为常数项。需要指出的是,式(4)至式(6)构成了随机边界异质面板模型,可以通过该模型同时分析内在约束效应($\tilde{\omega}_{it}$)和不稳定性($\tilde{\sigma}_{it}^2$)的影响,也可以定量分析约束因素导致的经济增长效率损失,这是已有文献中基于线性回归分析无法实现的。

(二) 参数设定及变量说明

对于随机边界异质面板模型,一般采用极大似然法进行估计,构造如下的对数似然函数:

$$\ln M = -\frac{1}{2} \ln(\sigma_v^2 + \sigma_{it}^2) + \ln \left[\frac{\varphi(\varepsilon_{it} + \tilde{\omega}_{it})}{\sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_{it}^2}} \right] - \ln \left[\Phi\left(\frac{\omega_{it}}{\sigma_{it}}\right) \right] + \ln \left[\Phi\left(\frac{\tilde{\omega}_{it}}{\tilde{\sigma}_{it}}\right) \right] \quad (7)$$

$$\text{其中, } \tilde{\omega}_{it} = \frac{\sigma_v^2 \omega_{it} - \sigma_{it}^2 \varepsilon_{it}}{\sigma_v^2 + \sigma_{it}^2}, \tilde{\sigma}_{it} = \frac{\sigma_v^2 \sigma_{it}^2}{\sigma_v^2 + \sigma_{it}^2} \varphi(\cdot)$$

和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的密度函数和累积分布函数。本文使用 Stata 12.0 软件,采用最陡上升法和 Newton-Raphson 算法实施极大似然估计。

本文拟从两个方面来分析内在约束因素对经济增长效率的影响。其一,采用似然比检验进行定性分析。原假设为不存在约束,即 $H_0: \mu_{it} = 0$ 相应的备择假设为 $H_1: \mu_{it} \neq 0$ 。似然比统计量为 LR

$= -2 [L(H_0) - L(H_1)]$, 其中 $L(H_0)$ 和 $L(H_1)$ 分别为原假设和备择假设下的似然函数值。 LR 渐进地服从卡方分布,自由度为约束的个数。同时,也可以采用似然比检验来考察模型的异质性设定是否正确。其二,构造经济增长质量指数(EQI)进行定量分析。它表示区域的实际经济增长规模与最优增长规模的偏离程度,定义如下:

$$EQI_{it} = \frac{\exp[f(K_{it}, L_{it}, H_{it}) - \mu_{it}]}{\exp[f(K_{it}, L_{it}, H_{it})]} = \exp(-\mu_{it}) \quad (8)$$

显然, EQI_{it} 介于 0 和 1 之间。当 $EQI_{it} = 0$ 时 $\mu_{it} \rightarrow \infty$, 经济增长质量最低,该区域面临的经济增长约束最为严重;当 $EQI_{it} = 1$ 时 $\mu_{it} \rightarrow 0$, 经济增长质量最高,约束几乎不存在。采用极大似然估计获得模型的参数估计值后,可以进一步得到 EQI_{it} 的估计式:

$$EQI_{it} = E[\exp(-\mu_{it} | \varepsilon_{it} = \hat{\varepsilon}_{it})] = \exp(-\tilde{\omega}_{it} + 0.5\tilde{\sigma}_{it}^2) \frac{\Phi\left(\frac{\tilde{\omega}_{it}}{\tilde{\sigma}_{it}} - \tilde{\sigma}_{it}\right)}{\Phi\left(\frac{\tilde{\omega}_{it}}{\tilde{\sigma}_{it}}\right)} \quad (9)$$

式(9)中, $\tilde{\omega}_{it}$ 和 $\tilde{\sigma}_{it}$ 的定义同前,只是将所有参数都替换成其估计值。

三、实证研究方法与变量构造

根据第二部分提出的实证研究方法,本文构造如下计量模型:对应于等式(4)的要素禀赋自变量主要包括物质资本存量 K 、劳动力 L 和人力资本 H 。对应于等式(5)和式(6)的内在约束自变量 $Z_{it} = (EV, EN, ES, IC)$, 其中 EV 表示该区域的环境污染状况, EN 为能源消耗, ES 是经济结构, IC 表示收入差距。因变量经济增长规模 Y 采用 GDP 数据,其余各变量的具体含义和指标构成如下。

(一) 要素禀赋自变量

物质资本存量(K):按照永续盘存法计算,公式为: $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta_{it}) + IN_{it}$, 其中 δ 是折旧率(采用单豪杰(2008)^[14]等代表性文献中所取的 10.96%), IN 表示可比价新增固定资产投资。

劳动力(L):采用年度各区域就业人口数。

人力资本(H):参照联合国开发署发布的人文发展指数(Human Development Index, 简称 HDI)中对教育指数的算法,将成人识字率(权重为 2/3)和综合入学率(权重为 1/3)两个指标加权平均得

到。其中,成人识字率由1减去文盲率而得,综合教育水平根据区域小学、初中、高中、大专及以上学历人口的比重乘以相应的平均受教育年限,再除以16得到。

(二) 内在约束自变量

环境污染(EV):将工业废气排放量、工业废水排放量和工业固体废物排放量三者进行标准化后等权平均而得。

能源消耗(EN):采用单位GDP能源消耗量。

经济结构(ES):考虑到本文的实证分析是针对近15年进行的,而近些年信息经济对社会经济发展有显著的促进作用,因此这里不再选取文献中常用的非农产业产值占GDP比重或第三产业产值占GDP比重等指标,而采用由国家统计局统计科学研究所信息化统计评价研究组(2011)^[15]测算的信息化发展指数(IDI),该指数包含了第三产业增加值占GDP比重等产业结构指标以及部分代表性信息技术指标,主要侧重反映产业结构和技术结构^①。该指数曾被用于中国《国民经济和社会发展信息化“十一五”规划》。

收入差距(IC):经济增长的最终目的之一是提升民生福祉水平,如果居民收入差距过大,民生福祉必然会受到负面影响。考虑到文献中对反映中国及各省域收入差距的基尼系数争议较大,这里采用城镇居民可支配收入和农村居民人均纯收入的差距比例数据。

需要着重说明的是,根据王小鲁等(2009)^[16]等相关文献研究的成果,这4个内在约束变量对经济增长的影响可能为非线性,因此这里拟在约束变量集中引入这些变量的平方项,即完整的内在约束变量向量为 $Z_{it} = (EV, EN, ES, IC, EV^2, EN^2, ES^2, IC^2)$,实证分析过程中将根据拟合程度和经济意义对变量做取舍。此外,为了考虑变量间的弹性影响,本文对各变量均做对数化处理。实证分析的样本期为1997-2011年,省域样本包括中国内地31个省、市、自治区,数据来自《新中国60年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》。变量的统计特征如表1所示。

四、实证分析结果

(一) 随机边界异质面板模型估计结果

为了确保模型估计结果的客观性和稳定性,本

表1 各变量的统计特征数据表

变量名称	因变量	要素禀赋自变量				内在约束自变量			
	Y	K	L	H	EV	EN	ES	IC	
均值	7.230	7.490	7.401	4.318	0.174	-1.957	3.955	0.611	
标准差	0.993	1.269	0.936	0.129	1.106	0.472	0.291	0.360	
最小值	3.947	3.780	4.789	3.356	-4.573	-3.081	2.770	-0.512	
1/4分位数	6.858	6.690	6.934	4.281	-0.221	-2.322	3.826	0.378	
中位数	7.384	7.540	7.575	4.349	0.389	-1.983	3.980	0.617	
3/4分位数	7.903	8.393	8.161	4.388	0.892	-1.666	4.128	0.823	
最大值	8.911	10.177	8.777	4.496	2.321	-0.688	4.680	1.527	
观测值数	465	465	465	465	465	465	465	465	
截面数	31	31	31	31	31	31	31	31	

文在5种情形下对模型进行了估计。其中模型1是在对参数无任何约束的情况下得到的估计。模型2至模型5是在模型1的基础上,通过对参数施加各种约束得到的估计,也便于通过似然比统计量(LR)比较各种模型的优劣。其中,模型2假设环境污染等4个内在约束变量及其平方项对于各区域经济增长约束的不稳定性没有影响;模型3则假定这些约束因素对于经济增长约束本身没有影响,即 $\delta = 0$ 。模型4假设经济增长约束服从在零处截断的半正态分布。此外,这里还估计了最基本的经济增长模型(模型5),即经济增长总是由要素禀赋决定的。经过反复试验发现,相对比较良好的估计结果中4个内在约束变量的平方项只有收入差距被保留下来。完整的估计结果如表2所示。在同类研究中,本文的研究结果与王小鲁等(2009)^[16]比较接近。

根据表2,无论是约束方程还是非约束方程,物质资本存量、劳动力和人力资本都在1%的水平上显著,说明三者对于中国的经济增长规模具有重要的推动作用,其中相对于物质资本存量而言,劳动力和人力资本具有更高的弹性值,从而对于促进经济增长具有更显著的效果。另外,在实际估计过程中,这里还控制了时点效应,它们也都在多数情况下非常显著,从而暗示了中国的经济增长与时点密切相关。从5个模型的似然比检验来看,无论是将检验的原假设设定为“不存在约束”(对应于LR1),还是设定为“存在约束”(对应于LR2),最终的检验结果

① 本文认为,在研究农业社会结构时采用第一产业发展指标,研究工业社会结构时采用信息化发展指标,那么在研究向信息社会迅速过渡时采用信息化发展指标是较为合适的。并且,IDI有助于从产业和技术双重角度分析经济增长质量。

表2 随机边界异质面板模型的估计结果

	模型1: 无约束	模型2: $\gamma = 0$	模型3: $\delta = 0$	模型4: $\omega_{it} = 0$	模型5: $u_{it} = 0$
经济增长边界模型(略去年度控制效应)					
K	0.119 ^{***} (6.21)	0.145 ^{***} (8.20)	0.360 ^{***} (20.74)	0.276 ^{***} (16.71)	0.173 ^{***} (1695.94)
L	0.766 ^{***} (30.03)	0.741 ^{***} (30.21)	0.558 ^{***} (31.56)	0.637 ^{***} (32.30)	0.614 ^{***} (2530.63)
H	1.300 ^{***} (6.58)	0.558 ^{***} (4.04)	1.630 ^{***} (20.62)	1.781 ^{***} (13.61)	2.057 ^{***} (3411.16)
截距项	-2.870 ^{***} (-3.08)	0.459 (0.69)	-5.517 ^{***} (-20.03)	-6.518 ^{***} (-12.48)	—
经济增长约束					
EV	-0.017 (-0.71)	-0.018 (-0.89)			
EN	-0.032 (-1.48)	-0.016 (-0.67)			
ES	-1.811 ^{***} (-16.91)	-1.800 ^{***} (-15.84)			
IC	0.242 ^{***} (3.28)	0.264 ^{***} (3.50)			
IC平方项	-0.149 ^{***} (-2.69)	-0.159 ^{***} (-2.67)			
截距项	8.016 ^{***} (17.13)	8.107 ^{***} (16.49)	0.720 ^{***} (17.38)		
经济增长不稳定性					
EV	-0.312 ^{***} (-2.66)		0.130 [*] (1.84)	0.105 (0.53)	
EN	-0.044 (-0.16)		0.286 [*] (1.78)	-0.163 (-0.56)	
ES	-1.965 ^{***} (-3.42)		-0.957 ^{***} (-2.92)	-3.584 ^{***} (-5.88)	
IC	0.045 (0.06)		-1.109 [*] (-1.94)	2.041 [*] (1.70)	
IC平方项	-0.295 (-0.44)		0.159 (0.37)	-1.468 (-1.57)	
截距项	4.157 ^{**} (2.01)	-3.273 ^{***} (-13.43)	2.383 [*] (1.72)	10.149 ^{***} (4.44)	
模型对比检验					
LR1	543.16	484.59	287.73	297.17	—
p值	0.000	0.000	0.000	0.000	—
LR2	—	58.57	255.44	245.99	543.16
p值	—	0.000	0.000	0.000	0.000

注:***, **和* 分别表示在1%、5%和10%水平显著,括号内为t值。

LR1和LR2分别为相应模型针对模型5和模型1进行似然比检验得到的卡方值。

都表明随机边界异质面板模型优于其他4个模型。这表明经济增长内在约束及其不稳定性对于中国的经济增长质量具有显著影响。因此,下面主要针对模型1的估计结果进行分析。

模型1中经济增长内在约束和经济增长不稳定性两部分的变量估计参数,均为效率视角下经济增

长质量参数的组成部分,且前者反映的是样本期间各变量对经济增长质量约束本身的影响,后者则反映各变量对经济增长质量约束不确定性的影响。该模型中各变量相应内在约束与不稳定性估计参数的具体特征及解释如下:

1. 环境污染。该变量的系数在经济增长内在约束方程中为负值,但低于5%的显著性水平;而在经济增长不稳定性方程中为负值,且在1%水平上显著。前者表明环境污染状况对于缓解经济增长约束并没有显著作用,后者表明该变量可以在一定程度上平滑经济增长的不稳定性。因此,通过宏观调控政策,持续降低生态环境污染水平,对于稳定经济增长有重要的意义。

2. 能源消耗。该变量的系数在经济增长内在约束方程和经济增长不稳定性方程中均为负值,且均低于5%的显著性水平,但在经济增长内在约束方程中的显著性比较接近于10%的显著性水平。近些年,中国政府加大了对能源消耗的控制力度,甚至对能耗阈值进行明确规定,比如“十二五”规划明确要求,全国单位GDP能耗到2015年要比2010年降低16%。这使得能源消耗对缓解经济增长约束的重要性日益凸显,但是估计结果显示这种状况对经济增长稳定性目前却仍没有显示出重要的作用,其趋势至多只是弱稳定性的,这为未来能源政策实施留下了较大的空间。

3. 经济结构。该变量的系数在经济增长内在约束方程和经济增长不稳定性方程中均为负值,且在1%、5%和10%的水平上均显著。这表明,加大经济结构转型对于缓解经济增长约束与稳定经济增长幅度均有重要作用。事实上,近些年来,中国积极推动产业优化升级,尤其是推动战略性新兴产业发展,从政策、资金、法规等方面支持服务业新业态和新型产业发展,稳步推进经济发展由主要依靠物质资源消耗向创新驱动转变,使得我国自主创新能力得到增强,信息技术产业发展对经济增长的贡献率得到提高,经济结构调整成效逐步显现。

4. 收入差距。该变量及其平方项的系数在经济增长内在约束方程中,在1%、5%和10%的水平上均显著,且前者为正值,后者为负值;该变量及其平方项的系数在经济增长不稳定性方程中却均不显著。这表明,收入差距虽然对稳定经济增长的作用机制并不突出,但当收入差距超过一定阈值之后,就

会对经济增长形成显著的约束。事实上,过大的收入差距已经对经济增长形成了较为突出的桎梏。国家统计局公布的数据显示,全国基尼系数自 2003 年至今一直稳定在 0.47 以上,其中“十五”期末为 0.485,“十一五”期末为 0.481,2011 年为 0.477。按照国际一般标准,基尼系数超过 0.4 就表示收入差距已经较大。因此,加大收入分配改革,合理缩小收入差距,对提升中国经济增长质量尤其重要。

(二) 区域差异分析

中国经济的一个显著特征表现为区域发展不平衡,在本文以经济增长约束为研究导向的随机边界异质模型中,这一现象是否意味着不同区域之间面临的约束存在显著差异需要严格的实证检验。为此,这里把样本按照地区特征分为东中西三类^①,并分别对每一类进行了异质性随机边界估计,结果如表 3 所示。由于模型控制了时点因素,且样本容量不够大,因此对有些参数的估计并不非常理想,不过我们还是能从其中观察到三类区域之间经济增长约束之间的大体差异。

首先,从要素禀赋角度看,人力资本在三类区域的经济增长规模中都起到显著的促进作用,但是在作用强度上,其中以东部地区的作用最强,弹性值达到了 21.81;中部次之,弹性值为 8.36;西部最低,不足 1,这种结果与三类区域的教育科技发展水平密切相关。劳动力在三类区域的经济增长规模中也都起到显著的促进作用,但是在作用强度上,以东部地区的作用最强,弹性值达到了 0.931;西部次之,弹性值为 0.545;中部最低,不足 0.4。相比之下,三类区域劳动力的作用强度要显著低于人力资本。在物质资本方面,东部和西部地区的估计结果表明物质资本对其经济增长有显著的促进作用,但中部地区的作用结果却不明显,这从一个侧面印证了文献中常提到的“中部塌陷”观点。

其次,从经济增长内在约束方程来看,东部和中部地区所受的约束不明显,经济增长内在约束主要体现在西部地区,说明西部地区仍然面临着较为严重的发展瓶颈。自 2000 年国务院部署实施西部大开发战略以来,社会经济发展成效整体显著,民生福祉得到较大提升。但是,西部地区生态环境改善的基础仍然不够牢固,人为破坏的因素陡增,信息化基础设施建设薄弱,城乡二元差距明显,产业链条较短,加工深度和综合利用程度较低,万元 GDP 能耗平均高

表 3 随机边界异质面板模型区域差异估计结果

	西部	中部	东部
经济增长边界模型(略去年度控制效应和截距项)			
K	0.167*** (8.95)	0.023 (0.24)	0.497*** (5.11)
L	0.545*** (18.68)	0.388*** (4.43)	0.931*** (9.30)
H	0.918*** (4.59)	8.358*** (80.74)	21.814*** (61.56)
经济增长约束			
EV	-0.206*** (-7.07)	-0.047 (-0.98)	0.141 (1.39)
EN	-0.055* (-1.81)	-0.130** (-2.54)	-0.027 (-0.36)
ES	-0.541** (-2.05)	-1.279*** (-18.92)	-4.706*** (-11.03)
IC	0.453*** (6.60)	-0.102 (-0.73)	0.022 (0.15)
IC 平方项	-0.205*** (-3.43)	0.110 (1.33)	0.027 (0.21)
截距项	13.538*** (20.07)	—	-15.446*** (-7.93)
经济增长不稳定性			
EV	2.015*** (2.99)	-3.891*** (-7.81)	0.973*** (6.99)
EN	-3.318*** (-2.64)	-2.308*** (-3.61)	-0.004 (-0.01)
ES	-3.040* (-1.75)	-1.907* (-1.82)	-3.763*** (-6.56)
IC	22.917* (1.80)	1.010 (0.59)	7.478** (2.36)
IC 平方项	-15.194* (-1.86)	-0.449 (-0.35)	-4.598** (-2.33)
截距项	-8.625 (-0.84)	1.491 (0.32)	11.109*** (3.28)

注:***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平显著, 括号内为 t 值。

出全国水平 50% 以上。因此,加强生态环境保护,降低能源消耗水平,推进经济结构优化升级,将收入差距控制在合理范围之内,都能够缓解西部地区的经济增长约束,提高经济增长的质量和效益。

最后,从经济增长不稳定性方程来看,环境污染增大了西部和东部地区经济增长的不稳定性,中部地区相反;能源消耗有助于平缓西部和中部地区经济增长的不稳定性,东部地区不明显;经济结构优化升级对平缓三个地区经济增长的不稳定性有显著作

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南共 11 个省;中部地区包括河南、湖北、湖南、安徽、山西、黑龙江、江西、吉林共 8 个省;西部地区包括陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、重庆、广西、内蒙古、四川、贵州、云南、西藏共 12 个省。

用;较大的收入差距会增强西部和东部地区经济增长的不稳定性,只有控制到一定阈值之内,才会对平缓经济增长起作用,中部地区的情况与之类似,但是在统计意义上并不足够显著。

(三) 经济增长质量指数走势分析

在识别要素禀赋与内在约束因素对经济增长的影响之后,根据式(9)的设定,这里进一步考察各省域 1997-2011 年基于效率分析的经济增长质量指数特征。通过直方图以及统计检验可以发现,整体 465 个经济增长质量指数的分布呈现出接近正态分布的特征。大部分省域的经济增长质量指数介于 0.7~0.9 之间,说明各省面临的经济增长约束使得该区域的实际增长水平比最优水平低了 10%~30%,因此还存在较大的增长潜能,从而为各种政策提供可操作的空间。此外,各省域经济增长质量指数之间的整体变异系数约为 12%^①,表明各地区之间的经济增长质量差异存在进一步协调发展的潜力。

从东中西三类区域及全国整体的经济增长质量指数对比来看(见图 1),1997-2011 年,三类地区和全国整体的经济增长质量均逐步提升,但东部地区的经济增长质量始终高于中部和西部地区,中部地区的经济增长质量也基本上始终高于西部地区(1997-1999 年两者比较接近),而且中部和西部地区的经济增长质量都一直低于全国平均水平。这种态势与三类区域的人均 GDP 平均发展水平走势完全吻合。从图 1 还可以看出,1997-2000 年三类地区和全国整体的经济增长质量指数的平均增速显著高于 2001-2011 年^②,也即是说 2000 年是中国经济增长质量走势的重要分水岭。

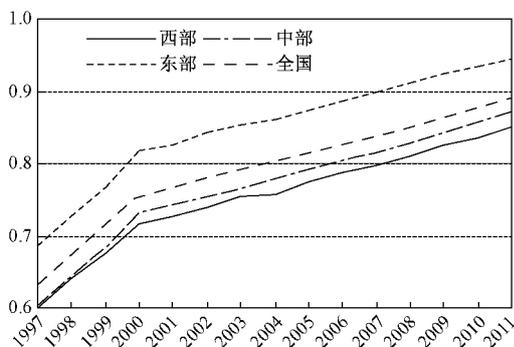


图 1 不同区域经济增长质量指数 (EQI) 走势对比图

具体到每个样本年份而言,以人均 GDP 衡量的经济增长数量攀升与经济增长质量提高之间均存在较大的相关关系。这里仅以 2011 年为例,基于局部

加权散点光滑估计的非参数估计方法对两者进行回归分析。该非参数估计方法对两者之间的关系模型假定为:

$y_i = m(EQI_i) + \varepsilon_i$ 其中 y_i 表示人均 GDP, $\varepsilon_i \sim iid(0, \delta_\varepsilon^2)$ $m(\cdot)$ 为 tricubic 核函数。该估计使用可变带宽 $h_{0,k}$ (由变量 EQI 每个观测值到其附近 k 个观测值的距离所决定),并对较大的残差给予较小的权重,其优点是对于包含极端值的估计更加稳健,而且缓解了在两端估计不准的边界问题。从回归结果可以看出,2011 年各省域人均 GDP 和经济增长质量指数 (EQI) 之间的关系近似成线性。其中,北京、上海、天津的经济增长质量指数领先于其他省,贵州、甘肃和西藏位于各省之后,而同年人均 GDP 最高的分别为天津、上海和北京,最低的 3 个省份为甘肃、云南和贵州,西藏排在倒数第 4 位。

五、结论

本文在 Lucas 经典的经济增长理论框架基础上,将影响中国经济增长质量的因素分为要素禀赋和内在约束两个部分。基于随机边界异质面板模型,本文使用 1997-2011 年中国 31 个省域的样本数据,首先实证分析了要素禀赋和内在约束中各变量对经济增长的影响程度,以及各种内在约束变量对经济增长约束和经济增长稳定性的作用机制特点,然后构造了经济增长质量指数对不同区域的发展状况进行了对比分析。主要结论如下:

首先,物质资本、劳动力和人力资本积累在样本期间对中国经济增长发挥了重要作用,而且劳动力和人力资本的增长弹性更大。这表明中国近些年正在逐步扭转长期以来以物质资本积累为主要经济增长动力的局面,要素禀赋结构得到优化。

其次,中国经济增长质量面临显著的内在约束。降低能源消耗水平,推动产业结构和技术结构优化升级,合理缩小收入差距有利于缓解经济增长约束,而控制生态环境污染和推动经济结构优化升级则有助于平滑经济增长的稳定性。

再次,不同区域的经济增长模式之间存在较大差异。东部地区在要素禀赋的作用强度上均领先于

① 通过各省经济增长质量指数的标准差除以均值得到。
 ② 造成这种现象的一部分原因是由于 2000 年之后各区域的经济增长质量指数本身较高,导致其增速相对变小。

中部和西部地区。中部地区的人力资本作用强度超过西部地区,但不及西部地区的劳动力作用强度,而且中部地区的物质资本作用强度较弱。相对于东部和中部地区,西部地区所受的经济增长内在约束更加明显。三类地区经济增长不稳定性因素各异。

最后,中国经济增长质量仍有较大的提升空间。2000年以后中国经济增长质量走势显著趋缓。东中西三类区域之间呈现出明显的阶梯状分布,中部和西部地区的经济增长质量一直低于全国平均水平。各省域人均GDP与经济增长质量指数之间基本正相关。

参考文献

- [1] Barro, Robert J., Quantity and Quality of Economic Growth [DB/OL], Working Papers from Central Bank of Chile, 2002.
- [2] Stiglitz, Joseph, Sen, Amartya, and Fitoussi Jean-Paul. Mismeasuring Our Lives: Why GDP Doesn't Add Up [M]. New York: The New Press, 2009.
- [3] 钞小静,任保平. 中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析[J]. 经济研究, 2011(4): 26-40.
- [4] 向书坚,郑瑞坤. 增长质量、阶段特征与经济转型的关联度[J]. 改革, 2012(1): 33-40.
- [5] 刘海英,张纯洪. 中国经济增长质量提高和规模扩张的非一致性实证研究[J]. 经济科学, 2006(2): 13-22.
- [6] World Bank, China 2020: Development Challenges in the New Century [M]. Washington D. C.: The World Bank, 1997.
- [7] Kuijs, L. and Wang, T., China's Pattern of Growth: Moving to Sustainability and Reducing Inequality [J]. China and the World Economy, 2006, 14(1): 1-14.
- [8] 张健华,王鹏. 中国全要素生产率:基于分省份资本折旧率的再估计[J]. 管理世界, 2012(10): 18-30.
- [9] Bosworth, B. and Collins, Susan M., Accounting for Growth: Comparing China and India [DB/OL], NBER Working Paper 12943, 2007.
- [10] 王志刚,龚六堂,陈玉宇. 地区间生产效率与全要素生产率增长率分解(1978-2003) [J]. 中国社会科学, 2006(2): 55-66.
- [11] 王兵,颜鹏飞. 技术效率、技术进步与东亚经济增长[J]. 经济研究, 2007(5): 91-103.
- [12] Lucas, R. E., On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988(22): 3-42.
- [13] Wang, H. - J., A Stochastic Frontier Analysis of Financing Constraints on Investment: The Case of Financial Liberalization in Taiwan [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2003, 21(3): 406-419.
- [14] 单豪杰. 中国资本存量K的再估算:1952-2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10): 17-31.
- [15] 国家统计局统计科研究所信息化统计评价研究组. 信息化发展指数优化研究报告[J]. 管理世界, 2011(12): 1-11.
- [16] 王小鲁,樊纲,刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性[J]. 经济研究, 2009(1): 4-16.

作者简介

何强,男,1981年生,河南郸城人,2010年毕业于中央财经大学,获经济学博士学位,现为北京大学经济学院博士后,国家统计局统计科学研究所副研究员。研究方向为福利测度与宏观经济统计。

(责任编辑:程晔)

《统计研究》“作者简介”要求

作者简介用小五号楷体按以下顺序排版:

作者姓名,性别,年龄或出生年份(可缺省),籍贯,××年毕业于××校,获××专业××学位,现为××单位××职称(或职务),主要兼职(限2项),在读学校和在读学位,研究方向为××。

例1:张三,男,45岁,河北省人,1990年毕业于中国人民大学经济学院,获经济学博士学位,现为科技部科技促进发展研究中心研究员,中国科技大学特邀教授,博士生导师。研究方向为科技信息管理与分析。

例2:李四,女,河南洛阳市人,1985年毕业于北京大学经济学院,获经济学硕士学位,现为北京图书馆馆员,北京大学经济学院在读博士。研究方向为经济统计分析。