

文章编号: 1000-5862(2017)02-0193-06

# 我国中部地区潜在经济增长率的测算及其影响因素研究

陶长琪, 徐志琴

(江西财经大学统计学院, 江西省经济预测与决策研究中心, 江西 南昌 330013)

**摘要:** 运用生产函数法对我国中部6省的潜在经济增长率进行了测算, 并从产业结构、人口结构和城乡结构3个视角出发, 运用中部6省2001—2014年的面板数据模型对潜在经济增长的影响因素进行了实证分析。结论显示: 2001—2014年间我国中部地区各省份实际经济增长率均低于其潜在经济增长率, 且近年来潜在经济增长率呈持续下降趋势; 产业结构合理化能够促进潜在经济增长, 而产业结构高级化不利于其增长; 劳动年龄人口份额增加能够显著促进潜在经济增长, 而人口抚养比上升不利于其增长; 城市化率提高有利于潜在经济增长, 而城乡收入差距增大不利于其增长, 但这种不利影响尚不显著。

**关键词:** 中部地区; 潜在经济增长率; 测算; 影响因素

**中图分类号:** F 224.0 **文献标志码:** A **DOI:** 10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2017.02.16

## 0 引言

潜在经济增长率是宏观经济学中的重要概念, 对于制定经济发展目标具有重要的指导意义。随着近年来我国经济增速放缓, 经济步入“新常态”的中高速发展阶段, 当前我国经济下行是结构性改革的必经过程, 还是有效需求不足的后果? 对潜在经济增长率的测算可以对我国经济增速变化给出合理的解释, 从而有针对性地进行结构性改革。

关于潜在经济增长率的测算, 常用的方法有单变量时间序列分解法、多变量状态空间模型法和生产函数法。单变量时间序列分解法将实际GDP波动中的趋势成分作为潜在产出, 该方法简单易行, 但是缺乏经济理论基础<sup>[1]</sup>。多变量状态空间模型法是通过引入奥肯定律和菲利普斯曲线, 建立系统方程组联合估计潜在产出<sup>[2]</sup>, 需要假定不可观测变量服从随机过程, 具有很大的主观性。生产函数法是通过估算总量生产函数得到全要素生产率, 运用滤波分解得到潜在全要素生产率和潜在就业, 进而估计潜在产出<sup>[3]</sup>; 该方法具有明确的经济理论基础, 能够包含解释潜在经济增长率的主要影响因素。黄梅波等<sup>[4]</sup>比较了3种方法估计潜在产出的结果, 最终认为利用生产函数法的估算结果优于统计趋势分解的方法。T. Proietti等<sup>[5]</sup>认为生产函数法体现了潜在产出的供给面特

征, 能够降低潜在产出估计的不确定性。

关于潜在经济增长影响因素的研究, 管晓明<sup>[6]</sup>认为劳动、资本投入和全要素生产率通过生产函数, 从供给层面对我国潜在经济增长率产生影响, 同时产业结构升级、劳动供求变化、城市化步伐加快等结构变动因素也会对潜在增长率产生影响。袁富华<sup>[7]</sup>认为, 产业结构由工业为主导到服务业为主导的变化, 会导致长期经济增长中的“结构性减速”。陆旸等<sup>[8]</sup>认为人口结构变化可以通过直接和间接的效应影响潜在增长率。Fan Shenggen等<sup>[9]</sup>通过在传统索洛增长模型中加入结构转变来分析中国高速经济增长的来源, 实证结果表明这种结构变化通过将资源从低生产率部门配置到高生产率部门而对经济快速增长产生了显著影响。

通过上述文献梳理发现, 生产函数法因具备较多的优势而被广泛应用于潜在产出的测算。此外, 学者们认为要素结构、产业结构、人口结构和城市化等因素会对潜在经济增长产生不同程度的影响, 这些为本文的研究奠定了基础。但是, 现有文献大多只对我国整体潜在增长率进行了测算, 对具体某个地区的测算研究较少。对潜在经济增长影响因素的研究还只停留在理论和统计分析层面。本文的研究贡献在于: 1) 利用生产函数法对我国中部地区各省份潜在经济增长率进行测算, 为中部地区制定发展政策提供参考; 2) 基于结构变化视角, 构建面板模型分

收稿日期: 2016-11-20

基金项目: 国家社会科学基金重大招标课题(15ZDC021)和江西省经济社会发展基地智库课题(2016037)资助项目。

作者简介: 陶长琪(1967-), 男, 江西临川人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事数量经济学研究。E-mail: tcq\_822@163.com

析潜在经济增长的结构影响因素,为我国中部地区实现结构转型提供理论指导。

## 1 中部 6 省潜在经济增长率的测算

### 1.1 潜在经济增长率测算的生产函数法

生产函数法是测算潜在经济增长率的最常用方法,其最大优点是建立在增长理论上,不是简单依赖于变量间的统计关系,而是全面考虑了要素和技术进步等对经济增长的贡献,充分体现了潜在产出在供给方面的特征,成为各经济组织和学术机构广泛使用的方法。乔红芳<sup>[10]</sup>基于生产要素合理配置的视角,采用生产函数法对我国潜在产出进行了测算。郭晗等<sup>[11]</sup>构建了结构型时变弹性生产函数,将劳动、资本投入以及人力资本结构纳入经济增长分析框架,估算了我国潜在经济增长率的变化。但是 G. Chow 等<sup>[12]</sup>认为,过度增加变量会带来模型设定不规范、增加测度误差等问题,反而导致估计准确度下降。因此,运用经典的 Cobb-Douglas 生产函数对潜在产出进行合理地估计。具体形式为

$$Y = Ae^{bt} K^{\alpha} L^{\beta} \quad (1)$$

其中  $Y$  为实际产出,  $K$  为资本投入,  $L$  为劳动力投入,  $A$  为生产的技术进步程度,也称为全要素生产率,参数  $b$  表示技术进步速率。对(1)式两边取对数得

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L + bt \quad (2)$$

一般地,对具有一定规模且较为成熟的经济体而言,规模报酬不变的假定是合理的,即  $\alpha + \beta = 1$ 。郭庆旺等<sup>[13]</sup>、黄梅波等<sup>[4]</sup>在利用生产函数进行估计时也假设了规模报酬不变。因此,为计算方便,本文在测算潜在产出过程中同样采用这一假设。同时为避免资本和劳动力存在较强的相关性而导致严重的多重共线性问题,取劳均产出和劳均资本进行回归,经变换得到回归模型:

$$\ln(y/l) = \ln A + \alpha \ln(k/l) + bt \quad (3)$$

其中  $\ln(y/l) = \ln Y - \ln L$ ,  $\ln(k/l) = \ln K - \ln L$ 。通过估计模型(3),可以得到资本产出弹性  $\alpha$  和劳动产出弹性  $(1 - \alpha)$ 。运用下式计算全要素生产率:

$$A_t = Y_t / (K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha}) \quad (4)$$

对于各期潜在产出的估算,首先需要确定资本、劳动力和全要素生产率的潜在水平。对于潜在资本存量,文献[3]认为总的资本存量就代表了资本的潜在投入水平,不需要进行趋势调整。对于潜在就业水平,谢保高等<sup>[14]</sup>运用 HP 滤波方法对就业人数进行趋势调整,得到潜在就业序列,为计算方便,采用

该方法。同时对全要素生产率也采用 HP 滤波法进行调整。最后将 3 者代入

$$Y_t^* = A_t^* K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha} \quad (5)$$

可以得到各期的潜在产出,进而可以计算潜在产出增长率。

### 1.2 数据来源及处理

对于实际产出,运用各省份 1978—2014 年的地区生产总值指数,将 1978—2014 年各省名义 GDP 换算成以 1978 年为不变价的实际 GDP。数据来源于各省统计年鉴。

与大多数研究相同,劳动力要素以从业人员代替劳动力存量。对于各省历年从业人员数据,各类资料差异较大,以各省历年统计年鉴的数据为准,结合其他年鉴数据进行确定。

对于资本存量,普遍采用的是永续盘存法,但由于当年投资、投资价格指数、折旧率和基年资本存量这 4 个关键变量的选取方式不同,导致资本存量的测算结果差异很大。本文用固定资本形成总额代替当年投资,基年资本存量用沈利生<sup>[15]</sup>测算的 1978 年不变价的全国资本存量,根据 GDP 占比分解得到各省市 1978 年不变价的资本存量。关于折旧率的计算,大部分学者假定各省具有同样的折旧率,这种假定显然很难满足。本文运用张健华等<sup>[16]</sup>的测算结果,对各省份分阶段采用不同的折旧率。对于投资价格指数,由于我国从 1995 年开始才公布了固定资产投资价格指数,且部分省份缺失 1995 年的数据,根据叶宗裕<sup>[17]</sup>的结论,大多数省份的固定资本形成总额平减指数与 GDP 平减指数很接近。因此 1995 年之前使用 GDP 平减指数代替投资价格平减指数,1996 年开始用固定资产投资价格指数计算投资价格平减指数。数据来源于各省统计年鉴和《1952—1995 年中国国内生产总值核算历史资料》。

### 1.3 潜在经济增长率的测算

由于变量序列较长,可能存在非平稳性导致伪回归。对变量进行单位根检验,结果表明变量均是同阶单整序列,满足协整检验条件。根据协整检验发现,回归变量间存在协整关系。进而运用 Hausman 检验发现随机效应模型优于固定效应模型。由于生产函数差异主要源于经济发展水平的差异,因此选用个体随机效应模型。在得到回归模型之后,检验发现回归结果存在异方差和 1 阶自相关,这将导致回归存在较大偏差。因此运用 FGLS 方法进行估计,得到最终结果如表 1 所示。各变量均通过显著性检验且符合经济含义,回归结果比较理想。

表 1 生产函数回归结果

$\ln(y)$	系数	标准差	$z$	$P > z$	95% 的置信区间
$\ln(kl)$	0.488	0.009	54.910	0.000	[0.471 0.505]
$t$	0.037	0.001	43.140	0.000	[0.036 0.039]
常数	-1.741	0.021	-83.360	0.000	[-1.782 -1.700]

在得到生产函数的具体形式后,由(4)式得到各省全要素生产率,运用 HP 滤波法得到潜在全要素生产率和潜在就业。在 HP 滤波过程中,将平滑因子定为 25。最后由(5)式计算得到各省潜在产出水平。进一步计算各省潜在产出增长率,部分结果见表

2。同时,为了证明测算结果的准确性,运用 HP 滤波法对潜在经济增长率进行测算,以江西省为例,得出实际经济增长率与 2 种方法测算得到的潜在经济增长率的时序图(见图 1)。

表 2 我国中部 6 省实际经济和潜在经济增长率

省份	2001—2014		2001—2007		2008—2011		2012—2014	
	$G_Y$	$G_{Y^*}$	$G_Y$	$G_{Y^*}$	$G_Y$	$G_{Y^*}$	$G_Y$	$G_{Y^*}$
山西省	11.431	11.452	13.614	12.738	10.200	11.346	7.980	8.592
安徽省	11.738	11.951	11.267	11.354	13.430	13.081	10.580	11.840
江西省	11.959	12.066	11.973	12.213	13.215	12.634	10.250	10.965
河南省	11.537	11.641	12.294	11.991	11.858	12.462	9.343	9.730
湖北省	11.812	12.159	11.269	11.530	13.875	13.395	10.330	11.980
湖南省	11.790	12.041	11.317	11.466	13.760	13.524	10.267	11.407
中部平均	11.711	11.885	11.956	11.882	12.723	12.740	9.792	10.752

注:  $G_Y$  代表实际经济增长率,  $G_{Y^*}$  代表潜在经济增长率。

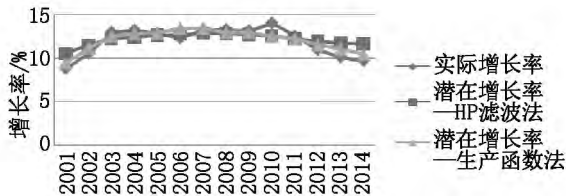


图 1 江西省实际经济和潜在经济增长率时序图

从图 1 可以看到 2 种方法测算得到的潜在经济增长率走势基本一致,且与实际增长率的走势相吻合,但是在一头一尾的波动幅度存在较大差异。B. Marianne 等<sup>[18]</sup>认为 HP 滤波法在处理样本尾部数据时会产生较大误差,而生产函数法不存在对尾部数据估计效果差的顾虑,因此本文中生产函数法测算的结果比较准确。

从表 2 中的结果可以看到 2001—2014 年我国中部 6 省实际经济增长率年平均值都低于潜在经济增长率。这说明这十几年中部 6 省未能充分发挥经济增长的潜力,资源没有得到有效利用。2012—2014 年各省潜在经济增长率年平均值达到历史最低,相比 2008—2011 年下降很多,且从图 1 可知这种下降趋势没有反转的迹象,潜在经济增长率的下降导致实际经济增长率的下降。从图 1 中还可以看到,实际增长率围绕潜在增长率上下波动,潜在增长率与实际增长率的变动方向基本一致,这说明潜在经济增长率是实际经济增长率的保证。

2 潜在经济增长影响因素的实证分析

由前文分析知,我国经济潜在增长是实际增长

的保证。随着近年来我国经济增速整体下滑,有必要对潜在经济增长的影响因素进行研究,从而找到经济增长的持续发展动力。本部分将构建计量模型,得出各种结构转换因素对潜在经济增长的影响机制。

2.1 变量说明和模型设定

在潜在经济增长率的计算过程中发现,资本、劳动力和全要素生产率是潜在经济增长的长期内部影响因素。而从经济系统的外部结构因素来看,产业结构、人口结构、城乡二元结构的调整等将对潜在经济增长产生重要影响。

产业结构升级通过资源在不同部门的配置而对潜在产出带来影响,包括产业结构合理度和产业结构高级度。产业结构合理度体现了产业间的聚合质量,产业结构高级度反映了产业结构升级的水平<sup>[19]</sup>。产业结构合理度用泰勒指数衡量,其计算公式为

$$T_L = \sum_{i=1}^3 \left( \frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left( \frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right),$$

其中  $Y$ 、 $Y_i$ 、 $L$ 、 $L_i$  分别为总产值、3 次产业增加值、总就业人数、3 次产业就业人数。当  $T_L = 0$  时,经济处于均衡状态;  $T_L$  的绝对值越大,产业结构与均衡状态的偏离程度越大,产业结构越不合理。产业结构高级度用夹角余弦的方法,其计算公式为

$T_S = \theta_1 + \theta_2$ ,  $\theta_1 = \pi - u_2 - u_3$ ,  $\theta_2 = \pi/2 - \sigma_2$ , 其中  $\theta_1$  为第 1 产业向第 2 产业、第 3 产业的转移效应,  $\theta_2$  为第 2 产业向第 3 产业的转移效应。

人口结构通过直接或间接作用于资本和劳动力供给,进而影响潜在经济增长。劳动年龄人口减少将直接导致潜在就业减少,人口抚养比上升将导致储

蓄率下降,进而资本形成率降低影响潜在增长率.本文以劳动年龄人口和人口抚养比衡量人口结构.

城乡结构转换是城乡分割的 2 元结构向 1 元结构的转变.人口向城市迁移能够促进人力资本和知识积累,从而有利于经济增长.但在我国城乡结构调整中,城乡收入差距是城市化形成中的主要矛盾,其增大可能影响潜在产出<sup>[20]</sup>.本文用城镇人口占总人口比例衡量城市化水平,用城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比衡量城乡收入差距.

潜在经济增长与资本、劳动力和全要素生产率密切相关.以劳均资本和技术水平作为控制变量,其中技术水平用 R&D 经费占 GDP 比例来衡量.

相关的因变量、考察变量和控制变量的符号表示和计算方法如表 3 所示.基于以上所选择的变量,构建面板模型分析结构因素对潜在产出增长的影响:

$$\ln Y_{it}^* = \beta_1 \ln T_{Lit} + \beta_2 \ln T_{Sit} + \beta_3 \ln L_{STit} + \beta_4 \ln F_{Yit} + \beta_5 \ln U_{Rit} + \beta_6 \ln D_{ISit} + \beta_7 \ln K_{Lit} + \beta_8 \ln J_{Sit} + \varepsilon_{it}.$$

表 3 变量名称及数学表达

变量类型	变量名称	变量符号	变量表达式
因变量	潜在产出	$Y_{it}$	
	产业结构合理度	$T_{Lit}$	泰勒指数
	产业结构高级度	$T_{Sit}$	夹角余弦法
	劳动年龄人口	$L_{STit}$	15~64 岁人口数量
考察变量	人口抚养比	$F_{Yit}$	少儿抚养比与老年抚养比之和
	城市化率	$U_{Rit}$	城镇人口占总人口比例
	城乡收入差距	$D_{ISit}$	城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比
控制变量	劳均资本	$K_{Lit}$	资本存量与劳动力之比
	技术水平	$J_{Sit}$	R&D 经费占 GDP 比例

表 4 潜在经济增长影响因素的回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
$\ln T_S$	-5.243*** (-6.777)	-5.969*** (-8.195)	-2.870*** (-3.765)	-5.974*** (-8.126)	-7.805*** (-8.563)
$\ln T_L$	-0.294*** (-2.977)	-0.276*** (-3.163)	-0.449*** (-5.004)	-0.279*** (-2.640)	-0.253*** (-2.412)
$\ln L_{ST}$		4.172*** (3.582)	4.572*** (4.657)	4.156*** (3.450)	6.559*** (4.415)
$\ln F_Y$		-0.873*** (-4.579)	-0.733*** (-4.672)	-0.873*** (-4.570)	-0.939*** (-3.909)
$\ln U_R$			-2.952*** (-6.559)		1.418*** (5.044)
$\ln D_{IS}$			-0.033 (-0.087)	-0.023 (-0.050)	-0.257 (-0.482)
$\ln K_L$	0.372*** (4.207)	0.269*** (3.375)	0.829*** (7.295)	0.271*** (2.926)	
$\ln J_S$	0.716*** (5.093)	0.647*** (5.233)	1.188*** (8.998)	0.646*** (5.102)	
常数	11.346*** (17.623)	-2.514 (-0.528)	3.133 (0.761)	-2.582 (-0.522)	-14.708** (-2.520)
N(样本数)	84	84	84	84	84

注: 括号内为各系数所对应的  $t$  统计量,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1% 和 5% 水平上变量显著.

## 2.2 实证分析

根据 2001—2014 年中部 6 省的相关指标,数据均来自于 2002—2015 年《中国统计年鉴》、《各省统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》,运用 STATA 软件得到回归结果.估计过程中需要考虑解释变量的内生性、序列相关性、随机误差项的异方差性等问题.对于内生性问题,由于模型中不存在因变量的滞后 1 期作为解释变量,且潜在经济增长对产业结构、人口结构和城乡结构的影响较小,即自变量与因变量之间存在因果关系的可能性较小,因此变量的内生性问题不会很严重.考虑到广义矩估计法(GMM)解决变量内生性问题时需要运用大量的工具变量,而本文的样本数据较少,使用该方法将损失较多自由度,会造成结果的较大误差,因此不处理变量的内生性问题.为了消除异方差、自相关和截面相关的影响,运用 FGLS 方法进行估计.同时为了避免变量间存在严重的多重共线性导致回归结果失真,借用逐步回归的思想,逐个加入相关变量,回归结果如表 4 所示.

从表 4 的结果可以看到,在模型(3)中加入城乡结构之后,其他变量的回归系数变动很大,且城市化率对潜在产出的影响在统计学意义上显著为负,与预期不符.查找原因,发现城市化率与 2 个控制变量存在很强的相关性,导致模型存在严重的多重共线性,因此剔除城市化率这个变量进行回归得到模型(4)的结果.通过模型(1)、(2)和(4)的比较可以看到,回归系数和显著性都没有太大变化,这说明回归结果比较稳定,其能够真实反映变量对潜在产出的影响.进一步剔除变量得到模型(5)的结果,发现城市化率的确对潜在产出具有显著的促进作用.

对模型的稳健性进行讨论。吴敬琏<sup>[21]</sup>认为,产业结构升级的一个重要特征是产业结构服务化,其对应的一个典型事实是第3产业增长率快于第2产业增长率。因此,运用第3产业与第2产业产值之比来代替产业结构高级化指标,重新估计上述5个模型,为节省篇幅,表5只展示了对应模型(4)的回归结果。对比发现,替换产业结构高级化指标之后,对其他解释变量的系数符号和显著性基本没有影响,这说明回归结果比较可靠,具有一定的稳健性。

实证结果表明产业结构高级化和产业结构合理化对潜在产出的影响系数均为负值。这说明产业结构越合理越有利于潜在经济增长。而产业结构高级化并没有带动生产率增长。究其原因可能是我国中部地区在实现由工业化向服务化转型过程中,所引入的服务行业生产率相对工业行业生产率较低,从而导致产业结构升级不利于潜在经济增长。

表5 替换变量后潜在经济增长影响因素的回归结果

变量	系数	标准差	z	$P > z$	95% 的置信区间
$\ln T_S$	-1.277	0.185	-6.910	0.000	[-1.639, -0.915]
$\ln T_L$	-0.351	0.115	-3.070	0.002	[-0.576, -0.127]
$\ln L_{ST}$	3.938	1.291	3.050	0.002	[1.408, 6.468]
$\ln F_Y$	-0.824	0.205	-4.030	0.000	[-1.225, -0.423]
$\ln D_{IS}$	-0.169	0.490	-0.340	0.731	[-1.128, 0.791]
$\ln K_L$	0.177	0.103	1.720	0.085	[-0.025, 0.380]
$\ln J_S$	0.602	0.135	4.460	0.000	[0.337, 0.866]
常数	-5.740	5.525	-1.040	0.299	[-16.569, 5.089]

劳动年龄人口对潜在产出的回归系数显著为正而人口抚养比系数显著为负。这说明劳动年龄人口对潜在产出存在显著的促进作用,而人口抚养比的增加不利于潜在经济增长,这与预期相符。劳动年龄人口增加有利于增加潜在就业带动潜在产出增长。而人口抚养比的提高会降低储蓄率,导致资本形成率下降,不利于潜在经济增长。

城市化率对潜在经济增长有显著的正向影响,而城乡收入差距对潜在经济增长的影响为负但不显著。城市化进程加快带动城市基础设施建设、引发产业转型升级、增加就业,同时带动消费升级对经济增长产生持续地影响。城乡收入差距对潜在产出影响为负但不显著,这说明城乡收入差距导致低收入者降低消费需求、减少人力资本投资进而制约劳动力质量提高,从而影响潜在产出增长的效应尚未体现,但是其对潜在产出的不利影响需长期跟踪考察。

### 3 结论与建议

本文在对我国中部6省潜在经济增长率进行测算的基础上,构建面板模型探讨了产业结构、人口结构和城乡结构3种结构转变对潜在经济增长的作用

机制,得出如下结论:

1) 2001—2014年我国中部6省实际经济增长率年平均均值均低于潜在经济增长率,经济增长的潜力未得到充分发挥。近年来潜在经济增长率持续下降,且将继续这种下降趋势;

2) 3种结构因素对潜在产出增长率均有不同程度的影响。产业结构合理化、劳动年龄人口和城市化率对潜在经济增长有显著地正向影响,而产业结构高级化、人口抚养比、城乡收入差距不利于潜在经济增长,但城乡收入差距对潜在产出的不利影响还不太显著。

针对以上得到的结论,对我国中部地区发展提出几点政策建议:

1) 切实制定经济增长目标。一味地追求经济增长,而忽视“结构性减速”带来的潜在经济增速放缓,导致实际经济增长大于潜在经济增长,最终将造成经济过热、通货膨胀加剧的不利后果,应该根据各省潜在经济增长率变化趋势,动态制定经济增长目标;

2) 选择产业结构变迁的正确路径。准确把握产业结构合理化和产业结构高级化的关系,在推动产业结构升级过程中,注重产业之间的协调配合,推动产业结构的合理化变迁。在产业结构由工业化向服务化转型过程中,应重视对目标行业发展前景、发展优势的考察;

3) 努力实现人口“二次红利”。积极推进城镇化建设,加大对教育和从业者技能培训的投入,重点提升农村劳动力的受教育水平,实现人口的“二次红利”,积极推动新型城镇化建设,提振消费,拉动就业,通过城乡结构转换改善生产分工提升交易效率。

### 4 参考文献

- [1] Norden S V. Why is it so hard to measure the current output gap? [J]. *Macroeconomics*, 1999, 17(1): 28-36.
- [2] Blanchard O J, Quah D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances [J]. *The American Economic Review*, 1989, 79(4): 655-673.
- [3] Congressional Budget Office. CBO's method for estimating potential output: an update [R]. Washington D C: The Congress of the United States, 2001.
- [4] 黄梅波, 吕朝凤. 中国潜在产出的估计与“自然率假说”的检验 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2010(7): 3-20.
- [5] Proietti T, Musso A, Westermann T. Estimating potential output and the output gap for the euro area: a model-based production function approach [J]. *Empirical Economics*, 2007, 33(1): 85-113.
- [6] 管晓明. 结构转型与中国潜在增长率变动分析 [J]. *金融理论与实践*, 2014(4): 35-41.

- [7] 袁富华. 长期经济增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”: 一种解释 [J]. 经济研究 2012(3): 127-140.
- [8] 陆旸 蔡昉. 人口结构变化对潜在增长率的影响: 中国和日本比较 [J]. 世界经济 2014(1): 3-29.
- [9] Fan Shenggen, Zhang Xiaobo, Robinson S. Structural change and economic growth in China [J]. Review of Development Economics 2003, 7(3): 360-377.
- [10] 乔红芳 沈利生. 要素合理配置视角下中国潜在产出测算 [J]. 宏观经济研究 2015(12): 38-50.
- [11] 郭晗 任保平. 结构变动、要素产出弹性与中国潜在经济增长率 [J]. 数量经济技术经济研究 2014(12): 72-84.
- [12] Chow G, Li K. China's economic growth: 1952—2010 [J]. Economic Development and Cultural Change 2002, 51(1): 247-256.
- [13] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国潜在产出与产出缺口的估算 [J]. 经济研究 2004(5): 31-39.
- [14] 谢保嵩 雷进贤. 基于生产函数法的中国潜在产出及经济增长前景研究 [J]. 金融监管研究 2013(12): 53-76.
- [15] 沈利生. 重估中国的资本存量 1952—2012 [J]. 吉林大学社会科学学报 2015(7): 122-133.
- [16] 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.
- [17] 叶宗裕. 中国省际资本存量估算 [J]. 统计研究 2010(12): 65-71.
- [18] Marianne B, King R G. Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series [J]. Review of Economics and Statistics 1999(4): 575-593.
- [19] 习羿晖 陶长琪. 金融集聚视角下金融发展对产业结构优化的影响研究 [J]. 江西师范大学学报: 自然科学版 2016, 40(3): 245-250.
- [20] 钞小静 沈坤荣. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长 [J]. 经济研究 2014(6): 30-42.
- [21] 吴敬琏. 中国增长模式抉择 [M]. 增订版. 上海: 上海远东出版社 2008.

## The Estimating and Influencing Factors of Potential Economic Growth Rate in the Central Region of China

TAO Changqi, XU Zhiqin

(School of Statistics, Jiangxi Economic Forecasting and Decision-Making Research Center,  
Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi 330013)

**Abstract:** With the production function method, the six provinces' potential economic growth rate in the central region of China are estimated. It reveals that the potential economic growth rate of the six provinces is higher than the real growth rate in 2001 and 2014, and it showed a continuous downward trend. And then a panel data model is established to measure the impact of factors on the potential economic growth rate from the structure perspective, using the data from 2001 to 2014. The results show that industrial structure reasonable can promote economic growth potential, but the structure senior not, the increase in the working-age population can significantly promote the potential economic growth while the increase in population dependency ratio has an adverse effect, the increase of urbanization rate is beneficial to the potential growth, but the increase of urban-rural income gap is not conducive to its growth, but the adverse effect is not significant.

**Key words:** the central region; potential economic growth rate; estimating; influencing factors

(责任编辑: 曾剑锋)